

我国行业周期非同步效应

——基于微观视角

彭方平 连玉君*

摘要 本文基于我国上市公司微观数据,同时考虑我国经济周期的非线性和协同变动特征,从而获取了传统经济周期研究中所无法获取的相关信息。研究结果表明:(1)我国行业周期表现出明显非同步效应,其中房地产等行业领先其他行业最先走出衰退;(2)利率政策在经济繁荣状态下较为有效,而信贷政策在经济衰退状态下较为有效。基于上述结果,我们认为我国经济已有复苏迹象,但尚不稳固,同时,目前转入定量宽松货币政策具有其合理性。

关键词 经济周期,非线性,光滑转换

一、引言

经济周期历来是宏观经济学者和实际工作者所关注的重大问题,特别是次贷危机发生以来,对于未来经济走势的判断成为学者和实践工作者研究的热点。学术上一般把经济周期定义为总体经济活动的扩张和收缩交替反复出现的过程。基于该定义,经济周期表现出两个显著的特征:一是经济周期演化所呈现出的非线性,即经济在繁荣与萧条之间的机制转换特点;二是诸多经济变量(特别是不同行业的产出)往往表现出协同(co-movement)变动的特征(Chen, 2007)。

然而不同的经济周期理论都隐含着不同行业的非同步性,古典经济学认为,一个行业产出的下降必然意味着另外一个行业产出的增长,即行业波动呈负向关系,因此总产出保持在充分就业的水平,不存在经济周期。凯恩斯和实际周期理论(RBC)则认为存在经济周期,即不同行业产出的协同变动,但并不否定其非同步性。如凯恩斯认为,在经济的复苏过程中,由于资本存

* 彭方平,中山大学管理学院;连玉君,中山大学岭南学院。通信作者及地址:彭方平,广东省广州市新港西路135号中山大学管理学院,510275;电话:(020)89912780;E-mail: wuhanpengfp@163.com。本文受教育部人文社会科学青年基金项目(批准号:07JC790037,09YJC790269)、2009年度高校基本科研业务费青年教师培育项目,以及中山大学经济研究所基地建设经费资助。作者感谢台湾“中央研究院”周雨田研究员在2009中国数量经济学年会上提出的宝贵意见,以及两位匿名审稿人提出的颇富建设性的修改意见。当然,文责自负。

量价值的下降,以及大量失业的存在,工资率不会提高,从而增加了企业利润,促进了投资。因此,资本品生产部门首先走出衰退,对资本品需求增加会进一步导致工资收入的增加从而引起消费品需求的增加(柳欣等,2006)。

然而,前期学者倾向于孤立地研究上述特征。一方面,部分学者尝试应用机制转换模型(regime-switching model)来刻画经济周期的非线性特征,在实证分析中多采用宏观加总数据,如Morley and Piger(2008)、Fiaschi and Lavezzi(2007)等。然而,上述研究存在以下局限:其一,状态转换模型的非线性特征要求必须有较大的样本容量才能获得稳健的统计推断,而宏观加总时间序列样本区间通常较短,往往难以避免小样本偏误问题;其二,基于宏观加总数据的分析掩盖了微观部门在经济周期中的差异性,因此即使拥有更好的数据加总处理方法,也难免信息损失(Wohlrabe,2006)。

另一方面,部分学者基于地区以及行业等数据,应用因子模型来研究经济周期中的协同变动特点,如Alessi *et al.*(2006)、Del Negro(2002)等。该类研究虽然提高了数据质量,增大了样本量,但由于分析过程中多以线性模型为基础,既不能刻画经济周期转化的非线性特征,也无法揭示不同地区、不同行业(部门)经济波动的差异性,因而仍然无法避免上面提及的信息损失问题。鉴于此,Chen(2007)引入了马尔可夫转化面板模型(Markov Switching Panel Model),试图克服上述缺陷。然而,一方面,马尔可夫机制转化面板模型不仅对变量所处状态的推断需要更多的信息,信息的失真可能导致不精确的结论,而且这种模型也不能给出机制转换的具体形式,一般只能推断出机制转换的概率,这种特征使其应用受局限;另一方面,上述模型中忽略了经济周期中不同行业的非同步现象。

基于上述理由,相比之下,平滑转换面板模型(panel smooth transition model)在刻画经济周期特征方面更具有优势(Aslanidis,2005)。如,Fok *et al.*(2005)应用美国行业数据,基于多层次平滑转换模型(multi-level panel smooth transition model)研究表明,不同行业进入(退出)衰退具有非同步性,这对经济形势的判断具有重大的指标性意义。

