

# 协整理论前沿及货币政策逆周期调节的建议

王少平, 王振鑫

(华中科技大学经济学院, 武汉 430074)

**摘要** 本文从协整应用的角度解读协整理论, 尤其侧重于对我国的应用, 并基于此提出可能应用于研究我国经济问题的若干方向. 为正确直观认识协整, 本文首先利用仿真数据直观地展示了协整的定义, 接着解析了 Engle-Granger 两步协整检验的发展及其对我国资本市场的应用案例. 我们还解读 Granger 协整模型的向量误差修正模型 (vector error correction model, VECM) 表述, 继而鉴于我国宏观和金融数据具有的不确定性趋势结构变化特征, 剖析不确定性趋势存在结构变化条件下的协整检验, 并且提出在具有结构变化的情况下如何实现正确的协整检验. 本文重点解析了由协整理论所延伸的持久性冲击及其长期趋势的分解, 还综述了相依性周期的分解, 并分析了我国货币、通胀和农产品价格相依性周期的分解结果. 由此提出货币政策逆周期调节的政策建议, 即 M2 和人民币贷款余额同比增速提升到 15.0%, M2 相依周期成分上升至 1.1 左右, 这一货币政策逆周期调节可能的结果为: CPI 最高上涨到 2.5% 左右并且基本没有持续性; 进一步, 2002-2003 年宽松货币政策刺激导致 GDP 短期周期成分由 0.08 增长至 1.43, 对 GDP 增速贡献 1.35%. 依据 2002-2003 年货币政策的刺激效果估计, 2024 和 2025 年的经济增长速度有望再提升 1 个百分点, 达到 6% 左右. 另一方面, 为引导和鼓励协整前沿对我国的应用, 本文基于协整及其延伸提出了对我国应用的系列研究思路, 以期促进我国经济学实证研究的深入和创新.

**关键词** 协整检验; 持久性冲击; 中国 GDP 的持久性冲击效应; 相依性周期; 中国货币与通胀的相依性周期

## The Frontiers of Cointegration Theory and Recommendations for the Countercyclical Adjustment of Monetary Policies

WANG Shaoping, WANG Zhenxin

(School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China)

收稿日期: 2022-10-20

**作者简介:** 王少平, 教授, 博士生导师, 研究方向: 计量经济学理论和应用、中国经济增长与通胀、金融市场风险和定价, E-mail: wangshaoping@hust.edu.cn; 通信作者: 王振鑫, 博士研究生, 研究方向: 单位根和协整的理论和应用, E-mail: wzx1996@hust.edu.cn.

**致谢:** 感谢洪永淼教授和汪寿阳教授邀请我撰写本文, 感谢中国国际经济交流中心的孙晓涛博士、中南财经政法大学金融学院的杨洋博士和东北财经大学金融学院的赵晴博士, 为本文的写作提供了素材. 他们的博士论文都是以协整为研究对象的. 本文的写作基本完成以后, 又请他们校阅, 以准确地表述相关理论的内涵.

**Abstract** This study provides an interpretation of cointegration theory, emphasizing its practical application and significance within the context of China's economy. It outlines potential avenues for applying cointegration theory to investigate China's economic problems. The research commences with an intuitive display of the definition of cointegration through simulated datasets. And then, this paper interpreted the Engle-Granger two-step cointegration test's evolution and its empirical applications in analyzing China's capital market. Subsequent to this foundational analysis, the paper delves into the vector error correction model (VECM) as a manifestation of the Granger cointegration framework. Acknowledging the tendency of China's macroeconomic and financial data to reflect structural changes in deterministic trends, this study examines the applicability of cointegration tests under such conditions and suggests appropriate methodologies to address these complexities. Furthermore, the article advances discussions on the extended theories of cointegration, focusing on the analysis of permanent shocks and their long-term trend decomposition. It also investigates the decomposition of dependent cycles, applying these theoretical expansions to assess the implications on China's currency, inflation rates, and prices of agricultural products. The study proposes several recommendations for the countercyclical adjustment of monetary policies. It predicts that with certain monetary conditions — specifically a 15.0% growth rate in the M2 money supply and RMB loan balances, a dependent cyclical component of M2 at approximately 1.1, and a consumer price index (CPI) increase to around 2.5% — China could sustain a 6% GDP growth in 2024 and 2025. This projection is based on the historical impact of the 2002–2003 monetary policy easing, which yielded a 1.35% GDP growth due to a surge in the short- and medium-term GDP trend components. Furthermore, in order to shed new lights on the application of the frontier theory about co-integration in China, this paper proposed a series of research insights, aiming to inspire rigorous empirical economic research and foster theoretical innovation in China.

**Keywords** cointegration tests; permanent shocks; permanent shock effects on China's GDP; dependence cycles; dependence cycles between currency and inflation of China

## 1 引言

自我国经济进入新常态以来,稳增长成为一直面临的问题和挑战。2022年实际GDP增长3.0%,CPI增长2.0%。据此,有学者认为我国处于通缩或者通缩的边缘。而在2022年,M2同比增长11.8%,2022年4月25日和12月5日央行两次下调存款准备金率各0.25个百分点,1年期和5年期以上LPR分别下降0.15和0.35个百分点,同时,2022年全年新增减税降费和退税缓税缓费超4.2万亿,发行新增专项债券4.04万亿元,这说明2022年的货币和财政政策保持了稳健和积极。但是,积极的货币和财政政策似乎没有产生稳增长的预期效应。有学者认为财政和货币政策仍有扩张的空间,如某著名经济学家就认为,目前的财政政策过于谨慎,稳增长需要更加宽松的财政和货币政策。进入2023年,前三季度,GDP分别增长4.5%,6.3%,4.9%,CPI分别同比增长1.3%,0.0%,−0.1%,M2分别同比增长12.7%,11.3%,10.3%。有学者据此认为,稳增长压力增大,通缩正在演绎生成。为稳增长,我国实施

了刺激消费和投资的政策。然而,亦有学者认为,刺激消费不仅不能刺激经济增长,反而会适得其反,如某著名经济学家认为:“生产力水平的提高不是吃出来的,不是消费出来的,生产力水平的提高是投资出来的”。中央金融工作会议强调“要加快建设金融强国”,指出货币政策要“更加注重做好跨周期和逆周期调节”,基于中央金融工作会议的精神和我国经济的现实特征与学术争论,本文的动机为探究前沿的协整理论能否用于研究上述问题,能否得到具体的数据证据?若能找到合适的角度,这样的研究不仅体现出显著的学术意义,也体现出契合国家需求的现实意义。

所谓协整,是由若干个非平稳变量(如我国的GDP、M2、消费、投资等)组成的系统,并且这些非平稳变量之间存在着协同运动(covement)和相互制约、相互调节的内在机制。自Granger(1981)提出协整(cointegration)理论以来,这一方向因其与大量的实际数据的吻合而成为经久不衰的经济学研究领域。根据Web of Science统计,截至2022年,在计量经济学领域最具权威性的期刊Econometrica上发表了超过50篇关于单位根和协整检验的论文;而标题中包含单位根和协整的英文论文数量已经超过了8万篇,2021年就有近7000篇英文论文发表。Granger也因提出协整理论而获得2003年诺贝尔经济学奖。当年诺贝尔奖公告中这样评价:协整模型是宏观计量的确定性突破。以上数据清晰地表明,协整理论仍然是具有强大生命力的领域。本文将在解析协整理论的基础上,重点解读协整理论近期的发展及其对我国的应用,基于此提出若干研究的思路或者可能的应用方向,以期推动这一方向的理论和应用创新,促进我国经济学实证研究的深入和创新。

但是,协整检验的理论和方法无疑是非常困难的,本文仅仅就协整检验及其延伸的理论和方法,重点是对我国有着显著应用的方向,尽可能简单,尽可能使用数据图形,尽可能使用“大白话”予以解读。

