

利差能否预警我国经济周期的阶段转换?

——基于 MS-TVTP 模型的实证分析

王金明

〔摘要〕在宏观经济景气变动之前,先行指标会提前发出预警信号,预示着宏观经济波动的方向。国债期限利差作为先行指标,在我国经济周期波动的阶段转换中是否起到预警作用,可以基于具有时变转换概率的马尔可夫区制转换模型(MS-TVTP)做出细致判断。通过计算多组长、短期的利差与SW景气指数的时差相关系数,发现15年与2年期国债即期收益率之差的先行性最为显著。据此将其作为我国经济周期阶段转换的影响因素引入MS-TVTP模型,结果表明国债期限利差的波动对经济周期阶段转换具有显著的预警作用。基于模型进行预测,我国经济处于收缩阶段的概率近期将逐渐上升。

〔关键词〕期限利差; 经济周期; 转换概率; MS-TVTP模型

〔基金项目〕国家自然科学基金项目(71573105); 教育部人文社会科学重点研究基地项目(16JJD790014); 国家社会科学基金重大项目(15ZDA011)

〔收稿日期〕2017-08-02

〔作者简介〕王金明,吉林大学数量经济研究中心教授,经济学博士。(长春 130012)

一、引言

2008年国际金融危机后,中国经济逐渐进入增速趋缓的新阶段。在我国转变经济增长方式、进行结构调整的关键时期,为保障经济平稳运行,对于经济周期波动的监测和预警研究极其重要。对当前经济形势和未来经济走势的判断,依然是经济学界关注的焦点问题。为了正确地测定宏观经济波动状况,需要考虑宏观经济各个主要领域的景气变动及相互影响。Burns & Mitchell通过选取一组重要的经济指标,用数学方法合成为经济景气指数,作为观测宏观经济波动的综合尺度。^[1]20世纪60年代末,美国国家经济研究局(National Bureau of Economic Research,简称NBER)和美国商务部合作开发了反映经济周期波动运行的先行、一致和滞后合成指数。其中,一致合成指数是由多个反映当前经济运行态势的一致指标计算得到;先行合成指数是由多个领先于宏观经济实时波动的先行指标计算得到,预示着未来经济波动的走势。先行指标领先于经济景气波动,如果指标选取得当,通过观察先行指标的变动就可以提前判断宏观经济波动的方向。

目前,我国仍然在探索具有较好预警功能的先行指标。中国经济景气监测中心、国家信息中心等研究经济景气的实际部门所采用的先行指标体系存在很大的差异。宏观经济理论表明,投资

类和货币金融类变量通常先行于经济景气, 预示着宏观经济未来的走势。在投资和金融领域, 利率无疑是异常重要的经济指标, 它既反映货币市场流动性状况, 又对投资具有决定性影响。利率期限结构的斜率即期限利差包含了经济增长、通货膨胀等主要宏观经济领域未来走势的信息, 是宏观经济运行的重要预警指示器。因此, 本文将探讨期限利差的先行性质和预警作用。目前, 我国利率市场决定机制逐渐健全, 在这样的背景下, 研究利差的先行和预警作用具有重要的现实意义。

关于期限利差对宏观经济波动的预警作用, 国外学者的研究结论主要有: Campbell & Shiller 认为, 长期利率等于未来有效期内所预期的短期利率的平均值。当市场参与者预期未来经济出现紧缩状态, 预期通货膨胀率走低, 如果泰勒规则有效, 可以预期长期利率下降, 消费者更倾向于购买并持有长期债券, 使长期利率降低, 从而利率差减小。^[2] Orphanides & Wei 认为, 紧缩性货币政策将使短期利率上升, 从而利差变小, 而紧缩的货币政策预示着宏观经济即将进入紧缩状态。^[3] 因此, 在经济周期波动过程中, 期限利差很可能具有先行特性, 即在经济景气 (或实际产出) 发生阶段转换之前, 利率差可能已经提前发出了预警信号。

