

中国经济周期拐点预测^{*}

——基于潜在经济增长率与经验判断

谢太峰 王子博

内容摘要：为研究中国经济周期拐点预测问题，考虑体制变革、通货膨胀预期、货币政策、国际贸易与投资等因素，本文构建一个状态空间形式的多参数动态系统，应用 Kalman 滤波估算中国 1978—2011 年潜在经济增长率等变量并用 VAR 模型进行检验，结合对中国经济周期特征和规律的经验判断形成预测思路：当经济运行超过可接受产出缺口区间阈值时，根据扩张期长而收缩期短的新特征，判断拐点的大致位置，若此时监测到潜在经济增长率趋势变动，则可对拐点做出预测。

关键词：经济周期 潜在增长率 Kalman 滤波 预测

中图分类号：F831

文献标识码：A

引言

2008 年，中国实际经济增长率由 2007 年的 13.04% 急转直下至 8.95%，经历了一次下滑过程。2009—2010 年，中国经济出现了强劲复苏的势头，但 2011 年以来，经济增长速度又出现了回落。此后会不会出现“二次探底”，经济是否还会出现重大波动？对此作出预测，需要研判经济运行的周期，在经济出现重大转折之前进行预测，这对政府前瞻性经济政策的制定和企业投资经营战略的调整具有重要意义。

经济预测是项很有挑战性的工作，尤其是对经济拐点的预测更是本领域的难点，也是学界和业界共同关注的重要课题。本文拟探求潜在经济增长率对经济周期拐点的预测功能，试图在预测中国经济周期拐点方面有所突破。由

此，本文首先回顾国内外主要文献，明确创新的方向；进而构建多参数动态系统作为核心模型，在状态空间应用 Kalman 滤波估算中国 1978—2011 年潜在产出、产出缺口、潜在与均衡经济增长率等不可观测变量；在此基础上，对实际与潜在经济增长率的传导效应进行计量检验，最后结合对中国经济运行特征和规律的经验判断，形成一种较为科学准确的预测中国经济周期拐点的分析思路。

一、文献回顾

国外相关的研究以计量方法的演进为脉络展开。美国国家经济研究局（NBER）自 1929 年起研判经济周期“峰谷”，一直以来是经济研究和投资决策的重要依据，但 NBER 方法既不透明也不具可复制性，尤其是对拐点的识别严

作者简介：谢太峰，首都经济贸易大学金融学院院长、教授、博士生导师；王子博，CFA，FRM，首都经济贸易大学金融学院博士研究生，供职于中国进出口银行经济研究部。

^{*} 笔者感谢匿名审稿人的建设性意见。本文仅代表笔者个人学术观点，不代表供职单位意见。

重滞后 (Chauvet & Piger, 2005)。Bry & Boschan (1971) 创立了一个更为客观的非参数方法划分经济周期, 该方法及其扩展在各国经济景气分析中广为应用 (Bordo & Haubrich, 2010), 但仍不能及时识别拐点。

与传统方法相比, 马尔可夫机制转换模型等参数方法具有可复制性、预测相对及时有效且较为透明等特点, 在经济周期拐点预测中得到大量应用。Mill & Wang (2002) 对 Diebold-Rudebusch 模型进行扩展, 采用季度数据同时分析宏观经济变量的非线性和协动性, 考察英国 1959-2000 年繁荣和衰退状态转换过程; 针对该模型引出待估参数呈指数化增加的问题, Chen (2007) 首次提出面板机制转换模型 (MSLSDV), 仅用 7 个变量建模识别日本经济周期拐点; Simpson et al. (2001) 和 Moolman (2004) 构建时变概率转移的马尔可夫模型 (TVTP), 考察英国和南非经济周期波动的非线性特征, 对拐点识别进行了论述。马尔可夫机制转换模型至少有两点不足: (1) 要求时间序列足够长、跨越若干经济周期, 不易分析新兴经济体和转轨经济。(2) 假设机制转换是离散跳跃的, 而经济荣枯交替往往是渐进的。

通过统计分解趋势方法, 获得永久性成分和周期成分, 研究经济增长、波动和拐点预测逐渐受到关注。具体的方法有两类: (1) 基于基本谱分析, 将经济时间序列分解为具有不同频率的趋势和周期成分。主要有移动平均滤波、HP 滤波、BK 滤波和 CF 滤波等, 这类方法简便易行, 但属于静态分析。(2) 状态域分解方法, 假定时间序列非平稳、存在随机性趋势, 直接将时间序列分解为状态空间中的不同取值。Harvey (1989) 认为, 在差分平稳时间序列的趋势和循环成分生成机制可得的情况下, 可将趋势和循环要素作为不可观测成分 (Unobserved Component, UC), 以状态空间模型的形式通过 Kalman 滤波来估计, 即 UC-Kalman 滤波法。这类方法需要根据不同的经济环境建模, 应用上较为复杂, 但可以探求不同经济变量在周期波动中的相互联系, 揭示经济运行的规律和特征, 值得深入研究。