## 2 协整检验和协整数据的直观认知

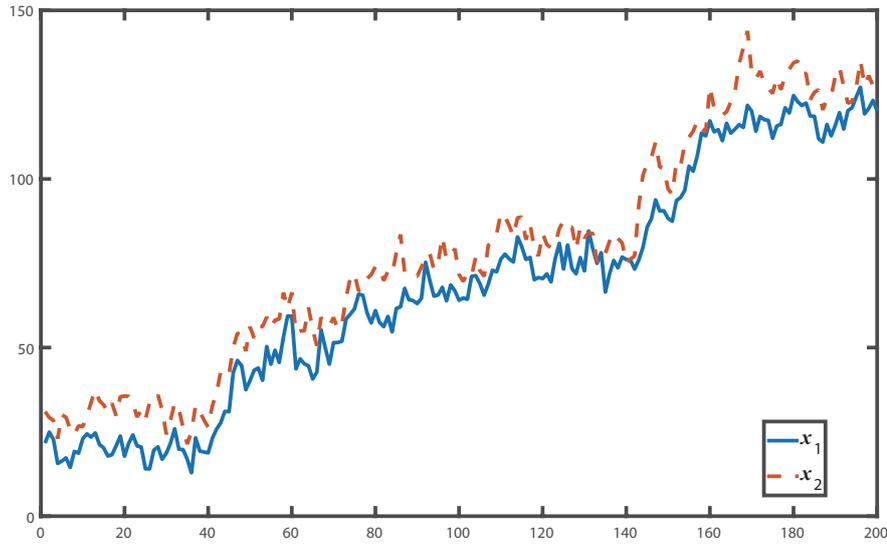
Engle and Granger(1987)关于协整的定义为:如果(i)向量 $\mathbf{x}_t$ 中所有元素都是 $d$ 阶单整,即差分 $d$ 次后为平稳变量,记为 $I(d)$ ; (ii)存在一个非零向量 $\beta$ ,使 $z_t = \beta' \mathbf{x}_t \sim I(d-b)$ ,  $b > 0$ ; 则向量 $\mathbf{x}_t$ 中的各元素是协整的,记作 $\mathbf{x}_t \sim CI(d, b)$ ,其中向量 $\beta$ 为协整向量。由于大多数经济变量为 $I(1)$ 过程,所以常见的协整为 $CI(1, 0)$ ,即若干个非平稳的单位根变量,经某一个(或者几个)线性组合后成为平稳过程。因此,协整检验的核心是证实协整关系的存在,确定协整关系的数量表达式和协整关系的个数。从统计理论看,协整检验也是构造检验统计量和对应的原(备选)假设,推导其渐近分布,并且基于此给出是否协整和多少个协整的结论;当然,也需要给出估计的协整向量的收敛性质。显然,协整检验的统计框架是常规的,统计量的构成也大同小异,但是,统计量的分布和推导过程,几乎完全不同于经典统计检验的分布并体现出前所未有的难度。

为了直观地认识协整,我们首先给出存在协整关系的仿真数据图。图1(a)展示了两个带有截距项的 $I(1)$ 过程具有相同的随机趋势,从而具有协整关系的仿真数据。图1(b)中的数据由两变量的向量误差修正模型(vector error correction model, VECM)生成,其中实线代表的数据为协整变量的一阶差分 $\Delta \mathbf{x}_t = (\Delta x_{1t}, \Delta x_{2t})'$ ,虚线代表的数据为 $x_{1t}$ 对 $x_{2t}$ 的OLS回归残差的一阶滞后 $\hat{u}_{t-1}$ ,即协整残差。图1(b)的上图刻画了 $\hat{u}_{t-1}$ 对 $\Delta x_{1t}$ 的校正(correction),

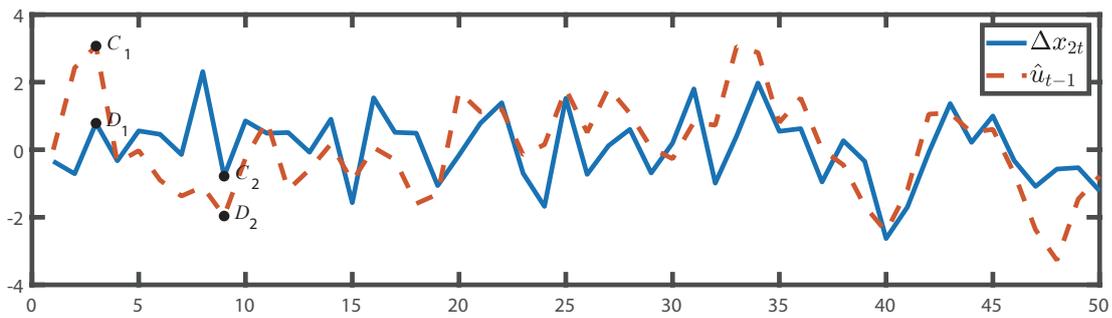
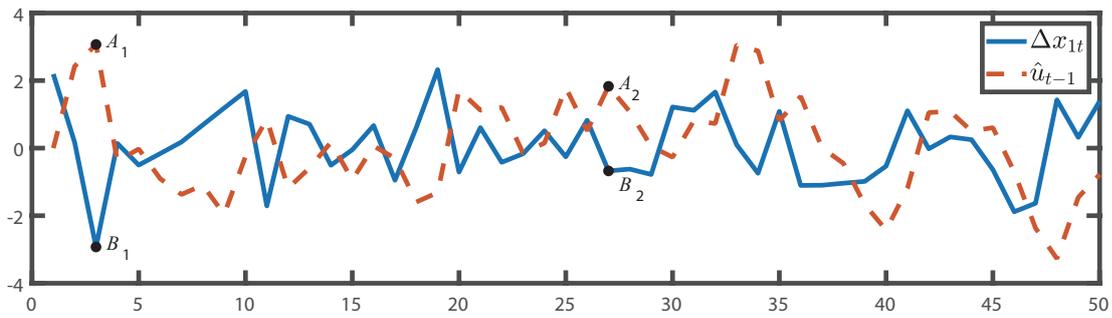
二者大致反向变动,并在多数时点具有相反的符号(例如点  $A_1$  与点  $B_1$ 、点  $A_2$  与点  $B_2$ )。由于 VECM 的第一个方程为  $\Delta x_{1t} = -0.1(x_{1t-1} - 0.8x_{2t-1}) + \varepsilon_{1t}$ ,  $\hat{u}_{t-1} = x_{1t-1} - 0.8x_{2t-1}$ , 如果变量  $x_1$  在  $t-1$  期的值过大,向上偏离了协整关系,产生了一个较大的正  $\hat{u}_{t-1}$ , 那么在第  $t$  期,  $\Delta x_{1t} = x_{1t} - x_{1t-1}$  倾向于为一个负值,从而使  $x_{1t}$  相比  $x_{1t-1}$  减小,变量  $x_1$  向协整均衡变动,这一过程即为“误差校正”。图 1(b) 的下图对比了  $\Delta x_{2t}$  和  $\hat{u}_{t-1}$  的走势,二者大致同向回归,并在多数时点具有相同的符号(例如点  $C_1$  与点  $D_1$ 、点  $C_2$  与点  $D_2$ ),由此反映出变量  $x_{2t}$  的误差校正过程。

从数据图可以看出,数据图 1(a) 与我国实际的宏观或者金融数据形态和走势高度吻合,这意味着协整具有前所未有的应用价值和背景。如图 1(a) 形似某些时间深证 A 股和上证 A 股指数或者某几个行业指数的轨迹,或者投资和就业的增长速度。其明显的特征是,两个随机游走变量的数据,随着时间的延长而没有持续地分岔,而是被某种内在的牵引力量制约而大致协同变动。典型的例子是收入和消费,收入的提高将导致边际消费的提升而相互制约其可能的分岔。这样的牵引或者制约力量,就是它们之间的协整关系。估计的协整关系,从线性回归的角度看,实际上也是估计的线性回归直线,由于样本点围绕着这一直线而运动,因此也称为长期均衡关系。而图 1(b) 描述的是 VECM,实际上是以  $\Delta \mathbf{x}_t$  表述的 VAR 模型,其主要的含义是,变量之间如果存在着协整关系,那么协整关系对变量的短期运动  $\Delta \mathbf{x}_t$  产生调整或者牵制作用,使其短期变化围绕着协整关系(如  $x_{1t} - 0.8x_{2t} = \hat{u}_{t-1} \sim I(0)$ ) 而运动。即使有短期偏离或者变量的短期变化,  $\hat{u}_{t-1}$  也将调整其轨迹,使其回归原有的轨道。协整概念和 VECM 表述,是 Granger 最为伟大的贡献,这一表述不仅与著名的 VAR 模型相互贯通,也为后续的研究提供了理论框架。重要的是,VECM 表述使得协整在宏观和金融的应用研究,如同 2003 年诺贝尔奖的专业信息(advanced information)所描述的,“打开闸门的洪水一般,一泻而下,无处不在”。

