

中国经济运行的风险与韧性

隋建利 陈豪*

摘要: 以经济安全为基础,构建风险监测预警体系,是维护国家安全与社会稳定的重要途径。基于此,本文构建涵括211个经济指标的混频大样本数据集,以产出缺口为切入点刻画中国经济运行态势,即时监测宏观经济风险,进而深入剖析经济韧性的异质性特征。研究发现:(1)相较于单变量产出缺口,基于嵌入Beveridge-Nelson分解的混频贝叶斯向量自回归(MF-BN-BVAR)模型得出的产出缺口对未来经济发展趋势具有较强的预测效力,能够更好地刻画中国经济形势的演化态势,进而可以有效衡量宏观经济风险。(2)中国经济具备较高的韧性水平。在经济运行过程中,中国经济呈现较强的惯性与稳定性,风险冲击难以在短时间内较大幅度地改变经济运行趋势。(3)在公共卫生事件冲击下,相较于中国金融市场与经济基本面,实体经济具有更强的复苏能力,呈现较强的恢复力韧性。本文为完善中国经济风险监测预警体系,提高中国经济韧性提供了参考。

关键词: 经济风险;经济韧性;产出缺口;混频

中图分类号: F124.8;F822.5

一、引言

经济安全已然成为国家安全与社会稳定的基石,然而在极端事件冲击下,世界经济运行的底层逻辑正在萌生剧变,全球经济局势愈发错综复杂。在百年未有之大变局的宏大背景下,如何有效刻画经济运行态势,夯实经济安全基础,业已成为现阶段中国经济工作的重点与难点。基于此,辨明宏观经济走势,对宏观经济风险进行即时监测,深入解析经济韧性的异质性特征,不仅有助于我国及时把握经济运行状态,更具针对性地出台宏观调控政策,而且有利于完善中国经济风险监测预警体系,探索经济韧性的跃升路径,缓解极端事件对中国经济的冲击,进而能够为推动经济平稳健康发展提供参考与建议。

经济风险对宏观经济发展具有重要影响,如何合理有效地测度宏观经济风险已然成为相关研究的重要议题。一方面,自公共卫生事件爆发以来,产出缺口这一宏观经济风险度量

*隋建利(通讯作者),吉林大学数量经济研究中心、吉林大学商学与管理学院,邮政编码:130012,电子信箱:jlsui@163.com;陈豪,吉林大学商学与管理学院,邮政编码:130012,电子信箱:4135361@qq.com。

本文得到国家社会科学基金重大项目“新发展格局下中国经济韧性的形成机理、动态评价与政策协同研究”(21&ZD073)、吉林大学东北振兴发展专项研究课题“‘十四五’时期吉林省旅游产业结构优化研究”(22dbzx07)的资助。作者感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

指标受到越来越多关注(Eo and Morley, 2022)。在新共识框架中,新凯恩斯主义菲利普斯曲线、动态 IS 曲线以及泰勒规则是支撑新共识框架的三大支柱,产出缺口更是新共识框架的基石(陈彦斌、陈伟泽, 2021)。产出缺口不仅能够衡量总供给与总需求之间的失衡程度(熊和平等, 2021), 以及资源的总体利用水平(Kekre, 2022), 而且可以为评估经济发展潜力, 制定经济发展目标提供政策依据(李宏瑾, 2023), 进而能够较好地刻画宏观经济风险。另一方面, 为了精准地测度产出缺口, 学者们提出了许多计量模型。近年来, 越来越多研究证实, 相较于其他计量模型, 多变量 BN 分解模型能够更为科学地测算产出缺口(Morley et al., 2023)。Kamber 等(2018)指出, 多变量 BN 分解模型既不假设时间序列遵循趋势平稳过程, 也不假定趋势成分与周期成分相互正交, 而是明确地将时间序列的随机性趋势考虑在内, 允许潜在产出与产出缺口能够受到共同冲击的影响, 进而可以精准地进行趋势-周期分解。

在对经济系统的韧性水平进行甄别时, 学者们大多关注经济增速与就业率等关键经济指标的演化动态。一方面, 在外部风险冲击下, 公众对未来经济走势持有悲观预期, 使得预防性储蓄增加(李小林等, 2022)与投资意向降低(Stiglitz and Guzman, 2021), 进而导致经济增速发生明显波动(Jordà et al., 2022; Barrett et al., 2023)。基于此, 在面对外部风险冲击时, 相较于就业率等经济指标, 经济增速的波动态势可以较好地反映区域经济发展差异(Lavopa and Donnelly, 2023), 有效刻画经济系统的风险应对能力, 从而科学地描绘经济韧性(隋建利、吕文强, 2024)。另一方面, 外部风险冲击造成的失业风险将对工人们施加“收入惩罚”与“消费惩罚”(刘金东、唐诗涵, 2023; Kauhanen and Riukula, 2024), 进而降低劳动力供给的数量与质量(赵昕东、沈承放, 2022)。因此, 陈安平(2022)以及 Mulligan (2023)认为, 就业率等劳动力市场指标的演化趋势, 可以反映公众福利的变化, 以及外部风险冲击对经济社会的深层次影响, 进而能够贴切地反映经济韧性的演进趋势。总体而言, 无论是聚焦于经济增速还是就业率, 现有研究均需要设定某一参考状态, 将极端事件冲击后的经济发展阶段人为地划分为抵抗期与恢复期, 通过计算经济指标预期值与实际值之间的差异, 对经济系统的韧性水平进行识别(隋建利等, 2024), 参考状态的选取对研究结果具有显著影响。同时, 现有研究在刻画经济系统的韧性水平时, 大多忽略了产出缺口与经济韧性之间的直接关联, 即在极端事件发生后, 如果某一经济系统的负向产出缺口越小, 并且产出水平恢复至潜在产出水平的时间越短, 那么该经济系统具备较高的韧性水平(Jollès et al., 2023)。

通过梳理已有文献能够发现, 相关研究仍然存在一定的局限性。第一, 现有研究在采用产出缺口度量宏观经济风险时, 大多基于单变量或者同频数据集测度产出缺口, 不能全面地获取有关中国经济运行状态的信息, 难以从经济的特殊动态中分离出真实经济波动, 进而无法有效地衡量宏观经济风险。第二, 在对经济韧性进行甄别时, 现有研究大多仅仅关注在极端事件发生前后, 经济增速与就业率的波动态势, 鲜有研究从产出缺口演进动态的视角识别经济系统韧性水平。第三, 现有研究在对经济韧性进行分析时, 大多仅仅探究某一经济体的整体韧性, 鲜有研究基于不同经济体系的差异化运行趋势, 深入剖析经济韧性的体系异质性特征。

综上所述, 本文尝试进行如下拓展与创新: 第一, 构建涵括 211 个经济指标的混频大样本数据集, 能够更加准确地刻画宏观经济风险的演化特征, 并且本文构建的模型可以处理碎尾数据, 在每个经济数据的发布日, 均能够实现产出缺口估计结果的实时更新, 有利于对中国宏观经济风险进行即时监测。第二, 基于产出缺口与经济韧性之间的深度关联, 实时刻画

经济系统的波动态势,描绘经济系统对极端事件冲击的抵御能力以及从衰退中迅速复苏的能力,进而深入解析中国经济韧性的演化趋势。第三,将混频大样本数据集划分为多个体系,分析极端事件冲击下各经济体系的差异化波动趋势,进而深入剖析经济韧性的体系异质性特征。

二、混频计量模型构建与混频大样本数据集构造

(一) 混频碎尾动态因子模型的构建

假定存在 R 个时间序列,令 $X_{Q,t}$ 包含 R_1 个季度时间序列, $X_{M,t}$ 涵括 R_2 个月度时间序列,其中, $R=R_1+R_2$ 。假设 $X_{Q,t}^*$ 为季度时间序列 $X_{Q,t}$ 的潜在月度时间序列,因此, $X_{Q,t}^*$ 具有不可观测性,并且 $X_{Q,t}$ 为 $X_{Q,t}^*$ 、 $X_{Q,t-1}^*$ 以及 $X_{Q,t-2}^*$ 的几何平均值,即:

$$\ln X_{Q,t} = \frac{1}{3} (\ln X_{Q,t}^* + \ln X_{Q,t-1}^* + \ln X_{Q,t-2}^*) \quad (1)$$

令 $x_{Q,t} = \Delta \ln X_{Q,t}$, $x_{Q,t}^* = \Delta \ln X_{Q,t}^*$, $x_{M,t} = \Delta \ln X_{M,t}$, $x_t = (x_{Q,t}, x_{M,t})'$, $x_t^* = (x_{Q,t}^*, x_{M,t})'$ 。对于 x_t^* , 存在如下形式的混频动态因子模型:

$$\begin{pmatrix} x_{Q,t}^* \\ x_{M,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_Q^* \\ \mu_M \end{pmatrix} + \beta f_t + \eta_t \quad (2)$$

$$\pi_f(\Lambda) f_t = v_{Q,t} \quad (3)$$

$$\theta_\eta(\Lambda) \eta_t = v_{M,t} \quad (4)$$

$$\begin{pmatrix} v_{Q,t} \\ v_{M,t} \end{pmatrix} \sim NID \left(0, \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 \\ 0 & \Sigma_{22} \end{bmatrix} \right) \quad (5)$$