国内相关研究逐渐由定性分析向定量研究

转变, 多集中于经济周期波动特征的研究, 对经济周期拐点预测的研究尚处于起步阶段。刘树成 (1986, 1996, 2000) 及刘树成、张晓晶、张平 (2005) 从固定资产投资周期入手, 以我国产出增长率为基础, 按“谷谷”法将新中国经济运行划分为 9 个周期, 比较了改革开放前后的经典周期特征, 认为一方面我国有可能实现持续多年的适度高位运行, 潜在经济增长率将在 9% 左右, 另一方面有可能实现波幅进一步的平滑化, 使经济波动保持在 8%-10% 的适度增长区间内。张连城 (1999, 2002, 2008) 采用“峰峰、谷谷”法, 按实际经济增长率将改革开放以来的经济运行划分为 3 个周期, 认为制度和体制影响经济周期扩张收缩的波长、波幅等特征, 并对适度增长区间进行了分阶段讨论。裘元伦 (1991) 结合信贷等金融因素分析西方经济周期和经济危机问题。近年来, 消除趋势法等计量手段开始应用于对经济周期特征的考察。陈昆亭、周炎和龚六堂 (2004) 详细比较各种滤波算子, 运用 BK 滤波法对 1952-2001 年 10 多个时序变量进行趋势消除, 主要考察经济周期波动性、持续性和协动性等现代特征。谢太峰和王子博 (2009) 应用 Kalman 滤波估算中国 1978-2007 年潜在产出、产出缺口、均衡增长率等变量, 在 AD-AS 框架下分析中国经济走势。计量方法也逐渐涉及经济周期拐点预测问题。王金明、高铁梅 (2009) 运用动态马尔可夫转移因子模型, 构建我国经济协动性和非对称两大特征的经济景气指数。陈磊、孔宪丽 (2009) 基于月度数据, 采用一致合成指数和改进的非参数法预测经济周期拐点。王子博 (2012) 根据中国国情设计潜在产出估算模型, 初步讨论应用潜在增长率预测周期拐点的问题。

纵观国内外相关研究, 可以得出以下几点认识: (1) 国外相关研究更多地专注于计量方法的技术层面, 对具体经济环境、状态、结构考虑不足。少量预测新兴经济体周期拐点的文献也基本是将研究发达经济体的模型简单“复制”。(2) 国内相关研究定性分析居多, 局限于说明性和应对性, 说服力不强。定量分析基本沿袭国外文献的模型方法, 只是调整个别变

量和参数,真正立足中国社会主义市场经济发展的实际情况、考虑宏观调控特点和国际联系建立计量模型的文献很少。(3)对于经济周期拐点预测,还没有形成一个可行的分析方法,或者说没有给出一个将经济理论分析和计量经济学实证检验有机结合的预测思路。

基于上述分析,本文拟在以下方面做出创新:(1)考虑中国经济结构关系、通货膨胀预期、货币政策、国际贸易与投资等因素,将不同经济流派观点“融入”一个多参数动态经济系统模型,力图在参数(包括初始值确定)、变量选取及经济逻辑等方面做到真正“中国化”。(2)选用状态域趋势分解法,建立状态空间形式的动态经济系统进行 Kalman 滤波,估算潜在经济增长率等不可观测变量,运用 VAR 模型分析滤波结果。(3)从经济制度与体制角度对实证结果进行解释说明,以期将经验判断与计量检验有机结合,形成一种预测经济周期拐点的思路。

二、模型、变量和数据

(一) 多参数动态经济系统

估算潜在产出增长率,需要首先对潜在产出进行界定,比较有代表性的是凯恩斯主义和新古典主义的观点。前者认为潜在产出由一个经济体长期总供给能力决定,是在一定约束条件下,所有要素充分利用而可能达到的最大产出值;后者则认为真实技术冲击决定长期均衡和短期波动,定义潜在产出为实际产出的趋势值,认为实际产出在与潜在产出很小的偏离范围内波动,且产出缺口可正可负。本文选择新古典主义学派对潜在产出的定义,将实际产出分解为趋势成分和周期性成分,前者用来描述潜在产出,后者用来刻画产出缺口,如式(1)。

$$y_t = y_t^T + y_t^C \quad (1)$$

其中, y_t 为第 t 期以不变价计算的实际产出对数值; y_t^T 为第 t 期潜在产出对数值; y_t^C 为第 t 期以百分数表示的产出缺口,表示实际产出对潜在产出的偏离,且经济运行处于潜在产出位势之上时定义为正缺口,反之定义为负缺口。^①

从可观测性角度看,有必要关联产出与物价的波动。根据凯恩斯主义短期总供给曲线的定义,即附加预期菲利普斯曲线,通货膨胀率主要由预期通货膨胀率、滞后 1 期的通货膨胀率和同期产出缺口决定。根据谢太峰和王子博(2008)、王子博(2009)的研究,这种定义尤为符合近年中国通货膨胀形成机制为适应性预期的实际情况,即第 t 期实际通货膨胀率基于经济行为主体在 $t-1$ 期对第 t 期通货膨胀率的预期,并与 $t-1$ 期的产出缺口存在某种函数关系,且各期通货膨胀率之间存在一定的相关性,^②通货膨胀存在一定的“惯性”。定义式(2)如下:

$$\pi_t = a_1 E_{t-1}(\pi_t) + (1-a_1)\pi_{t-1} + a_2 y_{t-1}^C + \varepsilon_t^{\pi} \quad (2)$$

其中, π_t 为第 t 期通货膨胀率, $E_{t-1}(\pi_t)$ 为第 $t-1$ 期预期的第 t 期通货膨胀率, π_{t-1} 为第 $t-1$ 期通货膨胀率,设参数 $a_1 < 1$ 。

