

中国长期潜在增长率的实时测算及其下行风险来源甄别

刘达禹, 徐 斌, 张竞文

(吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘 要:当前,中国经济增长复苏势头偏弱,呈现均值下移与波动上升的新特征。经济增长走势的非规则化使实时动态监测的意义相对弱化,而长期潜在增长率等趋势变量的变化则日益受到关注。基于此,文章从计量原理出发,系统阐释了各类长期潜在增长率估算方法的优劣,构建计量评价体系以遴选最优测度方法,并运用在险分布模型识别了长期潜在增长率的尾部风险来源。研究发现:第一,使用 H-P 滤波、带通滤波和小波分析测算长期潜在增长率均存在较大误差,最大经验偏差幅度高达 2—5 个百分点。第二,遴选长期潜在增长率测算方法的关键在于权衡经济预测能力、经济因果识别能力和计量稳定性,其中,只要预测能力权重不超过 0.8,4(2) 型奇异谱分解便是最优选择。第三,长效需求不足是近期长期潜在增长率下行的主导因素,但其整体水平仍处于合理区间。这表明经济弱复苏态势仍需时间缓解,也印证了中国经济仍具备坚实的中高速增长潜力,经济稳中向好的基本态势并未改变。

关键词:长期潜在增长率;奇异谱分解;计量评价;经济下行风险

中图分类号:F224.0 文献标识码:A 文章编号:1001-9952(2025)03-0004-16

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20240614.101

一、引 言

2020 年以来,中国经济增长的中高速运行态势受到显著冲击,短期内呈现频繁波动和非规则变化的特征。2020 年第一季度,受全球公共卫生事件影响,中国实际 GDP 增速骤降至-6.9%;2021 年第一季度,受前期基数效应影响,实际 GDP 增速反弹至 18.3%,但这一回升趋势未能持续;2022 年第二季度,实际 GDP 同比增速再度大幅回落,一度接近“零线”水平。这些典型事实表明,经济增长的不确定性显著增加,仅通过观察经济增速的表象已难以准确判断未来经济增长的演变趋势。因此,要准确把握未来经济增长的方向,必须对长期潜在增长率进行精确测度和深入分析。一方面,在经济不确定性显著增加的背景下,长期潜在增长率是判断经济增长趋势的核心依据(刘达禹等, 2022);另一方面,长期潜在增长率是与国家长期发展战略规划相匹配的关键经济指标(中国社会科学院经济研究所和《中国经济报告(2020)》总报告组, 2020)。准确

收稿日期:2024-03-01

基金项目:中国博士后科学基金特别资助项目(2024T170338);中国博士后科学基金面上项目(2024M751074);中央高校基本科研业务费专项资金(2022-JCXK-36)

作者简介:刘达禹(1988—),男,吉林长春人,吉林大学数量经济研究中心教授,博士生导师;

徐 斌(1998—)(通讯作者),男,天津人,吉林大学数量经济中心博士研究生;

张竞文(2000—),女,吉林省吉林市人,吉林大学数量经济研究中心硕士研究生。

测定长期潜在增长率不仅关系到未来一段时期内如何确保经济运行在合理区间,还直接影响“十四五”规划的顺利实施和“2035年远景目标”的达成。

而长期潜在增长率作为一个不可直接观测的变量,其测算依赖于人为构建的方法模型,这导致学术界对其研究仍处于百家争鸣的状态。目前,关于长期潜在增长率的争议主要集中在两个方面:一是概念界定问题,即究竟何种经济增长率能够准确反映长期潜在增长率的内涵;二是测算方法问题,即在众多测算方法中,何种方法能够更加精准地度量长期潜在增长率。

在概念界定上,凯恩斯学派最初将长期潜在增长率界定为与稳态通货膨胀水平相匹配的理想产出增速。由于理想产出增速缺乏现实可操作性,新凯恩斯主义在理性预期和价格粘性理论的基础上对其进行了修正,将不存在名义粘性且价格水平保持相对稳定时的产出增速定义为长期潜在增长率(Smets 和 Wouter, 2007)。而由于现实中名义粘性难以精确度量,这一概念下的长期潜在增长率同样面临测算难题。随着研究的深入,长期潜在增长率的概念不断拓展。学者们逐渐认识到,长期潜在增长率的意义不仅在于描述一种理想化的经济状态,更重要的是为经济发展提供一个合理、可实现且可持续的增长锚(蔡昉, 2013)。长期潜在增长率反映了经济增长的长期趋势性变化,其本质是经济增长潜能的自发性实现(刘达禹等, 2022)。这一定义目前得到广泛认可,其主要优势体现在以下三个方面:第一,它描述的并非理想状态,而是经济运行的常态表现和内在规律;第二,它可作为目标锚,用于评估经济增长率的实际执行情况;第三,它能够揭示经济增长的趋势特征和动力机制,为预测长期经济风险、优化要素结构以及制定宏观经济政策提供重要依据。

在测算方法上,滤波法是估计长期潜在增长率(基于第三类定义)最为广泛使用的方法。常用的滤波方法包括 H-P 滤波(Hodrick 和 Prescott, 1997)、B-K 滤波(Baxter 和 King, 1999)、C-F 滤波(Christiano 和 Fitzgerald, 2003)以及小波分析(Scacciavillani 和 Swagel, 2002)等。近年来,有研究发现奇异谱分解技术在分离时间序列趋势方面具有显著的精度优势(范丽伟等, 2023),但该方法尚未被应用于长期潜在增长率的测算研究中。

滤波法因其操作简便而得到广泛应用,但其局限性同样显著,主要体现在以下三个方面:第一,模型估计结果对参数设定高度敏感。例如,王俏茹等(2019)的研究表明,在使用 H-P 滤波时,当权重因子分别取 100 和 6.25 时,长期潜在增长率的测量偏差可达 2 个百分点。第二,模型估计结果缺乏可比性。不同滤波方法的建模机理存在显著差异,如带通滤波基于频率分离信号,而小波分析则基于谱叠加原理进行趋势测算,这些方法的结果通常难以直接比较。第三,样本区间依赖性。即使采用相同的测算方法,更换样本区间也可能导致测算结果不一致,这一现象在频域滤波(如 B-K 滤波和 C-F 滤波)中尤为突出(Champagne 等, 2018)。可见,长期潜在增长率的测度面临两大挑战:一是如何从测算原理的角度识别各类滤波法的核心误差来源,并量化实际应用中的偏差幅度,这直接关系到测算结果的准确性;二是如何构建一套客观的评价体系,实现不同方法之间的性能对比,从而遴选最优滤波器。部分文献开展了初步探索,例如,郑挺国等(2012)基于实时菲利普斯曲线选取了最优产出缺口,陈婉莹等(2022)则通过更换样本长度评估了不同滤波法的稳定性。这些研究启发我们思考:既然计量稳定性和预测能力是评价滤波器性能的重要依据,是否可以通过构建综合评价体系来系统评判各类滤波器的优劣?这是本文拟开展的第一项研究工作。

就长期潜在增长率的应用价值而言,其测算的核心目标在于预测未来经济增长的演化方向。而当前经济复苏面临复杂局面,三个方面的因素将对长期潜在增长率产生深远影响:一是需求收缩(刘金东等, 2022; 刘达禹等, 2024);二是金融市场低迷(张晓晶和刘磊, 2020);三是由

地缘冲突、美联储加息等重大外部随机事件所引发的不确定性冲击(邓创等, 2022)。这些内外条件的变化是影响未来经济走向的关键因素。同时, 任何条件的变化都可能改变长期潜在增长率, 这意味着对长期潜在增长率的测算不应局限于点估计, 合理测算其分布状态并识别下行风险来源显得尤为重要。为此, 本文拟开展的第二项工作是: 结合 Adrian 等(2019)提出的在险分布模型, 测算中国长期潜在增长率的分布状态, 以期对宏观经济的左侧尾部风险进行溯源分析。

