

# 财政政策的顺周期实施效应特征与基本成因\*

丛树海 张源欣

**内容提要:**改革开放以来,为抵御外部风险、稳定经济增长,我国持续实施积极财政政策,政策设计愈发重视反周期相机调控理念。但政策的实施效果存在争议,不完全满足反周期特征,导致调控结果与初衷存在背离难题。为厘清我国财政政策效应的周期特征,本文引入多频谱分析,以极大似然小波分解(MODWT)剔除序列趋势成分的扩张效应干扰,利用带有时变参数的结构向量回归模型(TVP-SVAR)分析我国预算收支和经济波动的关系。结果显示,我国预算收支变化与经济周期趋同,财政政策的实施结果具有顺周期性。具体来看,我国经济增速变化一个单位将导致预算收支分别同方向变化0.7及0.05个单位以上,预算收入变化一个单位将导致预算支出变化0.9个单位以上。本文还证明,预算收入的顺周期属性是导致支出与经济波动顺同的主要影响因素。

**关键词:**财政政策 经济周期 多频谱分析 时变参数回归模型

**作者简介:**丛树海,上海财经大学公共经济与管理学院教授,200433;

张源欣,上海财经大学公共经济与管理学院博士生,200433。

**中图分类号:**F810.4;F811.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2018)06-0030-13

## 一、引言

改革开放以来,我国财政预算规模随经济的发展持续高速增长。为抵御外部风险、稳定经济增长,围绕宏观调控目标设计并实施财政稳定政策的重要意义日益突显。Carmignani(2010)认为,稳定政策失灵将导致不合意的经济波动,对发展中国家造成多种不利影响,一方面引起社会福利的永久性损失(Campbel,1999),另一方面损害该国长期经济增长潜力(Fatas,2002)。

以Gavin和Perotti(1997)为代表,海外多数学者认为发展中国家的财政政策实施结果具有顺周期特征且存在稳定机制失灵问题。我国从1998年开始实施以大规模公共投资为主要内容的积极财政政策,政策设计的反周期干预动机显著,但国内学者对政策实施效果争议较多。以付一平等(2005)为代表,诸多学者认为我国财政政策实施情况满足反周期特征。贾俊雪等(2012)持不同

\* 基金项目:上海财经大学研究生创新计划项目科研创新基金“基于成分分解的财政周期与经济周期协同分析”(CXJJ-2014-407)。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

意见,认为我国财政政策不完全具有反周期特征;曾晓安(2014)等学者提出相反观点,认为我国财政政策实施结果具有顺周期性。争议性的政策实施效应或与政策的决策初衷相背离,导致稳定政策的低效问题。因此,迫切需要厘清中国财政政策实施效应与经济周期波动的相关关系,并深入讨论我国财政政策效应周期特征的形成机理。本文基于修正的带有时变参数的动态结构化自回归模型(Time Variable Parameters-Structural Vector AutoRegressive, TVP-SVAR)研究我国预算收支和经济产出(GDP)之间的关系。本文认为,自1980年以来,我国预算收支规模与经济周期波动趋同,政策实施存在顺周期性;预算收入的顺周期属性是导致预算支出与经济波动顺同的主要影响因素。考虑到我国财政政策长期存在扩张性特征(方红生、张军,2009),导致财政变量因与经济增长趋势相似从而干扰分析,本文引入多频谱分析方法,采用极大似然小波分解方法(Maximal Overlap Discrete Wavelet Transform, MODWT)剔除序列趋势成分,以便讨论变量的周期相关关系。

本文余下安排如下:第二部分为文献综述并介绍研究思路;第三部分说明模型结构与数据信息;第四部分介绍多频谱分析和动态模型估计结果,证明并分析我国财政政策实施结果和可能成因;第五部分归纳主要结论并提出政策建议。

## 二、文献综述与研究思路

### (一)文献综述

继Gavin和Perotti(1997)首次发现拉美国家的财政政策随经济周期顺周期波动以来,越来越多的海外研究证明发展中国家的财政政策实施具有顺周期性。Reinhart等(2004)对104个国家样本做回归分析发现,94%的低收入国家和91%的中低收入国家存在中央政府支出与经济波动同周期变化现象;Talvi和Vegh(2005)通过测算36个发展中国家样本,发现政府消费和GDP正向相关(系数均值约为0.53);Ilzetzki和Vegh(2008)进一步基于49个国家1960—2006年数据,通过GMM和OLS等多种实证方法证明证政府支出和经济波动存在显著的周期同步特征。Alesina等(2008)、Frankel等(2013)、Abbott等(2015)及Leopoldo和Guillermo(2015)等研究进一步证实发展中国家的财政支出存在顺周期性。以上研究证明顺周期的财政政策广泛存在于发展中国家。针对顺周期财政政策的成因,海外学者主要从政治经济学角度予以解释。Gavin和Perotti(1997)认为,政权更迭与财政盈余和政府支出波动密切相关;Talvi和Vegh(2005)、Alesina等(2008)等认为,选民对政府腐败和低效行为存在担忧,在繁荣时期偏好减税和公共支出增加政策并反对政府在萧条时期执行反周期干预而积累财力,这种政策偏好扭曲是导致发展中国家财政政策顺周期的主要原因;Reinhart等(2004)和Alesina等(2008)认为,国际信用因素限制发展中国家在萧条期间获得外部融资,进一步弱化了这类国家的反周期干预能力。