我国学者也对利差对宏观经济的预警问题展开了研究, 如康书隆和王志强、熊海芳和王志强发现利差可以作为预测和判断 GDP 等宏观经济变量的有效指标。^[4-5] 不过, 由于 GDP 序列按季度频度发布, 并不是监测宏观经济实时运行态势和景气变动的最佳指标, 而一致合成指数是按月度频度计算的, 反映了各个领域的多个景气指标的综合变动, 对经济景气的监测更加及时和可靠。因此, 本文将基于动态因子模型方法, 提取出一组景气指标的共同成分作为监测宏观经济波动的景气指数, 并基于此细致分析各种长、短期国债的利差与景气指数的先行关系。

在经济周期波动的实证研究中, Hamilton 提出的马尔可夫区制转换模型 (Markov Switching, 简称 MS) ^[6] 得到了学界大范围的推广与应用。国外学者将 MS 模型及其扩展形式逐步应用于经济周期波动领域问题的研究中, 国内学者利用 MS 及其扩展模型对我国经济周期非线性特征等问题也进行了大量的实证研究。传统的 MS 模型假定转换概率是不随时间推移而发生变化的固定常数, 这意味着, 在任何时点宏观经济发生阶段转换的概率都是固定的。然而, 如果先行指标与景气变动关联十分密切, 在经济景气出现扩张和收缩阶段的转换之前, 先行指标会提前发出预警信号。比如, 当先行指标发生由扩张阶段向收缩阶段的变化时, 很可能预示着经济景气会随后出现相同方向的变化, 此时, 扩张向收缩阶段转换的概率不应该保持不变, 而是应该随着先行指标的波动而增加。Filardo、Durland & McCurdy 等提出具有时变转换概率的马尔可夫区制转换模型 (Markov-Switching model with Time-Varying Transition Probabilities, 简称 MS-TVTP) ^[7-8], 将不同的先行指标和先行指数作为转换概率的影响因素, 求得时变的转换概率。Layton & Smith、Castillo & Humala 等利用这一模型对经济周期波动的动态转换特征进行了细致的分析。^[9-10] 本文将期限利差作为影响 MS-TVTP 模型中转换概率的重要因素, 分析其是否对经济周期波动的阶段转换起到预警作用。

二、景气指数及经济周期阶段转换

按照景气分析的思想, 可以认为存在一个潜在的因素影响着宏观经济的各个层面, 代表了总的经济状态和真正的景气循环。这一因素可由一个不可观测的基本变量来体现, 通过选择一组重要的经济指标, 提取它们的共同波动成分对经济景气进行刻画。美国 NBER 一直利用传统方法计算一致合成指数, 代表经济景气态势, 但 NBER 计算景气指数的方法缺少统计基础支撑, 本文将

运用动态因子模型计算景气指数。

Stock & Watson 考虑到宏观经济变量具有显著的序列相关性, 扩展了传统的因子模型, 将变量的共同成分和剩余的特殊成分都用 AR 模型来刻画, 即为动态因子模型。^[11] 本文中动态因子模型的形式为:

$$\Delta Y_{it} = \gamma_i(L) \Delta y_t + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, k \tag{1}$$

$$\varphi(L) \Delta y_t = \varepsilon_t \tag{2}$$

$$\psi_i(L) u_{it} = v_{it} \tag{3}$$

其中, k 为一致经济指标的个数, $\gamma_i(L)$ 、 $\varphi(L)$ 、 $\psi_i(L)$ 分别为 p_i 、 q 、 r_i 阶滞后算子多项式。 ΔY_{it} 代表第 i 个一致经济指标 Y_{it} 的标准化处理后的差分序列, 它由共同成分的差分序列 (Δy_t) 当期和滞后期的线性组合与特殊成分 u_{it} 构成, 描述共同成分和特殊成分的自回归过程的随机误差项 ε_t 和 v_{it} 彼此独立且服从正态分布。式 (1) 是因子模型的形式, 而分别加入描述共同因子和各个特殊成分动态性的 AR 模型即式 (2)、(3) 后, 则共同构成了动态因子模型。动态因子模型中所包含的不可观测变量 y_t , 即为反映宏观经济波动态势的景气指数。本文将动态因子模型写成状态空间形式, 基于 Kalman 滤波进行估计。