基于上述关于协整和数据图的解析,我们可以提出或者形成以下的研究思路。其一,将图 1(a) 中  $x_{1t}$  或者  $x_{2t}$  代入协整关系  $x_{1t} - x_{2t}$  就形成了共同趋势,由此引出协整的共同趋势表述,即如果  $I(1)$  变量之间存在着协整,它们之间就存在着共同趋势,当然,这种趋势不是我们所想象的诸如直线的确定性趋势,而是随着时间变化的随机趋势。这一方向的研究也比较丰富,也赋予协整更加丰富的经济意义,但是对我国的研究仍然是空白,其研究的重点当然是分解共同趋势。基于此,我们提出一个可能研究的问题,如果我国的 GDP、投资、消费和 M2 等变量之间存在着协整,我们就可以分解其共同的趋势。将投资、消费和 M2 的趋势与共同趋势进行比较,哪个变量的长期趋势位于共同趋势的下方,就可能有针对性地刺激对应的变量而提出稳增长的重点。其二,我们知道,VAR 模型有结构 VAR,与之对应的是,VECM 也可以表述为结构 VECM,即 SVECM。与 SVAR 不同的是,SVECM 可以用于识别结构冲击或者持久性冲击,如某一产品或者产业的重大创新,将产生持久性冲击。因此,如何基于研究的问题,识别其持久性冲击,进而分解其持久性冲击产生的效应,就是协整的前沿理论。如果将这一方法,应用于我国源于创新的产业结构升级形成的持久效应,其结果就为创新驱动增长提供证据和具体产业的例子。其三,如果图 1(a) 中的数据是收入和消费的数据,其特点是具有确定性趋势,当然也有随机趋势,随机趋势是由随机扰动即残差累积形成的趋势。由此引出一个研究方向:基于它们之间的协整关系分解其周期,这样的周期由于协整关系而相互联系,



(a) 带有截距项的协整变量, 数据生成过程:  $x_{1t} = 20 + 0.3t + u_t + v_{1t}$ ,  $x_{2t} = 30 + 0.3t + u_t + v_{2t}$ ,  $u_t = u_{t-1} + e_t$ ,  $e_t \sim iid N(0, 3)$ ,  $v_t = [v_{1t}, v_{2t}]' = 0.5v_{t-1} + \varepsilon_t$ ,  $\varepsilon_t \sim iid N(0, 3I_3)$



(b) 协整变量的一阶差分 and 误差校正, 数据生成过程:  $\begin{bmatrix} \Delta x_{1t} \\ \Delta x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.1 \\ 0.2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -0.8 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$ ,  $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t} \sim iid N(0, 1)$

图 1 协整 I(1) 变量的仿真数据图

称之为相依性 (dependence) 周期. 这一方向也构成了协整研究的前沿. 显然地, 相依性周期的分解, 极大地丰富了协整的经济学理论和现实意义, 也促进周期理论的发展. 例如, 如果能够证明我国的 GDP、投资与消费存在着协整并且分解其相依性周期, 当投资与消费的周期性成分位于 GDP 相依周期成分的下方时, 这一结果不仅能够为稳投资和稳增长的政策提供计量证据, 也可能具体地给出短期是以加大投资还是扩大消费为重点, 使之满足在短期稳增长的要求. 如果能够实现这一问题的研究, 将显著地促进我国经济学研究的学术进步, 也将产生针对性的政策意义.

我们在上述分析中反复提到, 单位根变量和它们之间的协整, 与大量实际的宏观、金融数据及其相互的调节高度相像甚至是高度地匹配. 我们也初步提出了一些可以研究的问题. 也许, 这样的“相像”, 实际上是指协整系统的数据与现实的数据“相像”, 因而可以源源不断地从理论和应用的角度提出有待研究的问题.

### 3 协整检验的前沿及其对我国现行的货币政策逆周期调节的建议

自 Granger 提出协整以来, 协整检验的理论和应用研究, 几乎遍及重要的学术期刊, 在 2000 年之前达到顶峰, 此后仍然经久不衰. 开创性的协整检验, 由 Engle and Granger (1987) 提出, 通常称为“EG 两步法”, 这是一个相对简单但是不方便使用的协整检验, 后续也有持续的研究和应用. 而应用最为广泛的是 Johansen and Juselius (1990) 的系统协整检验, 这一检验在几乎所有的计量和统计软件都有标准程序, 因而方便使用, 但是理解其分布函数及其推导过程又是非常困难的.

#### 3.1 协整检验的 EG 两步法

本文首先解析 EG 两步协整检验的发展. 令  $\mathbf{z}_t = (\mathbf{x}'_t, y_t)'$  为一个  $(m+1)$  维的  $I(1)$  向量, 第一步是将  $y_t$  对  $\mathbf{x}'_t$  回归, 得到残差  $\hat{u}_{2t}$ , 第二步即使用单位根的 DF 检验来检验  $\hat{u}_{2t} \sim I(0)$ , 两步的回归式分别为:

$$y_t = \beta' \mathbf{x}_t + u_{2t}, \quad \hat{u}_{2t} = \rho \hat{u}_{2t-1} + \varepsilon_{2t}. \quad (1)$$

检验的原假设和备择假设分别为  $H_0: \rho = 1$  和  $H_1: |\rho| < 1$ , 分别对应于  $\mathbf{z}_t$  中不存在协整关系的原假设和存在协整关系的备择假设. 检验统计量为:

$$\tau_{\hat{\rho}} = \frac{(\hat{\rho} - 1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}} = \frac{T^{-1} \sum_{t=2}^T \hat{u}_{2t-1} \Delta \hat{u}_{2t}}{s(T^{-2} \sum_{t=2}^T \hat{u}_{2t-1}^2)^{1/2}},$$

其中  $\hat{\rho}$  的标准误  $\hat{\sigma}_{\hat{\rho}} = \sqrt{\frac{s^2}{\sum_{t=2}^T \hat{u}_{2t-1}^2}}$ ,  $s^2 = T^{-1} \sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_{2t}^2$ . 在原假设下, 检验统计量  $\tau_{\hat{\rho}}$  的极限分布为:

$$\tau_{\hat{\rho}} \xrightarrow{w} \frac{\mathbf{b}' \int_0^1 \mathbf{W}(r) d\mathbf{W}'(r) \mathbf{b}}{(\mathbf{b}' \mathbf{b})^{1/2} (\mathbf{b}' \int_0^1 \mathbf{W}(r) \mathbf{W}'(r) dr \mathbf{b})^{1/2}}, \quad (2)$$

其中  $\mathbf{b} = [-\boldsymbol{\kappa}', 1]'$ ,  $\boldsymbol{\kappa} = (\int_0^1 \mathbf{W}_1(r) \mathbf{W}'_1(r) dr)^{-1} (\int_0^1 \mathbf{W}_1(r) W_2(r) dr)$ ,  $\mathbf{W}(r) = (\mathbf{W}_1(r)', W_2(r))'$  为维纳过程. 简言之, 这里的  $\tau_{\hat{\rho}}$  统计量收敛于以维纳过程表述的随机泛函. 这一分布函数与传统 DF 分布函数不同. 之所以不同, 是因为进行协整检验使用了估计的残差构造的单位根检验统计量, 从而形成估计效应. 在使用 EG 协整检验第二步的时候, 不能使用 DF 单位根