式(2)中涉及预期通货膨胀率的估计问题。按照附加预期菲利普斯曲线的设定,若人们理性预期到未来 1 期的通货膨胀率,则实际通货膨胀率可由预期通货膨胀率与随机冲击决定。人们利用 $t-1$ 期可得信息,如货币供应量的增长率、实际通货膨胀率等,^③按式(3)估计的预期通货膨胀率可作为第 t 期实际通货膨胀率:

$$\pi_t = E_{t-1}(\pi_t) + v_t = \alpha + \beta_0 g_t^M + \beta_1 g_{t-1}^M - 1 + \gamma \pi_{t-1} + v_t \quad (3)$$

其中, g_t^M 表示第 t 期货币增长率, v_t 表示随机冲击, α 、 β 、 γ 为参数。

设定实际产出的趋势要素变动规律。将第 t 期潜在产出定义为 $t-1$ 期潜在产出及其增长率(μ_t)之和,如式(4)。将潜在产出增长率

^①若 Y_t 定义为第 t 期以不变价计算的实际产出值, Y_t^T 为相应潜在产出值,则有 $y_t^C = y_t - y_t^T = 100 (\ln Y_t - \ln Y_t^T) = 100 \ln \left| 1 + \frac{Y_t - Y_t^T}{Y_t^T} \right| \approx 100 \frac{Y_t - Y_t^T}{Y_t^T}$ 。

^②相关系数小于 1,这样,第 t 期通货膨胀率与 $t-1$ 期通货膨胀率、 $t-1$ 期对第 t 期通货膨胀率预期的加权平均有关。

^③这也与近年中国货币政策特征、传导途径以及通货膨胀形成机制相一致,见黄达(2009)、王子博(2009)。

设定为一个平稳的一阶自回归 (AR (1)) 过程, 并趋向于长期均衡增长率 (μ^T), 如式 (5)。①考虑到中国经历了计划体制到市场体制的结构性转变, 且在 20 世纪 90 年代中期才逐步迈入社会主义市场经济轨道, 设参数 b_0 初值为 0.9, 意味着在没有剧烈冲击的情况下, 产出增长收敛到均衡值 1% 需要 10 年时间。此外, 加入扰动项 ($\varepsilon_t^{y^T}$, ε_t^μ) 表示各种随机冲击的影响。

$$y_t^T = y_{t-1}^T + \mu_{t-1} + \varepsilon_t^{y^T} \quad (4)$$

$$\mu_t = b_0 \mu_{t-1} + (1-b_0) \mu^T + \varepsilon_t^\mu \quad (5)$$

设定实际产出的周期性要素的变动规律。产出缺口主要受国内实际投资、国际贸易和金融联系的影响, 其他次要影响因素以一个均值为零的平稳 AR (1) 过程的扰动项 ($\varepsilon_t^{y^c}$) 表示, 如式 (6)。国内融资的主渠道是银行信贷, 企业投资意愿和信贷资金投放量主要取决于当局对利率的调控, 为了将对投资的考量纳入到政策范畴, 考察实际利率和物价变动对实际投资的影响。这里以人民币短期实际贷款利率缺口 (r_t^c) 表示实际利率波动, ②以 $(1-L)$ π_t (L 为滞后算子) 表示第 t 期与第 $t-1$ 期通货膨胀率变化值; NX_t^c 为以百分数表示的不变价净出口额缺口值, ③描述对外贸易对经济波动的影响; FNI_t 为外国净投资额的对数值, ④表示外商直接投资对中国经济的影响。⑤此外, 也要考察滞后 1 期产出缺口的影响, 与设定价格变动时的考虑相同。

$$y_t^c = c_0 y_{t-1}^c - c_1 r_t^c + c_2 (1-L) \pi_t + c_3 NX_t^c + c_4 FNI_t + \varepsilon_t^{y^c} \quad (6)$$

式 (1) - (6) 中, a 、 b 、 c 均为可变参数, 随机扰动项 ε_t^π 、 $\varepsilon_t^{y^T}$ 、 ε_t^μ 、 $\varepsilon_t^{y^c}$ 被初始假设为独立同分布、不相关且服从正态分布的变量。

(二) 数据的选取与调整

本文选取中国 1978-2011 年间的有关数据,

来源为 Bloomberg 和 Wind 资讯。⑥以实际国内生产总值 (GDP) 的对数值表示总产出。⑦由于我国实际与均衡汇率均较难确定, 且使用的是以百分数表示的净出口额缺口和外国净投资的对数值, 可直接选取以美元表示的净出口和外国净投资数据。未来 1 期预期通货膨胀率主要受流通中的货币量影响, 选取 M_1 口径的名义货币供应量进行估计。

对于通货膨胀指标, 因所分析的问题不同而异: 在定义通货膨胀率变动路径和估计预期通货膨胀时, 西方多使用核心居民消费价格指数 (Core CPI), 中国一是没有这方面的统计, 二是作为经历体制变革的新兴经济体, 将国内食品支出和世界能源价格等供给冲击纳入价格总水平是有必要的, 暂选择居民消费价格指数 (CPI); 计算实际利率是为分析投资对产出波动的影响, 而在我国固定资产投资对经济的作用尤为重要, 选择固定资产投资价格指数对名义利率进行调整; 净出口额的计算中, 分别使用以美元计价的出口、进口价格指数为基础进行调整。