多数国家都是将工业生产作为经济景气分析的基准指标, 比如美国商务部以工业生产指数为基准指标, 基于工业生产指数、非农业就业人数、个人收入、制造业和商业销售额 4 个指标来计算一致指数。我国景气分析研究中也都是将工业增加值作为基准指标, 并考察多个经济领域的宏观指标, 高铁梅等^[12] 对于景气指标选择方法进行了详尽说明。本文考察了近百个宏观经济指标与基准指标之间的时差相关系数和 K-L 信息量, 选出先行和滞后期在 3 个月以内、相关系数大且 K-L 信息量小的指标, 确定为一致经济景气指标。最终确定的一致指标包括工业增加值 (Y_1)、产品销售收入 (Y_2)、固定资产投资 (Y_3) 和发电量 (Y_4)。本文中景气指标均采用月度同比增长率序列, 利用 X12 季节调整方法剔除月度数据中包含的季节和不规则要素的干扰, 样本区间为 2000 年 1 月至 2017 年 5 月, 数据来源为中国经济信息网。

动态因子模型方法要求进入模型中的各个序列平稳, 通过 ADF 检验可知这些指标本身并不平稳, 对一致指标进行一阶差分和标准化处理, 再进行 ADF 检验, 表明各个序列都是平稳的 (见表 1)。

表 1 一致指标的 ADF 检验

指标	检验方程设定			ADF 检验 统计量	临界值 (1%水平)
	截距	趋势	滞后阶数		
ΔY_1	无	无	5	-4.39	-2.58
ΔY_2	无	无	5	-6.11	-2.58
ΔY_3	无	无	3	-4.95	-2.58
ΔY_4	无	无	3	-4.44	-2.58

注: 滞后阶数结合 Schwarz 信息准则和检验方程中滞后项的系数显著性综合确定。

估计动态因子模型 (篇幅所限, 参数估计结果略去) 得到 Δy_t , 然后令初始值为 100, 计算出 Stock-Watson 景气指数 y_t , 如图 1 所示。景气指数图形展现出我国进入 21 世纪后的经济周期波动历程和近期景气状况。

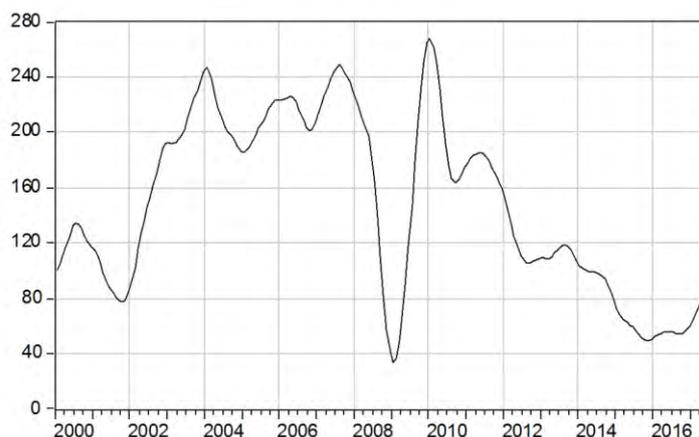


图1 SW景气指数 y_t

2000年以后,我国景气指数震荡上升,表现出高位波动的态势,美国发端的金融危机使得我国经济景气剧烈下降,指数值由2007年9月的249.07降至2009年1月的34.09。随后,世界各国纷纷采取扩张性政策,我国也不例外,超常规的刺激性经济政策使得经济景气快速、强劲回升,至2010年1月,景气指数甚至超过危机前,达到267.89。由于随后出现通货膨胀率节节攀高的情势,央行不得不采取紧缩的货币政策,经济景气随之逐渐回落,至2012年8月,景气指数降至105.32。虽然随后的经济政策趋于适度宽松,但由于工资成本上升、汇率不稳定等因素,使得企业获利空间变小,在国际金融危机冲击以后,企业对经济前景缺乏信心,从而投资意愿下降;并且,外部经济环境不利导致我国出口受到严重冲击,依靠投资和外贸保持经济高速增长已经无法持续,我国经济景气在新时期出现持续下降。随着供给侧改革的持续推进和“一带一路”倡议等政策效应逐渐显现,从2015年11月开始,经济景气止住了持续下跌的态势,到2017年5月为止一直处于上升态势。