本文以长期潜在增长率的测度为研究起点, 构建了一套计量评价体系, 系统比较了各类滤波方法的测算性能, 从而获取最符合中国实际的长期潜在增长率测度结果。在此基础上, 本文基于最优长期潜在增长率构建在险分布模型, 分别引入需求收缩风险、金融风险与外部不确定性, 甄别长期潜在增长率的风险来源, 厘清当前经济增长趋势变动的驱动因素。本文的研究贡献主要体现在: 第一, 详细分析了常用滤波方法的弊端, 并从经验视角展示了各类方法的测量误差, 为后续研究更精准地估计长期潜在增长率提供了重要参考; 第二, 将奇异谱分解技术应用于长期潜在增长率的测算, 从理论和实证两个层面证明了其在测算长期潜在增长率中的优越性; 第三, 提出了基于应用导向的计量评价理念, 为遴选适宜的长期潜在增长率测度方法提供了科学依据; 第四, 基于在险分布模型实现了长期潜在增长率风险来源的识别, 证实了长效需求不足是当前长期潜在增长率下行的主要成因, 同时肯定了长期潜在增长率仍处于合理区间, 未来经济增长有很大概率向中高速水平回归。

二、长期潜在增长率的测量误差来源与经验误差展示

本文将从计量原理和经验特征两个维度比较各类滤波法下的长期潜在增长率。为了保持一致性, 本文将样本期统一设定为 2002 年第一季度至 2023 年第四季度。

(一)H-P 滤波

H-P 滤波的核心在于通过优化方法分离时间序列中的趋势成分与周期成分, 其最优化问题可由式(1)表示。

$$\min_{y_t^*, t=1, \dots, T} \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2 \right\} \quad (1)$$

其中, $y_t = \ln Y_t$, $y_t^* = \ln Y_t^*$ 。① $\sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2$ 用于度量趋势成分 y_t^* 对原始序列的拟合程度, 最小化该项的目的是使趋势成分尽可能接近原始序列; $\lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2$ 则用于度量趋势成分的平滑程度, 最小化该项旨在将原始序列中的短期非规则扰动从趋势成分中分离, 从而更清晰地展现趋势属性。参数 λ 为权重因子, 用于衡量平滑属性相对于拟合属性的重要性。由于周期成分 c_t 与趋势成分的二阶差分 $\Delta^2 y_t^*$ 服从独立同分布(Hodrick 和 Prescott, 1997), 对参数 λ 求导可得, 当 $\sqrt{\lambda} = c_t / \Delta^2 y_t^*$ 时, 式(1)取极小值。② 基于此, 每一期的潜在产出和产出缺口可由式(2)和式(3)表示, 其中 L 表示滞后算子, 长期潜在增长率利用 $g_t^* = (Y_t^* - Y_{t-1}^*) / Y_{t-1}^* \approx \ln(Y_t^* / Y_{t-1}^*) = y_t^* - y_{t-1}^*$ 计算。

$$y_t^* = \left[1 + \lambda(1 - L^2)^2(1 - L^{-1})^2 \right]^{-1} y_t \quad (2)$$

$$c_t = \frac{\lambda(1 - L^2)^2(1 - L^{-1})^2}{1 + \lambda(1 - L^2)^2(1 - L^{-1})^2} y_t \quad (3)$$

① 使用实际产出序列的自然对数进行 H-P 滤波计算的原因在于, 对数变换能减少数据波动较大所导致的误差(Hodrick 和 Prescott, 1997)。

② 根据对数变换的性质, $\Delta^2 y_t^* = [\ln(Y_t^*) - \ln(Y_{t-1}^*)] - [\ln(Y_{t-1}^*) - \ln(Y_{t-2}^*)] = \ln(Y_t^* / Y_{t-1}^*) - \ln(Y_{t-1}^* / Y_{t-2}^*) = g_t^* - g_{t-1}^*$, 表明 $\Delta^2 y_t^*$ 是相邻两期潜在增长率之差。由于潜在增长率不可直接观测, 通常使用 $g_t - g_{t-1}$ (即相邻两期实际经济增长率之差)作为其近似替代。

由式(2)可知,平滑参数 λ 的选择会直接影响潜在产出水平的测算结果,这也是H-P滤波测量误差的主要来源。图1展示了H-P滤波下产出缺口(实际经济增长率与潜在增长率之差)与长期潜在增长率的测算结果,其中H-P滤波参数 λ 分别设定为1 600和9.5。^①从中可以看出,当 λ 取9.5时,分离过程更注重潜在产出对实际产出的拟合,导致经济周期波动被明显低估,同时长期潜在增长率的波动性显著增加;而当 λ 取1 600时,长期潜在增长率更加平滑,趋势属性更加突出,但这可能在一定程度上放大经济周期波动。从总体误差来看,两种参数设定下长期潜在增长率序列的平均差距约为0.7%,属于可接受范围;而从局部误差来看,在2006—2009年和2016—2022年两个时段,两种参数设定下的计算误差均超过1.5个百分点,尤其是在2021年第一季度,两者差距高达2.4%。对于长期潜在增长率的测算,这一误差不可忽视。

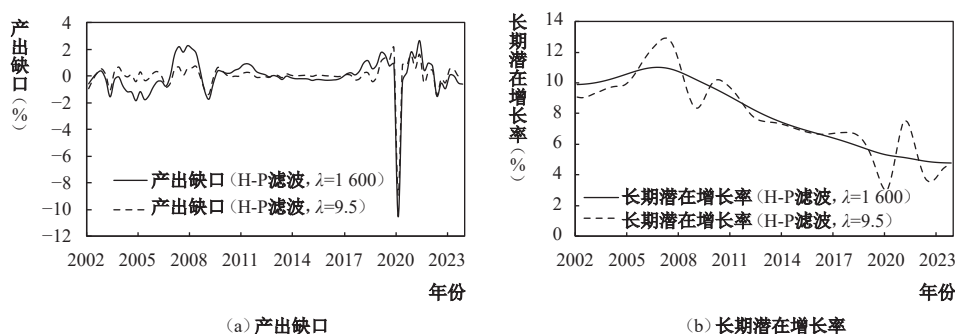


图1 H-P滤波测度结果

(二)带通滤波

带通滤波主要包括B-K滤波和C-F滤波。其中,B-K滤波的原理如下:

$$y_t^* = \sum_{j=-K}^K a_j y_{t-j} \quad (4)$$

其中, K 表示最大滞后长度。式(4)表明,若选择一个最大滞后长度为 K 的移动平均过程,测算结果将损失 $2K$ 个值。需要指出的是,参数 K 并无最优值,需在周期长度完整性与滤波精度之间进行权衡。类似地,C-F滤波同样是一个加权移动平均过程:

$$y_t^* = \sum_{j=-f}^p \hat{a}_j^{p,f} y_{t-j} \quad (5)$$

其中, $f=T-t$, $p=t-1$ 。C-F滤波与B-K滤波的核心区别在于其舍弃了“对称”和“固定”的假设。在分解过程中, p 和 f 会随时间变化而动态调整,这意味着在每个时点 t 都使用了不同频率的滤波器。这种处理方式的优势在于减少了样本始末端的数据损失,从而保证了分解结果的完整性。而其弊端也由此产生,主要源自三个方面:第一,带通频率设定误差。该误差主要由初始设定的带通频率所决定,当初始带通频率设定不同时,滤波器提取的成分将产生差异,这是一种全局性误差。第二,样本始末端误差。由于样本始末端的加权计算不完整,带通滤波在样本始末端通常会出现偏差,这类误差属于局部误差。第三,极端异常值误差。这由三角函数的基本性质所决定,B-K滤波和C-F滤波对极端异常值比较敏感,可能导致局部估计结果出现锯齿状或大幅波动的偏差。

^① 根据 $\sqrt{\lambda} = c_t / \Delta^2 y_t^*$ 并结合2002年第一季度至2023年第四季度的中国实际GDP增长率数据(剔除5%的离群样本点),计算得到平滑参数 $\lambda=9.5$ 。

图 2 展示了带通滤波的测算结果。其中, $BP(p, q)$ 表示在截断点为 K 的条件下(这里 K 取 4 表示 1 年), 带通滤波允许通过持续时长为 p 到 q 的产出缺口。从中可以看出, 当选择不同的 (p, q) 组合时, B-K 滤波器会产生一定的样本始末端误差, 但偏差幅度较小, 从序列数值特征来看约为 0.5 个百分点, 属于可接受范围; C-F 滤波器则可能引发全局性误差, 但其影响比较有限。长期潜在增长率的估计结果显示, 两类滤波方法在 2020 年后的测算结果均存在较大波动。以 2021 年第一季度为例, B-K(4, 32) 型滤波的测算结果为 9.5%, 而 B-K(6, 36) 型滤波的测算结果约为 11%, 两者差距达 1.5 个百分点; C-F(4, 32) 型滤波与 C-F(6, 32) 型滤波的测算结果差距甚至超过 2 个百分点。这表明极端异常值误差是带通滤波的核心误差来源。