近年来,学者们对我国经济周期的特征进行了大量的实证研究,如石柱鲜等(2007)、王建军(2007)、陈浪南和刘宏伟(2007)、刘金全和郑挺国(2008)等分别基于宏观总量数据,应用马尔可夫机制转换模型和门限自回归模型刻画了我国经济周期的非线性特征;郭庆旺和贾俊雪(2005)、孙广生(2006)基于省份和行业数据分析了我国经济周期中协同变动的特征。从1998年经济复苏的经验上,基于存货周转时间决定周期性行业复苏时间的经验研究表明:大规模基建投资实施后3个月,建筑建设行业开始复苏,净资产收益率开始上升;6—9个月后,机械、设备行业开始复苏;9—12个月后,钢铁、水泥开始复苏;18—24个月后,煤炭、石油行业复苏(孔鹏,2008)。

然而，如前所述，上述研究中没有同时考虑经济周期非线性与协同变动的特点，而且没有考虑不同行业的非同步现象。因此，无论从我国经济周期判断的实践来看，还是基于我国现有的学术文献，综合经济周期的上述特点进行研究，尤显学术和实践意义。基于此，本文应用多水平平滑转换模型(multi-level panel smooth transition model)对我国经济周期的特点进行实证分析。相比于 Fok *et al.* (2005) 处理方法，本文研究具有以下特点：一是鉴于我国投资波动是经济周期的主要成因(刘金全，2003)，本文研究着力于投资周期；二是考虑到我国行业数据的可靠性以及实证分析中很可能存在的多重共线性，本文基于企业微观财务数据进行研究。

本文第二部分为企业周期投资行为计量模型，第三部分为模型的估计与检验，最后为结论。

二、企业周期投资行为计量模型

根据新古典资本需求理论，资本存量需求模型为¹：

$$\log K_{it} = \theta \log Y_{it} - \sigma \log UC_{it} + \log H_{it}, \quad (1)$$

其中， K_{it} 表示公司*i*在第*t*期的净资本存量； Y_{it} 为公司的实际产出，一般以实际销售额 S_{it} 来衡量；² H_{it} 反映技术进步，一般在模型中引入时间虚拟变量来衡量技术进步； UC_{it} 为资本使用成本，它与公司的经济折旧率 $\delta_{i,t}$ 、单位投资折旧抵现值 $Z_{i,t}$ 、投资品的价格指数 p_t^K 、居民消费价格指数 p_t^{CPI} 、公司所得税率 τ_t 、公司总融资成本 $r_{i,t}^C$ ³以及预期在*t*时刻预期投资品在*t*+1时刻的升值率 π_t^e 等因素有关。⁴假设公司*i*在第*t*期的投资率($I_{it}/K_{i,t-1}$)为*t*期净资本存量变化($\log K_{it} - \log K_{i,t-1}$)与*t*期折旧率($\delta_{i,t-1}$)之和，即

$$I_{it}/K_{i,t-1} = \log K_{it} - \log K_{i,t-1} + \delta_{i,t-1}. \quad (2)$$

对(1)式进行一阶差分，结合(2)式，并采用小写字母表示相应变量的对数形式。进一步，Fazzari *et al.* (1988)等研究表明，当资本市场存在信息不对称时，会导致部分公司面临融资约束，表现为公司的投资支出对内部现金流有很强的依赖性。因此，将反映公司内部融资能力的现金流变量加入模型，将有助于控制资本市场缺陷对企业投资行为的影响，为此将其扩展

¹ 可参考 Eisner and Nadiri(1968)。

² 虽然实际销售额在一定程度上低估了实际产出，但 La Cava(2004)研究表明，基于公司的实际运作，实际销售额可作为实际产出的一个很好的替代变量。为此，本文后续分析采用实际销售额作为实际产出的替代指标。

³ 通过负债融资成本 r^D 与股权融资成本 r^E 的加权平均计算得到，具体可参考 La Cava (2004)。

⁴ 资本使用成本的具体计算可参考 Auerbach(1983)和 Hayashi(2000)，以及 La Cava (2004)。

如下⁵：

$$I_{it}/K_{it-1} = u_i + \theta \Delta s_{it} + \sigma \Delta uc_{it} + \Phi cf_{it-1} + \lambda_i + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

