

2005 年中国宏观经济波动态势与成因的动态分析^①

张屹山 刘金全

(吉林大学商学院)

引 言

根据经济增长速度的高低、持续时间的长短、扩张和收缩的转变点等特征来刻画经济周期，一直是经典的经济周期分析模式（Burns 和 Mitchell，1946）。但随着古典经济周期（正增长和负增长交替出现）波动的逐渐消失，增长型经济周期（保持正的增长水平，但是水平高低出现周期变化）逐渐成为经济周期理论和实证研究的核心。随着增长型经济周期的出现和持续，一些能够保持经济快速稳定增长的国家，大都出现了产出波动性显著降低的现象，研究者们由此推断经济周期稳定性的增加是导致经济快速增长的主要条件（Ramsey 和 Ramsey，1995）。一些经验研究甚至还对经济周期波动性的降低原因以及产出增长率的周期性分解进行了研究。Barro（1995）认为，实际产出波动的稳定主要来源于价格水平的稳定性，并认为通货膨胀率与经济增长率之间存在长期的负相关性，通货膨胀率的降低和稳定导致了经济增长速度的提高和稳定；Blanchard 等人（2001）利用产出时间序列的样本分段均值和标准差的方法，分析了美国产出增长率序列中出现显著波动性下降的原因，并认为产出波动性的显著下降既不是源于显著的需求冲击，也不是源于显著的供给冲击，而是由市场投资和消费的平稳性导致的。显然，上述这些研究在经验发现和实证结论上并不一致，也与经济周期理论推断存在冲突之处，但它们将短期经济波动性与长期经济增长的趋势性结合起来进行检验和分析，从经济周期波动态势与成因的角度出发进行分析，这对制定宏观经济调控政策、确定最优政策干预时期和调整经济政策周期等均具有重要的理论和现实意义（Orphanides，1996）。

进入 2003 年以后，我国的经济增长出现了新的态势，虽然当年经济增长受到了“非典”疫情等突发事件的负面影响，但当年经济增长速度仍然达到了近 7 年来历史的新高 9.3%。2003 年我国经济增长的突然加速，不仅预示着我国经济增长开始进入一轮新的经济周期，而且经济周期的波动态势也将出现新的变化。经济周期态势新变化的突出表现仍然是周期波动性的动态模式，而这种动态模式在 2005 年有什么新的体现呢？为此，我们将从我国短期经济周期波动性的度量开始，寻求我国主要经济变量波动性的动态轨迹，比较全面地分解名义产出构成的主要成分以及它们之间的交互作用，对 2005 年初的经济运行态势和经济政策作用机制给出定量的刻画，从而为 2005 年我国宏观调控过程中正确选择经济政策工具和经

^① 国家自然科学基金项目（70471016）、教育部重大项目（02JAZJD790007）和吉林大学人文社会科学精品项目（2003JP005）资助。

济政策组合方式提供必要的决策建议。

一、我国主要宏观经济变量波动性的度量与分析

为了了解我国经济周期波动的基本态势，我们首先对一些主要宏观经济变量的增长率序列进行对比分析。图1~图6给出了1993年1月至2005年3月，我国名义GDP、居民消费总额、固定资产投资、M₁货币存量、财政支出和贸易总额等变量的月度同比增长率的时间路径轨迹（数据来源为《中国经济景气月报》和中经网，部分数据进行了月度分解）。