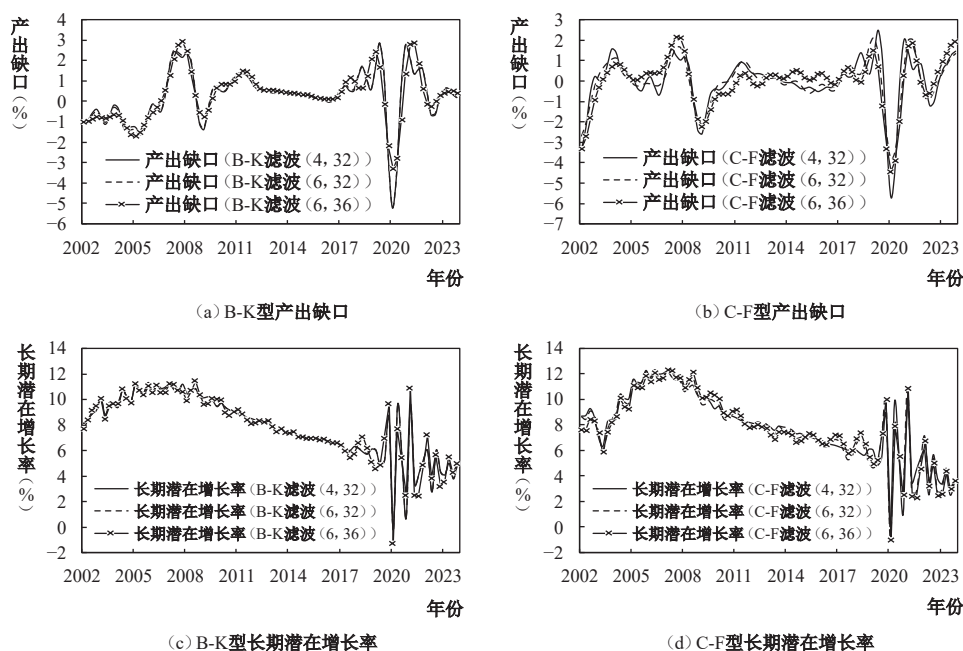


图 2 带通滤波测度结果

(三) 小波降噪法

小波降噪法的计算过程如下:

$$W_f(a, b) = \frac{1}{\sqrt{|a|}} \int_{-\infty}^{+\infty} y_t \psi\left(\frac{t-b}{a}\right) dt \quad (6)$$

其中, $\psi_{(a,b)}(t) = \frac{1}{\sqrt{|a|}} \psi\left(\frac{t-b}{a}\right)$ 表示小波基函数系; y_t 表示原始信号; a 表示尺度参数, 用于调节小波函数的伸缩程度; b 表示平移参数, 用于控制小波函数的水平位置。基于小波分析, 潜在产出可由式(7)表示。

$$y_t^* = \frac{1}{C_\psi} \int_0^{+\infty} \frac{da}{a^2} \int_{-\infty}^{+\infty} W_f(a, b) \frac{1}{\sqrt{|a|}} \psi\left(\frac{t-b}{a}\right) db \quad (7)$$

其中, $C_\psi = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{|\hat{\varphi}(\omega)|^2}{|\omega|} d\omega < \infty$, $\hat{\varphi}(\omega)$ 为小波基函数 $\psi_{(a,b)}(t)$ 的傅里叶变换, ω 为频率, y_t^* 为重构后的潜在产出。结合式(7)和 $g_t^* = (Y_t^* - Y_{t-1}^*) / Y_{t-1}^* \approx \ln(Y_t^* / Y_{t-1}^*) = y_t - y_t^*$, 可以计算长期潜在增长率序列。在实际应用中, 利用小波分析提取潜在产出的步骤如下: 第一步, 人为设定分解层数; 第二步, 对各层系数设定阈值并选择合适的阈值函数; 第三步, 通过信号重构得到降噪后的趋势信号。由于小波降噪法涉及多种主观设定, 其测算结果通常具有较高的主观依赖性, 任何参数设定的差异都可能导致显著的测量误差。

图3(a)和(d)展示了在不同基函数下(此时阈值规则为 *rigrsure*, 分解层数为3层)的测算偏差。可以看出, 样本起始端的误差比较显著, 部分时点的偏差甚至超过2%, 属于不可忽视的误差范围。图3(b)和(e)展示了不同阈值设定下(此时小波基函数为 *db3*, 分解层数为3层)的测算偏差。可以看出, 这类偏差相对可控, 最大偏差幅度通常不超过1%。而分解层数的影响尤为显著, 如图3(c)和(f)所示, 在小波基函数为 *db3* 且阈值规则为 *rigrsure* 时, 分解层数的不同仍会导致显著的测算误差, 最大偏差幅度甚至接近5%, 且这种误差具有全局性特征。可见, 在使用小波分析计算长期潜在增长率时, 分解层数的设定至关重要。^①

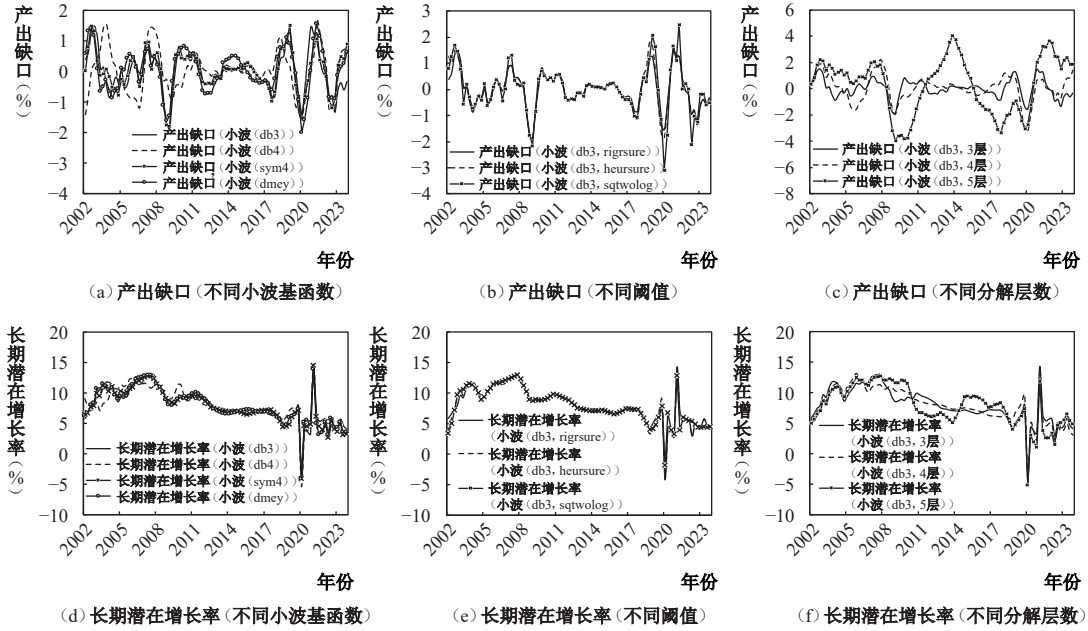


图3 小波分析测度结果

(四) 奇异谱分解

利用奇异谱分解计算长期潜在增长率主要包括四个步骤, 即构建轨迹矩阵、奇异值分解、周期成分组合以及对角平均, 具体如下:

第一步, 构建轨迹矩阵。对于实际产出序列 $y_t = (y_1, \dots, y_T)$, 其时间长度为 T , 设定滑动窗口长度 $L (1 < L < T)$, 构建 $L \times K$ 维轨迹矩阵:

$$X = [X_1, \dots, X_K] = (y_{ij})_{i,j=1}^{L,K} = \begin{bmatrix} y_1 & y_2 & \cdots & y_K \\ y_2 & y_3 & \cdots & y_{K+1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ y_L & y_{L+1} & \cdots & y_T \end{bmatrix} \quad (8)$$

其中, $K = T - L + 1$; 轨迹矩阵 X 为 Hankel 矩阵, 其元素 $X_{(i,j)}$ 满足 $x_{ij} = x_{i+j-1}$ 。