检验的临界值, 而应该使用式 (2) 渐近分布临界值. 自 Engle and Granger (1987) 以来, EG 两步法已经广泛应用了几十年, 所以最新版本的计量软件都可以直接输出 EG 协整检验的临界值. 由泛函中心极限定理和连续映射定理, 我们还可以得到:

$$\hat{\beta} - \beta \xrightarrow{w} \omega_2^{1/2} \Omega_1^{-1/2} \left( \int_0^1 \mathbf{W}_1(r) \mathbf{W}_1'(r) dr \right)^{-1} \left( \int_0^1 \mathbf{W}_1(r) W_2(r) dr \right), \quad (3)$$

其中的  $\Omega = \text{diag}(\Omega_1, \omega_2)$ ,  $\Omega_1 = \text{diag}(\sigma_{x_1}^2, \dots, \sigma_{x_m}^2)$ . 从理论的角度理解协整, 很大程度上是理解和推导式 (2) 和 (3) 及其类似于这样的分布函数和渐近性质. 式 (2) 所示的  $t$  统计量, 其分布不是  $t$  分布, 也不收敛到正态分布, 而是始终左偏于正态分布并且双尾不对称. 对于式 (3) 而言, 我们所熟悉的正态分布不再成立, 即估计的协整向量收敛于以维纳过程表述的随机泛函, 并且其收敛阶是  $T^{-1}$ , 而不是  $T^{-1/2}$ ,  $\hat{\beta}$  因此称为超一致估计量. 式 (2) 和 (3) 是 Granger 和 Engle 的原始性创新, 开辟了当代宏观和金融计量经济学发展的路径, 其应用遍及宏观和金融的所有方向, 典型的应用是长期购买力平价 PPP 的检验 (Engel, 2016; King et al., 1991) 应用协整研究美国战后的持久性生产率冲击, Campbell (1987) 应用协整检验证实, 消费由持久性收入所决定. 这些应用研究结果, 在很大程度上改写了相关的研究文献, 推动了经济学理论的进步.

大量的应用研究推动协整理论和方法的深入. 我们简单地概述一下 EG 两步协整检验的发展. 由于 EG 检验的第二步是使用 DF 检验的形式来检验“协整”残差的平稳性, 因此, 单位根检验的方法经过适当的改造后几乎都可以用于检验残差的平稳性. 典型的例子是, Phillips and Ouliaris (1990) 把 Phillips and Perron (1988) 提出的 PP 单位根检验用于 EG 两步法的第二步, 其核心思想是将长期方差的一致估计加入统计量, 使之减弱残差中可能存在的自相关和异方差对检验结论的影响, 并且使统计量的渐近分布收敛; Gregory et al. (1996), Maki (2012), Pesavento (2007), Perron and Rodríguez (2016) 等提出了确定性趋势结构变化的 EG 两步法, 其思想和研究路径可以概述为: 利用迭代更新最小平方和而确定趋势的结构突变点并且基于此进行回归, 实现对应的残差的平稳性检验; 或者退化具有结构变化的确定性趋势, 实现残差的平稳性检验. 无论的哪一条路径, 第二步的统计量的渐近分布都发生变化, 由此而体现理论贡献和方法的创新. Wang et al. (2019) 将第二步的  $t$  统计量修改为 Phillips and Perron (1988) 的  $Z_t$  统计量, 即:

$$Z_t = \frac{T(\hat{\rho} - 1)}{s_{Tl}(T^{-2} \sum_{t=2}^T \hat{u}_{2t-1}^2)^{-1/2}} - \frac{1}{2} \frac{s_{Tl}^2 - s_{v_2}^2}{s_{Tl}(T^{-2} \sum_{t=2}^T \hat{u}_{2t-1}^2)^{1/2}}.$$

$Z_t$  收敛到式 (2) 所示的分布. 他们进一步利用机器学习的原理, 对模型实现具有复制时变方差能力的自主重复抽样 (wild bootstrap) 并且使用 bootstrap 样本计算统计量  $Z_t$  (记为  $Z_t^B$ ) 的临界值和对应的  $p$  值, 基于此形成结论. Wang et al. (2019) 从理论上证明了  $Z_t^B$  收敛到  $Z_t$  的分布. 这一结果从理论上保证了使用  $Z_t^B$  的临界值可以在扰动项存在时变方差时产生准确的结论. 其仿真实验的结果给出了  $Z_t^B$  的有限样本性质. 有趣的是, 将这一方法应用于比特币和中国资本市场是否连通的问题. 其背景是, 中国曾经拥有过世界上最大的比特币交易市场, 大量的比特币玩家同时也是中国资本市场的玩家. 比特币的波动可能导致我国资本

市场的波动. 研究表明, 比特币价格和沪深 300 指数 (波动时变的单位根变量) 之间, 其  $Z_t$  的  $p_t^B = 0.45$ , 即不存在协整. 这一结果意味着, 证监会 2017 年 9 月禁止了国内平台的比特币交易是一个正确的选择. 基于这一结果, 我们还可以延伸其含义, 我国资本市场在坚持对外开放的同时, 应加强对外连通以及如何连通等方面的制度性改革, 使之有利于资本市场健康平稳地运行, 服务于实体经济高质量发展.

### 3.2 Johansen 和 Juselius 协整检验的分布函数及其与卡方分布的比较

我们知道, Johansen (1988), Johansen and Juselius (1990) 等提出的基于 VECM 的系统性协整检验, 是应用最为广泛、也是引用最多的检验, 他们因此摘得 2019 年度经济学领域“科睿唯安”的“引文桂冠”(Citation Laureates) 奖. 这一检验的标准程序被植入几乎所有的统计和计量软件并且形成菜单, 点击菜单即可实现这一检验. 其应用也许是方便的, 但是, 如果没有大政理解其理论, 产生错误的结论也是“方便的”. 因此, 我们将解析该检验的要点和它的发展.

对一个  $(n \times 1)$  维  $I(1)$  向量的  $p$  阶 VAR, 在存在着  $r$  个协整关系的原假设下, 其 VAR 可以等价地表述为一个 VECM:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \varepsilon_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

其中  $\beta$  为协整向量,  $\beta' Y_{t-1} \sim I(0)$ , 调节系数  $\alpha$  反映变量向均衡调节的速度. 为估计并且确定协整的个数  $r$ , 将 (4) 式写成如下形式:

$$Z_{0t} = \alpha \beta' Z_{1t} + \psi Z_{2t} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

其中  $Z_{0t} = \Delta Y_t$ ,  $Z_{1t} = Y_{t-1}$ ,  $Z_{2t} = (\Delta Y'_{t-1}, \Delta Y'_{t-2}, \cdots, \Delta Y'_{t-p+1})'$ ,  $\psi = (\Gamma_1, \Gamma_2, \cdots, \Gamma_{t-p+1})$ . 基于  $\varepsilon_t$  服从联合正态分布, 式 (5) 的对数极大似然函数为:

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln |\Omega| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (Z_{0t} - \alpha \beta' Z_{1t} - \psi Z_{2t})' \Omega^{-1} (Z_{0t} - \alpha \beta' Z_{1t} - \psi Z_{2t}). \quad (6)$$

显然, 上式不可能直接对待估参数求偏导而产生极大似然估计, Johansen 的统计和代数的巧妙和困难之处, 其一, 是使用辅助回归 ( $Z_{0t}$  和  $Z_{1t}$  分别对  $Z_{2t}$  回归) 得到残差  $R_{it}$ , 且定义  $S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R'_{jt}$ ,  $i, j = 0, 1$  并且改写 (6) 为对  $\beta$  集中 (其他待估参数作为其隐函数) 的形式, 即:

$$\ln L(\beta) = -\frac{T}{2} \ln |S_{00} - S_{01} \beta (\beta' S_{11} \beta)^{-1} \beta' S_{10}|. \quad (7)$$

其二, 求解(7)可转化为求解如下特征值问题:

$$|\lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}| = 0. \quad (8)$$

其特征值由大到小排为  $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \cdots \geq \lambda_n$ , 由此形成迹检验:

$$LR_{\text{trace}} = -2(\ln L - \ln L_{ur}) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i).$$