(2) — (5) 式中: μ_Q^* 与 μ_M 为常数项, β 为 $N \times 1$ 维的因子载荷向量, f_t 为共同成分, η_t 为特质成分, Λ 为滞后算子, $\pi_f(\cdot)$ 为 p 阶多项式, $\theta_\eta(\cdot)$ 为 N 维空间上的 q 阶多项式, $v_{Q,t}$ 与 $v_{M,t}$ 为误差项。本文对混频动态因子模型施加如下识别性约束:第一,因子载荷向量 β 的第一个元素为 1;第二, $\theta_\eta(\cdot)$ 与 Σ_{22} 均为对角阵。

令 $\mu_Q = 3\mu_Q^*$, $\beta = ((\beta_Q)', (\beta_M)')'$, $\eta_t = ((\eta_{Q,t})', (\eta_{M,t})')'$, 基于此, (2) 式能够改写为:

$$\begin{pmatrix} x_{Q,t} \\ x_{M,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_Q \\ \mu_M \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \frac{1}{3} \beta_Q (f_t + 2f_{t-1} + 3f_{t-2} + 2f_{t-3} + f_{t-4}) \\ \beta_M f_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \frac{1}{3} (\eta_{Q,t} + 2\eta_{Q,t-1} + 3\eta_{Q,t-2} + 2\eta_{Q,t-3} + \eta_{Q,t-4}) \\ \eta_{M,t} \end{pmatrix} \quad (6)$$

假定 $p \leq 4$ 以及 $q \leq 4$, (3) — (6) 式所示的混频动态因子模型可以表示为如下状态空间形式:

$$s_t = F s_{t-1} + Z v_t \quad (7)$$

$$x_t = \mu + B s_t \quad (8)$$

(7) 式为转移方程, (8) 式为量测方程, s_t 、 v_t 、 F 、 Z 、 B 的具体表达式可见 Mariano 和 Murasawa (2010)。(7) 式与 (8) 式所示的混频动态因子模型可能存在缺失值问题,本文定义缺失信息矩阵 w_t , 在 $x_t = (x_{Q,t}, x_{M,t})'$ 中, 当第 i 个变量缺失时, 令 w_t 为单位阵 I_N 删去第 i 行的 $(N-1) \times N$ 维矩阵。令 $x_t^w = w_t x_t$, $\mu_t^w = w_t \mu$, $B_t^w = w_t B$ 。基于此, (8) 式能够改写为如下形式:

$$x_t^w = \mu_t^w + B_t^w s_t \quad (9)$$

(9)式不涉及缺失值问题,因此,对于由(7)式与(9)式构成的混频动态因子模型,本文可以采用基于 Kalman 滤波的极大似然估计方法,得到参数的一致估计量以及状态变量 s_t 的估计值。

(二)MF-BN-BVAR 模型的构建

本文采用 BN 分解模型,对中国 GDP 序列进行趋势-周期分解。对于带有常数漂移项 μ 的时间序列 y_t ,趋势成分 τ_t 与周期成分 c_t 能够分别表示为:

$$\tau_t = d\tau_t + s\tau_t = \lim_{h \rightarrow \infty} E[y_{t+h} - h \times \mu] \quad (10)$$

$$c_t = y_t - \tau_t \quad (11)$$

(10)式中: $d\tau_t$ 表示确定性趋势, $s\tau_t$ 表示随机性趋势。本文采用向量自回归(VAR)模型对(10)式进行估计,进而实现对(11)式的求解。VAR 模型可以表示为:

$$Z_t = LZ_{t-1} + H\varepsilon_t \quad (12)$$

(12)式中: Z_t 为包含所有变量的向量, L 为相应的伴随矩阵, H 为将误差项映射到伴随形式的矩阵, ε_t 为误差项矩阵。令 δ_k 为选择向量,其中, δ_k 的第 k 个元素为 1,其余元素均为 0。与此对应,将经济增速 Δy_t 作为向量 Z_t 的第 k 个元素。基于此, y_t 的周期成分可以改写为:

$$c_t = -\delta_k L (I - L)^{-1} Z_t \quad (13)$$

定义列向量 $M_{t-\theta}$,在列向量 $M_{t-\theta}$ 中, $m_{j,t-1+\theta}$ 表示季度 t 的第 j 个月度变量, $\theta \in \{1/3, 2/3, 1\}$ 。对于第 j 个月度变量而言, $m_{j,t-2/3}$ 表示季度 t 内的第 1 个月度观察值, $m_{j,t-1/3}$ 表示季度 t 内的第 2 个月度观察值, $m_{j,t}$ 表示季度 t 内的第 3 个月度观察值。考虑到中国经济数据的现实特征,本文对所有变量进行去均值处理。令 $\tilde{m}_{j,t-1+\theta} = m_{j,t-1+\theta} - \mu_j$, $\Delta \tilde{y}_t = \Delta y_t - \mu_{\Delta y}$, 其中, μ_j 为第 j 个月度变量的均值, $\mu_{\Delta y}$ 为经济增速的均值。因此,列向量 $M_{t-\theta}$ 能够表示为:

$$M_{t-\theta} = \begin{bmatrix} \tilde{m}_{1,t-1+\theta} \\ \tilde{m}_{2,t-1+\theta} \\ \vdots \\ \tilde{m}_{k,t-1+\theta} \end{bmatrix} \quad (14)$$

基于此,可以将月度经济数据与季度经济增速数据堆叠为如下形式:

$$Y_t = \begin{bmatrix} \tilde{m}_{t-2/3} \\ \tilde{m}_{t-1/3} \\ \tilde{m}_t \\ \Delta \tilde{y}_t \end{bmatrix} \quad (15)$$

假定向量 Y_t 在季度频率上具有 VAR(p) 结构,即:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \phi_3 Y_{t-3} + \cdots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma) \quad (16)$$

在对(16)式进行估计时,混频 VAR 模型可能存在过度拟合风险。基于此,参考 Berger 等(2023)的做法,本文使用具有标准 Minnesota 结构的自然共轭先验以实现收缩。令 $\varphi_{t,k}^{j,k}$ 为

VAR(p)模型在第 j 个方程中,变量 k 第 l 期滞后的斜率系数,(16)式所示的VAR(p)模型能够改写为如下形式:

$$Y_t = \begin{bmatrix} \varphi_1^{1,1} & \cdots & \varphi_1^{1,3k+1} & \varphi_2^{1,1} & \cdots & \varphi_2^{1,3k+1} & \cdots & \varphi_p^{1,3k+1} \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \varphi_1^{3k+1,1} & \cdots & \varphi_1^{3k+1,3k+1} & \varphi_2^{3k+1,1} & \cdots & \varphi_2^{3k+1,3k+1} & \cdots & \varphi_p^{3k+1,3k+1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ Y_{t-2} \\ \vdots \\ Y_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{3k+1,t} \end{bmatrix} \quad (17)$$

基于此,将模型先验均值与方差分别设定为:

$$E[\varphi_l^{j,k}] = 0 \quad (18)$$

$$Var[\varphi_l^{j,k}] = \begin{cases} \frac{\lambda^2}{l^2}, j = k \\ \lambda^2 \frac{\sigma_j^2}{l^2} \frac{\sigma_k^2}{\sigma_j^2}, j \neq k \end{cases} \quad (19)$$

(19)式中: λ 为收缩参数。当 $\lambda \rightarrow 0$ 时,变量服从独立的白噪声过程;当 $\lambda > 0$ 时,后验参数将渐进收敛于总体参数。同时,根据标准 Minnesota 先验结构,伴随着滞后期的增大, $1/l^2$ 能够将参数逐渐收缩至0。将方差 σ_j^2 与 σ_k^2 设定为自回归模型中,使用相应变量进行最小二乘估计所得残差的方差。

为了缓解过度拟合问题,本文通过拟合产出增长的一步向前样本外预测,设置收缩参数 λ 。具体而言,使用基于拓展窗口的伪实时估计方法,采用前20期数据进行递归估计,并且采用剩余数据估计均方根预测误差(RMSFE),进而确定使得样本一步向前RMSFE最小化的收缩参数 λ 。

在进行前瞻预测时,本文聚焦于产出缺口在点预测维度的有效性。基于(12)式与(13)式,可以得到第 $T+1$ 期的周期性成分 c_{T+1} :

$$c_{T+1} = -\delta_k L(I-L)^{-1} Z_{T+1} = -\delta_k L(I-L)^{-1} [LZ_T + H\varepsilon_{T+1}] \quad (20)$$

在第 $T+1$ 季度内,当月度数据,例如, $Z_{T+1/3}$ 可以观测时, ε_{T+1} 只能被部分观测,并且可以推断出, ε_{T+1} 的条件期望不为0。为了测算 ε_{T+1} 的条件期望,进而基于(20)式计算产出缺口的前瞻预测值,首先,令 $\Sigma = WW'$,其中, Σ 为VAR(p)模型预测误差的协方差矩阵。然后,基于 Σ 与 W 的下三角Cholesky因子以及协方差结构,定义如下表达式:

$$\varepsilon_{T+1} = Wd_{T+1}, d_{T+1} \sim (0, I) \quad (21)$$

基于(21)式,可以得出 ε_{T+1} 取值的表达式:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{1,T+1/3} &= w_{1,1}d_{1,T+1} \\ \varepsilon_{2,T+1/3} &= w_{2,1}d_{1,T+1} + w_{2,2}d_{2,T+1} \\ &\dots \end{aligned} \quad (22)$$