第二步, 奇异值分解。定义矩阵 $A = XX^T$, 求解矩阵 XX^T 的特征根 λ_i 和特征向量 U_i , 并将特征根 $\lambda_1, \dots, \lambda_L (\lambda_1 \geq \dots \geq \lambda_L \geq 0)$ 按降序排列, 对应的特征向量为 U_1, \dots, U_L 。设轨迹矩阵 X 的非零奇异值个数为 $d = \text{rank}(X) = \min\{L, K\}$, 特征向量 V_i 满足 $V_i = X^T U_i / \sqrt{\lambda_i} (i = 1, \dots, d)$ 。轨迹矩阵 X 可分解为 $X = X_1 + X_2 + \dots + X_d$, 其中 $X_i = \sqrt{\lambda_i} U_i V_i^T$, $\sqrt{\lambda_1} \geq \dots \geq \sqrt{\lambda_d} \geq 0$ 称为序列 X 的奇异谱。由于噪声 X_n 分布在各个特征向量中, 而信号能量 X_s 主要集中在前几个特征向量中, 因此式(8)可改写为:

^① 根据杨天宇和黄淑芬(2010)的研究, 在使用小波分析法测算长期潜在增长率时, 常用的基函数包括 *db3*、*db4*、*sym4* 和 *dmey* 四种, 常用的阈值规则主要有 *rigrsure*、*heursure* 和 *sqtwolog* 三种, 而分解层数通常设置为 3—5 层。

$$X = X_s + X_n = \sum_{i=1}^r \sqrt{\lambda_i}(U_i V_i^T) + \sum_{i=r+1}^d \sqrt{\lambda_i}(U_i V_i^T) \approx \sum_{i=1}^r \sqrt{\lambda_i}(U_i V_i^T) \quad (9)$$

其中, r 为常数, 表示 y_t 所包含的信息主要集中在前 r 个特征向量中。最大的特征值对应的特征向量反映了原始序列的主要趋势; 而较小的特征值对应的特征向量通常被视为噪声, 其波动频率随特征值的减小而逐渐增加。

第三步, 周期成分组合。将轨迹矩阵 X 分解为有用信号 S 和噪声信号 E 。具体而言, 前 $r(r < d)$ 个较大的奇异值对应有用信号, 而后 $d-r$ 个较小的奇异值则对应噪声成分。

第四步, 对角平均。对角平均的目的是将上述分组操作得到的矩阵还原为长度为 T 的新序列 $y_t^* = (y_1^*, y_2^*, \dots, y_T^*)$, 即构建趋势序列。

在进行奇异谱分解时, 窗口长度 L 和重构阶数 r 是两个关键参数, 其主观选择可能引入测量偏差。而只要窗口长度处于合理区间内, 分解结果通常不会产生显著差异; 同时, 最优重构阶数一般介于 2 和 4 之间, 这从根本上保证了奇异谱分解结果的稳定性。奇异谱分解的优势主要体现在以下四个方面: 第一, 它能够稳定识别非正弦波型周期信号, 有效捕捉非标准周期形态; 第二, 它能够从含噪声序列中提取有用信息, 并对样本起止点和样本长度的限制比较宽松; 第三, 在时域范围内分析数据的同时, 兼顾频域特性; 第四, 主观操作的容错率较高, 能够获得稳定的分解结果。图 4 展示了奇异谱分解的测算偏差。从中可以看出, 在任何时点下, 测算偏差均未超过 1%。这表明在合理参数范围内, 奇异谱分解的结果具有较高的稳健性。

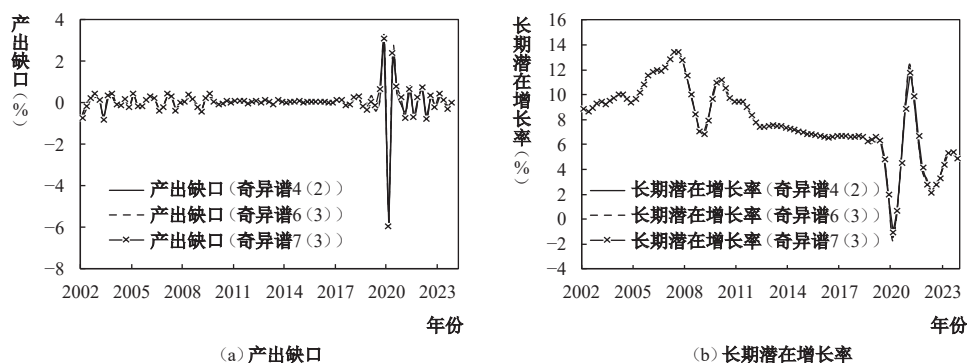


图 4 奇异谱分解测度结果

三、中国长期潜在增长率的经验测定与计量评价

(一) 不同滤波法下的长期潜在增长率测算

本文将展示上述各滤波方法的具体测算结果, 并基于这些结果进行评价。样本区间设定为 2002 年第一季度至 2023 年第四季度。参数设定如下: 对于 H-P 滤波, 将权重参数 λ 分别设定为 9.5 和 1 600。对于 B-K 滤波, 通过预测能力测试, 将最短周期和最长周期参数分别设定为 6 和 32, 并将截断参数 K 设定为 4, 此时能够获得最高的预测精度和最低的信息损耗。对于 C-F 滤波, 由于其与 B-K 滤波架构相似, 将最短周期和最长周期参数同样设定为 6 和 32。对于小波分析, 参考杨天宇和黄淑芬(2010)的研究, 选取测试效果较好的 4 种小波基函数 db3、db4、dmev 和 sym4, 并结合不同的分解层数与阈值规则进行测试; 随后, 基于一系列评价指标(如 SNR、RMSE 等), 最终选择小波基函数为 db3、阈值规则为 heursure、分解层数为 3 层的小波作为测算长期潜在增长率的最优方法。对于奇异谱分解, 将窗口长度 L 的取值范围设定为 4 至 8, 并对分离出的周期成分进行平稳性检验。结果显示, 4(2)型(即 L 取 4, r 取 2)、6(3)型和 7(3)型奇异谱均满足要求, 因而将三者一并保留用于后续分析。

图5展示了不同滤波方法测算的长期潜在增长率，可以发现以下典型事实：第一，各方法测算结果呈现高度一致的长期趋势演变路径。具体而言，在样本初期，测算结果均保持在8%以上的较高水平，并呈现缓慢上升态势，2008年受国际金融危机冲击后开始平缓下行，至2019年底基本稳定在6%左右。这一演变轨迹与经济运行的实际经验高度吻合，验证了各类滤波技术能够有效捕捉长期潜在增长率的基本特征。第二，测算结果的差异性主要集中在2019年后的样本区间。这表明当经济面临较大波动时，不同滤波方法对趋势成分的提取会产生比较明显的分歧，反映出测算方法对短期冲击的敏感性存在差异。第三，就样本末期(2023年第四季度)的测算结果而言，虽然不同方法给出的具体数值存在一定差异，但基本上都落在4%—6%的合理区间内。这可能是长期潜在增长率开始向中高速水平回归的信号，也表明中国经济增长的潜在趋势并未因外部冲击而发生根本性改变，待经济系统完成调整后，仍有望保持在中高速增长区间运行。

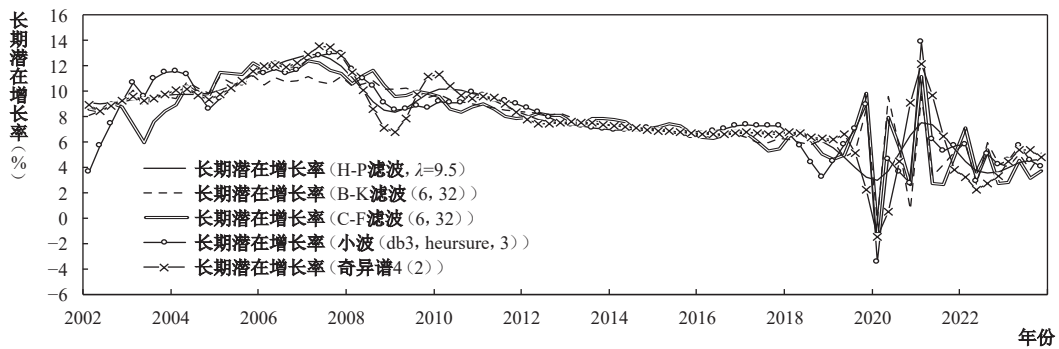


图5 长期潜在增长率的经验对比

(二)长期潜在增长率的计量评价

评价长期潜在增长率测算质量的维度包括以下三个方面：一是预测能力，考察测算结果对未来经济增长趋势的预测准确性，这体现了长期潜在增长率作为趋势基准的核心价值(郑挺国等, 2012)；二是经济因果推断能力，检验测算结果与实际经济变量之间的因果关系，确保其具有合理的经济内涵(徐忠和贾彦东, 2019)；三是计量稳定性，评估测算结果对样本区间变化的敏感性，要求其保持时间一致性(陈婉莹等, 2022)。基于上述维度，本文构建了一个两阶段的计量评价体系：第一阶段，根据各滤波方法在预测能力、经济因果推断能力和计量稳定性三个维度的表现进行排序和评分；第二阶段，通过动态赋权方法，根据不同应用场景的需求调整各维度的权重，最终遴选出最优的长期潜在增长率估计方法。