需要说明的是，在上述推导过程中，为反映面板数据的特征，我们在模型(3)中增加了两个变量： u_i 和 λ_i 。其中， u_i 用于控制不随时间改变的公司个体效应， λ_i 为时间虚拟变量，用于刻画技术进步等宏观因素的影响。 $cf_{it-1} = CF_{it-1}/K_{it-1}$ ， CF_{it-1} 为公司经营性净现金流。显然，模型(3)是一个典型的线性模型，无法刻画投资行为的非线性周期行为。为此，我们将模型(3)拓展为多水平非线性光滑转换模型（以下简称为MLPST）模型：

$$I_{it}/K_{it-1} = u_i + \theta_1 \Delta s_{it} + \sigma_1 \Delta uc_{it} + \Phi_1 cf_{it-1} + (\theta_2 \Delta s_{it} + \sigma_2 \Delta uc_{it} + \Phi_2 cf_{it-1})g(q_{it}; \gamma, c_j) + \lambda_i + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

其中， $g(q_{it}; \gamma, c_j)$ 为转换函数，用于刻画宏观经济所处的状态，其取值介于0和1之间。它是可观测变量 q_{it} （也称为状态变量）的连续函数。参数 γ 用于反映宏观经济从一种状态向另一种状态转换的速度。 c_j 为转换发生的位置参数，其中 $j=1, 2, \dots, 12$ ，表示本文所研究的12个行业。⁶因此，位置参数 c_j 的大小事实上反映了不同行业在经济周期中发生状态转换的先后顺序。这也是模型(4)被称为“多水平转换模型”的原因所在。为了使模型(4)能够估计，还必须设定转换函数 $g(\cdot)$ 的具体形式，这里，我们采用文献中应用较为广泛的逻辑转换函数：

$$g(q_{it}; \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp[-\gamma(q_{it} - c_j)]}. \quad (5)$$

当状态变量取较小极值（此时对应 $g(q_{it}; \gamma, c_j) \rightarrow 0$ ）和较大极值（此时对应 $g(q_{it}; \gamma, c_j) \rightarrow 1$ ）时，逻辑转换函数所刻画的变量间具有不同的关系，即属于不同的机制，我们分别称之为低机制（low regime）和高机制（high regime）。由于状态转换函数是非线性的，且取值是连续的，因此可以刻画不同宏观经济状态之间的非线性平滑转换特征。

根据Sarantis(2001)，转换 $g(q_{it}; \gamma, c_j)$ 的值反映了经济处于高机制状态的概率，实践中一般认为当 $g(q_{it}; \gamma, c_j) \geq 0.5$ 时（即 $q_{it} \geq c_j$ ），则认为经济处于扩张状态；当 $g(q_{it}; \gamma, c_j) < 0.5$ 时（即 $q_{it} < c_j$ ），则认为经济处于紧缩状态。因此，状态变量值 q_{it} 越大，则经济越有可能处于扩张状态。宏观层面上，我们一般选取地区或行业产出增长率作为状态变量 q_{it} ，就本文基于微观层面的

⁵ 考虑到公司实际投资决策行为，我们以滞后一期单位资本存量的真实现金流为解释变量进行回归，回归结果支持上述观点，为节省篇幅，本文略去了这部分。根据La Cava(2004)，由于 λ_i 、 cf_{it-1} 的加入，折旧项可以被吸收到它们的组合中，所以可以直接用投资率(I_{it}/K_{it-1})替代净资本存量的对数差。

⁶ 后文将对行业划分做详细介绍。

研究而言，我们可以选取企业销售增长率作为状态变量 q_{it} 。然而，由于不同行业所处的发展阶段不同，可能误导我们对经济形势的判断。例如，某些行业即使在经济衰退阶段销售增长率仍然高于其他行业在扩张阶段的销售增长率。为消除这一因素的影响，我们选取去除行业均值后的销售增长率作为状态变量。在消除上述影响后，经济（投资）所处周期就主要取决于待估参数 c_j 。由于我们关注不同行业走出衰退的先后顺序，因此下标表示行业 j ， c_j 越小，表示行业 j 越先走出衰退。

从模型（4）和（5）的设定可看出，MLPST模型的最大特点是转换变量随着个体 i 与时间 t 的变化，投资率 I_{it}/K_{it-1} 在不同机制间进行非线性平滑转换，从而体现了企业投资的非线性周期行为。

基于式（4）我们可得：

$$I_{it}/K_{it-1} = u_i + \beta_1 \Delta uc_{it} + \beta_2 cf_{it-1} + \beta_3 \Delta s_{it} + \lambda_t + \epsilon_{it}, \quad (6)$$