三、Kalman 滤波实证过程

(一) 预滤波

估计均衡利率水平和利率缺口。本文认为实际利率围绕均衡利率波动, 二者之差定义为利率缺口, 将实际利率分解为描述均衡利率的趋势成分和刻画利率缺口的周期性成分, 均衡利率服从一个平稳的 AR (1) 过程, 实际利率对均衡利率的偏离是由随机冲击导致的。由此, 将上述分解过程写成状态空间形式进行 Kalman 滤波, 得到各期的利率缺口。

估计净出口额缺口。将实际净出口额的对

①可看做潜在产出的一个均值复归过程, “均值”指经济体稳态产出, 即凯恩斯学派认为的潜在产量。

②根据中国人民银行统计口径, 本文选取 1-3 年期贷款利率; 利率缺口定义为实际利率与均衡利率之差。

③净出口额缺口值定义为实际净出口额与均衡值之差。

④实际利用外资额扣除对外借款额的净值。

⑤考虑到人民币资本项目尚未开放、资本市场尚不完善、其与实体经济传导关系尚存争议, 本文暂时搁置资本市场与经济发展的讨论, 仅以跨国 (境) 权益资本流动来表示国际经济交往中的金融联系。

⑥限于篇幅, 不再列示原始数据和后文有关变量的滤波结果, 感兴趣的读者可向作者索取。

⑦实际 GDP 以国内生产总值指数 (1978=100) 为基础计算, 其中 2011 年的数据为笔者自行推算。

数值 (NX_t) 进行 HP 滤波，^①得到均衡净出口额 (NX_t^T) 和净出口缺口 (NX_t^C) 。

估计预期通货膨胀率的初值。同时用极大似然法估计式 (2) 和 (3)，得到参数 α, β, γ 和预期通货膨胀率的初始估计值 $(\hat{E}_{t-1}(\pi_t))$ ，如式 (7)。

$$\hat{E}_{t-1}(\pi_t)=-2.89+0.135g_{t-1}^{M_t}+0.296g_{t-1}^{M_t}+0.596\pi_{t-1} \quad (7)$$

(0.927)(2.002) (4.418) (3.797)

序列的平稳性检验。Kalman 滤波要求实际产出序列 $\{y_t\}$ 为一阶单整，本文选用包含常数项和时间趋势项的 ADF 方法进行平稳性检验。由 SC 信息准则确定滞后阶数为 2，经检验，在 1% 的显著性水平下，不拒绝序列中含有 1 个单位根的原假设。^②继续对 $\{y_t\}$ 的一阶差分序列进行 ADF 检验，结果表明应拒绝原假设 (见表 1)，

$\{y_t\}$ 序列中含有 1 个单位根，即一阶单整。

表 1 单位根检验结果

	t 统计量	p 值
ADF 检验统计值	-3.78	0.0079

(二) 滤波过程及结果

将式 (1) - (6) 写成状态空间形式进行 Kalman 滤波，需要说明以下两点：初次运算时，状态向量初值取 1978 年的实际值，参数矩阵初值以 Jaromir (2004) 的研究结论为基础，根据前文对我国实际情况的讨论调整后给出 (见表 2)；滤波过程中，将按式 (7) 估计的预期通货膨胀初值代入系统反复迭代，并同时对式 (2) 和 (6) 进行极大似然估计并调整系数，将滤波结果与极大似然最优估计一致收敛的值作为最终系数。

表 2 状态向量和参数矩阵初值

a_1	a_2	b_0	c_0	c_1	c_2	c_3
0	2.83	0.9	0.02	0	0.35	0.09
c_4	σ	$\sigma_{\varepsilon^\pi}^2$	$\sigma_{\varepsilon^c}^2$	$\sigma_{\varepsilon^\mu}^2$	$\text{Cov}(\sigma_{\varepsilon^\pi}^2, \sigma_{\varepsilon^c}^2)$	
0.08	0.1	1.0	0.001	0.08	0	
初始状态向量初值		(820.12, 0, 7.6, 7.6)				

表 3 给出了参数矩阵终值及相关检验结果。只有 c_4 的显著性检验未通过，说明外国净投资对我国潜在产出影响不显著。外国直接投资额加入 WTO 后才明显增加，相较其他因素其对经济拉动的效果可能还不明显。

表 4 给出了状态向量终值及相关检验结果。4 个状态向量终值全部通过显著性检验。改革开放至今的均衡经济增长率约为 9.8%，2011 年潜在经济增长率约为 9.6%，产出正缺口。潜在产出、产出缺口的滤波结果如图 1 所示。

表 3 参数终值与相关检验结果

参数	终值	标准误差	z 统计量	p 值	参数	终值	标准误差	z 统计量	p 值
a_1	0.730	0.041	17.817	0.000	c_4	-0.046	0.030	-1.555	0.120
a_2	8.675	0.147	59.145	0.000	$\sigma_{\varepsilon^\pi}^2$	1.126	0.001	1022.347	0.000
b_0	0.505	0.004	119.922	0.000	$\sigma_{\varepsilon^T}^2$	-0.902	0.003	-201.574	0.000
c_0	0.019	0.000	62.720	0.000	$\sigma_{\varepsilon^c}^2$	-1.593	0.001	-1135.117	0.000
c_1	-0.102	0.033	-3.100	0.002	$\sigma_{\varepsilon^\mu}^2$	1.213	0.002	502.589	0.000
c_2	-0.024	0.010	-2.434	0.015	$\text{Cov}(\sigma_{\varepsilon^\pi}^2, \sigma_{\varepsilon^c}^2)$	0.763	0.007	105.657	0.000
c_3	0.961	0.007	2.421	0.014					