由(22)式可知,当 $\varepsilon_{1,T+1/3}$ 可以观测时,能够计算得出 $d_{1,T+1}$,进而可以得出 $\varepsilon_{2,T+1/3}$,直至 $\varepsilon_{\Delta y,T+1}$,同时, d_{T+1} 中的其他元素均被设定为0。同理,当 $\varepsilon_{1,T+1/3}$ 与 $\varepsilon_{2,T+1/3}$ 能够观测时,可以计算得出 $d_{1,T+1}$ 与 $d_{2,T+1}$,进而能够得出 $\varepsilon_{3,T+1/3}$,直至 $\varepsilon_{\Delta y,T+1}$ 。因此,基于(21)式与(22)式,本文

能够实时更新产出缺口的前瞻预测值。最后,令 $\omega \in (0,1)$ 表示数据发布的时间间隔,产出缺口的预测方程可以表示为:

$$c_{T+1|T+\omega} = -\delta_k L(I-L)^{-1} [LZ_T + H\varepsilon_{T+1|T+\omega}] \tag{23}$$

(三) 大样本数据选取与混频数据处理

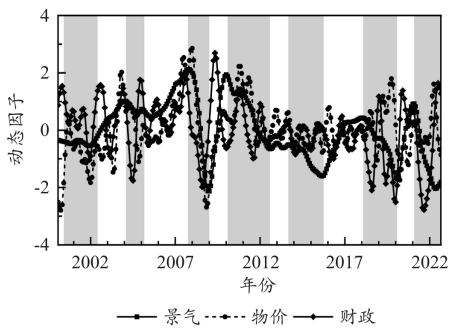
为了有效地测度产出缺口,进而科学地量测经济风险,参考 Morley 和 Wong (2020)、Barigozzi 和 Luciani (2023) 以及郑挺国等 (2023) 的研究思路,本文构建涵括 211 个经济指标的混频大样本数据集,其中,数据集包含 163 个月度经济指标与 48 个季度经济指标。^① 鉴于经济数据的可获取性,月度经济数据的起止时间为 2000 年 1 月—2022 年 9 月,对应季度经济数据的起止时间为 2000 年第 1 季度—2022 年第 3 季度。根据数据的经济意义,将除季度 GDP 指标外的经济指标划分为 13 个体系,在每个体系中,均选取 10 个以上的经济指标,以期规避非系统性冲击的影响。在数据处理过程中,首先,对于涉及价格衡量的经济数据,统一以 2000 年 1 月为基期的消费者价格指数计算得到实际值。其次,由于经济数据存在较强的季节性,采用 Census X-12 法对经济数据进行季节调整。最后,采取一阶差分处理方法将非平稳数据转换为平稳数据。所有经济数据均源自 Wind 数据库与中经网统计数据库。

三、中国经济风险的即时监测

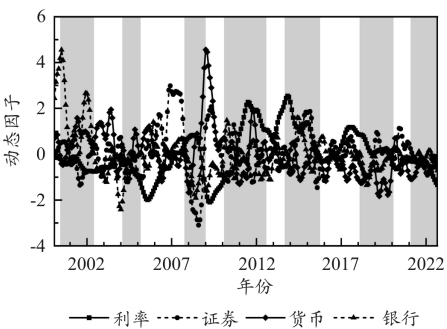
本文采用混频碎尾动态因子模型与 MF-BN-BVAR 模型进行研究,能够处理碎尾数据以及其他形式的数据缺失问题,无需对混频大样本数据集进行截尾处理。因此,在每个经济数据的发布日,本文均可以实现估计结果的实时更新,进而可以对中国经济异质性与系统性风险进行即时监测,以为完善中国经济风险监测预警体系提供参考与建议。

(一) 中国经济异质性风险的即时监测

考虑到中国经济数据发布的现实特征,本文采用混频碎尾动态因子模型,基于所划分的 13 个经济体系,提取各体系数据的公共成分,刻画不同经济体系的差异化演化态势,进而实现对中国经济异质性风险的即时监测。图 1(a)—(d) 具体展示了各体系动态因子的时间动态轨迹。^②

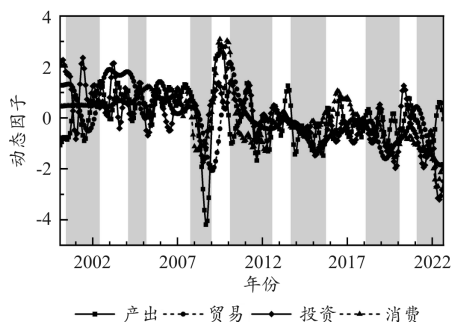


(a) 经济基本面动态因子的时间动态轨迹

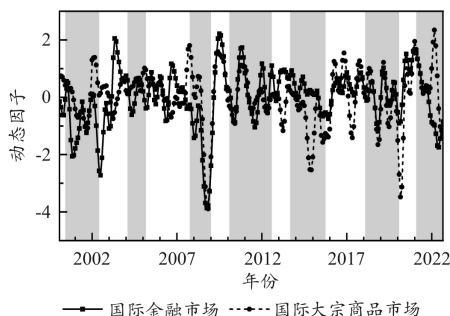


(b) 金融市场动态因子的时间动态轨迹

①混频大样本数据集包含的具体经济指标参见《经济评论》网站(<http://jer.whu.edu.cn>)附件。
②本文基于宏观经济一致指数,采用“峰-谷”划分方法,按照收缩期与扩张期持续时间均不少于 6 个月的标准,将中国经济周期划分为扩张期与收缩期。由于篇幅有限,中国经济周期的转折点测度结果参见《经济评论》网站(<http://jer.whu.edu.cn>)附件。图中阴影区域表示中国宏观经济处于收缩期,下同。



(c) 实体经济动态因子的时间动态轨迹



(d) 国际市场动态因子的时间动态轨迹

图 1 不同经济体系动态因子的时间动态轨迹

图 1(a)刻画了经济基本面动态因子的时间动态轨迹。第一,就景气体系而言,在 2012 年之前,虽然受到全球金融危机的影响,宏观经济短期下行风险骤然增大,但是景气体系仍然具有良好的发展态势。然而在 2012 年之后,受到经济增速放缓、股市下跌以及中美贸易摩擦等事件的影响,景气体系呈现明显的下滑趋势,宏观经济长期下行风险逐渐升高。同时,相较于物价体系,景气体系数据可以更加有效地刻画极端事件对中国经济的冲击,能够全面地反映经济运行所处阶段,以及运行过程中存在的突出问题。第二,就物价体系而言,物价体系的风险集聚态势在 2012 年前后呈现显著差异。在 2012 年之前,中国处于市场化改革初、中期,在全球金融危机等极端事件冲击下,物价波动风险不断上升。然而在 2012 年之后,中国市场经济体系逐步健全完善,市场主体日趋理性,商品市场的供给能力愈发强大,物价波动风险大幅降低。第三,就财政体系而言,在经济扩张期内,财政体系动态因子呈现显著的上行态势。然而在经济收缩期内,虽然偶有波动,但是财政体系动态因子总体仍然处于下行区间。这意味着,财政体系动态因子具有明显的顺周期性,能够有效刻画中国经济基本面的运行态势。

图 1(b)为金融市场动态因子的时间动态轨迹。一方面,伴随着时间的推移,各金融子市场的波动区间逐渐收窄。这意味着,金融子市场的波动风险均呈现逐渐下降的趋势。这是因为,在经济发展的早期阶段,中国对金融风险的重视力度不够,金融市场存在较为严重的高负债、高杠杆等结构性问题,各金融子市场的高波动性正是该问题的具体表现。近年来,“稳增长、防风险”已然成为中国经济工作的主旋律,由于各级政府对金融安全愈发重视以及金融体系逐步健全完善,宏观杠杆率过快升高与影子银行无序发展的势头得到有效遏制,金融风险逐渐收敛。另一方面,在经济发展的各个阶段内,各金融子市场的风险演化趋势呈现显著差异。例如,在 2008 年全球金融危机冲击下,利率、证券以及银行体系动态因子均大幅下行,然而货币体系动态因子在短暂下调后快速攀升;受到 2020 年公共卫生事件的影响,利率、货币以及银行体系动态因子均处于下行区间,然而证券体系动态因子在短暂向下波动后迅速回升。这意味着,即便各金融子市场之间具有复杂的风险联动机制,但是在面临极端事件冲击时,各金融子市场均呈现独特的波动特征,存在差异化风险集聚态势。

图 1(c)描绘了实体经济动态因子的时间动态轨迹。一方面,在 2012 年之前,实体经济各体系动态因子的波动区间较大。这是因为,在此期间,中国经济市场化改革尚未完成,产业结构转型升级居于起步阶段,实体经济抵御风险的能力仍然较弱。受到全球金融危机的