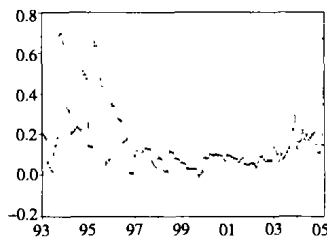


图1 名义GDP月度增长率路径

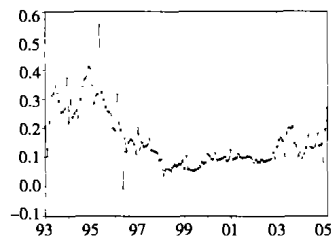


图2 消费月度增长率路径

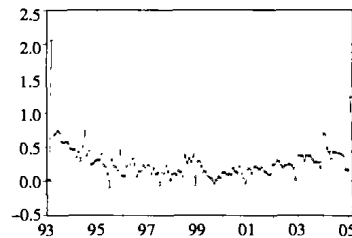


图3 固定资产投资月度增长率路径

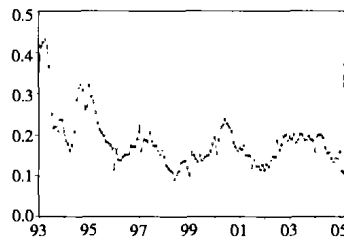


图4 M₁月度增长率路径

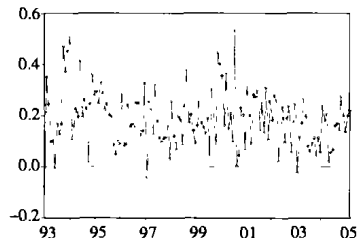


图5 财政支出月度增长率路径

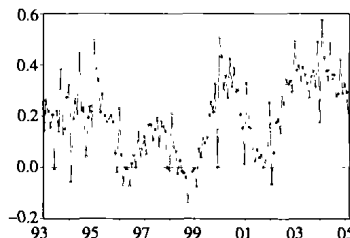


图6 贸易额月度增长率路径

图1表明，从1996年经济“软着陆”开始，一直到2002年底，这段时间我国经济增长保持了8%左右的增长率水平，经济处于经济周期分界模糊、经济政策弱效、经济运行平稳和总需求不足的增长阶段。从2003年1月开始，名义GDP增长率开始出现了显著的加速和攀升，引发了我国现阶段经济增长“软扩张”的开始（刘树成，2003）；图2表明，在经济处于“软着陆”阶段，消费需求的波动性非常平稳，但是从2003年开始，消费需求出现了明显扩张，并且出现了调整性的适度波动，这是市场总需求变化处于阶段性调整的结果；图3表明，在本轮经济扩张中，投资需求的拉动起到了显著作用，2004年以后出现了两次投资高峰，并且宏观调控对投资的及时遏制也导致了周期性的投资波动性；图4表明，以M₁供给量为代表的货币政策操作出现了周期性的波动起伏，但是政策强度正在逐渐收缩，进入2004年以后货币供给增长率在逐渐降低，货币政策并未体现出积极色彩，因此本轮经济扩张中没有明显的货币供给拉动的迹象；图5表明，财政政策操作的规则性比较微弱，财政支出增长率变化的随机性较强，但是总体上财政政策的积极色彩正在逐渐减弱；图6表明，

2002~2004 年的贸易总额一直处于快速增长阶段,这对经济加速起到了重要的驱动作用,但是进入 2004 年以后,贸易总量的加速开始缓慢下来,并将影响到 2005 年我国经济快速增长的实现。

为了判断经济周期中产出增长率的变化幅度和风险水平,可以采取多种时间序列条件方差的分解方式。但为了将经济周期波动的短期性质突出地体现出来,我们采用固定样本时间长度的滚动时窗方法(Blanchard 和 Simon,2001)来计算我国经济增长率中的条件波动性。

假设所考察的时间序列为 $\{y_t\}$, $t=1, \dots, T$ 。我们使用固定样本长度的滚动标准差来度量产出增长率中的条件波动性。所谓滚动标准差,即在样本观测区间 $\{1, \dots, T\}$ 上给定滚动时窗长度 m ,在 t 时(其中 t 从 m 到 T 变化)的滚动标准差分别定义为从 $t-m+1$ 到 t 时 m 个样本的标准差。在固定时窗内的标准差 σ_t 计算公式为:

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{m} \sum_{i=t-m+1}^{i=t} (y_i - \bar{y}_t)^2 \quad \bar{y}_t = \frac{1}{m} \sum_{i=t-m+1}^{i=t} y_i \quad (1)$$

显然,滚动标准差度量的是数据生成过程中的历史波动性,它是一种描述固定时间区间内动态波动性的简单方法。产出波动性的度量方法不是惟一的,我们还可以考察产出缺口的标准差,例如实际产出水平与其趋势成分之间的缺口等。