和最大特征根检验 ( $H_0$ : 有  $r$  个协整关系), 其中  $LR_{\text{trace}}$  渐近分布函数为:

$$LR_{\text{trace}} \xrightarrow{w} \text{tr} \left\{ \left( \int_0^1 \mathbf{W} \mathbf{W}' dr \right)^{-1} \int_0^1 \mathbf{W} (d\mathbf{W})' \Omega^{-1} \int_0^1 (d\mathbf{W}) \mathbf{W}' \right\}. \quad (9)$$

(9) 式表明, 迹检验统计量的极限分布是一个布朗运动随机泛函矩阵的迹. 简单地理解这一分布函数, 迹检验统计量实际上是似然比检验统计量, 数据平稳条件下的似然比检验, 几乎都是卡方分布. 但是, 这里的迹检验的分布不是常规的卡方分布, 其形态相对于卡方分布显著右偏, 例如对于样本量为 100, 存在一个协整关系的两变量数据, 检验“至多存在一个协整关系”的迹检验统计量的右侧 5% 临界值约为 22.72, 而  $\chi^2(1)$  分布的右侧 5% 临界值约为 3.84. 据此, 迹检验的分布完全不同于卡方分布. 这一比较意味着, 非平稳数据的检验, 几乎完全不同于平稳数据的检验和统计推断.

这一检验的后续发展是讨论数据中的确定性趋势, 这实际上也是对上述检验和模型设定的完善. Johansen (1991) 讨论的是 VECM (差分数据) 中确定性趋势的设定及其与水平方向的确定性趋势的关系. 只有将式 (4) 和 (8) 与确定性趋势的设定结合, 才构成一个完整的 Johansen 协整检验 (为方便, 以下简称为 J 检验). 简言之, 如果水平数据中带有二次确定性趋势, 对应的 VECM 中将带有一次确定性趋势  $\mu_0 + \mu_1 t$ . 对于宏观数据和金融数据, 这种情况极端少见, 但是对于股票价格数据, 这种情况可能是存在的. 如贵州茅台的股票价格在某一急剧上涨区间的价格可能是带有局部二次趋势的单位根过程. 面对这样的数据, 如果需要检验其与相关的其他变量数据是否协整, 如五粮液的股票价格或对应的行业指数等, 选择的 VECM 应带有一次趋势. 应用中最为普遍的情况是, 水平数据中只要有一个清晰地显示出一次确定性趋势 (单位根检验方程最好也使用带有截距和时间趋势的检验方程), 则检验时, VECM 需选择带有截距的形式 (但是无需带有趋势), 即可产生正确的检验结论. 但是, 也许最简单的可行的路径是退化确定性趋势后再使用 EG 或者 J 检验. 读者可能好奇, VECM 与水平数据的确定性趋势是什么关系? 理解和研究这个问题, 需要掌握比较高阶的代数和投影 (映射) 知识. 简言之, 水平数据中的一次和二次确定性趋势, 是投影到协整向量和调节向量的正交补方向而实现分解的, 从而实现确定性趋势可能的降阶. 虽然 Johansen 的上述论文只发表于相对一般的统计期刊, Johansen 本人也没有因此获得诺贝尔奖的提名. 但是, 其科学价值和创新体现在结合了统计和代数技巧从而形成具有稳健性的协整检验, 这一检验在金融和宏观经济实证研究中的应用, 几乎到了“无所不用”并且旷日持久的程度.

理解和推导上述过程无疑是困难的, 如果有兴趣发展这一检验, 当然需要理解这一推导过程. 即使是准确地应用这一检验, 也需要了解这一过程. 另外, J 检验的推导过程显然隐含了两个重要假设, 扰动项同方差和确定性趋势不存在结构突变. 然而这两个假设在实际的宏观和金融数据中很难成立, 尤其中国作为新兴发展中国家, 近几十年国际国内环境经历巨大的变化, 很有可能出现扰动项方差和确定性趋势的结构突变 (Perron, 1989; Cavaliere and Taylor, 2007; 林建浩和王美今, 2013, 2016). 因此将标准的协整检验扩展至包含扰动项时变方差和确定性趋势结构突变, 不仅是协整检验的重大理论创新, 也能够显著提升协整理论的应用价值.

现实经济体系受到许多内外部冲击, 如金融危机、政策变化、自然灾害等, 这些因素

导致了宏观或金融数据扰动项方差的结构性变化. 大量实证研究也证明了这一点 (Kim and Nelson, 1999; Justiniano and Primiceri, 2008). 针对这一问题, Cavaliere et al. (2010) 证明了当方差存在结构变化时, 传统 J 检验就不再收敛于同方差假定下的渐近分布, 其渐近分布形式依赖于方差的时变结构. 为解决这一问题, Cavaliere et al. (2010) 开创性地引入 wild bootstrap 方法, 并证明了 wild bootstrap 协整检验的有效性. Cavaliere et al. (2014) 进一步修改了 Cavaliere et al. (2010) 提出的 wild bootstrap 方法, 提升了有限样本表现. Boswijk et al. (2016) 也证明了传统 J 检验不再适用于时变方差条件. 他们提出了修正的 Wald 检验和 wild bootstrap 算法对参数进行假设检验.

我们知道, 我国的宏观和金融数据几乎都存在着结构变化. 事实上, 自著名华人计量经济学家邹至庄教授提出结构变化检验 (Chow test) 以来, 结构变化检验就延伸到几乎所有的计量经济领域. 之所以有此特征, 是因为现实经济运行中的冲击此起彼伏, 引致的结构变化是大量的宏观、金融非平稳数据的一个几乎直观的数据现象, 尤其是我国的宏观和金融数据, 因为在经济增长进入新常态后, GDP 增速等大量宏观变量都呈现出向下调整的趋势. 这就意味着, 结构变化是我国宏观和金融数据的普遍现象. 协整检验的发展方向之一, 也是沿着结构变化而展开.

Johansen et al. (2000) 开创性地提出确定性趋势存在结构变化的协整检验, 其核心的思想是在 VECM 中引入虚拟变量而刻画确定性趋势的结构变化, 从理论上推导了存在结构变化协整检验统计量的渐近分布. 这一分布不同于迹检验的分布. 但是由于其复杂的统计和代数技巧, 尚未、也难以植入计量和统计软件, 导致其应用受到极大的限制. 另一思路是, 首先褪去 (detrend, 即从原始数据中减去确定性成分) 数据中具有结构变化的确定性趋势, 再对褪去趋势后的数据进行协整检验. 如 Lütkepohl and Saikkonen (2000), Trenkler et al. (2008), Lütkepohl et al. (2004) 将 J 检验扩展至结构突变点未知的条件下, 其基本的思路是先根据最小化残差平方和估计出结构突变点的位置, 基于此去除确定性趋势, 最后对去除时间趋势之后的随机游走数据进行协整检验. Harris et al. (2016) 扩展了 Johansen et al. (2000) 和 Trenkler et al. (2008) 的研究, 允许确定性趋势的截距和斜率都发生结构变化, 而且结构变化点的位置是未知的, 其核心思想与 Lütkepohl et al. (2004) 一样, 也是利用最小化残差平方和估计出结构变化点的位置, 然后再将估计的结构断点代入对应的模型进行协整检验, Harris et al. (2016) 证明了结构断点位置估计量的一致性, 并推导了协整检验的渐近分布. Yang et al. (2022) 将 Johansen 协整秩检验扩展至确定性趋势和方差同时存在多个结构变化的情形, 首先构造出确定性时间趋势结构突变日期的估计量, 并推导了结构断点估计量在时变方差下的渐近性质. 在此基础上, 构造出协整秩的伪似然比检验, 发现其极限分布取决于时变方差的具体形式. 他们还提出了一个基于 wild bootstrap 的检验程序, 理论结果表明 wild bootstrap 协整检验是渐近有效的. Bykhovskaya and Gorin (2022) 提出高维协整检验, 其思想是, VECM 中带有截距, 使用去趋势后的数据求解前述特征根问题方程 (8), 并且将对应的迹统计量进行调整, 使之依分布收敛于一个艾里 ( $\text{Airy}_1$ ) 点过程前  $r$  个 (即原假设协整个数) 的和.