其中， $\beta_1 = \sigma_1 + \sigma_2 g(\cdot)$ ， $\beta_2 = \Phi_1 + \Phi_2 g(\cdot)$ ， $\beta_3 = \theta_1 + \theta_2 g(\cdot)$ ， $g(\cdot)$ 表示状态转换函数。基于货币政策传导理论可知，利率政策主要通过改变企业的资本使用成本 uc_{it} 来影响企业的投资行为；而信贷政策主要通过改变企业的净现金流 cf_{it-1} 来影响企业投资行为。因此，我们可以基于参数 β_1 和 β_2 来判断在不同经济状态下，利率政策与信贷政策的有效性。

三、模型的估计与检验

（一）数据来源及指标定义

1. 数据来源

本文选取 1997 年 12 月 31 日之前上市的深、沪两市年度财务数据较完整的上市公司，时间跨度为 1999—2006 年，这主要基于如下考虑：一方面，由于我国股市历史不长，如果时间跨度过大，虽然可增加时间维度的样本量，但横截面单元的样本量会急剧减少（因为我们所用的数据是平衡面板数据）；另一方面，众所周知，由于亚洲金融危机的影响，1999 年我国处于经济低谷，而 2006 年我国经济处于繁荣状态，因此该时间段刚好包含一个完整的经济从衰退状态转向繁荣的过程。我国当期的经济状态与十年前有着惊人的相似之处，一方面是国际金融危机对我国出口行业的影响；另一方面是 20 世纪 90 年代后期所启动的消费升级远未完成。因此，研究上述时间段的经济复苏过程，判断不同行业走出衰退的先后进程，对于当前我国应对全球金融危机的影响以及把握当期宏观经济的走势无疑具有重要的理论与实践意义。

我们以中国证监会的行业分类标准把研究样本分为 13 行业门类，考虑到金融行业的特殊性，我们从样本中剔除金融行业上市公司，然后进一步剔除

在1999年1月1日—2006年12月31日期间被披露违规的公司和ST类上市公司。最终,我们选出满足上述条件的深、沪上市公司共543家。本文所使用的财务数据来源CCER金融数据库,居民消费价格指数与生产资料价格指数来源于WIND数据库。

2. 指标定义

表1列示了本文变量的计算方法。需要说明的是,由于我国目前的税收体制对外资公司投资有较明确的减免税收规定,而对国内公司没有此项的具体规定,基于本文研究样本基本上是非外资公司,因此我们将单位投资折旧备抵现值 $Z_{i,t}$ 定义为0。表2呈现了文中主要变量的行业统计特征。

表1 变量的计算方法

| 变量含义 | 名称 | 计算方法 |
|-----------|------------|--|
| 资本存量 | K | 固定资产年末净值 |
| 投资率 | I/K | $\Delta \ln(\text{固定资产净值}) + \text{折旧率}$ |
| 负债融资额 | D | 长期负债+短期负债 |
| 股权融资额 | E | 总资产-总负债 |
| 投资品的预期升值率 | π_t^e | $t+1$ 期生产资料实际通胀率 |
| 公司年净现金流 | CF | 经营性净现金流 |
| 实际销售额 | S | 主营业务收入/居民消费价格指数 |
| 负债融资成本 | r^D | 财务费用/总负债 |
| 股权融资成本 | r^E | 公司所在行业的平均利润率 |
| 折旧率 | δ | 折旧费用/固定资产净值 |
| 公司所得税税率 | τ | 按我国相关规定和会计实践选取为33% |
| 转换变量 | q_{it-1} | 公司实际销售增长率-行业平均销售增长率 |

表2 主要变量分行业描述性统计(平均值)

| 行业(代码) | 资本使用成本(uc) | 销售增长率(Δs) | 经营性净现金流(cf) |
|--------------|------------|---------------------|-------------|
| 农林牧渔业(A) | 0.123 | 0.099 | 1.910 |
| 采掘业(B) | 0.201 | 0.172 | 1.121 |
| 制造业(C) | 0.154 | 0.137 | 2.918 |
| 电煤水生产和供应业(D) | 0.162 | 0.186 | 0.804 |
| 建筑业(E) | 0.167 | 0.112 | 5.274 |
| 交通运输仓储业(F) | 0.153 | 0.162 | 1.096 |
| 信息技术业(G) | 0.195 | 0.146 | 11.247 |
| 批发和零售贸易(H) | 0.106 | 0.112 | 9.983 |
| 房地产业(J) | 0.196 | 0.104 | 27.364 |
| 社会服务业(K) | 0.174 | 0.128 | 1.398 |
| 传播与文化产业(L) | 0.195 | 0.152 | 1.701 |
| 综合类(M) | 0.131 | 0.132 | 6.176 |