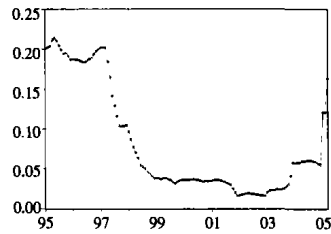


图 7 名义 GDP 的滚动标准差

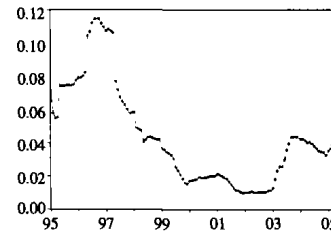


图 8 消费需求的滚动标准差

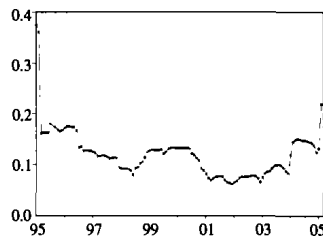


图 9 固定资产投资的滚动标准差

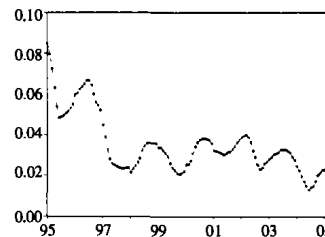


图 10 M₁ 的滚动标准差

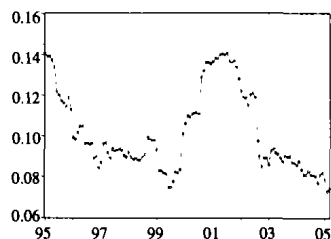


图 11 财政支出的滚动标准差

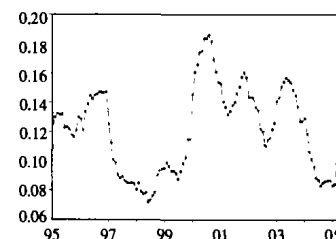


图 12 贸易总额的滚动标准差

图 7~图 12 给出了相应宏观经济变量增长率序列的滚动标准差轨迹,从中可以了解经济周期波动态势的变化情形。图 7 表明,我国名义产出波动轨迹整体上出现了一个“U”型

过程, 20 世纪初期处于显著波动阶段 (对应快速增长阶段), 中期处于低波动阶段 (对应平稳增长阶段), 而 2004 年以后又出现了波动性的显著提高, 由于我国经济增长率与条件波动性之间存在正相关关系 (刘金全、刘志刚, 2005), 因此这意味着 2005 年经济增长仍然保持快速增长态势; 与名义产出波动态势基本相符的需求成分主要有消费需求和固定资产投资增长率的波动态势, 它们在 2004 年后都出现了波动性的提高, 也体现了大致“U”型的波动过程, 这意味着消费需求和投资需求都是名义产出扩张的顺周期成分。尤其是 2005 年前 3 个月消费需求和投资需求都出现了波动性加剧的现象, 这意味着本年度初的经济波动既有消费拉动, 也有投资拉动, 这是值得注意的重要特征。

就货币政策与财政政策作用而言, 货币政策对经济影响效果已经开始大于财政政策的影响效果。近两年来, 虽然货币政策和财政政策的操作强度 (由政策工具变化的波动性来度量) 显著降低, 政策操作的顺周期迹象也在减弱, 但它们仍然对实际经济运行起到了干预作用。图 10 表明, 2004 年下半年开始货币供给的波动性开始加剧, 这既说明政策组合开始向货币政策倾斜, 也说明货币政策对 2005 年经济波动的重新出现起到了重要的支持作用; 图 11 表明, 从 2003 年开始, 积极财政政策的色彩正在淡化, 财政支出增长率的波动性显著降低, 这既说明积极财政政策有淡出的迹象, 也说明政策组合中财政政策的成分有所减低。这种波动态势意味着, 2005 年积极货币政策或者经济财政政策对经济增长的诱导作用继续降低, 保持经济增长的主要动力仍然来自消费需求和投资需求的扩张; 图 12 表明, 我国的贸易总量波动性从 2003 年开始一直处于下降过程, 贸易总量波动性的降低意味着加入 WTO 以后国际市场对我国经济的多边制约和总量均衡限制作用开始体现, 国外需求增长速度的持续减缓, 对我国经济增长具有一定的负面影响。但是, 2005 年的前 3 个月, 贸易总额的波动性开始出现增加的迹象, 这种波动性所产生的大都是向下收缩的单边效应 (见图 6) 这是我国 2005 年年初贸易出现减速迹象的反映, 对此应该给予关注。