表2 基于BB法得到的转折点日期

周期	谷	峰	谷	持续期间长度(月)		
				扩张	收缩	全循环
第1轮	2001.8	2004.2	2005.2	29	13	42
第2轮	2005.2	2007.9	2009.1	31	16	47
第3轮	2009.1	2010.1	2012.8	12	31	43
第4轮	2012.8	2013.8	2015.11	12	27	39
第5轮	2015.11	—	—	—	—	—

注: 相邻两个“谷”之间作为一轮周期,“谷”到“峰”为扩张期,“峰”到下一个“谷”为收缩期。

基于景气指数 y_t , 利用 Bry-Boschan 方法 (简称 BB 法)^[12] 确定景气指数的峰谷点, 划分出2000年以后我国经历的经济周期。表2表明, 进入21世纪后, 我国经历了4轮完整的周期波动, 周期长度在39—47个月之间, 基本符合基钦周期的短波动类型, 目前正处于第5轮循环的扩张阶段。前两轮经济周期表现出扩张阶段长、收缩阶段短的非对称特征, 扩张阶段分别持续29和31个月, 收缩阶段分别持续13和16个月。经济景气在2009年1月达到谷底后, 出现了扩张阶段短而收缩阶段长的非对称特征, 第3和第4轮循环的扩张阶段的持续期均为12个月, 收

缩阶段分别持续了 31 和 27 个月。

2015 年 11 月开始, 我国经济处于新一轮循环的扩张阶段, 至 2017 年 5 月, 这轮扩张已经持续 18 个月。未来经济周期会延续当前的扩张态势, 还是会向相反方向波动进入收缩阶段, 成为学界关注的焦点。本文下面基于具有时变转换概率的马尔可夫区制转换模型 (MS-TVTP), 考察利差的先行性特征, 判断利差对宏观经济景气的预警功能, 进而对未来经济走势做出判断。

三、MS-TVTP 模型及估计

(一) MS-TVTP 模型形式

记 y_t 为刻画经济波动的景气指数, MS 模型如下:

$$(\Delta y_t - \mu_{s_t}) = \varphi_{s_{t-1}, 1} (\Delta y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \dots + \varphi_{s_{t-r}, r} (\Delta y_{t-r} - \mu_{s_{t-r}}) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{s_t}^2) \quad (4)$$

假定经济景气处在扩张或收缩两个阶段, 本文设定 s_t 取值为 1 代表经济的扩张阶段, s_t 取值为 2 代表经济的收缩阶段, 在 y_t 上升的扩张阶段, Δy_t 为正, 而在 y_t 下降的收缩阶段, Δy_t 为负。 μ 值体现了经济景气处在不同阶段, μ_1 为扩张阶段的均值, μ_2 为收缩阶段的均值。不同阶段下系数值和误差项的方差也可能不相同。假定 s_t 取值仅受到一期滞后 s_{t-1} 的影响, 相邻两个时期发生阶段转换的概率记为:

$$p(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (5)$$

转换概率给出了阶段 i 后下一期出现阶段 j 的概率, 自然应该有:

$$\sum_{j=1}^2 p_{ij} = 1, \quad i = 1, 2 \quad (6)$$

传统的 MS 模型中将转换概率视为常数, 但是, 当经济景气由一个阶段转向另一个阶段时, 相应的转换概率应当发生改变。Filardo 假定转换概率可能依赖于一些潜在的经济基本面因素。^[7] 在 MS 模型中, Filardo 设定转换概率是先行经济指标的函数, 因而是时变的。假定 Z 是影响转换概率的因素, 时变转换概率可以设定为 Logistic 形式:

$$p_{11,t} = p(s_t = 1 | s_{t-1} = 1, Z_{t-q}) = \frac{\exp(\lambda_{10} + \lambda_{11} \cdot Z_{t-q})}{1 + \exp(\lambda_{10} + \lambda_{11} \cdot Z_{t-q})}, \quad i = 1, 2 \quad (7)$$

$$p_{22,t} = 1 - p_{11,t}, \quad i = 1, 2 \quad (8)$$

如果先行指标表现出领先经济景气 q 期的同向波动特性, 则当先行指标在 q 期前发生由收缩到扩张阶段的转换时, 预示着经济景气将出现相同方向的阶段转换, $p(s_t = 1 | s_{t-1} = 2, Z_{t-q})$ 应该增加。如果 Z_{t-q} 为先行指标的差分, 当先行指标发生由收缩到扩张的转换时, Z_{t-q} 由负变正, 因此, 理论上式 (7) 中的参数 λ_{21} 合理的符号应为正。

MS-TVTP 模型考虑到了转换概率的时变性, 如果转换概率的数值发生变化, 经济景气所处阶段的概率也会相应出现变化, 在 t 时刻经济处于收缩阶段的概率值 $p(s_t = 2)$ 计算为:

$$p(s_t = 2) = p(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) + p(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) \\ = p(s_t = 2 | s_{t-1} = 1, Z_{t-q}) p(s_{t-1} = 1) + p(s_t = 2 | s_{t-1} = 2, Z_{t-q}) p(s_{t-1} = 2) \quad (9)$$

(二) 模型估计

MS-TVTP 模型基于如下的迭代过程运用极大似然估计方法求解。在 t 时刻, 假定直到 $t-1$ 时刻为止所有的信息都已知, 则可以推断 t 时刻以信息集 Y_{t-1} 为条件的 y_t 所处各种状态的概率:

$$p(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-r} | Y_{t-1}) = p(s_t | s_{t-1}, Z_{t-q}) p(s_{t-1}, \dots, s_{t-r} | Y_{t-1}) \quad (10)$$

然后, 推断联合条件概率:

$$f(y_t, s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-r} | Y_{t-1}) = f(y_t | s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-r}, Y_{t-1}) p(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-r} | Y_{t-1}) \quad (11)$$

其中 $f(y_t | s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-r}, Y_{t-1})$ 服从正态分布。接着, 计算以信息集 Y_{t-1} 为条件 y_t 的密度函数:

$$f(y_t | Y_{t-1}) = \sum_{s_t=1}^2 \sum_{s_{t-1}=1}^2 \dots \sum_{s_{t-r}=1}^2 f(y_t, s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-r} | Y_{t-1}) \quad (12)$$

进而, 计算以 Y_t 为条件的 t 时刻所处各种状态的概率:

$$p(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-r} | Y_t) = \frac{f(y_t, s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-r} | Y_{t-1})}{f(y_t | Y_{t-1})} \quad (13)$$

从而可以计算:

$$p(s_t, \dots, s_{t-r+1} | Y_t) = p(s_t, \dots, s_{t-r+1}, s_{t-r} = 1 | Y_t) + p(s_t, \dots, s_{t-r+1}, s_{t-r} = 2 | Y_t) \quad (14)$$

给定初值后, 重复 (10) — (14) 的迭代过程, 则完成了一次滤波, 从而得到似然函数值, 通过极大化似然函数估计出模型的参数值。

四、利差在经济周期阶段转换中的预警作用分析

(一) 数据描述

本文中利差是指不同期限的中国国债即期收益率之差, 本文对于 5、10、15、20、30 年期利率与 1、2 年期利率进行两两组合, 用长期利率减去短期利率得到利差。数据源自 Wind 数据库, 数据区间为 2006 年 3 月到 2017 年 5 月。采用 Census X-12 方法进行季节性调整后, 利用时差相关分析方法, 分别计算了各个利差序列的若干期滞后序列与景气指数的相关系数, 反映利差序列先行于经济景气的特征。时差相关系数表明, 15 年期与 2 年期利差 (陈述方便起见, 本文后面记为 sp_t) 滞后 9 个月的序列与景气指数 y_t 相关性最强, 达到 0.66。