(二) 模型的估计和检验及其结果说明

我们首先基于我国上市公司微观数据，检验模型的非线性特征，从而表明我国经济周期的非线性性，继而检验不同行业的复苏是否具有同步性；最后通过模型的估计深入分析各个复苏的先后顺序。

1. 非线性效应检验

对模型(4)进行线性对非线性的检验，即对原假设 $H_0: \gamma=0$ 进行检验 (Dijk, *et al.*, 2002)，但由于上述模型含有未识别参数 (nuisance parameter) c_j ，故不能直接基于(4)进行线性对非线性检验。然而，我们可以在 $\gamma=0$ 处对模型(5)进行一阶泰勒展开 (Hansen, 1996; Granger and Teräsvirta, 1993)，进而对转换后的线性模型执行 F 检验。由表3中列示的 F 检验结果可以看出，拒绝原假设，即不同行业具有显著的非线性周期行为。

2. 行业走出衰退的非同步性检验

我们可应用拉格朗日乘数 (LM) 检验实现对不同行业位置参数 c_j 是否相等的检验，从而说明我国不同行业走出衰退是否具有非同步性。相应的 LM 统计量为：

$$LM = \frac{TN(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0}, \quad (7)$$

其中， T 为时间序列长度， N 为横截面单元个数， SSR_0 为受假设条件约束 (即 $c_j=c$) 的回归残差平方和， SSR_1 为不受假设条件约束的回归残差平方和。我们用 H_0^1 分别表示不同行业位置参数 c_j 相等假设，即经济中各个行业在经济波动的过程中表现出同步性。由表3中列示的 LM_T 检验结果可以看出，拒绝原假设，即不同行业走出衰退具有非同步性。

表3 非线性与位置参数一致性检验结果

| | F | LM_T |
|---------|----------|----------|
| H_0 | 21.12*** | — |
| H_0^1 | — | 20.341** |

注：*** 和 ** 分别表示在 1% 和 5% 水平上显著。

3. 行业走出衰退的先后顺序分析

为了估计非线性转换面板模型(4)，我们首先使用模拟退火的方法估计速度参数 γ 和位置参数 c_j 。该方法通过模拟热物理学有关金属缓慢退火使能量达到最低的原理来解决大规模优化问题。与传统算法相比，该方法能更有效避免局部极点，而搜索也更为细密 (Goffe, *et al.*, 1994)。我们最终的估计结果呈现于表4。

表4 速度与位置参数估计值

| 参数 | 估计值 | 参数 | 估计值 |
|-------------------|--------|--------------------|--------|
| γ | 2.454 | c_7 (信息技术业) | 0.184 |
| c_1 (农林牧渔业) | -0.230 | c_8 (批发和零售贸易) | 0.231 |
| c_2 (采掘业) | 0.251 | c_9 (房地产业) | -0.230 |
| c_3 (制造业) | 0.251 | c_{10} (社会服务业) | 0.251 |
| c_4 (电煤水生产和供应业) | -0.230 | c_{11} (传播与文化产业) | -0.019 |
| c_5 (建筑业) | -0.061 | c_{12} (综合类) | 0.240 |
| c_6 (交通运输仓储业) | -0.170 | | |

对比表4中各行业位置参数的估计值,可以发现,最先走出衰退的是农林牧渔业、电煤水生产和供应业,以及房地产业,而采掘业、制造业和社会服务业则最后复苏。

图1更为直观地呈现了不同行业复苏的先后顺序。农林牧渔业之所以成为领先增长的带头行业,笔者认为是因为经济政策的滞后作用所致。每一轮经济繁荣所导致的通货膨胀总会引起政府对农业生产的重视和投入,而由于农业生产本身的特点使得政策效果显现于第二波经济周期的开端。房地产业作为带头产业体现了本轮经济周期中消费升级的特点(刘树成等,2005)。电煤水生产和供应业的带头复苏说明了该行业对经济变化的敏感,因此可作为宏观经济走势判断的先行指标。