二、我国经济周期波动的主要成因分析

社会总产出是一个总量指标, 它的波动性自然与它的构成成分的波动性有关。我们将从两个角度分解和度量我国名义产出波动性的主要来源, 并判断现阶段宏观经济调控模式和经济政策工具对 2005 年经济运行的影响。为此, 我们需要在向量自回归模型 (VAR 模型) 中描述不同成分变量扰动对名义产出的冲击影响。

考虑滞后 p 阶的 VAR 模型 (具体估计时需要比较不同阶数下的模型效果, 以便获得效果较好的回归阶数), 假设 x_t 是多元平稳时间序列, 则 VAR 模型的结构式方程为:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \cdots + \Gamma_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中, B 和 Γ_i 为参数矩阵, ε_t 为作用在所有分量上的结构式冲击。在 VAR 结构当中可以利用冲击反应函数识别出结构经济变量 x_t 对于各种经济冲击的动态反应过程。

将结构式方程转化为简化式方程:

$$x_t = A^{-1}\Gamma_0 + A^{-1}\varepsilon_t \quad A = (B - \Gamma_1 L - \cdots - \Gamma_p L^p) \quad (3)$$

其中, L 为滞后算子, A 为算子多项式构成的矩阵, 假设其特征根均落在单位圆外。如果假设结构式冲击发生的先后顺序, 即给定变量的分解顺序, 则可以获得简化式的可识别性约束。这时在获得上述简化式估计的基础上, 可以判断可识别 VAR 模型中的经济变量对

于结构式冲击的动态反应乘数（在增长率情形下是变量之间的弹性系数）。例如，结构变量 x_{it} 相对于结构式冲击 ϵ_{jt} 的冲击反应函数为（具体估计方法和过程略）：

$$\frac{d(x_{it+n})}{d\epsilon_{jt}} = f(n) \quad n = 0, 1, \dots \quad (4)$$

其中， n 为冲击作用的时间滞后间隔， $f(n)$ 为算子多项式 $(A^{-1}\epsilon_t)$ 展开后得到的对应系数。

我们首先考虑经济政策工具对名义产出的影响，将名义产出增长率、 M_1 存量增长率、财政支出增长率进行趋势脱离（利用 H-P 滤波作为趋势水平），利用得到的 3 个平稳变量构成 3 元 VAR 模型，比较选取三阶滞后（一个季度），可以得到图 13~图 14 的冲击反应函数（图中的虚线是 2 倍标准差，下同）。