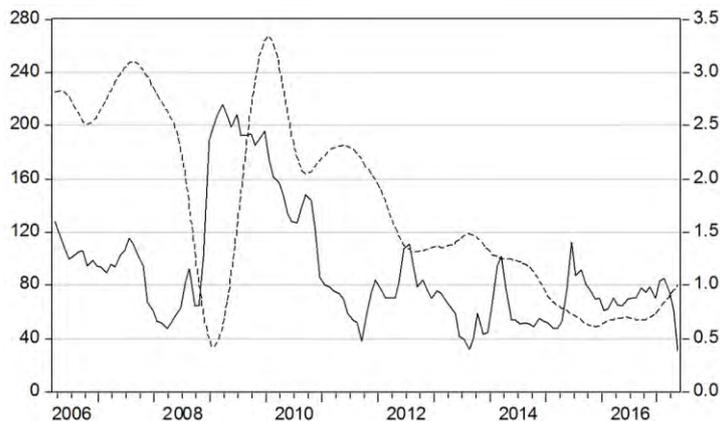


图2 利差 sp_t (右坐标) 与景气指数 y_t (左坐标)

图2 刻画出利差 sp_t 与景气指数 y_t 的协同变动特征。可以看到, 在 2008 年金融危机后, 利差先行性较好, 总体上表现出领先于经济波动的特征, 2009 年 3 月利差达到峰值, 2010 年 1 月景气指数达到峰值。不过, 2011 年后, 利差出现平稳震荡波动, 在扩张性货币政策背景下, 一旦

出现一些经济回暖因素或刺激性政策预期时, 市场往往就会出现对长期债券信心不足的反应, 从而利差上升。而我国经济景气在这段时期主要表现为持续下滑, 仅仅在 2012 年 8 月至 2013 年 8 月、2015 年 11 月后出现小幅扩张, 因而, 利差短期冲高后又会回落, 致使近一段时期利差先行于经济波动的特征有所减弱。不过, 仅仅通过简单的相关性分析不足以做出判断, 下面将 sp_t 作为影响因素引入 MS-TVTP 模型, 进一步分析其对经济波动的阶段性转换起到的预警作用。

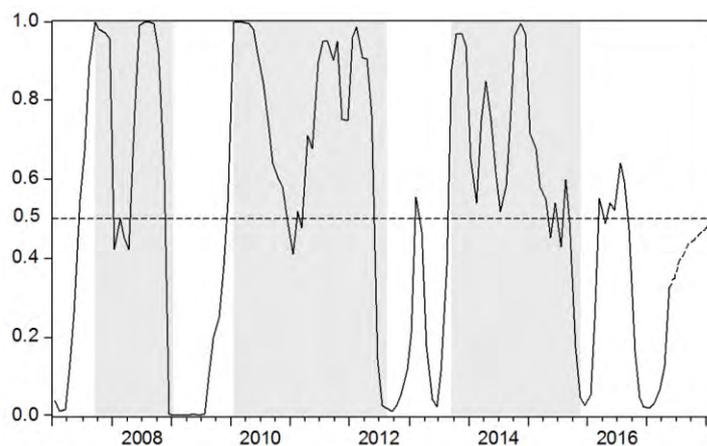
(二) 模型估计结果

景气指数在金融危机后出现大幅度变动, 异常值的存在会对模型估计结果产生很大影响。因此, 为了减小这段异常值对模型估计带来的影响, 本文对异常波动的 2008—2010 年数据进行处理, 使这段时期数据的方差与其他时期相同, 从而降低异常值的影响, 使得估计结果更加稳健。经过对变量各阶滞后的反复试验, 综合考虑参数的显著性、符号合理性和 AIC 准则, 最终确定模型形式, 参数估计结果见表 3。