上述检验, 或许是由于其难度, 没有被制作成标准程序植入软件中而被广泛应用. 我们前面提出, 协整的应用几乎无所不及. 但是, 绝大多数应用都是使用标准 J 检验而没有考虑结

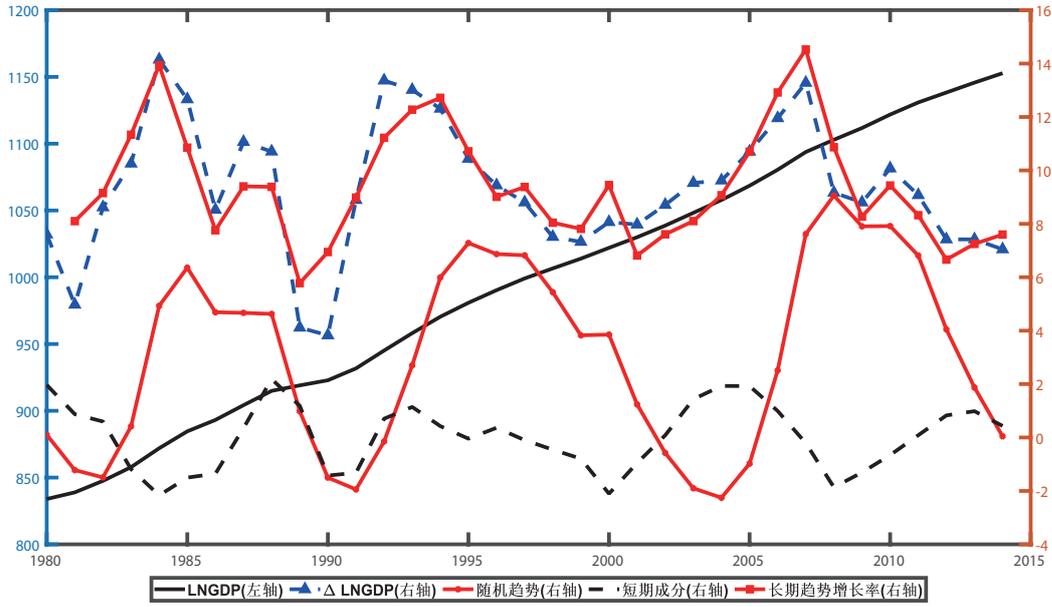
构突变问题. 这就意味着, 对于那些数据中具有明显突变而没有考虑这种突变的应用, 有可能存在着某些不精确甚至是少量实质性错误 (如无协整但是检验结论存在着协整) 的结论. 如果在  $I(1)$  检验时能够直观看到显著的结构变化, 要么是应用前述带结构变化的协整检验, 要么是褪去数据中结构变化的确定性趋势, 再进行协整检验.

无论协整检验怎么演变, 如同 VAR, 其应用意义都是极其有限的, 尽管协整的 VECM 表述揭示了协同运动 (co-movement) 为什么存在, 但是其实质仍然是平稳数据的 VAR 的一种形式. 因此, 拓展协整理论的应用, 必须将协整理论延伸到具有显著经济意义的领域, 其中, 相依性周期、持久性冲击和长期趋势的分解, 就是具有显著应用意义的发展方向.

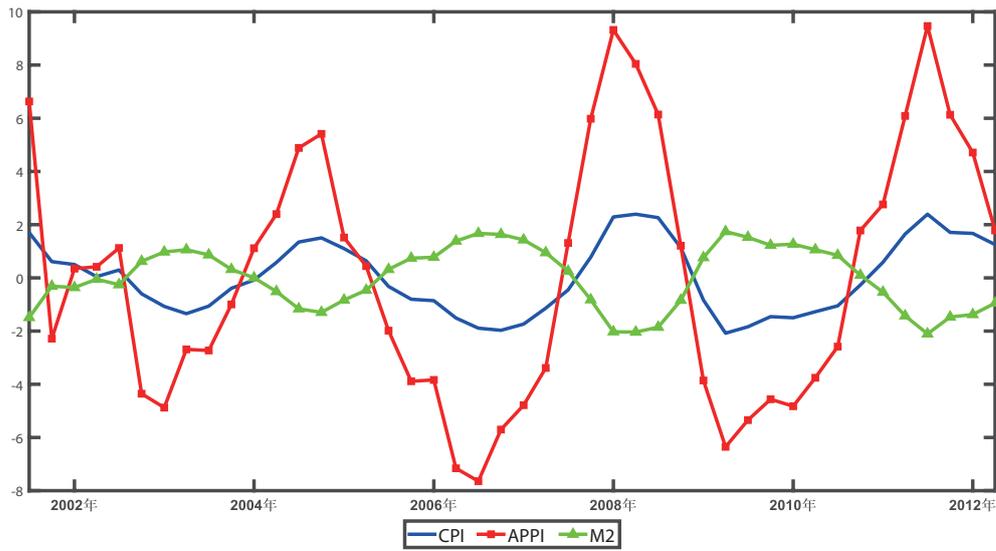
### 3.3 我国现行货币政策加大逆周期调节的建议

中央金融工作会议指出, 货币政策要更加注重做好跨周期和逆周期调节, 充实货币政策工具箱. 能否数量化这一表述? 能否给出比较具体的量化的货币政策建议? 这是我们亟待研究的问题, 也是协整前沿的应用方向. 我们知道, Stock and Watson (1988) 提出了著名的协整系统的共同趋势理论, 即由  $n$  个  $I(1)$  变量组成的协整系统存在着  $n - r$  个共同趋势,  $r$  为协整个数. 基于此, King et al. (1991) 开创性地提出了基于 VECM 的结构 (或者持久) 冲击识别理论和方法, 其核心的思想可以概括为, 将冲击分类并且识别为具有持久冲击效应的长期冲击和只有短暂效应的短期冲击, 协整系统的共同趋势来源于  $n - r$  个长期冲击, 即共同趋势是长期冲击效应的累积, 而剩余的  $r$  个短期冲击, 仅仅形成短期效应. 很显然, 这一理论, 极大地丰富了协整理论的经济理论和现实意义. 正因为如此, 在《美国经济评论》(AER) 就发表了多篇应用这一理论的实证研究, 如 Lettau and Ludvigson (2004), Beaudry and Portier (2006), Corsetti and Konstantinou (2012). 下面我们简单地解析这一理论: 将协整系统 VECM 表述的残差转换为结构型残差, 即对 VECM 的残差实施结构性约束, 简记为 SVECM; 定义效应不随时间衰减的冲击为长期或者持久性冲击, 否则为短期冲击; 基于结构冲击对 SVECM 对应的变量的累积脉冲响应效应是否衰减为 0 而识别长期冲击, 即累加的脉冲响应收敛到某一常数的冲击为持久性冲击, 累加的脉冲响应衰减到 0 的冲击则为短期冲击. 根据 Wold 表述定理, 将结构性残差的 VECM 转换为结构 VMA, 根据共同趋势理论, 将  $r$  个短期冲击的效应约束为 0 并且植入结构 VMA 之中, 最后分解并且累加计算长期和短期冲击效应即长期趋势和周期性短期成分. 这一方向显著地丰富了协整的经济理论和现实意义. 王少平和杨洋 (2017) 对我国经济增长进行了持久性冲击的识别和冲击效应的分解, 主要结果如图 2(a) 所示. 主要结论为: 我国 GDP 的长期趋势出现结构性下移而进入新常态, 源于创新等长期因素不足以匹配高速增长的增长.