影响,中国经济的内需与外需均陷入低迷态势,实体经济下行风险骤增。随后,中国政府出台一系列“保增长、扩内需、调结构”的政策措施,实体经济迅速升温。基于此,中国实体经济在短时间内发生大幅波动。另一方面,在 2012 年之后,实体经济各体系动态因子的波动区间逐渐收缩。追根溯源,中国经济逐渐步入“新常态”,各级政府不断完善并且创新宏观调控思路与方法,加速推进供给侧结构性改革。企业过剩产能、过剩库存以及财务杠杆均显著下降,中上游产业的行业集中度日益提高,有助于提升企业吸收与应对环境冲击的能力。同时,中国产业结构转型升级成效明显,内需与外需之间的失衡状态逐渐改善。基于此,实体经济的风险抵抗能力持续增强,波动风险日渐降低。

图 1(d)列示了国际市场动态因子的时间动态轨迹。一方面,近年来,相较于国际金融市场,国际大宗商品市场体系动态因子的波动幅度更大。究其原因,国际大宗商品兼具商品与投资品双重属性,无论是供求关系的变动,还是投资前景的变迁,均可以引发国际大宗商品价格波动。特别地,在极端事件发生期间,供求关系失衡与投资前景恶化能够形成共振,进一步加剧国际大宗商品市场的价格波动。另一方面,伴随着时间的推移,国际金融市场体系与国际大宗商品市场体系动态因子的波动态势愈发趋同。这表明,国际金融市场与国际大宗商品市场之间的整合度逐渐提高,跨市场风险传染效应愈发显著。同时,国际金融市场与国际大宗商品市场之间的协同波动态势在极端事件发生期间尤为明显。这是因为,在极端事件冲击下,为了对冲风险,市场参与者在国际金融市场与国际大宗商品市场之间频繁进行资产转移活动,加剧了风险的跨市场传染,导致两个市场呈现更为相似的波动趋势。

综合观察图 1(a)—(d)能够发现,虽然各经济体系动态因子具有协同波动倾向,但是仍然存在明显的差异。一方面,中国经济运行有其内在规律性,各经济体系相互联结成为一个有机整体。经济数据变动的背后潜藏着经济活动的变化,在一个经济体中,各体系数据表征的经济活动之间存在复杂的联动机制。在受到风险冲击时,各体系存在的风险可以通过信贷关系、产业链以及价值链等渠道相互传递,进而导致各体系动态因子产生同向的非预期波动。同时,在经济全球化的背景下,国际金融市场与国际大宗商品市场存在的风险,能够通过投资者情绪、资本流动以及进出口贸易等渠道,引发中国经济风险。基于此,各体系动态因子呈现一致波动趋势。另一方面,虽然同一体系数据表征的经济活动之间存在较高相似性,但是不同体系数据表征的经济活动之间具备明显差异。由于不同经济活动对风险冲击的敏感性各异,以及风险冲击的侧重点各有不同,在部分时间段内,各体系动态因子的波动态势将存在显著差别。这意味着,本文基于混频大样本数据集,从多角度描绘经济风险的异质性演化路径,不仅可以缓解数据选择的主观偏误,而且有助于提高研究结果的稳健性。

(二)中国经济系统性风险的即时监测

各体系动态因子的演进轨迹,能够刻画各体系的异质性风险集聚态势,然而却难以从整体层面反映宏观经济风险的演化动态。有鉴于此,本文构建 MF-BN-BVAR 模型,分离出宏观经济的周期性波动成分,即产出缺口,作为宏观经济系统性风险的量测指标,进而对宏观经济系统性风险进行实时量测,以期“熨平”中国经济波动,完善经济风险监测预警体系提供参考。

1.中国经济系统性风险量测指标的对比分析

为了检验 MF-BN-BVAR 模型的科学性,本文分别基于 MF-BN-BVAR、线性趋势法、HP

滤波、BP 滤波、MH 滤波^①以及 Hamilton 滤波^②模型对产出缺口进行测度,旨在通过剖析各产出缺口估计结果的演化趋势,深入分析各产出缺口估计结果在刻画中国经济形势时的有效性。

由图 2 所示基于不同计量模型的产出缺口估计结果可知,虽然各产出缺口估计结果之间存在一致波动趋势,但是在部分时间段内仍然呈现显著的差异。同时,在中国经济处于收缩期时,各产出缺口估计结果均处于下行通道。这意味着,各产出缺口估计结果均具有顺周期性,均能够不同程度地识别中国经济运行的“冷热”状态,进而可以捕捉宏观经济运行态势,刻画宏观经济系统性风险。

进一步观察图 2 能够看出,第一,2016 年中国经济呈现缓中趋稳、稳中向好的特征,整体处于“U 型”发展走势的底部,与之对应,MF-BN-BVAR 产出缺口在低位保持平稳,契合中国经济实际运行状态。然而线性趋势产出缺口、HP 产出缺口、BP 产出缺口、MH 产出缺口、Hamilton 产出缺口等单变量产出缺口均跌落至零值以下,不符合中国经济运行状态。第二,2017 年中国经济多项目标超额完成,MF-BN-BVAR 产出缺口逐步攀升。然而各单变量产出缺口仍然处于零值以下,未能有效反映中国经济的“升温”趋势。第三,在 2021 年期间,中国经济正处于恢复性增长期,GDP 增速呈现前高后低的走势,并且仍然低于公共卫生事件发生前的 GDP 增速,MF-BN-BVAR 产出缺口在零值附近波动,能够较好地刻画宏观经济运行态势。与之相反,各单变量产出缺口均跃升至零值以上,这意味着,中国经济面临“过热”风险,这一判断与实际经济运行态势不符。综上所述,相较于各单变量产出缺口,MF-BN-BVAR 产出缺口能够更加精准地刻画中国经济形势的演化态势。

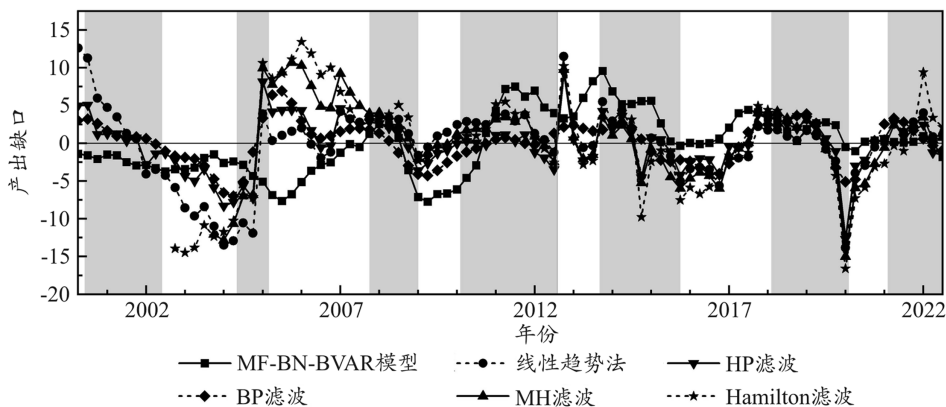


图 2 基于不同计量模型的产出缺口估计结果

2. 中国经济系统性风险量测指标的可靠性检验

从定性的角度分析,相较于各单变量产出缺口,MF-BN-BVAR 产出缺口估计结果可以更加精准地刻画中国经济运行态势,衡量中国宏观经济系统性风险。然而更重要的是,从定量的角度分析,作为宏观经济系统性风险的量测指标,MF-BN-BVAR 产出缺口估计结果是否具有较高的可靠性。基于此,本文从各产出缺口估计结果的实时不确定性以及经济意义两个方面,对各产出缺口估计结果的可靠性进行检验,以期探寻更为合理的中国宏观经济系

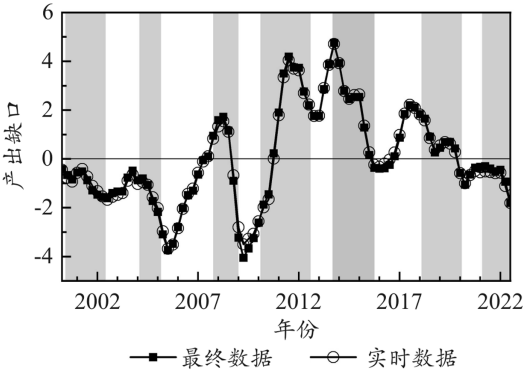
①参考 Quast 和 Wolters(2022)的做法,将预测下限与上限分别设定为 4 与 12,估计结果将缺失前 15 期的值。

②参考 Hamilton(2018)的研究思路,将预测下限与上限均设定为 8,估计结果将缺失前 11 期的值。

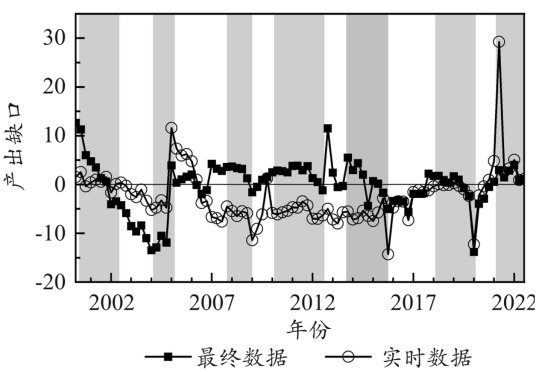
统性风险量测指标。

在季度 GDP 数据发布的每个时点,本文收集自 2000 年 1 月截止至该时点能够实时获取的中国季度 GDP 数据,依次记为“V2007/4/30”至“V2022/10/31”。例如,“V2007/4/30”表示可以在 2007 年 4 月 30 日获取的数据。由于宏观经济数据发布存在一定滞后性,在本文中,“V2007/4/30”一般包含 2000 年 1 月至 2007 年 3 月的经济数据。对于该数据集而言,“V2022/10/31”为最终数据,涵盖了截止至最后一个时点可获取的所有经济数据。