表 3 MS-TVTP 模型参数估计值及标准差

系数	估计值	标准差	系数	估计值	标准差
μ_1	1.08	0.32	μ_2	-1.37	0.36
φ_{11}	0.93	0.04	φ_{21}	0.94	0.04
λ_{10}	-2.31	0.69	λ_{20}	2.07	0.61
λ_{11}	4.32	1.67	λ_{21}	3.62	1.56

常数项的估计结果表明, 在经济扩张阶段, 景气指数每个月平均上升 1.08, 而在经济收缩阶段, 每个月平均下降 1.37, 系数估计量的标准差表明系数显著非 0。这表明在本文研究的样本期间内, 经济景气呈现出收缩幅度大于扩张幅度的非对称特征。转换概率参数显著非 0, 且经济意义合理, 表明利差对于经济周期阶段转换具有显著的影响。



注: 阴影部分是利用 BB 法识别出的收缩阶段, 2017.6 至 2018.2 对应的数值为预测值。

图 3 景气指数 y_t 处于收缩阶段的滤波概率 $p(s_t = 2 | Y_t)$

经济景气在 t 时刻处在收缩阶段的概率受到 $t - 1$ 期经济景气所处阶段的概率和相应的时变转换概率的共同影响, 而转换概率又受到利差 sp_t 的影响。基于 MS-TVTP 模型的估计结果, 根据 Hamilton 滤波可以计算出经济景气处于收缩阶段的滤波概率 $p(s_t = 2 | Y_t)$, 显示在图 3 中。图 3

中阴影部分是根据我国经济周期波动的峰谷点日期(见表2)所确定的经济收缩阶段。通过滤波概率序列,可以将样本点划分为收缩状态($p(s_t=2) > 0.5$)和扩张状态($p(s_t=2) \leq 0.5$)两类。图3表明,基于MS-TVTP模型识别出来的收缩概率 $p(s_t=2)$ 在阴影区间中几乎都超过0.5。由此可见,MS-TVTP模型在判断经济周期进入收缩阶段时与传统BB法的结论非常接近。由于通过MS-TVTP模型判断更加及时,时效性更强,因此,本文认为,利差 sp_t 包含的先行性信息对于经济周期阶段的判断意义重大。

(三) 对我国经济景气波动方向的预测

由于 sp_t 的波动先行于经济景气,本文构建的MS-TVTP模型中的转换概率受到了利差 sp_t 的影响, sp_t 的波动引起了经济周期转换概率的变化,预示着经济景气未来波动的方向。式(7)表明,当利差处于上升阶段时,预示着经济景气向扩张阶段转换的概率上升。2016年3月以后,利差一直处于上升态势,我国经济景气的确在近期一直处于持续扩张的状态。

但是,从2017年3月开始,利差 sp_t 出现快速下降,先行指标下降预示着经济景气随后将出现收缩。由式(7)和(8)可知,当利差下降时, $p(s_t=2 | s_{t-1}=1, Z_{t-q})$ 和 $p(s_t=2 | s_{t-1}=2, Z_{t-q})$ 都将上升,再由式(9)可知,经济处在收缩状态的概率 $p(s_t=2)$ 将会上升。由于本文中利差先行于经济景气9个月,因此,通过本文的模型可以预测出未来9个月的数值,即2017年6月至2018年2月期间经济周期处于收缩阶段的概率值,见图3。预测结果表明,在2017年6月至2018年2月期间,我国经济处于收缩阶段的概率将逐渐上升。虽然我国当前仍然处在经济周期的扩张阶段,但模型的预测结果预示着当前的景气扩张局面将难以持续。

五、结 论

经济景气在向扩张阶段或收缩阶段转换之前,先行指标通常会提前有所表现,如果先行指标具有稳定的先行期,则能够预警未来经济景气的变动。本文细致刻画了国债长、短期利差对经济周期阶段转换的预警作用。