^①HP 滤波： $\min \{ \sum_{t=1}^T (NX_t^C)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(NX_{t+1}^T - NX_t^T) - (NX_t^T - NX_{t-1}^T)]^2 \}$ ，取 $\lambda=100$ 。

^②限于篇幅，略去较为简单的检验过程和结果，下同。

表 4 状态向量终值与相关检验结果

	状态向量 终值	均方根 误差	z 统计量	p 值
y_t^T	1140.806	1.767	645.755	0.000
y_t^C	0.122	0.352	12.867	0.000
μ_t	9.626	2.630	4.666	0.000
μ^T	9.586	0.737	13.314	0.000

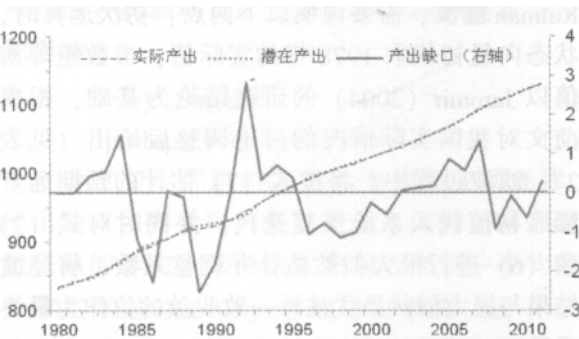


图 1 1978–2011 年中国实际产出、潜在产出与产出缺口

四、计量检验与经验判断

（一）中国潜在经济增长率与实际经济增长率的传导效应

潜在经济增长率与实际经济增长率的变动趋势存在一定的联系。如图 2 所示，改革开放以来的三轮经济周期，无论波峰年还是波谷年，潜在经济增长率的变动趋势基本都“先”于实际经济增长率的变动趋势，尤其是在周期拐点附近。例如，1999 年是一轮周期的低谷，而持续下降的潜在经济增长率早已在 1998 年出现拐点后掉头向上。2007 年是一轮周期的波峰，而持续上升的潜在经济增长率却已在 2006 年出现

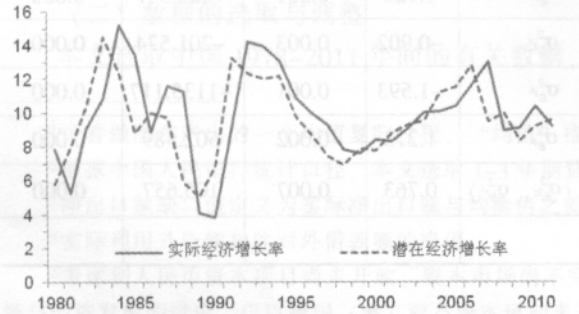


图 2 1978–2011 年中国实际经济增长率与潜在经济增长率

拐点后掉头向下。潜在经济增长率与经济周期的这种趋势上的关系，对三轮周期的波峰、波谷年均成立，或非巧合。

建立分析潜在经济增长率与实际经济增长率关系的向量自回归（VAR）模型。首先进行序列平稳性检验。采用 ADF 方法易验证序列 $\{\mu_t\}$ 与 $\{g_t^Y\}$ 为一阶单整，采用 Johansen 检验也易验证二者存在同阶协整关系。初始假设滞后阶数为 2，建立 VAR 模型如式（8）：

$$\begin{bmatrix} \mu_t \\ g_t^Y \end{bmatrix} = \alpha + \beta_0 \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ g_{t-1}^Y \end{bmatrix} + \beta_1 \begin{bmatrix} \mu_{t-2} \\ g_{t-2}^Y \end{bmatrix} + \zeta_t \tag{8}$$

其中 α , β_0 , β_1 为系数矩阵， ζ_t 为随机扰动项向量。由于模型设定形式不存在同期相关问题，OLS 方法估计结果如式（9）：

$$\begin{bmatrix} \mu_t \\ g_t^Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 6.81 \\ 1.29 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.74-0.8 \\ 1.05-0.41 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ g_{t-1}^Y \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.79-0.38 \\ 0.58-0.26 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-2} \\ g_{t-2}^Y \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \zeta_{1t} \\ \zeta_{2t} \end{bmatrix} \tag{9}$$

给定显著性水平 1%，所有系数均通过检验，且滞后 1 期的潜在经济增长率对实际经济增长率影响的系数（1.05）显著性最高，说明其对实际经济增长率的带动作用显著大于 1。AR 根检验显示没有单位根的模式大于 1，滞后阶数设定为 2 是正确的。LM 检验表明残差无序列相关，潜在经济增长率与实际经济增长率之间不存在同期相关。可以应用式（8）和（9）进行后续分析。

分别对潜在经济增长率与实际经济增长率的同期滞后值进行 Granger 因果检验，结果如表 5 所示。无论滞后期为 1 或 2，均可得出潜在经济增长率对实际经济增长率存在正向 Granger 因果关系的结论。

对 VAR 模型方差正交分解，考察潜在经济增长率对实际经济增长率变动的贡献度。如图 3（A）所示，横轴表示滞后期（年），纵轴表示潜在经济增长率对实际经济增长率的贡献度（百分数），潜在经济增长率变动对实际经济增长率变动的贡献在两期（年）内达到最大（约 78.36%），在第 3 期（年）后逐渐减小。