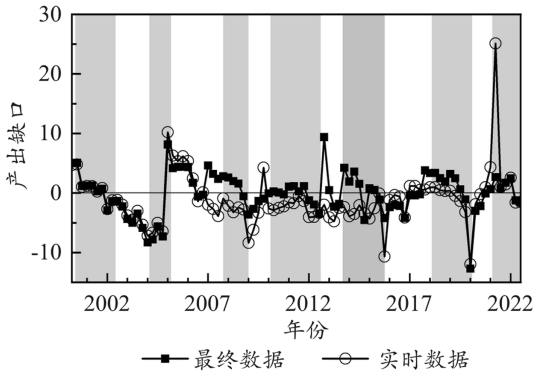
观察图 3(a) — (f) 所示的基于最终数据与实时数据的产出缺口估计结果能够发现,不同于各单变量产出缺口, MF-BN-BVAR 产出缺口具有较低的实时不确定性。基于最终数据与实时数据的 MF-BN-BVAR 产出缺口估计结果近乎完全重合,也就是说,季度 GDP 数据的事后修订,对 MF-BN-BVAR 产出缺口估计结果的影响较小。一方面,产出缺口估计结果的实时不确定性,主要来源于数据的事后修订。在对产出缺口进行估计时,单变量模型能够识别的经济信息仅仅由季度 GDP 数据提供,当季度 GDP 数据发生事后修订时,模型所识别的经济信息出现变化,产出缺口估计结果将产生较大改变。在本文研究的时域范围内,各单变量产出缺口估计结果表现出不稳定性。另一方面,本文构建的混频大样本数据集涵括 211 个经济指标,蕴含大量经济信息。在季度 GDP 数据出现修订时,虽然季度 GDP 数据所提供的经济信息发生变化,但是整体信息集变动不大。同时, BN 分解模型作为有效的滤波器,可以进一步降低数据修订对估计结果的干扰。因此,相较于各单变量产出缺口, MF-BN-BVAR 产出缺口具有更低的实时不确定性,能够更加可靠地衡量中国宏观经济系统性风险。



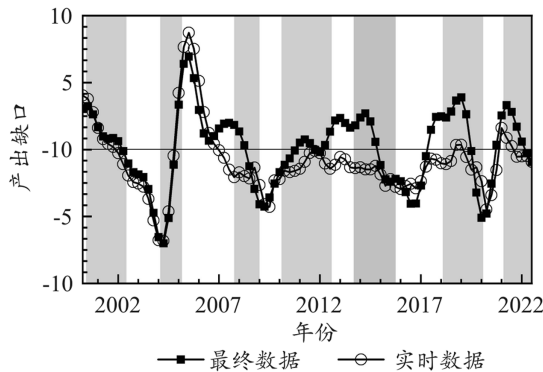
(a) MF-BN-BVAR 产出缺口估计结果



(b) 线性趋势产出缺口估计结果



(c) HP 产出缺口估计结果



(d) BP 产出缺口估计结果

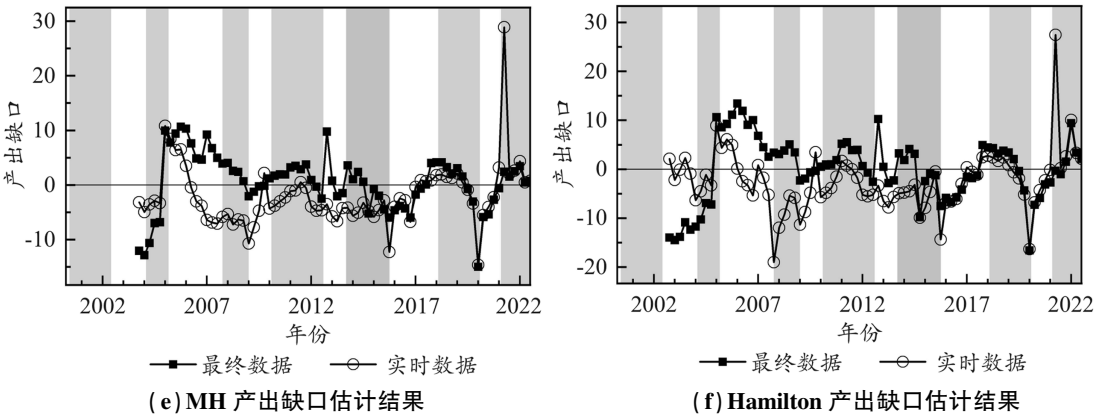


图 3 基于最终数据与实时数据的产出缺口估计结果

产出缺口能够为评估未来经济发展潜力提供参考,与经济增速等经济指标之间存在天然关联。有鉴于此,产出缺口估计结果能否有效地预测未来经济增速,不仅是检验该估计结果是否具有经济意义的重要标准,而且是衡量其作为宏观经济系统性风险量测指标是否合理的关键准则。因此,本文基于各产出缺口估计结果,采用标准预测方程对经济增速进行预测,结果见表 1。

表 1 基于产出缺口估计结果对经济增速进行预测的回归结果

预测期数	MF-BN-BVAR	线性趋势	HP	BP	MH	Hamilton
$h=1$	-0.2020* (2.0387)	0.0770 (2.0422)	0.1622*** (1.9981)	0.0435 (2.0746)	0.1142** (2.1285)	0.0602 (2.1357)
$h=2$	-0.5029*** (2.6088)	-0.0091 (2.7951)	0.0157 (2.7949)	-0.0246 (2.7946)	0.0673 (2.9577)	0.0207 (2.9147)
$h=3$	-0.8199*** (3.0931)	-0.0741 (3.4832)	-0.0871 (3.4896)	-0.1813 (3.4656)	0.0491 (3.7283)	0.0013 (3.6696)
$h=4$	-1.1173*** (3.4296)	-0.1357 (4.0460)	-0.1720 (4.0578)	-0.3678** (3.9682)	0.0358 (4.3885)	-0.0056 (4.3255)
$h=5$	-1.4035*** (3.7974)	-0.1870* (4.6497)	-0.2376* (4.6688)	-0.5240*** (4.5035)	0.0282 (5.0599)	-0.0113 (5.0013)
$h=6$	-1.6794*** (4.0081)	-0.2338** (5.1354)	-0.2953* (5.1639)	-0.6088*** (4.9771)	0.0248 (5.5906)	-0.0309 (5.5502)
$h=7$	-1.9687*** (4.3173)	-0.2679** (5.7504)	-0.3226* (5.7961)	-0.6323*** (5.6305)	0.0344 (6.2461)	-0.0326 (6.2202)
$h=8$	-2.2526*** (4.5370)	-0.2940** (6.3163)	-0.3200* (6.3842)	-0.6080** (6.2596)	0.0461 (6.8362)	-0.0402 (6.8265)
$h=9$	-2.4905*** (4.7230)	-0.3143** (6.8102)	-0.3290 (6.8987)	-0.5718** (6.8075)	0.0610 (7.3012)	-0.0458 (7.3276)
$h=10$	-2.7118*** (5.1201)	-0.3308** (7.4355)	-0.3166 (7.5439)	-0.5553** (7.4639)	0.0890 (7.8789)	-0.0544 (7.9509)
$h=11$	-2.8824*** (5.7256)	-0.3236** (8.1511)	-0.2558 (8.2717)	-0.5040 (8.2007)	0.1611 (8.8402)	-0.0228 (8.6459)
$h=12$	-3.0307*** (6.2881)	-0.4538** (8.6706)	-0.4510 (8.8331)	-0.5640 (8.8257)	0.1347 (9.0994)	-0.0843 (9.2758)

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著;括号内的数值为均方根误差。

分析表 1 能够发现,首先,不同于线性趋势产出缺口、HP 产出缺口、BP 产出缺口、MH 产出缺口、Hamilton 产出缺口等单变量产出缺口,MF-BN-BVAR 产出缺口与未来各期经济

增速之间的相关系数均显著为负。究其原因,根据产出缺口的定义,实际产出理应存在向潜在产出靠拢的趋势。若产出缺口为负,未来预期经济增速应高于潜在经济增速,反之亦然。也就是说,对于某一经济体而言,在一定时期内,产出缺口与未来经济增速之间具有天然的负相关关系。其次,在相关系数显著为负的前提下,相较于各单变量产出缺口,MF-BN-BVAR 产出缺口与未来各期经济增速之间相关系数的绝对值较大,回归结果的均方根误差较小。这意味着,MF-BN-BVAR 产出缺口对未来经济增速的预测效力更强。追根溯源,基于混频大样本数据集得出的 MF-BN-BVAR 产出缺口估计结果,蕴含大量有关经济运行趋势的历史信息,进而有助于对未来经济运行态势进行预测。最后,伴随着预测期数 h 的增加,MF-BN-BVAR 产出缺口与未来各期经济增速之间相关系数的绝对值持续增大。这是因为,BN 分解模型将潜在产出定义为实际产出的长期条件期望。鉴于 BN 分解模型在长期点预测方面的定义,MF-BN-BVAR 产出缺口可以科学地刻画中国经济长期发展路径。综上所述,相较于各单变量产出缺口,MF-BN-BVAR 产出缺口对未来经济增速具备更强的预测效力。