另一个极大丰富协整的经济理论和现实意义的延伸, 是相依性周期的定义和分解. Vahid and Engle (1997) 基于协整的 VECM 定义分解相依性周期. 其主要的思想和步骤简述为: 对于  $n$  维协整系统  $\mathbf{y}_t$ , 如果存在  $n \times s$  维矩阵  $\boldsymbol{\delta}$ , 使得  $\boldsymbol{\delta}'\Delta\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\delta}'\boldsymbol{\varepsilon}_t$ , 其中  $\boldsymbol{\delta}'\boldsymbol{\varepsilon}_t$  为  $s$  维的白噪声, 则  $\Delta\mathbf{y}_t$  存在  $s$  个序列相关共同特征 (SCCF). SCCF 可以简单地理解为, 对 VECM 两边进行  $\boldsymbol{\delta}$  (如果存在) 线性变换, 使得变换后的扰动为白噪声, 并且调节系数和差分滞后系数变换为 0. 为获得 SCCF 向量的唯一估计量, 对  $\boldsymbol{\delta}$  进行正则化使其含有  $s$  维的单位阵, 记为  $(\mathbf{I}_s, \boldsymbol{\delta}^*)'$ , 其中  $\boldsymbol{\delta}^*$  为  $s \times (n - s)$  维矩阵由此得到关于  $\Delta\mathbf{y}_t$  的  $s$  个 SCCF 方程. 将 SCCF 方



(a) GDP 长期趋势分解图



(b) 变量 CPI、APPI 和 M2 的相依性周期图

图 2 中国 GDP 的持久性冲击效应和中国货币与通胀的相依性周期

程替换 VECM 的前  $s$  个无约束方程, 得到:

$$\begin{pmatrix} I_s & \delta^* \\ \mathbf{0}_{(n-s) \times s} & I_{n-s} \end{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_t = \begin{pmatrix} \mathbf{0}_{s \times n} & \cdots & \mathbf{0}_{s \times n} & \mathbf{0}_{s \times r} \\ \Gamma_1^* & \cdots & \Gamma_p^* & \alpha^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta \mathbf{y}_{t-p} \\ \hat{\beta}' \mathbf{y}_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} I_s & \delta^* \\ \mathbf{0}_{(n-s) \times s} & I_{n-s} \end{pmatrix} \varepsilon_t.$$

其中矩阵  $\Gamma_j^*$  ( $1 \geq j \geq p$ ) 和  $\alpha^*$  分别是式 (4) 中矩阵  $\Gamma_j$  ( $1 \geq j \geq p$ ) 和  $\alpha$  的一部分, 这就形成了拟结构 (Pseudo-Structural) 的误差修正模型 (简记为 PSVECM), 在 PSVECM 中, 协整关系  $\beta' y_{t-1}$  保持不变, 但其调节参数和滞后项的系数由于 SCCF 的引入而改变. 对 PSVECM 进行完全信息极大似然估计, 即可得到待估参数的估计量. 基于估计结果将 PSVECM 转换成简约形式, 就有隐含 SCCF 的简约型误差修正模型:

$$\Delta y_t = \gamma \beta' y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Pi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t. \quad (10)$$

记  $P = [\Pi(1) - \gamma \beta']^{-1} \gamma \{\beta' [\Pi(1) - \gamma \beta']^{-1} \gamma\}^{-1} \beta'$ ,  $\Pi(1) = I - \Pi_1 - \dots - \Pi_{p-1}$  则相依性周期,  $c_t$  为:

$$c_t = P y_t - (I - P) [\Pi(1) - \gamma \beta']^{-1} \sum_{j=0}^{p-2} \tilde{\Pi}_j \Delta y_{t-j}, \quad (11)$$

其中  $\gamma$  为植入 SCCF 后的调节参数矩阵;  $\tilde{\Pi}_j = \sum_{i=j+1}^{p-1} \Pi_i$ . 这样, 实现上述相依性周期分解的步骤为: 检验协整并且估计 VECM, 检验并且确定 SCCF, 将 SCCF 代入 VECM 形成 PSVECM, 应用极大似然 (ML) 估计 PSVECM 并且将其转换为隐含 SCCF 的 VECM, 即可计算协整系统中每一个变量的相依性周期. 王少平和孙晓涛 (2013) 对我国消费品价格指数 (CPI)、农产品价格指数 (APPI) 和货币供给量 M2 的实证结果如图 2(b) 所示.

图 2(b) 中的 CPI、APPI 和 M2 的相依性周期成分, 显示出清晰且比较完整的“梭形”周期形态. 这一结果表明, 通胀和农产品价格与 M2 之间不仅存在协整也存在序列共同特征、存在相依性周期. 相依性周期形态, 不仅准确地刻画了各变量的周期及其相依性, 而且揭示了我国实际发生的瞬时性随机冲击, 对系统中的变量以及变量之间的相互冲击, 而形成相依周期. 例如, 2007 年猪肉价格暴涨对 APPI 和 CPI 的瞬时性冲击导致其相依周期成分上升; 2009 年为克服金融危机而扩张货币, 促使 CPI 周期攀升. 我们重点考察 2002-2003 年前后的货币政策, 由于 1998-2002 年的通缩周期, 央行从 2002 年初开始放松信贷, 到 2003 年 10 月, M2 增速达到 21.0% 的阶段性峰值, M2 相依性周期 1.1 个单位 (小于最大值 1.5), 人民币贷款余额同比增长 23.3%, 当时宽松的货币政策基本没有引发严重的通胀, 对应的农产品生产者价格同比增长 2.1%, CPI 同比增长 1.8%, 并且后续也没有发生严重通胀. 但是自 2003Q4 开始三个季度的 GDP 同比增速分别为 10.0%、10.6%、11.6%. 另外, 根据图 2(a) 中对 GDP 增速的长期趋势分解结果来看, 实际 GDP 的短期成分由 2002 年的 0.08 增长至 2003 和 2004 年的 1.43 和 1.93, 对 GDP 的增长贡献达到了 1.35% 和 0.5%, 这一结果说明, 当时宽松的货币政策对经济增长起到了逆周期调节作用, 这一结果可以解释并且评估当下的货币政策. 2022 年二季度, 农产品生产者价格同比增速为 -0.7%, CPI 同比增长 2.2%, M2 同比增速 11.0%, 人民币贷款余额同比增长 11.2%. 据此建议, 当下我国稳健的货币政策仍然有加大逆周期调节的空间: M2 和人民币贷款余额同比增速提升到 15.0%, M2 相依周期成分可能上升到 1.1 左右, 根据前述结果, CPI 可能在 2.5% 左右. 2002 年宽松货币政策 (即 M2 和人民币贷款余额同比增加 21% 以上) 刺激了 GDP 短期成分由 0.08 增长为 1.43, 对 GDP 增速贡献 1.35%. 按照现行稳健的货币政策 (即 M2 和人民币贷款余额同比增长 11%), 2023

年 GDP 增速大约为 5% 左右. 如果加大逆周期调节力度 (即 M2 和人民币贷款余额同比增速提升到 15.0%), 并辅之以下调利率和准备金率, 按照 2002-2003 年货币政策的刺激效果估计, 2024 和 2025 年的经济增长速度有望再提升 1 个百分点, 达到 6% 左右. 若能达到, 我们就基本实现了“以进促稳”的目标. 上述分析隐含着, 为稳增长, 我国当前的货币政策有进一步灵活宽松调整的空间. 这是我们对货币政策如何实现逆周期调节的建议. 当然, 这也是一个不精确的结果. 如果将 GDP、M2 和 CPI (或其他相关变量) 重新根据这一方向新的发展对其进行检验, 有可能得到比较精确的结果. 上述分析还证实, 相依性周期是协整系统的周期规律和周期特征, 其周期形态不可能出现颠覆性改变, 历史的相依周期形态, 对于推断不远的未来, 仍然具有统计科学的价值和显著的参考意义.

与之相关联的是相依性长期趋势的分解, 这也是协整前沿重要的理论和应用研究领域.