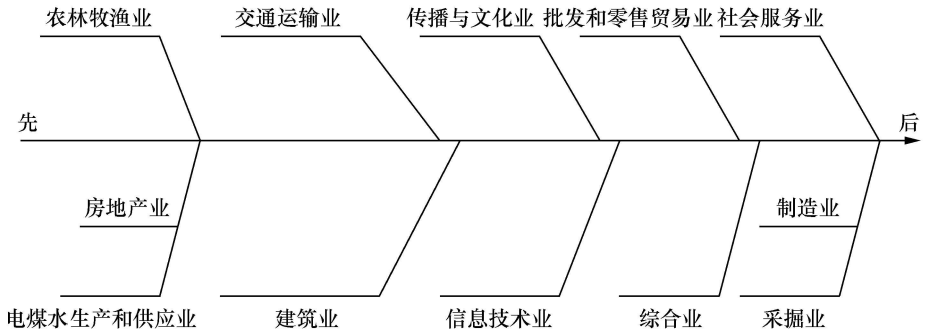


图1 不同行业复苏的先后顺序

将表4中估计出的速度参数 γ 和位置参数 c_j 代入模型(6),可进一步获得其他参数的估计值,相应结果见表5。具体而言:(1)资本使用成本系数为 $\sigma_1 + \sigma_2 g = -0.126 - 0.344g$,显著为负(状态参数 g 为非负值),与理论预期一致。同时,在经济处于景气周期的上升阶段时($g=1$),投资对资本使用成本变化的敏感程度要显著强于经济处于下降阶段($g=0$)。由于货币政策的利率渠道主要通过影响公司资本使用成本进而对整体经济产生影响,上述结果说明,利率政策在经济繁荣时的有效性强于经济萧条时,这进一步说明利率政策作用的“绳子理论”(即在经济繁荣时拉住经济比较有效,但在经济衰退

时推动经济却无能为力)。(2) 实际销售变化系数 $\theta_1 + \theta_2 g = 0.133 + 0.099g$ 显著为正, 且在经济繁荣状态时, 公司投资率对实际销售变化率更敏感, 这可能是乐观预期所造成的。(3) 单位固定资产经营性净现金流系数为 $\Phi_1 + \Phi_2 g = 0.005 + 0.009g$, 说明在经济繁荣状态时公司更依赖于内部融资, 这符合融资优序理论的观点, 即在融资顺序的选择上, 在内部资金充裕的情况下, 公司更倾向于内源性融资; 另外这也很可能是由于我国在经济过热时信贷配给管理加强所造成的。

表5 模型(6)中其他参数的估计值

| 参数 | 估计值 | 标准误 | 95%置信区间 |
|------------|-----------|-------|------------------|
| θ_1 | 0.133*** | 0.022 | [0.090, 0.175] |
| σ_1 | -0.126*** | 0.022 | [-0.168, -0.083] |
| Φ_1 | 0.005*** | 0.001 | [0.003, 0.006] |
| θ_2 | 0.099*** | 0.034 | [0.031, 0.166] |
| σ_2 | -0.344*** | 0.044 | [-0.430, -0.257] |
| Φ_2 | 0.009*** | 0.002 | [0.006, 0.012] |

注:***表示在1%显著性水平上显著。

综合表4和表5的分析结果, 我们可以得到如下政策预期: (1) 由于经济的复苏以房地产业、农林牧渔业等为先导, 因此, 要判断经济是否到达拐点(走出萧条), 需要以这些先行行业的走势为依据。结合当期我国目前的经济形势来看, 房地产市场所出现的“小阳春”, 以及电力行业供应数据的企稳似乎暗示宏观经济已到复苏拐点。同时, 上述结果也表明当前所采取的促进农业发展惠农政策是十分有必要的。对于房地产业, 应该进一步采取活跃交易量的政策, 尽快消化存量房, 从而启动新一轮的房地产投资。(2) 在货币政策方面, 由于在经济处于萧条状态时, 利率政策效果相对较弱, 与此同时, 受限于内部资金不足, 公司在投资过程中更加依赖外部融资。因此, 在当前的形势下, 仅仅依靠降低利率来刺激投资, 似乎还无法达到抵抗危机的政策预期, 我们认为应该适时转入实施定量宽松的货币政策。