1. 长期潜在增长率的预测能力评价

预测能力的评价过程如下：采用ARIMA模型进行自回归预测，训练样本区间为2002年第一季度至2022年第四季度，预测区间为2023年第一季度至第四季度；通过比较各滤波方法的预测结果与实际经济增长率数据，采用RMSE(均方根误差)、MAE(平均绝对误差)和TIC(泰尔不等系数)三个指标来综合评价预测能力。表1结果表明，H-P滤波($\lambda=9.5$)预测能力最强，4(2)型奇异谱、6(3)型奇异谱和db3小波次之，7(3)型奇异谱、B-K滤波和H-P滤波($\lambda=1600$)再次，C-F滤波的表现排在最后。基于上述结果，本文对H-P滤波($\lambda=9.5$)、4(2)型奇异谱、6(3)型奇异谱、db3小波、7(3)型奇异谱、B-K滤波、H-P滤波($\lambda=1600$)和C-F滤波的预测能力分别赋分8、7、6、5、4、3、2、1。

表 1 长期潜在增长率的预测能力评价

| 指标 | H-P滤波 ($\lambda=1600$) | H-P滤波 ($\lambda=9.5$) | B-K滤波 | C-F滤波 | db3小波 | 4(2)型奇异谱 | 6(3)型奇异谱 | 7(3)型奇异谱 |
|------|-----------------------------|----------------------------|-------|-------|-------|----------|----------|----------|
| RMSE | 0.813 | 0.120 | 0.741 | 0.993 | 0.628 | 0.400 | 0.487 | 0.641 |
| MAE | 0.601 | 0.098 | 0.723 | 0.570 | 0.506 | 0.350 | 0.446 | 0.623 |
| TIC | 0.114 | 0.017 | 0.106 | 0.148 | 0.088 | 0.057 | 0.070 | 0.093 |

2. 长期潜在增长率的经济因果推断能力评价

经济因果推断能力的评价主要采用 Granger 因果检验方法。本文选取消费者信心指数^①和核心 CPI(剔除食品价格后的 CPI)^②的同比变化率作为实际经济变量。这一选择的依据在于:长期潜在增长率的提升反映了经济持续扩张态势,根据预期理论和“产出一通胀”型菲利普斯曲线,经济扩张会带动消费需求增长并推升物价水平,在短期内表现为消费者信心增强,长期则表现为核心 CPI 的趋势性上升。表 2 结果表明,4(2)型和 6(3)型奇异谱测算的长期潜在增长率具有最强的经济解释力,在不同的滞后期(1—4 阶)下均为消费者信心指数和核心 CPI 的 Grange 原因;7(3)型奇异谱和 H-P 滤波($\lambda=9.5$)次之,仅在一种检验情形下不显著;B-K 滤波、C-F 滤波和 db3 小波的表现中等;H-P 滤波($\lambda=1600$)的经济解释力最弱,其测算结果仅在某些滞后期(1 阶、3 阶和 4 阶)下是核心 CPI 的 Grange 原因。基于上述结果,本文对 4(2)型奇异谱、6(3)型奇异谱、7(3)型奇异谱、H-P 滤波($\lambda=9.5$)、B-K 滤波、db3 小波、C-F 滤波和 H-P 滤波($\lambda=1600$)的经济因果推断能力分别赋分 8、8、6、6、4、3、3、1。

表 2 长期潜在增长率的经济因果推断能力评价:基于 Granger 因果关系检验

| 变量 | 滞后 阶数 | H-P滤波 ($\lambda=1600$) | H-P滤波 ($\lambda=9.5$) | B-K滤波 | C-F滤波 | db3小波 | 4(2)型奇异谱 | 6(3)奇异谱 | 7(3)型奇异谱 |
|-------------|----------|-----------------------------|----------------------------|----------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 核心CPI | 1 | 2.851* | 15.421*** | 4.555** | 4.108** | 19.755*** | 19.830*** | 19.906*** | 20.111*** |
| | 2 | 1.517 | 8.095*** | 4.360** | 4.541** | 16.832*** | 14.118*** | 14.189*** | 13.214*** |
| | 3 | 9.632*** | 6.897*** | 4.053** | 4.622*** | 11.385*** | 9.967*** | 9.926*** | 9.383*** |
| | 4 | 6.640*** | 5.606*** | 8.365*** | 5.623*** | 11.640*** | 6.653*** | 6.656*** | 6.355*** |
| 消费者 信心指数 | 1 | 0.218 | 0.970 | 0.152 | 0.032 | 0.064 | 6.825*** | 6.696*** | 5.506*** |
| | 2 | 0.071 | 3.849** | 0.042 | 0.018 | 0.370 | 5.532*** | 6.129*** | 3.015* |
| | 3 | 0.094 | 3.234** | 0.167 | 0.460 | 0.212 | 4.874*** | 3.636*** | 2.697** |
| | 4 | 1.806 | 2.437* | 2.152* | 1.534 | 0.181 | 3.133* | 2.313* | 2.116 |

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

3. 长期潜在增长率的计量稳定性评价

考虑到样本始末端的偏差可能较大,本文以全样本期为基准,同时选取两个子样本期(2003 年第一季度至 2023 年第四季度和 2002 年第一季度至 2022 年第四季度)进行分析。本文通过比较基准样本与子样本在重合时段内的计量偏差,采用 RMSE、MAE 和 TIC 三个指标,全面考察各滤波方法的计量稳定性表现。表 3 结果表明,4(2)型奇异谱的计量稳定性最强,6(3)型奇异谱、7(3)型奇异谱和 db3 小波次之,B-K 滤波、C-F 滤波以及两类 H-P 滤波的表现相对较

① 消费者信心指数是衡量消费者对经济前景预期的重要指标。以 100 为分界值,消费者信心指数高于 100 表明消费者整体持乐观态度,低于 100 则反映消费者信心趋于悲观。为便于量化分析并消除量纲差异的影响,本文采用“消费者信心指数-100”的转换形式,即以 0 作为判断消费者信心强弱的分界值。

② 本文采用算术平均法对消费者信心指数和核心 CPI 的原始月度数据进行频度转换,将其调整为季度数据。

差。基于上述结果，本文对 4(2)型奇异谱、6(3)型奇异谱、db3 小波、7(3)型奇异谱、H-P 滤波 ($\lambda=1600$)、B-K 滤波、H-P 滤波($\lambda=9.5$)和 C-F 滤波的计量稳定性分别赋分 8、7、6、5、4、3、2、1。

表 3 长期潜在增长率的计量稳定性评价

| 方法 | 2003年第一季度至2023年第四季度 | | | 2002年第一季度至2022年第四季度 | | | 平均测算差异 | | |
|-------------------------|---------------------|-------|-------|---------------------|-------|-------|--------|-------|-------|
| | RMSE | MAE | TIC | RMSE | MAE | TIC | RMSE | MAE | TIC |
| H-P滤波($\lambda=1600$) | 1.396 | 0.602 | 0.120 | 4.016 | 2.050 | 0.312 | 2.706 | 1.326 | 0.216 |
| H-P滤波($\lambda=9.5$) | 0.107 | 0.027 | 0.009 | 8.426 | 8.057 | 0.708 | 4.267 | 4.042 | 0.359 |
| B-K滤波 | 2.473 | 1.423 | 0.216 | 3.350 | 1.720 | 0.264 | 2.911 | 1.572 | 0.240 |
| C-F滤波 | 9.126 | 8.323 | 0.480 | 4.881 | 2.607 | 0.369 | 7.004 | 5.465 | 0.425 |
| db3小波 | 1.104 | 0.436 | 0.091 | 1.320 | 0.942 | 0.109 | 1.212 | 0.689 | 0.100 |
| 4(2)型奇异谱 | 0.058 | 0.013 | 0.005 | 0.128 | 0.036 | 0.011 | 0.093 | 0.025 | 0.008 |
| 6(3)型奇异谱 | 0.055 | 0.018 | 0.005 | 1.505 | 0.881 | 0.125 | 0.780 | 0.450 | 0.065 |
| 7(3)型奇异谱 | 1.482 | 0.907 | 0.126 | 1.617 | 0.960 | 0.134 | 1.550 | 0.933 | 0.130 |