VAR 模型中可得到正交化脉冲响应函数，考察实际经济增长率对潜在经济增长率变动的反应。如图 3（B）所示，横轴表示滞后期

表 5 潜在经济增长率与实际经济增长率的 Granger 因果检验结果

Granger 因果关系检验			
样本：1978—2011 年			
滞后期：1			
原假设：	观察值数量	F 统计量	p 值
实际产出增长率不能 Granger 引起潜在产出增长率	31	3.263	0.039
潜在产出增长率不能 Granger 引起实际产出增长率		140.102	0.000
Granger 因果关系检验			
样本：1978—2011 年			
滞后期：2			
原假设：	观察值数量	F 统计量	p 值
实际产出增长率不能 Granger 引起潜在产出增长率	30	4.172	0.029
潜在产出增长率不能 Granger 引起实际产出增长率		55.125	0.000

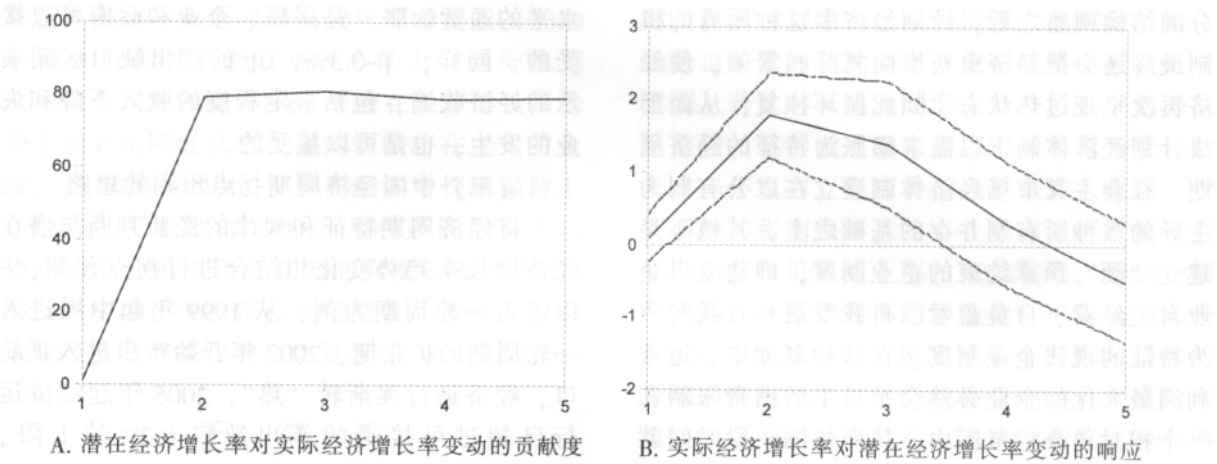


图 3 潜在经济增长率与实际经济增长率的关系

(年)，纵轴表示潜在经济增长率对实际经济增长率的变化（百分数），实线表示脉冲响应函数，虚线表示正负 2 倍标准差的偏离带，若潜在经济增长率有一个冲击，前 2 期（年）对实际经济增长率有一个同向冲击且第 2 期（年）达到最大，之后冲击影响反向衰减且 3 期（年）后衰减迅速。

综上，潜在经济增长率变动对实际经济增长率变动贡献在第 2 期（年）达到最大后开始逐渐减小，同时实际经济增长率对潜在经济增长率变动在前 2 期（年）内有一个同向响应且在第 2 期（年）达到最大后反向衰减。这说明，若潜在经济增长率趋势的变动在 2 期（年）后仍未传导到实际经济增长率，则说明该次趋势变动的效应不能形成一轮经济周期的拐点。从实际操作角度看，应将潜在经济增长

率趋势变动的检测与中国经济周期特征和规律的经验判断相结合做出更为准确的拐点预测。

（二）中国经济周期的特征与规律

改革开放以来，以实际 GDP 增长率为依据，如果以波峰年划分，中国在 29 年间已完成了三轮经济周期（1978—1984，1984—1992，1992—2007），周期的平均长度是 9.66 年；如果以波谷年划分，并且假定 2009 年就是一轮周期的谷底，那么 28 年间也已完成了三轮经济周期（1981—1990，1990—1999，1999—2009），周期的平均长度是 9.33 年。中国经济周期的平均长度为 9—10 年。

最近一轮经济周期（1999—2009 年）呈现与以往相反的变化趋势——扩张期长而收缩期短。一般来说，扩张期短而收缩期长是计划经济体制下经济周期的特征，而市场经济体制下

通常与之相反,即扩张期长而收缩期短。计划经济体制下,公有制企业占绝对统治地位且都不同程度地具有“软”预算约束的特点,尤其是国营企业。在“软”预算约束下,企业用于投资需求和消费需求的一切支出基本不取决于企业的经营状况和货币存量,企业中普遍存在的强烈投资饥渴和消费攀比必然会将整个社会的投资需求和消费需求推向膨胀的状态,从而最终导致总需求的膨胀及相应地总供给的短缺,使计划经济表现为短缺经济。当膨胀的总需求把经济运行拉向波峰时,由于资源短缺和结构失衡,经济运行迟早会进入低迷并跌入谷底。当经济在谷底运行一段时间,经过较为充分的结构调整之后,计划经济中这种固有的机制最终还会把经济重新推向复苏和繁荣,使经济再次呈现过热状态。如此循环往复,从而形成计划经济体制下以需求膨胀为特征的经济周期。社会主义市场经济体制建立在以公有制为主导的多种所有制并存的基础之上,其核心是建立“硬”预算约束的企业制度,即建立以企业自主经营、自负盈亏、自我发展和自我约束为特征的现代企业制度。在这种制度中,追求利润最大化的企业必然会把员工的消费限制在一个相对狭小的范围内,从而每隔一段时间就会使经济中出现消费需求不足,进而引致投资需求不足,并最终导致总需求(有效需求)不足,从而把经济推向低迷和萧条。同样,当经济在谷底经过充分的调整和能量积聚之后,经济最终会缓慢地进入复苏和繁荣。诚然,企业追求利润的本能最终还会把经济重新推向总需求不足和经济过冷。如此循环往复,从而形成市场经济体制下以有效需求不足为特征的经济周期。中国真正迈入社会主义市场经济体制的轨道实际上是在20世纪90年代中期以后。因此,正是由于计划体制向市场体制转换且不断完善,才出现了从2000年至2007年扩张期长达8年的罕见情况。