#### 4 中央金融工作会议提出的问题及协整前沿的应用展望

由前述, 协整的应用无所不及, 经久不衰. 但相对而言, 应用协整尤其是应用协整的前沿来研究我国的经济问题, 又明显薄弱. 最典型的应用是中央金融工作会议提出的如何管理外汇市场, 如何确定人民币汇率的均衡合理水平. 研究这些问题的切入点即为人民币对美元的长期购买力平价理论 (PPP) 的检验, 这一检验对评估当前汇率的波动, 具有显著的现实意义. 我们也可以应用协整对我国进行区域 (城乡) 的 PPP 检验, 这一方向好像处于空白, 但是其结论有可能用于贫困标准的修订或者乡村振兴进展的评估. 关于收入、消费和财富, 也是经典的协整应用的对象. 显然, 我国居民的财富增长是否促进消费、是否应该以提高收入刺激消费, 基于“协整”的结论可能产生显著的现实意义. 股价与红利是否协整, 以及红利是否随着股价的上升而提高, 有可能对红利的制度性改革提供参考依据. 协整检验还可能应用于我国的货币需求与利率、通胀和增长之间的关系及其相互调节, 基于此评估利率对货币需求的调节效应, 尤其是近期的调节效应. 进一步, 前述基于协整的持久性冲击识别和持久性冲击效应, 可应用于我国的经济增长与科技进步和创新等变量的关系之中, 如果存在着持久性冲击, 这种冲击很可能源于创新和科技进步, 而对应的累积持久冲击效应, 有可能度量创新对增长产生的效应. 如何评价我国的货币政策对增长和通胀 (通缩) 的影响, 如何基于 CPI 判断是通胀或者是通缩等重大的现实问题, 都可能是协整前沿的研究对象. 特别地, 前述货币政策稳增长的逆周期调节的建议, 如果能够根据最新的发展而进行更加深入的研究, 得到直接而科学的证据, 更加具体的数据结果, 这样的结果, 无疑将凸显出契合国家需求的现实意义, 从而实现“将经济学论文写在祖国的大地上”.

### 参 考 文 献

- 林建浩, 王美今, (2013). 中国宏观经济波动的“大稳健”——时点识别与原因分析 [J]. 经济学 (季刊), 12(2): 577-604.
- Lin J H, Wang M J, (2013). The Great Moderation of China's Macroeconomic Fluctuations: An Investigation of Timing and Potential Explanations[J]. China Economic Quarterly, 12(2): 577-604.
- 林建浩, 王美今, (2016). 新常态下经济波动的强度与驱动因素识别研究 [J]. 经济研究, 51(5): 27-40.

- Lin J H, Wang M J, (2016). Intensity and Driving Forces of Macroeconomic Fluctuations in the New Normal[J]. *Economic Research Journal*, 51(5): 27–40.
- 王少平, 孙晓涛, (2013). 中国通货膨胀的相依性周期 [J]. *中国社会科学*, (5): 106–124.
- Wang S P, Sun X T, (2013). On the Codependent Cycles of Chinese Inflation[J]. *Social Sciences in China*, (5): 106–124.
- 王少平, 杨洋, (2017). 中国经济增长的长期趋势与经济新常态的数量描述 [J]. *经济研究*, 52(6): 46–59.
- Wang S P, Yang Y, (2017). The Long-term Trend of Economic Growth and Quantitative Characteristics of the Economic “New Normal” in China[J]. *Economic Research Journal*, 52(6): 46–59.
- Beaudry P, Portier F, (2006). Stock Prices, News, and Economic Fluctuations[J]. *The American Economic Review*, 96(4): 1293–1307.
- Boswijk H P, Cavaliere G, Rahbek A, Taylor A R, (2016). Inference on Co-integration Parameters in Heteroskedastic Vector Autoregressions[J]. *Journal of Econometrics*, 192(1): 64–85.
- Bykhovskaya A, Gorin V, (2022). Cointegration in Large VARs[J]. *The Annals of Statistics*, 50(3): 1593–1617.
- Campbell J Y, (1987). Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis[J]. *Econometrica*, 55(6): 1249–1273.
- Cavaliere G, Rahbek A, Robert Taylor A M, (2014). Bootstrap Determination of the Co-Integration Rank in Heteroskedastic VAR Models[J]. *Econometric Reviews*, 33(5–6): 606–650.
- Cavaliere G, Rahbek A, Taylor A M R, (2010). Testing for Co-integration in Vector Autoregressions with Non-stationary Volatility[J]. *Journal of Econometrics*, 158(1): 7–24.
- Cavaliere G, Taylor A M R, (2007). Testing for Unit Roots in Time Series Models with Non-stationary Volatility[J]. *Journal of Econometrics*, 140(2): 919–947.
- Corsetti G, Konstantinou P T, (2012). What Drives US Foreign Borrowing? Evidence on the External Adjustment to Transitory and Permanent Shocks[J]. *The American Economic Review*, 102(2): 1062–1092.
- Engel C, (2016). Exchange Rates, Interest Rates, and the Risk Premium[J]. *The American Economic Review*, 106(2): 436–474.
- Engle R F, Granger C W J, (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing[J]. *Econometrica*, 55(2): 251–276.
- Granger C W J, (1981). Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification[J]. *Journal of Econometrics*, 16(1): 121–130.
- Gregory A W, Nason J M, Watt D G, (1996). Testing for Structural Breaks in Cointegrated Relationships[J]. *Journal of Econometrics*, 71(1): 321–341.
- Harris D, Leybourne S J, Taylor A M R, (2016). Tests of the Co-Integration Rank in VAR Models in the Presence of a Possible Break in Trend at an Unknown Point[J]. *Journal of Econometrics*, 192(2): 451–467.
- Johansen S, (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2): 231–254.
- Johansen S, (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models[J]. *Econometrica*, 59(6): 1551–1580.
- Johansen S, Juselius K, (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration — with Applications to the Demand for Money[J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2): 169–210.

- Johansen S, Mosconi R, Nielsen B, (2000). Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend[J]. *The Econometrics Journal*, 3(2): 216–249.
- Justiniano A, Primiceri G E, (2008). The Time-varying Volatility of Macroeconomic Fluctuations[J]. *The American Economic Review*, 98(3): 604–641.
- Kim C J, Nelson C R, (1999). Has the U.S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business Cycle[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 81(4): 608–616.
- King R G, Plosser C I, Stock J H, Watson M W, (1991). Stochastic Trends and Economic Fluctuations[J]. *The American Economic Review*, 81(4): 819–840.
- Lettau M, Ludvigson S C, (2004). Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption[J]. *The American Economic Review*, 94(1): 276–299.
- Lütkepohl H, Saikkonen P, (2000). Testing for the Cointegrating Rank of a VAR Process with a Time Trend[J]. *Journal of Econometrics*, 95(1): 177–198.
- Lütkepohl H, Saikkonen P, Trenkler C, (2004). Testing for the Cointegrating Rank of a VAR Process with Level Shift at Unknown Time[J]. *Econometrica*, 72(2): 647–662.
- Maki D, (2012). Tests for Cointegration Allowing for an Unknown Number of Breaks[J]. *Economic Modelling*, 29(5): 2011–2015.
- Perron P, (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis[J]. *Econometrica*, 57(6): 1361–1401.
- Perron P, Rodríguez G, (2016). Residuals-based Tests for Cointegration with Generalized Least-squares Detrended Data[J]. *The Econometrics Journal*, 19(1): 84–111.
- Pesavento E, (2007). Residuals-Based Tests for the Null of No-Cointegration: An Analytical Comparison[J]. *Journal of Time Series Analysis*, 28(1): 111–137.
- Phillips P C B, Ouliaris S, (1990). Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration[J]. *Econometrica*, 58(1): 165–193.
- Phillips P C B, Perron P, (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression[J]. *Biometrika*, 75(2): 335–346.
- Stock J H, Watson M W, (1988). Testing for Common Trends[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 83(404): 1097–1107.
- Trenkler C, Saikkonen P, Lütkepohl H, (2008). Testing for the Cointegrating Rank of a VAR Process with Level Shift and Trend Break[J]. *Journal of Time Series Analysis*, 29(2): 331–358.
- Vahid F, Engle R F, (1997). Codependent Cycles[J]. *Journal of Econometrics*, 80(2): 199–221.
- Wang S, Zhao Q, Li Y, (2019). Testing for No-Cointegration under Time-Varying Variance[J]. *Economics Letters*, 182: 45–49.
- Yang Y, Wang S, Xiao Z, (2022). Inference on Cointegration Rank in the VECM with Multiple Trend Breaks and Changing Variance[R]. Working Paper.