四、结 论

本文应用非线性光滑转换面板数据模型, 基于中国上市公司面板数据, 从微观层面研究了我国行业周期的非同步效应。结果表明: (1) 在经济周期过程中, 我国不同行业周期表现出明显的非同步性, 其中房地产业、农林牧渔业、电煤水生产和供应业等最先走出衰退, 而采掘业、制造业和社会服务业则最迟走出衰退; (2) 经济处于繁荣状态时, 公司投资对资本使用成本变化更敏感; 经济处于萧条状态时, 公司投资对净现金流变化更敏感。

上述结论所派生的政策含义为: (1) 判断我国当前经济走向复苏的拐点,

应重点关注房地产业、农林牧渔业等先行行业的走势。基于上述行业目前的走势,说明我国宏观经济由下降通道转入上升通道的拐点已来临。但基于电力供应数据刚刚企稳(从2009年6月才从负增长转向正增长),以及近期商品房销售量出现环比大幅下降的苗头,说明目前经济复苏尚不稳固。基于目前房地产市场的销售回暖主要还处于消化存量房阶段,因此政策上应采取活跃交易量的政策,尽快消化存量房,从而启动新一轮的房地产投资。(2)在货币政策方面,基于相比之下,经济处于萧条状态时,利率政策效果较弱,而公司投资更倾向于外源性融资,因此单靠降低利率来刺激投资不足以抵抗危机,应该适时转入定量宽松货币政策,以帮助公司走出投资周期低谷。

上述结果也为后续研究提供了一些有益的研究视角。受限于微观数据的可获得性,一方面本文结论是基于我国上市公司1999—2006年数据研究而得。因此,这些结论的适用性建立在我国经济增长模式在近十年中并未发生实质性改变这一假设前提之下。虽然当前我国所面临的经济形势与1999年很相似⁷(如全球性的金融危机,1999年以来的国内消费升级远未完成),但其中是否存在实质性差异?如果存在,这种变化将如何影响本文的结论?另一方面,由于考虑周期问题时需要样本具有一定的时间跨度,以及非线性非平衡面板数据模型技术处理上的难度,在非线性平衡面板模型的分析框架内,无法把2003—2006年上市的当前在沪深市场占有较大权重的关系国计民生的银行、石油能源股样本纳入研究范畴,上述样本的变化又将如何影响我们的研究结果?这些都是我们在后续研究工作中需要重点关注的。

参考文献

- [1] Alessi, L., M. Barigozzi, and M. Capasso, "A Dynamic Factor Analysis of Business Cycle on Firm-Level Data", LEM Working Paper, 27, 2006.
- [2] Aslanidis, N., "Business Cycle Regimes in CEECs Production: A Threshold Approach", Working Papers of Eesti Pank, Issue 1, 2006.
- [3] Auerbach, A., "Taxation, Corporate Financial Policy and the Cost of Capital", *Journal of Economic Literature*, 1983, 21 (3), 905—940.
- [4] Baltagi, B., *Econometric Analysis of Panel Data*. Chichester: John Wiley & Sons, 2001.
- [5] 陈浪南、刘宏伟, "我国经济周期波动的非对称性和持续性研究", 《经济研究》, 2007年第9期, 第43—52页。
- [6] Chen, S., "Measuring Business Cycle Turning Points in Japan with the Markov Switching Panel Model". *Mathematics and Computers in Simulation*, 2007, 76 (4), 263—270.
- [7] Christiano, L., and T. Fitzgerald, "The Business Cycle: It's Still a Puzzle", *Economic Perspectives*, 1998, 22 (4), 56—58.

⁷ <http://news.hexun.com/2008-12-24/112741389.html>.