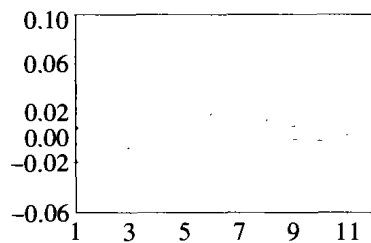


图 13 名义产出对 M_1 冲击的反应

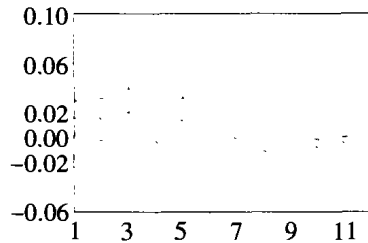


图 14 名义产出对财政支出冲击的反应

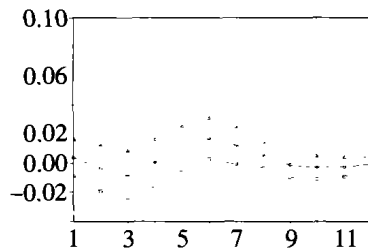


图 15 名义产出对消费需求冲击的反应

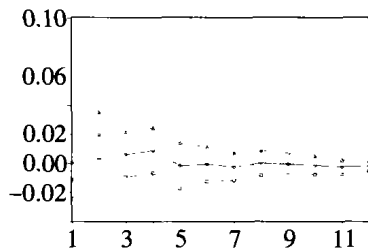


图 16 名义产出对投资需求冲击的反应

就货币政策作用过程而言，图 13 说明，当出现 1 个单位的货币供给增长率的正向冲击以后，即货币供给增长率围绕着趋势水平出现了 1% 的增加，在 5 个月的时间范围内，名义产出增长率围绕趋势水平出现了短暂的下降，在第 5 个月至第 8 个月之间，名义产出增长率围绕着趋势水平出现了轻微的扩张，货币冲击的整体作用效果近似于零，这说明 1 年期限内货币冲击的短期作用是比较微弱的，这是因为当前货币政策的规则性比较明显，从而导致货币政策的短期无效性。

与货币政策的作用方式不同，图 14 说明，当出现 1 个单位的财政支出增长率的正向冲击以后，即财政支出增长率围绕着趋势水平出现了 1% 的增加，在前 7 个月内，名义产出增长率围绕着趋势水平出现了轻微的增加，这是积极财政政策仍然具有短期扩张效应的体现。但是 7 个月以后，财政政策的效果开始减弱，并开始体现出财政政策冲击作用的中性特征。

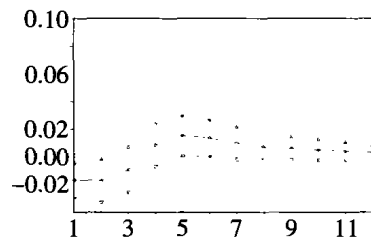


图 17 名义产出对贸易总额冲击的反应

我们继续考虑名义产出构成成分对名义产出增长率的动态影响,将名义产出增长率、消费需求、投资需求和贸易总额增长率进行趋势脱离(仍然利用H-P滤波作为趋势水平),利用得到的4个平稳变量构成4元VAR模型,比较选取三阶滞后(一个季度),可以得到图15~图17的冲击反应函数。

图15表明,当消费需求增长率出现1%的正向冲击以后,在开始的3个月内,名义产出出现了收缩反应,这是因为一些产品具有较为充足的库存,企业大都利用库存投资应对需求的暂时扩张。当冲击发生4到9个月时,名义产出开始随之出现扩张,最大幅度接近0.02个百分点;名义产出对投资需求冲击的反应与此类似,当出现1%的正向投资冲击以后,前1个月内产出出现轻微收缩,随后便开始出现正向扩张,扩张效果在5个月内基本结束,由此可见我国目前的投资乘数效应还比较微弱,这是因为投资大都集中在基础设施等非产出性项目上的缘故;名义产出对贸易总额的反应体现出进口和出口对国内产出的不同作用机制,单位百分点的正向冲击出现以后,名义产出在前3个月内也出现了轻微收缩的现象,但是随后便开始持续扩张。这是因为我国的进口产品大多数是具有生产功能的原材料,它对国内产出具有一定程度的乘数作用,从而导致冲击作用具有持续性。

三、2005年初期我国经济运行态势及其启示

通过上述对我国主要宏观经济变量时间序列特征的定量分析,我们发现我国2005年第1季度的经济运行体现出如下新的特征:

第一,通过固定时窗长度的滚动标准差度量的名义产出波动性,我们发现我国名义产出波动性于2005年初期开始呈现了增强现象,由以前的明显“凸型”波动模式,逐渐转变为现在的“凹型”波动模式。需要注意的是,我国2005年的经济加速是在名义产出波动性增强的情形下出现的,这意味着名义产出波动性对经济增长率水平具有正向“溢出效应”(Sola、Fabio和Nicola, 2002;刘金全、张鹤, 2003)。在经济“软着陆”阶段,产出波动性在较低水平上的平稳性导致了我国经济周期出现了分界模糊的现象,短期经济增长趋势与长期经济增长趋势有机地融合起来,构成了我国增长型经济长波的主体轮廓。目前经济波动的重新出现,不仅促进了经济增长速度的提高,也促使经济增长的趋势水平有所提高,这种态势对我国21世纪前20年建设全面小康社会具有重要意义。