根据经济运行机制可归结出以产出缺口表示的可接受经济波动区间。产出正缺口表明资源已经被过度利用,正缺口越大,经济越

“热”;产出负缺口表明资源出现闲置,负缺口越大,经济越“冷”。中国1978年至2011年产出缺口波动标准差约为0.3%,^①说明经济的高增长是以过度利用自然资源和劳动力资源为代价的。任何一个经济体都不能长期位于产出正缺口,在内生调节机制的作用下,在一段时间内经济运行位于正缺口区间 $[0, 0.3\%]$,在“看不见的手”作用下,经济将自发收缩,进入产出负缺口区间 $[-0.3\%, 0]$,经济体自身进行缓冲,为下一轮扩张做准备。不妨把产出缺口区间 $[-0.3\%, 0.3\%]$ 看做中国可接受的产出缺口区间:经济运行在 $[0, 0.3\%]$ 的产出缺口区间时,对资源的“过度”利用,包括一定水平的通货膨胀,是居民、企业和政府可以接受的。同样, $[-0.3\%, 0]$ 的产出缺口区间表示的经济收缩,包括一定程度的收入下降和失业的发生,也是可以接受的。

(三) 中国经济周期拐点预测的思路

将经济周期特征和规律的经验判断与潜在经济增长率趋势变化相结合进行拐点预测,^②以最近一轮周期为例,从1999年起中国进入一轮周期的扩张期,2002年开始产出进入正缺口,经济运行逐渐转“热”,2005年起经济运行已超过可接受的产出缺口0.2%的上限,2007年产出缺口已高达0.98%,经济已经过“热”,而且此轮周期的扩张期已达8年,在9-10年的周期长度中已经过半,可以做出经济运行已近波峰的经验判断。另一方面,从经济运行超过可接受产出缺口阈值起,就应关注潜在经济增长率的趋势。潜在经济增长率自2000年至2006年一路攀升,这与经济扩张的实际情况吻合,但在2007年潜在经济增长率出现趋势逆转,下降3个百分点,根据潜在经济增长率与实际经济增长率的传导关系,可以判断2008年经济将出现拐点进入收缩期,在2008年初经济政策应转向宽松,企业应适当调整投资决策。如果经济周期长度为9-10年,该轮经济周期收缩期最长也就是1-2年,2009年或2010年初就有可能跌进谷底,完成收缩,转入扩张阶段,潜在经济增长率在2008年又

^①以数值0为基准。在图1中,由右轴坐标0出发的水平线称为趋势线。

^②本文预测的思路建立在政策不出现重大失误、世界和中国经济不出现严重的不利冲击的假设下。

转为增长趋势,可以得出2009年为拐点的论断。事实上,实际经济增长率在2008年出现拐点,标志着该轮周期扩张期的结束,于2009年完成筑底,从2010年起进入新一轮周期的扩张期,实际经济增长率的变化与本文的分析是一致的。2008-2010年产出缺口始终为负,经济较“冷”,政策应已宽松为主,2011年产出缺口越过趋势线进入正区间,政策应针对复苏期可能的通胀压力进行调整,松紧结合。需要说明的是,2009年潜在经济增长率又出现趋势变化掉头向下,但2010年已经进入新一轮周期的扩张期,且经济运行在产出负缺口,还处于比较“冷”的阶段,2009年潜在经济增长率趋势变化不会形成新一轮周期的拐点,2010年和2011年实际经济增长率的上升趋势也与这一经验判断相符。2009年潜在经济增长率趋势变动对实际经济增长率的影响将在2年后衰减,且2010和2011年潜在经济增长率保持上升趋势,可以做出2009年潜在经济增长率趋势变动不会影响经济复苏的判断。需要指出,潜在经济增长率在扩张期趋势发生变动,说明本轮经济周期将在波动中复苏。