四、中国经济韧性的实时评估

基于某一体系数据对产出缺口进行前瞻预测的误差,可以反映出该体系现有运行状况与其历史水平之间的差距。在公共卫生事件冲击下,如果某一体系对应的预测误差大于零,那么该体系现有运行状态优于其历史水平,这意味着,该体系具有较强的风险抵抗能力以及从衰退中复苏的能力,反之亦然。因此,本文具体测算公共卫生事件持续期间,基于各体系数据对产出缺口进行前瞻预测的误差,从抵抗力与恢复力的视角,深入剖析极端事件冲击下中国经济韧性的体系异质性特征。

由表 2 所示产出缺口以及经济增速前瞻预测值与最终估计值之间的相关性可知,第一,在季度内所有经济数据尚未发布时,基于产出增长长期趋势得出的产出缺口前瞻预测值与最终估计值之间的相关性仍然高达 95.91%。这表明,在相邻两个季度内,中国经济维持相似状态的可能性较高,风险冲击难以较大程度改变中国经济运行状态,中国经济具备强大的抗冲击能力。第二,在季度内第 1 个月的经济数据发布后,产出缺口前瞻预测的准确性能够达到 99.65%。这说明,在某一季度内,第 1 个月的经济运行状况可以大致奠定当前季度内经济运行状况的总基调。也就是说,中国经济在季度内不同月份之间具有较强的惯性,倾向于保持现有运行状态,并且能够抵御外部冲击的干扰,存在一定的稳定性。第三,伴随着经济数据的陆续发布,产出缺口与经济增速前瞻预测的准确性均逐步小幅升高。这意味着,中国月度经济数据具有较高的质量,蕴含大量经济信息,可以有效刻画中国经济月度运行状态,并且在季度内的不同月份之间,经济运行态势的差异较小,中国经济呈现较强的稳定性。同时,经济增速预测的准确性逐步升高,也能够从侧面印证本文模型构建的有效性。

变量	最终估计值			
	无	第一个月	第二个月	第三个月
产出缺口前瞻预测值	0.9591	0.9965	0.9999	1.0000
经济增速前瞻预测值	0.4093	0.6254	0.7124	0.7570

为了探究在公共卫生事件冲击下,各经济体系受冲击程度的差异,进而剖析中国经济韧性的体系异质性特征,本文在表 3 中列示了 2020 年第 1 季度产出缺口的即时估计结果。一方面,产出缺口前瞻预测值在 2020 年 1 月与 2 月大幅降低,由 1.4359% 逐步向下修正至 -0.3766%。这意味着,在 2020 年 1 月与 2 月,中国经济活动大幅放缓,宏观经济存在明显的“降温”现象。这是因为,公共卫生事件爆发期间,旅游、餐饮等行业的经营受阻,商品流通速度下降,社会正常消费难以照常进行,中国经济活力大幅下降。步入 3 月,产出缺口估计值最终定格为 -0.4076%,与基于 2 月数据得出的产出缺口前瞻预测值相差较小。另一方面,相较于其他经济体系,基于产出、贸易以及投资体系数据得出的产出缺口前瞻预测值较小。这表明,产出、贸易以及投资体系存在更加明显的下行趋势。也就是说,相较而言,产出、贸易以及投资体系具有较低的抵抗力韧性,风险抵御能力较弱。

表 3 2020 年第 1 季度产出缺口的即时估计结果

季度内信息	经济体系	产出缺口前瞻预测值
无		1.4359
1 月		0.0369
2 月		-0.3766
3 月	利率	-0.4390
	证券	-0.4470
	货币	-0.4364
	银行	-0.4310
	景气	-0.4430
	物价	-0.4539
	财政	-0.4280
	产出	-0.4595
	贸易	-0.4592
	投资	-0.4623
	消费	-0.4288
	国际金融市场	-0.4204
	国际大宗商品市场	-0.4080
最终实现值		-0.4076

为了更加清晰地刻画各经济体系复苏进程,本文在表 4 中列示了 2022 年第 3 季度产出缺口的即时估计结果。第一,根据产出增长长期趋势得出的产出缺口前瞻预测值为 -0.7257%,实现了由正至负的转变,同时,伴随着月度经济数据的陆续发布,产出缺口前瞻预测值持续向下修正。这意味着,在此期间,虽然中国经济早已实现正增长,但是公共卫生事件已然导致中国经济增长长期期望的下调。第二,相较于其他经济体系,基于利率、证券、货币以及银行体系数据得出的产出缺口前瞻预测值较小。这表明,受到公共卫生事件的影响,中国金融市场复苏速度较慢,与历史水平之间仍旧存在较大差距,金融市场下行风险愈发成为宏观经济风险的重要驱动因素。第三,相较于 2022 年 8 月,基于 2022 年 9 月各体系数据得出的产出缺口前瞻预测值均较大。这说明,一揽子经济政策成效斐然,中国经济形势基本稳定,经济系统中的积极因素日益增多,主要经济指标恢复回稳,中国经济正在逐渐摆脱公共卫生事件的不利影响,具有良好的发展势头。由此可见,在公共卫生事件冲击下,虽然各经济体系复苏进程各异,但是中国经济整体呈现较强的恢复力韧性。

表 4 2022 年第 3 季度产出缺口的即时估计结果

季度内信息	经济体系	产出缺口前瞻预测值
无		-0.7257
7 月		-1.4921
8 月		-1.5943
9 月	利率	-1.5913
	证券	-1.5902
	货币	-1.5840
	银行	-1.5840
	景气	-1.5794
	物价	-1.5779
	财政	-1.5665
	产出	-1.5791
	贸易	-1.5778
	投资	-1.5737
	消费	-1.5634
	国际金融市场	-1.5679
	国际大宗商品市场	-1.5679
最终实现值		-1.5670

图 4 列示了基于经济基本面数据的产出缺口预测误差。

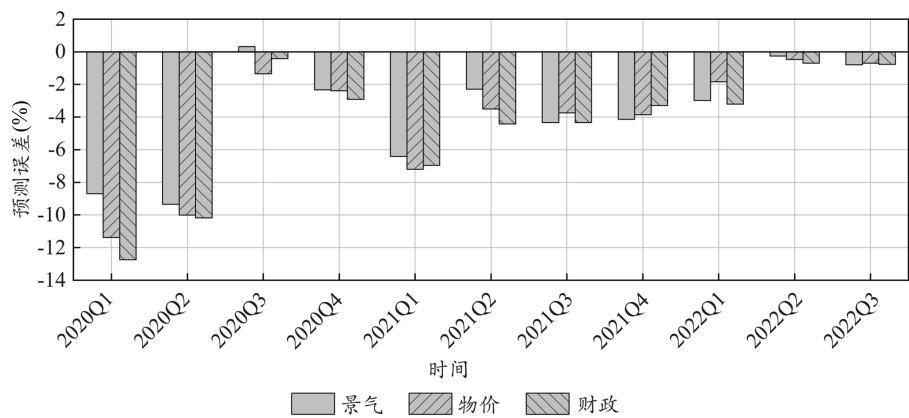


图 4 基于经济基本面数据的产出缺口预测误差

第一,在 2021 年第 3 季度、2021 年第 4 季度以及 2022 年第 3 季度,景气体系对应的负向预测误差均高于物价与财政体系对应的负向预测误差。这表明,由于公共卫生事件反复侵扰,人们对中国经济触底反弹、实现复苏的信心逐渐降低,景气体系复苏进程缓慢正是这一问题的具体表现。也就是说,相较于物价与财政体系,景气体系具有较低的恢复力韧性。第二,物价体系对应的预测误差呈现平滑的下降趋势。这说明,物价体系具备较强的韧性水平。这是因为,中国具有超大规模的消费市场以及强大的商品供给能力,并且得益于政府“保民生稳物价”的政策导向,物价波动幅度一直维持在可控范围。第三,在 2020 年第 1 季度与第 2 季度,财政体系对应的预测误差发生大幅负向波动。究其原因,受到公共卫生事件的影响,中国经济活动大幅减少,纳税税基骤然降低。同时,为支持复工复产,政府采取减

税、免税以及缓税等大量利民措施,全国财政收入存在较为严重的下滑,财政收支之间的矛盾愈发明显。这意味着,在公共卫生事件冲击下,相较于景气与物价体系,中国财政体系呈现较低的抵抗力韧性。