4. 动态计量评价

在长期潜在增长率的估计过程中，经济预测能力、经济因果推断能力和计量稳定性是三个重要的评价维度。为此，本文首先采用等权重赋权方法，将这三个维度的评价结果进行综合考量。表 4 结果表明，在等权重赋权方案下，4(2)型奇异谱展现出最优的综合性能，是长期潜在增长率的最优测度方法。

表 4 长期潜在增长率的等权计量评价

| 评价维度 | H-P滤波 ($\lambda=1600$) | H-P滤波 ($\lambda=9.5$) | B-K滤波 | C-F滤波 | db3小波 | 4(2)型奇异谱 | 6(3)型奇异谱 | 7(3)型奇异谱 |
|----------|-----------------------------|----------------------------|-------|-------|-------|----------|----------|----------|
| 预测能力 | 2 | 8 | 1 | 3 | 5 | 7 | 6 | 4 |
| 经济因果推断能力 | 1 | 6 | 4 | 3 | 3 | 8 | 8 | 6 |
| 计量稳定性 | 4 | 2 | 3 | 1 | 6 | 8 | 7 | 5 |
| 总得分 | 7 | 16 | 8 | 7 | 14 | 23 | 21 | 15 |

本文进一步采用动态赋权方法考察权重分配对最优测度方法选择的影响。具体而言，以 10% 为调整幅度进行权重变化，同时确保每个维度保持至少 0.1 的权重下限。评价结果如图 6 所示，其中黑色不规则多边形表示不同权重组合下的各方法得分分布，多边形顶点对应具体测算方法的得分，越靠近外围表示综合得分越高。为了全面评价各维度影响，图 6(a)至(c)采用固定一个维度、考察其余两个维度的方式实现权重组合的遍历分析。结果表明，当预测能力权重设为 0.8 时，H-P 滤波($\lambda=9.5$)成为最优选择；但在实际研究中，完全侧重单一维度(权重大于 0.8)的情况比较罕见；在比较常见的平衡权重组合下，4(2)型奇异谱表现最优。综合来看，在绝大多数合理权重范围内，4(2)型奇异谱都是中国长期潜在增长率估计的首选方法。下文将基于该方法对长期潜在增长率的下行风险进行溯源分析。

四、长期潜在增长率的左尾风险甄别与紧缩概率测度

当前经济运行中，影响长期潜在增长率的重大风险因素主要包括以下三类：一是需求收缩风险，可以采用消费者信心指数作为代理变量(刘达禹等, 2022)；二是金融风险，可以构建金融风险指数进行度量(张晓晶和刘磊, 2020)；三是外部不确定性，可以使用外部不确定性指数进行刻画(邓创等, 2022)。基于上述风险指标，本文将构建条件在险分布模型，检验长期潜在增长率的左侧尾部风险来源。

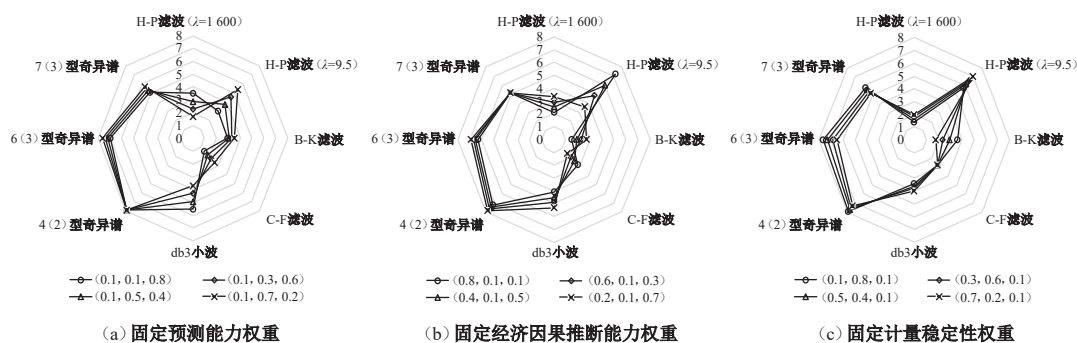


图 6 长期潜在增长率的动态计量评价

注:图例中括号内的数值依次表示预测能力、经济因果推断能力和计量稳定性评价的权重。

(一)外部不确定性指数与金融风险指数构建

在原始数据选取方面,对于外部不确定性指数,本文选取与中国进出口贸易总额排名前 10 位的国家作为研究对象,^①收集这些国家的产出、投资、消费、价格和对外贸易五类宏观经济指标,将其作为基础因子来拟合外部不确定性指数。^②对于金融风险指数,本文参考徐国祥和郭建娜(2017)以及王劲松和任宇航(2021)的研究,从金融市场、国内金融环境和国外金融环境三个维度选取了 17 个基础指标。^③

在数据清洗方面,本文采用以下四个步骤:第一步,缺失值处理。采用指数平滑插补法对缺失数据进行填补。第二步,频率转换。将月度数据转换为季度频率,对于比例类指标,采用几何平均法;对于总量类指标,采用加总法。第三步,季节性调整。对非同比数据采用 X-13 方法进行调整,以有效消除季节性因素的干扰。第四步,指标同向化处理。对于逆向指标,取倒数处理;对于存在最优目标值的指标(如 CPI),采用离差平方和倒数法,即权重等于 $1/\sum(X-\bar{X})^2$,其中 X 表示待处理指标。

在指数测算方面,本文采用以下三个步骤:第一步,平稳性检验。若指标平稳,则直接进行指数拟合;若不平稳,则通过差分或对数差分处理使其平稳,再进入下一步分析。第二步,波动率测算。外部不确定性和金融风险本质上是二阶矩问题,因而需要测算指标波动率。具体地,采用 GARCH(1, 1)模型计算各基础因子的条件方差,以衡量其波动性。第三步,指数加权合成。采用主成分分析法进行加权,在加权前对数据进行标准化处理以消除量纲影响。图 7 结果显示,在 2008 年美国次贷危机期间,金融风险指数出现阶段性高峰;而在 2020 年和 2022 年全球公共卫生事件期间,外部不确定性指数显著攀升。这表明本文构建的指数与实际经济波动高度吻合,能够有效刻画外部不确定性和金融风险的变化特征。

(二)典型历史时期的长期潜在增长率分布预测

本文采用向前 1 个季度和向前 4 个季度(1 年)的预测时域,考察在险分布模型的预测效果。基于风险冲击的时滞特性,并结合图 7 中三大风险指数的突变特征,本文选取 2009 年第一季度(2008 年国际金融危机时期)和 2020 年第二季度(全球公共卫生事件暴发期)作为关键预测

① 样本国家包括美国、日本、韩国、德国、澳大利亚、马来西亚、俄罗斯、新加坡、越南和印度。

② 产出方面选取的指标是各国工业生产指数的同比增长率,投资方面选取的是各国固定资产投资额的同比增长率,消费方面选取的是各国零售指数的同比变化率,价格方面选取的是各国 CPI 减去 100,对外贸易选取的是各国与中国的进出口贸易总额的同比增长率。

③ 金融市场维度下的指标包括商业银行资本充足率、不良贷款率、国房景气指数、房地产销售价格、保险赔付支出、保险深度、上市公司平均市盈率、上证综合指数以及国债收益率,国内金融环境维度下的指标包括 7 天同业拆借利率、实际汇率、M2 累计增速、M2/GDP、社会融资规模累计同比增速以及宏观景气指数,国外金融环境维度下的指标包括外汇储备量以及短期外债与外汇储备之比。

时点。图8展示了不同风险条件下的长期潜在增长率分布预测结果,其中(a)至(d)为基于外部经济不确定性指数的预测,(e)至(h)为基于金融风险指数的预测,(i)至(l)为基于消费者信心指数的预测。