五、结 论

改革开放以来,以实际经济增长率划分,中国经济完成了三轮周期,周期的平均长度约

为9-10年。由于经济制度和体制等因素的影响,随着社会主义市场经济体制的不断完善,最近一轮中国经济周期呈现出扩张期长而收缩期短的新特征。引入可接受的产出缺口区间描述经济短期波动规律,中国可接受的产出缺口区间约为 $[-0.3\%, 0.3\%]$ 。据此,可以对一轮经济周期中扩张期和收缩期的转换时间,即拐点出现的大致位置,做出经验判断:在上轮经济周期筑底完成后即开启新一轮周期的扩张期,实际经济运行将上升至可接受的产出缺口负区间内,并逐渐越过趋势线进入可接受的产出缺口正区间,经济由“冷”转“热”,当经济运行超过可接受的产出缺口正区间上限值时,经济过“热”已不可持续,此时经济运行应已过一轮周期的多半,说明波峰已近。另一方面,若此时又监测到潜在经济增长率趋势发生逆转,就可做出潜在经济增长率趋势变化的未来一年左右,经济将结束扩张转入收缩。收缩期较扩张期很短,约1-3年内经济跌破可接受产出缺口负区间下限,完成筑底,若这一期间内潜在经济增长率趋势变化,可以认为未来1年左右将开启新一轮的扩张。根据对拐点的预测、潜在经济增长率趋势变动和可接受的产出缺口区间,经济政策也应进行相应转换和调整。

(责任编辑 刘墨海)

参考文献:

- [1] 陈磊,孔宪丽. 转折点判别与经济周期波动态势分析——2007年经济景气形势分析和预测[J]. 数量经济技术经济研究, 2007 (6): 3-13
- [2] 陈昆亭,周炎,龚六堂. 中国经济周期波动特征分析: 滤波方法的应用[J]. 世界经济, 2004 (10): 47-56
- [3] 黄达. 金融学 (第二版)[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2009
- [4] 刘树成. 对我国固定资产投资周期性的再探讨[J]. 经济研究, 1986 (6): 64-68
- [5] 刘树成. 论中国经济增长与波动的新态势[J]. 中国社会科学, 2000 (1): 114-122
- [6] 刘树成. 论中国经济周期波动的新阶段[J]. 经济研究, 1996 (11): 3-10
- [7] 刘树成, 张晓晶, 张平. 实现经济周期波动在适度高位的平滑化[J]. 经济研究, 2005 (11): 10-21
- [8] 裴元伦. 关于最近八年西方国家的经济周期问题[J]. 国际金融研究, 1991 (2): 9-12
- [9] 王金明, 高铁梅. 中国转轨时期的经济周期波动——理论、方法及实证分析 [M]. 北京: 科学出版社, 2009: 35-46
- [10] 王子博. 论中国可接受的产出缺口区间与经济增长区间[J]. 武汉金融, 2009 (2): 27-28
- [11] 王子博. 中国产出缺口与通货膨胀关系的实证研究[J]. 统计与决策, 2009 (8): 102-103
- [12] 王子博. 中国潜在产出估算模型的设计与应用——基于 Kalman 滤波的实证分析[J]. 统计与信息论坛, 2012

(1): 21-32

- [13] 谢太峰. 关于中国外汇储备多与少的思考[J]. 国际金融研究, 2006 (7): 62-70
- [14] 谢太峰, 王子博. 论我国近期的产出缺口与通货膨胀[J]. 经济与管理研究, 2008 (8): 22-27
- [15] 谢太峰, 王子博. 论中国宏观经济走势: 基于产出缺口与 AD-AS 模型的分析[J]. 金融理论与实践, 2009(1): 43-38
- [16] 张连城. 论经济波动的制度原因及政府的政策选择[J]. 经济与管理研究, 2002 (5): 32-36
- [17] 张连城. 论经济增长的阶段性与中国经济增长的适度区间[J]. 管理世界, 1999 (1): 32-37
- [18] 张连城. 中国经济波动的新特点与宏观经济走势[J]. 经济与管理研究, 2008 (3): 11-16
- [19] Andrew Harvey. Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter [J]. International Journal of Forecasting, 1989 (8): 63
- [20] Bry G, Boschan C. Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs [R]. New York: National Bureau of Economic Research, 1971
- [21] Chauvet Marcelle, Jeremy Piger. The Real-time Performance of Business Cycle Dating Methods [R]. Working Paper, University of California, Riverside, 2005
- [22] Chen S W. Measuring Business Cycle Turning Points in Japan with the Markov Switching Panel Model[J]. Mathematics and Computers in Simulation, 2007 (76): 263-270
- [23] Jaromir Benes, Papa M' B. P. N' Diaye. A Multivariate Filter for Measuring Potential Output and the NAIRU: Application to the Czech Republic[R]. IMF Working Paper, March, 2004
- [24] Michael D. Bordo, Joseph G. Haubrich. Credit Crises, Money and Contractions: An Historical View[J]. Journal of Monetary Economics, 2010 (57): 1-18
- [25] Mills TC, Wang P. Plucking Models of Business Cycle Fluctuations: Evidence from the G-7 Countries[J]. Empirical Economics, 2002 (27): 255-276
- [26] Moolman E. A Markov Switching Regime Model of the South African Business Cycle[J]. Economic Modeling, 2004 (21): 631-646
- [27] Simpson, P. W., D. R. Osborn, M. Sensier. Modeling Business Cycle Movements in the UK Economy[J]. Economica, 2001 (68): 243-267

Abstract: To forecast the turning points of China's business cycle, this paper builds up a multivariate system in the state space form, based on characteristics of China's socialist market economy, including factors such as inflation expectations, monetary policy, international trade and investment. The paper applies Kalman filtering to estimate China's potential growth rates and other related variables from year 1978 to 2011. Combining VAR analysis and empirical judgments, the paper suggests that the turning point should be inferred when actual output gap goes beyond the threshold of acceptable interval and the trend of potential growth rate reverses.

Keywords: Business Cycle; Potential Growth Rate; Kalman Filtering; Forecasting