第二,通过条件波动性的分解,我们发现消费需求、投资需求、货币供给和进出口总额等都在2005年初出现了波动性增强的态势,它们都对名义产出波动性的提高具有促进作用,而财政支出的波动性没有显著的趋势变化。我们注意到,任何波动性都有导致某个经济变量双向变化的可能性(刘金全、张海燕, 2003),对比这些宏观经济变量的增长率轨迹,我们发现消费需求、投资需求的波动性对名义产出增长率产生了正的“单边作用”,而货币供给和贸易总额的波动性对名义产出增长率产生了负的“单边作用”。消费需求波动对经济增长率的正向作用,不仅表明我国总需求有扩张的迹象,也说明了培育总需求的供给管理政策发挥了一定的作用;投资需求对经济增长率的正向作用,说明我国经济增长投资驱动的特征仍然存在,以投资规模和投资领域为主要对象的宏观经济调控仍然需要给予密切关注。

第三,在政策作用效果分析的VAR模型和经济增长率成因分析的VAR模型中,我们发现了货币政策和财政政策波动性对经济增长率产生作用的渠道和原因。在经济政策冲击对名义产出的影响过程中,无论是货币供给冲击还是财政支出冲击,其综合作用效果基本上都体现出弱中性的特征,政策冲击在短期内均未显著地诱导名义产出增长率显著地偏离趋势水

平,这意味着2005年初期,我国经济政策组合的操作模式没有显著的产出作用效果,也提示我们应该关注经济政策作用的灵敏性和有效性,并且寻求最优经济政策周期与经济周期之间的有机匹配(Ginsburgh和Michel,1998);在名义产出对消费、投资和进出口的动态反应中,这些构成成分大都对名义产出具有顺周期的影响方式,只是所有周期成分的冲击作用都没有持续的产出扩张效果,这意味着2005年初期我国经济增长的基本趋势仍然没有重大的变化。

总之,2005年第1季度,随着我国本轮经济周期扩张阶段的延伸,我国经济波动性也开始加剧,产出波动性所产生的正向“溢出效应”将有助于2005年快速经济增长的实现。经济中消费需求和投资需求也在波动性增强的过程中出现了总量的扩张,进而对经济增长起到了一定程度的促进作用。与此不同,2005年初期的货币政策和贸易总量波动对经济增长起到了延缓和抑制作用,财政政策操作既没有显著变化,其实际效果也不明显,这些都是在以后的宏观经济调控中需要引起关注的重要问题。我们应该利用较为积极的货币政策和财政政策的组合,在减弱政策操作波动性的同时,也降低政策波动性对经济增长反向的“单边作用”,改变经济政策反周期操作的导向和预期。

参 考 文 献

- [1] 刘金全、刘志刚:《我国经济周期波动中实际产出波动性的动态模式与成因分析》,《经济研究》2005年第3期。
- [2] 刘金全、张海燕:《经济增长在险水平、条件波动性与经济增长态势研究》,《中国工业经济》2003年第1期。
- [3] 刘金全、张鹤:《经济增长风险的冲击传导和经济周期波动的“溢出效应”》,《经济研究》2003年第10期。
- [4] 刘树成:《中国经济波动的新轨迹》,《经济研究》2003年第3期。
- [5] Barro, R. J., 1995. *Inflation and economic growth*, Bank of England Quarterly Bulletin, 35, 166~176.
- [6] Blanchard, O. J. and J., Simon, 2001. *The long and large decline in US output volatility*, Brookings Papers on Economic Activity, 1, 135~174.
- [7] Burns, A. F. and W. C., Mitchell, 1946. *Measuring Business Cycles*, NBER, New York.
- [8] Ginsburgh, V. and P., Michel, 1998. *Optimal policy business cycles*, Journal of Dynamics & Control, 22, 503~518.
- [9] Orphanides, A., 1996. *Timing of stabilizations*, Journal of Dynamics & Control, 20, 257~279.
- [10] Ramsey, G. and V. A., Ramsey, 1995. *Cross-country evidence on the link between volatility and growth*, American Economic Review, 85, 1138~1151.
- [11] Sola, M., S. Fabio and S., Nicola, 2002. *A test for volatility spillovers*, Economics Letters, 76, 77~84.

(责任编辑: 彭 战)