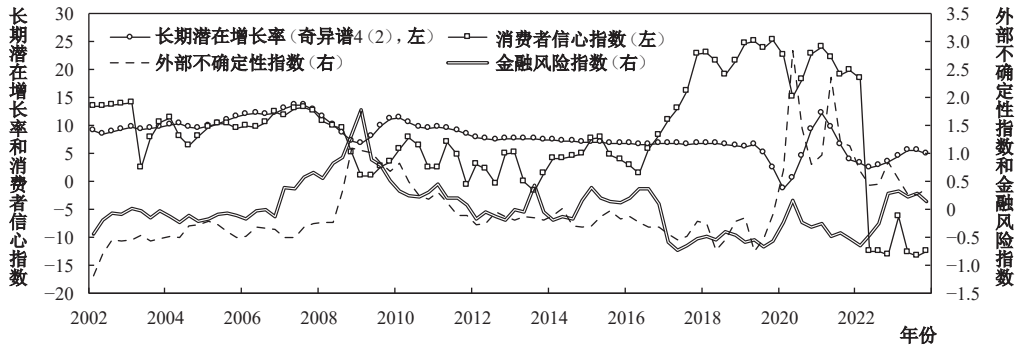


图7 三大风险指数与长期潜在增长率走势

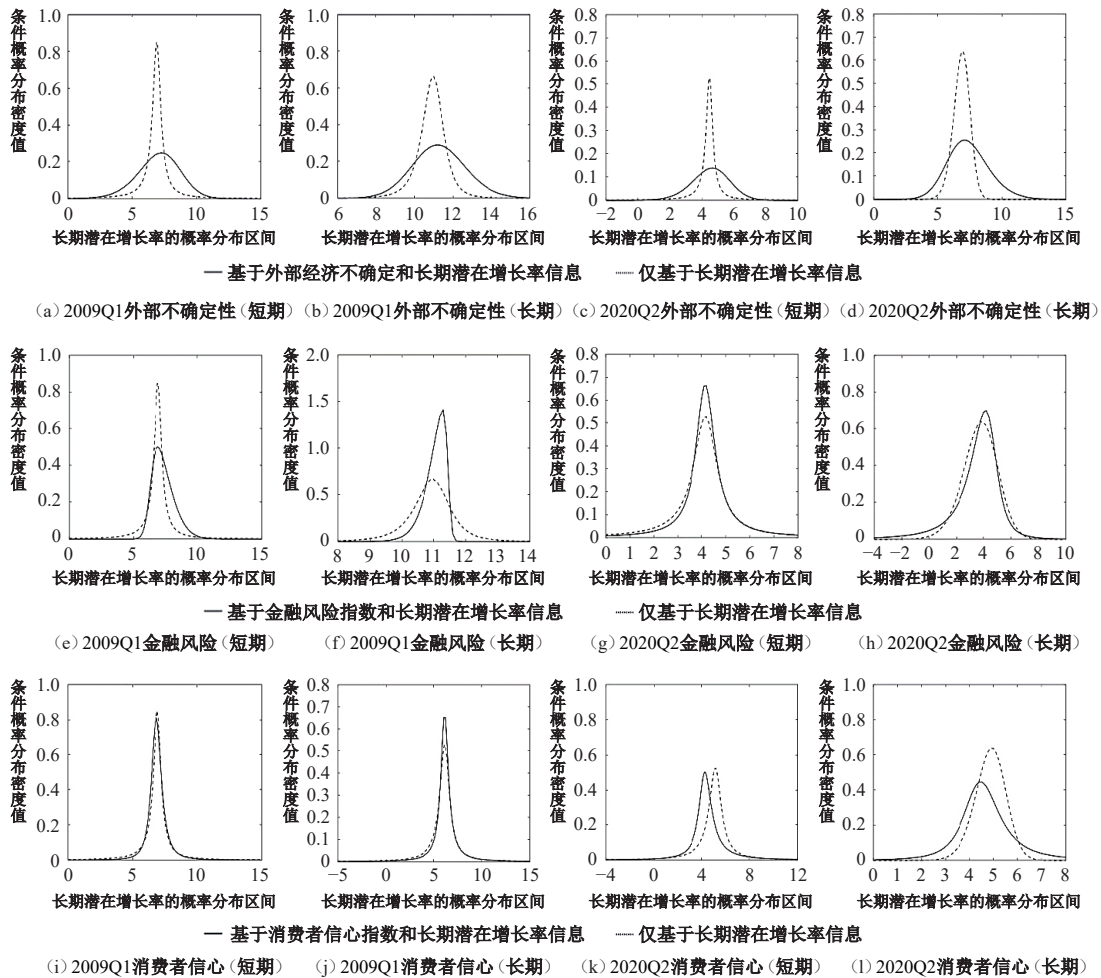


图8 典型历史时期长期潜在增长率的在险分布预测

在2008年国际金融危机时期,当以消费者信心指数为条件时,长期潜在增长率的短期(1个季度)在险分布与其无条件分布基本重合,表明需求冲击对长期增长潜力的影响有限。外部不确定性条件下的分布呈现扁平化、厚尾和左偏特征,但概率密度峰值仍保持在8%,表明其

仅影响增长率的波动性而非均值水平。金融风险条件下的分布出现左截尾特征(截尾点 6.5%),但峰值同样维持在 8%,表明短期冲击可控。对于长期(1 年)影响,消费者信心条件下的分布保持稳定;外部不确定性条件下的最优估计值为 10.8%,呈现扁平化特征;金融风险条件下的最优估计值约为 11%,具有尖峰和右移特征。可见,国际金融危机主要通过外部不确定性和金融风险渠道影响我国长期增长潜力,但主要表现为波动性影响,未系统性改变均值水平,对中国经济增长的长期影响相对有限。

在全球公共卫生事件暴发期,消费者信心和金融风险对长期潜在增长率的短期影响较为有限,而外部不确定性条件下的分布呈现扁平化特征,但其条件均值仍稳定在 4.8%,与 4(2)型奇异谱分解结果(4.5%)基本一致。对于长期影响,一方面,外部不确定性冲击导致分布出现轻度右移,这预示着冲击消退后增长率可能反弹回升,但扁平化的分布形态表明经济下行风险加大;另一方面,当以消费者信心指数为条件时,增长率均值显著左移至 4% 左右。这一需求侧指标的变化表明,当前长期增长潜力下行主要源于长效需求不足。

(三) 基于近期需求收缩现象的进一步探讨

2023 年初以来,中国居民消费领域呈现明显收缩态势。自 2 月起,CPI 同比涨幅持续低于 1%,部分月份更逼近“零线”水平,表明经济运行面临通缩压力。针对当前需求收缩与经济复苏乏力的现状,需要重点厘清以下三个关键问题:第一,当前经济增长动能不足是短期波动还是长期趋势?这是否反映了潜在增长率的实质性下降?第二,持续的物价低迷与需求疲软是否对长期潜在增长率产生系统性冲击?第三,倘若是,这种潜在增长率下行主要源于短期需求波动还是长效需求不足?

为了解答上述问题,需要对需求要素进行解构。基于隋建利和李玥蓉(2019)的研究,本文采用消费者信心指数表征短期需求波动,以核心 CPI 刻画长效需求变化。图 9 以 2022 年第四季度为基准时点的预测结果显示,对于短期预测,核心 CPI 条件下的长期潜在增长率分布呈现系统性左移,而消费者信心指数条件下仅表现为分布扁平化,这一差异表明当前增长放缓主要源于长效需求不足。对于长期预测,核心 CPI 条件下的分布仍保持左移特征,而消费者信心指数条件下的分布基本维持稳定。值得注意的是,2023 年第四季度的 4(2)型奇异谱测算结果为 4.7%,与核心 CPI 条件下的预测值更加接近,这为“长效需求不足是导致中国长期潜在增长率下行的关键因素”这一观点提供了有力证据。