- [8] Fiaschi, Davide, and Andrea Mario Lavezzi, "Nonlinear Economic Growth: Some Theory and Cross-country Evidence", *Journal of Development Economics*, 2007, 84(1), 271—290.
- [9] Del Negro, M., "Asymmetric Shocks among US States", *Journal of International Economics*, 2002, 56 (2), 273—297.
- [10] Eisner, R., and M. Nadiri, "Investment Behavior and Neo-Classical Theory", *Review of Economics and Statistics*, 1968, 50 (3), 369—382.
- [11] Fazzari, S., R. Hubbard, B. Petersen, A. Blinder, and J. Poterba, "Financing Constraints and Corporate Investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, 1, 141—206.
- [12] Fiaschi, D., and A. Lavezzi, "Nonlinear Economic Growth: Some Theory and Cross-Country Evidence", *Journal of Development Economics*, 2007, 84 (1), 271—290.
- [13] Fok, D., D. van Dijk, and P. Franses, "A Multi-Level Panel Smooth Transition Autoregressive Model for US Manufacturing Sectors", *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20 (6), 811—827.
- [14] Forni, M., and L. Reichlin, "Let's Get Real: A Factor Analytical Approach to Disaggregated Business Cycle Dynamics", *Review of Economic Studies*, 1998, 65 (3), 453—473.
- [15] Goffe, W., G. Ferrier, and J. Rogers, "Global Optimization of Statistical Functions with Simulated Annealing", *Journal of Econometrics*, 1994, 60 (1—2), 65—99.
- [16] Gonzalez, A., T. Terasvirta, and D. van Dijk, "Panel Smooth Transition Regression Models", Working Paper, University of Technology Sydney, 2005.
- [17] Granger, C., and T. Terasvirta, *Modelling Nonlinear Economic Relationships*. New York: Oxford University Press, 1993.
- [18] 郭庆旺、贾俊雪, "中国省份经济周期的动态因素分析", 《管理世界》, 2005年第11期, 第50—58页。
- [19] Hamilton, J., "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, 1989, 57 (2), 357—384.
- [20] Hansen, B., "Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified under the Null Hypothesis", *Econometrica*, 1996, 64 (2), 413—430.
- [21] Hayashi, F., "The Cost of Capital, Q, and the Theory of Investment", in Lau, L. (ed.), *Econometrics and the Cost of Capital*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2000.
- [22] 孔鹏, "冰封经济,谁先复苏?"《新财富》, 2008年第12期, 第18—20页。
- [23] La Cava, G., "Financial Constraints, the User Cost of Capital and Corporate Investment in Australia", Working Paper, Reserve Bank of Australia, 2004.
- [24] 刘金全, "投资波动性与经济周期之间的关联性分析", 《中国软科学》, 2003年第4期, 第30—35页。
- [25] 刘金全、郑挺国, "我国经济周期阶段性划分与经济增长走势分析", 《中国工业经济》, 2008年第1期, 第32—39页。
- [26] 刘树成、张晓晶、张平, "实现宏观经济周期波动在适度高位的平滑化", 《经济研究》, 2005年第11期, 第10—21页。
- [27] 柳欣, 《货币经济的宏观经济理论——凯恩斯的经济学》。北京:人民出版社, 2006年。
- [28] Mendoza, L., "Investigating the Differential Impact of Real Interest Rates and Credit Availability on Private Investment: Evidence from Venezuela", PhD Dissertation. Texas A&M University, 2001.
- [29] Morley, J., and J. Piger, "Trend/Cycle Decomposition of Regime-Switching Processes", *Journal of Econometrics*, 2008, 146 (2), 220—226.

- [30] Sarantis, N., "Nonlinearities, Cyclical Behaviour and Predictability in Stock Markets: International Evidence", *International Journal of Forecasting*, 2001, 17 (3), 459—482.
- [31] 石柱鲜、刘俊生、吴泰岳, "利用多变量马尔科夫转移因子模型对我国经济周期波动的经验研究", 《数理统计与管理》, 2007 年第 5 期, 第 821—829 页。
- [32] 孙产生, "经济波动与产业波动 (1986—2003)——相关性、特征及推动因素的初步研究", 《中国社会科学》, 2006 年第 3 期, 第 62—73 页。
- [33] Van Dijk, D., T. Terasvirta, and P. Franses, "Smooth Transition Autoregressive Models—A Survey of Recent Developments", *Econometric Reviews*, 2002, 21 (1), 1—47.
- [34] 王建军, "Markov 机制转换模型研究——在中国宏观经济周期分析中的应用", 《数量经济技术经济研究》, 2007 年第 3 期, 第 39—49 页。
- [35] Wohlrabe, K., "Opinion Formation in Business Surveys: Empirical Evidence from German Micro Data", *Computing from Society for Computational Economics*, No 261, 2006.

Non-synchronous Effect of Chinese Industry Cycle: A Micro Perspective

FANGPING PENG YUJUN LIAN
(Sun Yat-Sen University)

Abstract The paper studies Chinese business cycle from micro view based on financial data of listed companies. Some conclusions which can not be concluded from other study are as follows: firstly Chinese industry cycle shows significant Non-synchronous effect. Some sectors such as real estate and so on get out of recession earlier than others. Secondly, interest rate policy is comparatively effective in boom but credit policy is comparatively effective in depression. Combined with current economy situation, above conclusions show that it is a sign that depression is over and the quantitative easing monetary policy is reasonable.

JEL Classification C330, C490, E250