本文首先利用动态因子模型,基于工业增加值、产品销售收入、固定资产投资和发电量这4个一致指标计算出SW景气指数,代表我国经济景气波动态势。通过BB法,本文获得了我国经济周期波动的峰、谷转折点日期,认为进入21世纪后截止2016年10月这段时期,我国经济运行出现完整的4轮短周期波动;2008年金融危机以后,我国经济周期波动出现了扩张阶段短而收缩阶段长的非对称特征。当前,我国经济正处于新一轮周期的扩张阶段,至2017年5月,这轮扩张已经持续18个月,不过未来经济景气态势仍然存在很大的不确定性。

本文基于MS-TVTP模型,考察利差的先行性特征,判断利差对宏观经济景气的预警功能,并基于模型对未来经济走势做出判断。通过计算多组长、短期利率差与SW景气指数之间的交叉相关系数,发现15年期与2年期国债即期收益率利差的先行性最为显著,因此,将其作为经济周期阶段转换的影响因素引入MS-TVTP模型。模型估计结果表明,MS-TVTP模型在判断经济周期进入收缩阶段时与传统BB法的结论非常接近,由于基于模型判断更加及时,因此本文认为,利差包含的先行性信息对于经济周期阶段的判断意义重大。利差的先行波动引起了转换概率的变化,预示着经济周期阶段的转换。从2017年3月开始,利差出现快速下降,这预示着经济景气随后将出现收缩。通过本文的模型进行预测,结果表明,2017年6月至2018年2月期间我国经济处于收缩阶段的概率将逐渐上升。虽然我国当前仍然处在经济周期的扩张阶段,但根据本文预测的结果来判断,当前的景气扩张局面将难以持续。

随着我国经济总量不断增加,潜在经济增速逐渐下降,经济景气在低位运行。面临即将出现的经济景气下滑,在新的历史时期,我们不能再如以往那样通过大规模扩张经济政策来拉动经济景气,否则,长期内将带来通货膨胀、货币贬值和资产泡沫,增大金融风险。宏观经济调控应该继续坚持“稳中求进”的主基调,确保经济平稳健康发展,提高经济运行质量和效益,通过深化供给侧结构性改革使得经济结构更加优化。为此,需要梳理整合各项政策,聚焦供给侧,重视需求端,运用积极的财政政策和稳健的货币政策,保障我国经济稳定健康增长。

[参考文献]

- [1] Burns A F, Mitchell W C. *Measuring Business Cycles*. New York: NBER, 1946.
- [2] Campbell J Y, Shiller R J. Yield spreads and interest rate movements: A bird's eye view. *Review of Economic Studies*, 1991, 58 (3), 495 - 514.
- [3] Orphanides A, Wei M. Evolving macroeconomic perceptions and the term structure of interest rates. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2012, 36 (2), 236 - 254.
- [4] 康书隆、王志强 《中国国债利率期限结构的风险特征及其内含信息研究》,《世界经济》,2010年7期。
- [5] 熊海芳、王志强 《参数不稳定下利差在宏观经济与货币政策中的应用》,《数量经济技术经济研究》,2015年10期。
- [6] Hamilton J D. A new approach to the economic analysis of the nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 1989, 57 (2): 357 - 384.
- [7] Filardo A J. Business-cycle phases and their transitional dynamics. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1994, 12 (3): 299 - 308.
- [8] Durland J M, McCurdy T H. Duration-dependent transitions in a Markov model of US GNP growth. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1994, 12 (3): 279 - 288.
- [9] Layton A P, Smith D R. Business cycle dynamics with duration dependence and leading indicators. *Journal of Macroeconomics*, 2007, 29 (4): 855 - 875.
- [10] Castillo P, Humala A, Tuesta V. Regime shifts and inflation uncertainty in Peru. *Journal of Applied Economics*, 2012, 15 (1): 71 - 87.
- [11] Stock J H, Watson M W. New indexes of coincident and leading economic indicators. In *NBER Macroeconomics Annual*. Cambridge: MIT Press, 1989.
- [12] 高铁梅、陈磊、王金明、张同斌 《经济周期波动的分析与预测方法》(第2版),北京:清华大学出版社,2015年。