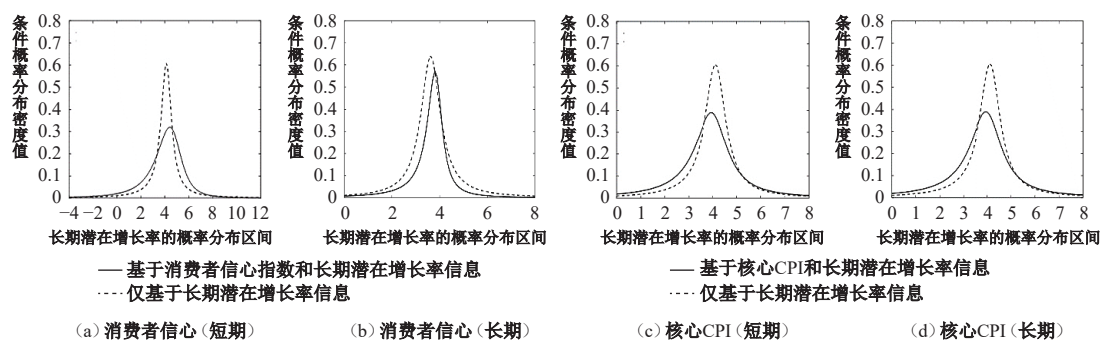


图 9 不同需求条件下长期潜在增长率的在险分布预测

五、结论与启示

本文系统研究了长期潜在增长率的测算方法及其下行风险来源,主要研究结论如下:在测算方法方面,不同滤波技术的误差来源存在显著差异。H-P 滤波和奇异谱分解的误差主要来自

权重参数设定，带通滤波对极端值较为敏感，而小波分析的准确性则取决于阈值准则、分解层数和基函数选择。计量评价结果显示，4(2)型奇异谱分解是常规情况下长期潜在增长率的最优测算方法。在下行风险来源方面，在国际金融危机时期，外部不确定性和金融风险主要影响增长率的波动特征，对均值水平影响有限；在全球公共卫生事件时期，外部不确定性成为主导因素，并对增长率均值产生系统性影响；现阶段虽然长效需求不足是主要制约因素，但5%左右的均值水平证实中国经济长期向好的基本面依然稳固。基于上述研究发现，本文得到以下政策启示：

第一，当前中国经济运行呈现三个显著特征：需求持续疲软，全球公共卫生事件带来的“疤痕效应”持续显现，国际环境日趋复杂。这些因素共同导致经济波动显著加剧，使得单纯关注经济增长率的最优点估计的价值有限。在此背景下，宏观经济分析的重心应转向把握经济运行的整体状态、核心特征和均衡水平。特别是要加强对长期潜在增长率、自然利率和长效需求等关键潜在变量的测算与研究。这不仅有助于深化对经济运行规律的认识，更是前瞻性识别和防范长期潜在风险的重要基础。

第二，当前计量经济技术快速发展催生了多样化的滤波方法，为长期潜在增长率的测算带来了新的可能。而由于不同方法的建模机理存在本质差异，学者往往难以直观比较各方法的测算效果，更无法准确评估潜在变量的估计精度。这一局限性直接制约了潜在变量的实际应用价值。需要强调的是，经济学研究的核心在于变量的应用价值与现实意义。因此，从实际应用需求出发，构建科学的计量评价体系，根据具体问题选择最优的潜在变量估计方法，应成为计量研究的重要发展方向。这种问题导向的研究思路不仅体现了经济统计研究的实用价值，更是其服务决策功能的重要体现。

第三，需要辩证分析当前有效需求不足对经济下行的影响。从需求侧来看，长期潜在增长率的下行主要源于长效需求不足，这一特征决定了经济复苏将呈现渐进式特征。因此，在政策取向上应实现三个转变：一是从短期刺激转向长效机制建设，重点推进收入分配制度改革；二是从需求管理转向供给优化，完善公共服务体系；三是从总量调控转向结构优化，持续改善消费环境。同时，需要客观认识当前经济复苏的阶段性特征。本文测算表明，中国长期潜在增长率仍稳定在5%左右的合理区间，这一结果具有重要的政策含义：一是印证了经济向中高速增长回归的潜在可能性；二是表明经济增长仍具备较强的内生动力；三是提示宏观政策需要保持战略定力。基于此，当前政策调控应把握三个原则：一是保持政策稳健性，避免过度刺激；二是尊重经济发展规律，注重培育内生动力；三是强化预期引导，推动经济有序回归潜在增长水平。这种政策取向既是适应新发展阶段的必然要求，也是实现高质量发展的关键路径。

参考文献：

- [1]蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J]. 中国社会科学, 2013, (1): 56-71.
- [2]陈婉莹, 刘金全, 刘达禹. 伪产出缺口、真实泰勒规则与中央银行的区间调控[J]. 统计研究, 2022, (10): 84-101.
- [3]邓创, 吴健, 吴超. 外部经济、金融不确定性与我国的宏观经济下行风险[J]. 统计研究, 2022, (6): 36-51.
- [4]范丽伟, 董欢欢, 渐令. 基于滚动时间窗的碳市场价格分解集成预测研究[J]. 中国管理科学, 2023, (1): 277-286.
- [5]刘达禹, 徐斌, 宋洋. 菲利普斯曲线“逆位反转”的机理阐释与政策合力下的经济复苏路径重塑[J]. 金融研究, 2024, (2): 1-18.
- [6]刘达禹, 徐斌, 王俏茹. 中国经济增长长期趋势的实时估算与贡献分解——兼论中高速阶段稳态的形成与识别[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, (7): 26-46.
- [7]刘金东, 宁磊, 姜令臻. 疫情期间的“消费与产出偏离之谜”：只是失业率问题吗？[J]. 财经研究, 2022, (5): 4-18.
- [8]隋建利, 李玥蓉. 区制转移因果视阈下CPI与PPI的内在驱动机制研究[J]. 系统工程理论与实践, 2019, (4): 1001-1017.

- [9]王劲松,任宇航.中国金融稳定指数构建、形势分析与预判[J].数量经济技术经济研究,2021,(2):24-42.
- [10]王俏茹,刘金全,刘达禹.中国省级经济周期的一致波动、区域协同与异质分化[J].中国工业经济,2019,(10):61-79.
- [11]徐国祥,郭建娜.金融稳定目标下中国货币政策规则研究[J].财经研究,2017,(10):18-30.
- [12]徐忠,贾彦东.中国潜在产出的综合测算及其政策含义[J].金融研究,2019,(3):1-17.
- [13]杨天宇,黄淑芬.基于小波降噪方法和季度数据的中国产出缺口估计[J].经济研究,2010,(1):115-126.
- [14]张晓晶,刘磊.宏观分析新范式下的金融风险与经济增长——兼论新型冠状病毒肺炎疫情冲击与在险增长[J].经济研究,2020,(6):4-21.
- [15]郑挺国,王霞,苏娜.通货膨胀实时预测及菲利普斯曲线的适用性[J].经济研究,2012,(3):88-101.
- [16]中国社会科学院经济研究所,《中国经济报告(2020)》总报告组.全球经济大变局、中国潜在增长率与后疫情时期高质量发展[J].经济研究,2020,(8):4-23.
- [17]Adrian T, Boyarchenko N, Giannone D. Vulnerable growth[J]. *American Economic Review*, 2019, 109(4): 1263-1289.
- [18]Baxter M, King R G. Measuring business cycles: Approximate band-pass filters for economic time series[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1999, 81(4): 575-593.
- [19]Champagne J, Poulin-Bellisle G, Sekkel R. The real-time properties of the bank of Canada's staff output gap estimates[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2018, 50(6): 1167-1188.
- [20]Christiano L J, Fitzgerald T J. The band pass filter[J]. *International Economic Review*, 2003, 44(2): 435-465.
- [21]Hodrick R J, Prescott E C. Postwar U. S. business cycles: An empirical investigation[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1997, 29(1): 1-16.
- [22]Scacciavillani F, Swagel P. Measures of potential output: An application to Israel[J]. *Applied Economics*, 2002, 34(8): 945-957.
- [23]Smets F, Wouters R. Shocks and frictions in US business cycles: A bayesian DSGE approach[J]. *American Economic Review*, 2007, 97(3): 586-606.

Time-varying Measurement and Contraction Risk Identification of China's Long-term Potential Growth Rate

Liu Dayu, Xu Bin, Zhang Jingwen

(Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China)

Summary: At present, the overall recovery trend of China's economy is relatively weak, showing a new characteristic of downward-trend growth rate with higher volatility. The irregularity of economic growth trends significantly weakens the significance of monitoring the real-time dynamics of economic growth, and researchers begin to pay more attention to the structural changes of trend variables such as the long-term potential growth rate.

Starting from the econometric theory, this paper elaborates on the advantages and disadvantages of various estimation methods of long-term potential growth rate, then builds an econometric evaluation system to select the optimal method for estimating the long-term potential growth rate, and finally identifies the tail risk

(下转第 79 页)