图 5 展示了基于金融市场数据的产出缺口预测误差。一方面,在公共卫生事件冲击下,相较于证券、货币以及银行体系,利率体系对应的负向预测误差较小。值得注意的是,在 2020 年第 1 季度与第 3 季度,利率体系对应的预测误差为正。这意味着,在此期间,利率体系整体仍然处于上行通道。究其原因,伴随着利率走廊机制的不断完善,中国央行将市场机制与直接管制相结合,能够有效发挥利率走廊上下限的作用,精准锁定利率波动区间。即便受到公共卫生事件冲击,利率体系仍然可以平稳运行,具有较强的抵抗力韧性。另一方面,利率、证券、货币以及银行体系对应的预测误差具有协同波动倾向。追根溯源,金融市场风险极易在金融子市场之间交叉传递,进而导致各金融子市场呈现风险趋同倾向。特别地,货币体系与银行体系共同构成了现代金融体系的基础,两者之间存在极为紧密且复杂的联动机制,货币体系与银行体系对应的预测误差具有更加显著的一致波动趋势。

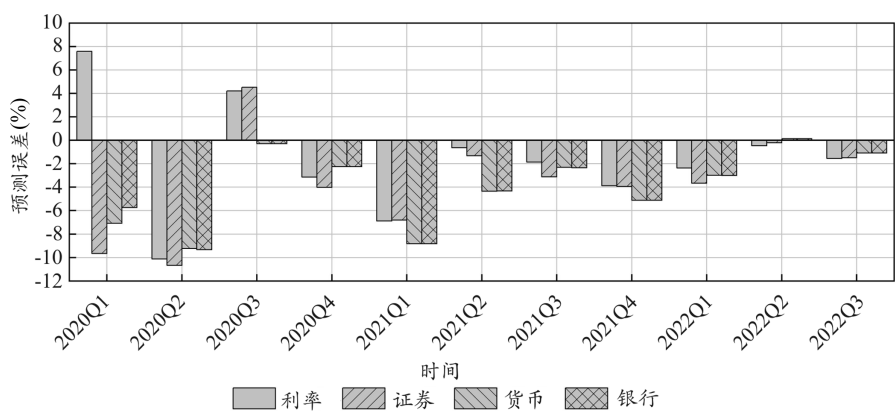


图 5 基于金融市场数据的产出缺口预测误差

图 6 展示了基于实体经济数据的产出缺口预测误差。由图 6 可知,一方面,在 2020 年第 1 季度与第 2 季度,相较于其他体系,贸易体系对应的负向预测误差更大。这表明,在公共卫生事件冲击下,贸易体系存在更大程度的下行波动,对风险的抵御能力较低。追根溯源,在此期间,即便国内贸易业已呈现复苏趋势,但是公共卫生事件在国际层面逐渐失控,已有外贸订单的延期甚至取消,已然成为中国外贸企业普遍面临的问题。公共卫生事件对中国经济的冲击,逐渐从以供给侧为主转向为以需求侧为主,中国贸易体系陷入低迷态势。另一方面,自 2020 年第 4 季度开始,产出体系对应的负向预测误差超越贸易、投资、消费体系对应的负向预测误差。这意味着,在公共卫生事件冲击下,产出体系的下行趋势更为显著与持久,产出体系具有较低的抵抗力韧性与恢复力韧性。在公共卫生事件持续期间,大量企业面临停工与延迟复工的困境,中国构建的供应链、产业链以及资金链均出现不同程度的断裂,中国经济活动迅速放缓甚至陷入停滞,总体产出水平出现大幅下降。

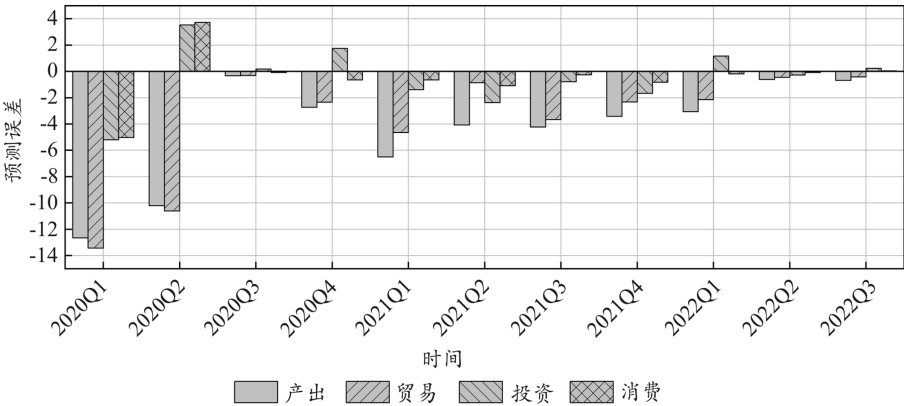


图 6 基于实体经济数据的产出缺口预测误差

观察图 7 所示基于国际市场数据的产出缺口预测误差能够发现,一方面,在公共卫生事件发生后,国际金融市场体系与国际大宗商品市场体系对应的预测误差在大部分时间段内为负。由于国际金融市场与国际大宗商品市场运行状况是全球经济运行状态的集中体现,这一现象表明,在公共卫生事件冲击下,全球经济呈现持久的衰退态势,全球经济系统中的不确定性因素显著增多。另一方面,在 2020 年第 2 季度,国际金融市场体系对应的预测误差迅速由负转正。在此期间,国际金融市场的乐观情绪与全球经济形势出现明显脱节。国际金融市场参与者预计主要经济体将继续实施空前的经济、金融支持政策,进而预估全球经济将呈现“V”型迅速反弹,风险定价与经济前景之间出现较大分歧,导致股票等风险资产的估值过高,国际金融市场处于“虚假繁荣”状态。

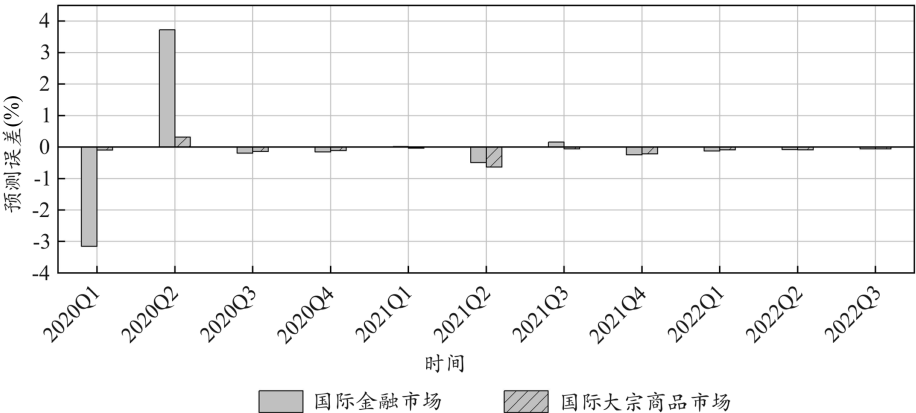


图 7 基于国际市场数据的产出缺口预测误差

综合分析图 4—图 7 可以看出,首先,在 2020 年第 1 季度与第 2 季度,中国经济各体系对应的预测误差均发生大幅下行波动。追根溯源,在此期间,公共卫生事件致使供应链、产业链以及资金链出现不同程度的断裂,阻碍了生产经营活动的正常有序进行,进而使得中国金融市场、经济基本面以及实体经济的下行风险骤然增大。其次,在本文研究的时域范围内,中国经济各体系对应的预测误差大多仍然为负。这意味着,虽然中国经济正在快速实现复苏,但是仍旧处于恢复性增长期,面临较大的下行压力。主要原因在于,中国经济依旧面

临地缘政治风险加剧、输入性通胀飙升等复杂的外部环境,以及房地产行业低迷等内部风险,中国经济仍然处于偏“冷”的状态。最后,相较于实体经济,金融市场与经济基本面的复苏速度较慢,具有较低的恢复力韧性。归根结底,公共卫生事件反复侵扰以及全球经济复苏乏力导致的市场信心不足与预期不稳等问题,已然成为现阶段中国经济面临的核心问题。特别地,该核心问题能够对金融市场与经济基本面造成巨大冲击,使得金融市场与经济基本面从衰退中复苏的能力逐渐下降。

五、研究结论与政策启示

本文构建涵括 211 个经济指标的混频大样本数据集,采用混频碎尾动态因子模型与 MF-BN-BVAR 模型,以产出缺口为切入点,对经济风险进行即时监测,进而深入剖析中国经济韧性的异质性特征。通过研究,本文得出如下研究结论:

第一, MF-BN-BVAR 产出缺口是对中国宏观经济风险进行即时监测的有效指标。相较于各单变量产出缺口, MF-BN-BVAR 产出缺口能够更加有效地刻画中国经济运行状态。同时,在对未来经济增速进行预测时,基于 MF-BN-BVAR 产出缺口得出的回归系数显著性更强,均方根误差更小,也就是说, MF-BN-BVAR 产出缺口具有较强的经济意义,对未来经济增速的预测效力更强。基于此,相较于各单变量产出缺口, MF-BN-BVAR 产出缺口可以更加科学地衡量中国宏观经济风险。

第二,整体而言,中国经济具有强大的韧性。在季度内所有经济数据尚未发布时,产出缺口前瞻预测准确性依然高达 95.91%。同时,伴随着经济数据的陆续发布,产出缺口前瞻预测准确性逐步升高至 100%。这意味着,在相邻两个季度之间以及同一季度不同月份之间,中国经济倾向于维持相似的运行状态,呈现较强的稳定性与韧性,对风险冲击存在一定的抵抗能力。

第三,相较于金融市场与经济基本面,实体经济具有更强的恢复力韧性。在公共卫生事件冲击下,相较于金融市场与经济基本面,虽然实体经济下行波动的幅度较大,但是伴随着供应链、产业链以及资金链的不断修复,实体经济复苏进程愈发加快。然而信心不足与预期不稳等问题,对金融市场与经济基本面造成了较大冲击,导致金融市场与经济基本面从衰退中复苏的能力逐渐降低,复苏进程放缓。

基于此,本文提出如下政策建议:第一,构建并完善中国经济风险监测预警体系。打通“信息孤岛”,推进政府部门、监管部门、金融机构、企业之间信息共享机制的建设,提升数据信息的获取速度。加速推动数据要素市场建设,建立有助于经济风险监测预警的大数据平台,采集源自于搜索引擎、新闻、报纸、社交媒体等新型数据源的经济数据,强化各类风险特征的识别,进而梳理、整合形成关键性经济风险监测预警指标,构建定义明确、科学有效的经济风险监测预警体系。综合运用传统统计、计量方法,以及大数据、人工智能、云计算、机器学习、文本挖掘等前沿技术,统筹结构化数据与非结构化数据,精准识别有效信息,对区域内金融状况以及经济形势进行科学评估与处置,构建多层次、全方位的经济风险监测预警体系。

第二,增强实体经济与金融市场韧性,强化经济风险抵御能力。构建现代化物流体系,

完善综合运输通道、立体式交通枢纽以及物流网络体系,积极探索物流新技术、新业态和新模式,提高资源流通效率。将政府的宏观调控能力、组织能力与市场的创新能力、资源配置能力有机结合,围绕产业链的薄弱环节,加快推进重点技术突破与应用迭代,解决产业链“卡脖子”难题。推进金融产品与金融服务的创新发展,构建市场导向型金融体系,完善直接融资与间接融资相结合的“双轮驱动”融资模式,推动金融体系实现由被动服务模式向主动服务模式的转变。强化宏观经济调控与金融监管之间协调机制的建设,降低金融风险在各级子市场之间交叉传染的可能性,对重点领域加强定向管控,抑制金融风险积累,增强金融市场内在稳定性。

第三,加强预期管理,巩固公众对经济的信心。稳政策是稳预期的关键,政府应保持战略定力,确保大政方针不动摇,实现政策稳健与预调、微调的有机结合。在制定经济政策时应将预期管理置于突出位置,不仅要平衡政策调控逆周期与跨周期之间的关系,在短期目标与长期目标之间做好权衡,而且需要考虑公众可能存在的预期偏差,提高央行等相关部门信息沟通的及时性、精确性、前瞻性以及主动性。同时,不断完善与创新宏观经济政策调控框架,根据实际需要,合理利用央行书面沟通与口头沟通等形式,将央行沟通与传统政策工具相结合,向公众及时解读政策调控的目标、机制以及预期效果等方面内容。增强政策调控的透明度,建立科学的反馈制度,填补信息空白,发挥前瞻性沟通的调节作用,巩固人们对经济的信心,树立合理的市场预期。

参考文献:

- 1.陈安平,2022:《集聚与中国城市经济韧性》,《世界经济》第1期。
- 2.陈彦斌、陈伟泽,2021:《潜在增速缺口与宏观政策目标重构——兼以中国实践评西方主流宏观理论的缺陷》,《经济研究》第3期。
- 3.李宏瑾,2023:《从通胀目标制到平均通胀目标制:理论、实践与反思》,《经济评论》第2期。
- 4.李小林、夏昌盛、司登奎,2022:《货币政策不确定性、债务期限结构与企业现金持有》,《经济评论》第6期。
- 5.刘金东、唐诗涵,2023:《劳动力市场冲击下青年初次就业的疤痕效应》,《财贸经济》第8期。
- 6.隋建利、李悦欣、刘金全,2024:《中国经济韧性的时空敛散与异质分化特征——基于马尔科夫区制转移混频动态因子模型的识别》,《管理世界》第3期。
- 7.隋建利、吕文强,2024:《从“脆弱性”到“韧性”:中国经济在险增长的脆弱性溯源与韧性解构》,《中国工业经济》第4期。
- 8.熊和平、乔珂青、江勇,2021:《基于泰勒规则的人民币套息交易》,《经济评论》第6期。
- 9.赵昕东、沈承放,2022:《收入不平等影响经济增长研究综述》,《经济评论》第5期。
- 10.郑挺国、叶仕奇、范馨月,2023:《大数据下经济在险增长测度与风险探源研究》,《经济研究》第11期。
- 11.Barigozzi, M., and M. Luciani. 2023. “Measuring the Output Gap Using Large Datasets.” *Review of Economics and Statistics* 105(6): 1500–1514.
- 12.Barrett, P., S. Das, G. Magistretti, E. Pugacheva, and P. Wingender. 2023. “Long COVID? Prospects for Economic Scarring from the Pandemic.” *Contemporary Economic Policy* 41(2): 227–242.
- 13.Berger, T., J. Morley, and B. Wong. 2023. “Nowcasting the Output Gap.” *Journal of Econometrics* 232(1): 18–34.
- 14.Eo, Y., and J. Morley. 2022. “Why Has the U.S. Economy Stagnated since the Great Recession?” *Review of Economics and Statistics* 104(2): 246–258.
- 15.Hamilton, J. D. 2018. “Why You Should Never Use the Hodrick–Prescott Filter.” *Review of Economics and Statistics* 100(5): 831–843.
- 16.Jollès, M., E. Meyermans, and B. Vašíček. 2023. “Determinants of Macroeconomic Resilience in the Euro

- Area: An Empirical Assessment of National Policy Levers.” *Economic Systems* 47(3), 101093.
17. Jordà, Ò., S. R. Singh, and A. M. Taylor. 2022. “Longer-run Economic Consequences of Pandemics.” *Review of Economics and Statistics* 104(1): 166–175.
18. Kamber, G., J. Morley, and B. Wong. 2018. “Intuitive and Reliable Estimates of the Output Gap from a Beveridge–Nelson Filter.” *Review of Economics and Statistics* 100(3): 550–566.
19. Kauhanen, A., and K. Riukula. 2024. “The Costs of Job Loss and Task Usage: Do Social Tasks Soften the Drop?” *Empirical Economics* 67(4): 1355–1374.
20. Kekre, R. 2022. “Optimal Currency Areas with Labor Market Frictions.” *American Economic Journal: Macroeconomics* 14(2): 44–95.
21. Lavopa, A., and C. Donnelly. 2023. “Socioeconomic Resilience during the COVID–19 Pandemic. The Role of Industrial Capabilities.” *Structural Change and Economic Dynamics* 67(12): 44–57.
22. Mariano, R. S., and Y. Murasawa. 2010. “A Coincident Index, Common Factors, and Monthly Real GDP.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 72(1): 27–46.
23. Morley, J., and B. Wong. 2020. “Estimating and Accounting for the Output Gap with Large Bayesian Vector Autoregressions.” *Journal of Applied Econometrics* 35(1): 1–18.
24. Morley, J., D. Rodríguez–Palenzuela, Y. Sun, and B. Wong. 2023. “Estimating the Euro Area Output Gap Using Multivariate Information and Addressing the COVID–19 Pandemic.” *European Economic Review* 153, 104385.
25. Mulligan, G. F. 2023. “Economic Vulnerability in US Metropolitan Areas.” *Annals of Regional Science* 70(1): 29–53.
26. Quast, J., and M. H. Wolters. 2022. “Reliable Real-time Output Gap Estimates Based on a Modified Hamilton Filter.” *Journal of Business and Economic Statistics* 40(1): 152–168.
27. Stiglitz, J. E., and M. M. Guzman. 2021. “The Pandemic Economic Crisis, Precautionary Behavior, and Mobility Constraints: An Application of the Dynamic Disequilibrium Model with Randomness.” *Industrial and Corporate Change* 30(2): 467–497.

The Risks and Resilience of China’s Economic Operation

Sui Jianli^{1,2} and Chen Hao²

(1: Center for Quantitative Economics, Jilin University;

2: School of Business and Management, Jilin University)

Abstract: This paper constructs a mixed – frequency large – sample dataset containing 211 economic indicators, using the output gap as the entry point to portray economic operations. It instantly monitors the risks to China’s economy, and then provides a deep analysis of the heterogeneous characteristics of economic resilience. It is found that: (1) Compared with the univariate output gaps, the MF–BN–BVAR output gap has stronger predictive validity for future economic development trends, which can better portray the evolution of China’s economic situation, and thus can effectively measure macroeconomic risks; (2) The Chinese economy has a high level of resilience. In the process of economic operation, the Chinese economy shows strong inertia and stability, and it is difficult for risky shocks to change the operating trend of the Chinese economy to a large extent in a short period of time; (3) During extreme events, the real economy has a stronger ability to recover and shows stronger resilience compared to China’s financial markets and economic fundamentals.

Keywords: Economic Risk, Economic Resilience, Output Gap, Mixed–frequency

JEL Classification: C53, E32

(责任编辑: 彭爽)