国内既有研究普遍承认财政政策和经济波动存在相关性,如李永友(2006)以时间序列模型证明我国经济波动与财政政策密切相关,经济波动通过内在稳定机制导致财政政策周期性变化。但与海外研究结论不同,国内学者对中国财政政策的实施效果存在多种观点,争议激烈。一种观点认为我国财政政策具有反周期特征。如付一平等(2005)基于静态SVAR模型实证证明我国财政收支规模、赤字规模和经济周期波动之间具有周期相关性,其中财政支出政策在1998年以后表现出反周期特征。李永友、丛树海(2005)基于HP滤波处理认为我国财政预算政策整体上具备反经济周期特征,但预算的周期波动幅度较小,政策力度差异基本保持在2%以内;郭庆旺等(2007)利用马尔可夫情势转变向量自回归模型,证明我国财政支出政策的相机抉择变化符合反周期特征。

另一种观点认为我国财政政策不完全符合反周期特征。如王志刚(2010)从经验分析角度证明我国反周期财政干预政策的实施比重高于顺周期财政政策;贾俊雪等(2012)基于多动态因素模型分析认为我国财政政策在全国层面表现为反周期而在省级政府层面表现为顺周期,支出责任和财力配错导致地方政府支出的非对称周期特征;曾晓安等(2015)以结构性赤字和产出缺口的变化为依据,测算认为我国1995—2014年一般公共预算的反周期性年份比例为75%。与上述观点不同,另有研究认为我国财政政策具有顺周期性,如刘金全、梁冰(2005)基于HP滤波和静态VAR模型证明我国财政收支规模与经济周期波动成分存在正相关性;曾晓安(2014)基于年度预算平衡、税收完成考核任务、以土地出让金为主体的政府基金性收入及地方政府平台融资等多个方面因素认为我国财政政策的实施结果具有顺周期特征。此外,方红生、张军(2009)基1994—2004年28个地区的面板数据证明我国财政政策的基本特征是扩张性而非周期性,地方政府在繁荣时期和萧条时期实施扩张性财政政策的概率分别为63.78%和75.16%。

总结既有文献,本文认为其主要存在四点问题。首先,海外文献针对顺周期财政政策的政治经济学解释不适用于我国。国情不同,因此海外学者的那种政治经济学假说不能解释我国财政政策的顺周期实施效应。其次,部分研究以赤字或财力缺口衡量财政政策变化,在收入与支出非对称情况下不能合理评判政策与经济波动的关系。再者,既有研究在估计方法方面仍有改进空间。多篇文献使用静态OLS或VAR等线性估计模型,对非线性特征关系的估计精度较差,并在解决随机扰动性方面存在困难(Sims, 2001; Stock, 2001);而部分非线性估计模型,如情势转变VAR模型的结构断点可能导致模型误设问题。最后,既有研究为剔除数据趋势成分所采用的各种滤波方法存在若干不足。其一,线性及局部线性平滑方法均无法准确描述结构冲击;HP方法的惩罚系数设定均依赖经验取值以平衡弹性与平滑性的取舍,客观信度存疑。其二,既有方法缺乏同步分离多种成分的能力,分析序列成分构成难以取得类似频谱分析方法的精确结果。本文综合考虑预算收入和支出影响,引入以小波分解算法为核心的多频谱分析方法,并使用满足时变条件的TVP-SVAR模型讨论我国顺周期财政政策的特征与成因,以期得到更完善的结论。

## (二) 研究思路

数据显示,中国预算收支规模扩张与GDP增长存在相关性:1980—2016年中国年均经济增速约为14.22%,预算收支年均增速分别约为12.49%和14.26%。<sup>①</sup>其中,序列趋势部分的同向增长特征不能说明预算收支与经济产出存在顺周期关系。相反,趋势部分较高的正相关性对研究讨论周期波动成分的相关关系构成严重干扰。因此,研究预算收支与经济波动的周期变化关系必须首先剔除序列长期趋势成分。

相比既有分解方法,小波算法可以在任意时点对样本依据频率尺度做频谱分解(得到包含所有频域的周期波动成分和剩余趋势成分),并精确计算序列长期趋势部分。但传统小波方法难以处理具有时变特征的经济序列(非平稳序列)。为解决这一问题,本文引入由Shensa(1992)提出的MODWT方法。这一方法具有四点优势:(1)不再要求序列长度必须是2的幂次数;(2)对数据取样过度时仍在宽尺度上保持高精度;(3)平移不变形;(4)更高的渐进估计效率。MODWT方法近年来被广泛应用于周期问题研究,并得到传统分析方法难以得到的革新性结论。如Crivellini等(2004)使用这一方法,讨论欧盟国家生产序列的频域成分形态及波动原因。Crowley和Lee(2005)使用MODWT等方法,将对欧盟经济周期相关性的实证研究拓展到频谱分析层面。Crowley和

<sup>①</sup> 所用数据与下文保持一致,来源于Oxford Economics,年均增速计算采用几何平均算法。

Hallett(2011)使用 MODWT 方法作为多频谱分析工具发现,经济周期的结构性变化特征仅体现在 GDP 的部分频域成分之中。Crowley 和 Hudgins(2015)发现,MODWT 不仅对中频(中周期)与低频(长周期)成分保持高精度,且对高频成分(短周期)反应灵敏。

基于财政理论,经济产出对财政收入存在基础性影响,财政收入是影响支出政策的决定变量(Talvi 和 Vegh,2005)。本文以经济产出与财政收支的结构关系为基础,以财政支出和 GDP 的相关性作为分析财政政策周期特征的关键因素(Leopoldo 和 Guillermo,2015)。为解决线性估计模型的多种弊端,本文引入带有时间变化参数的结构化自回归模型(TVP-SVAR)。这一模型通过动态化时变参数,根据数据特征确定冲击结构,可显著提高模型的解释性能。Nakajima(2011)、刘永余和王博(2015)分别使用这一模型研究日本及我国货币政策的冲击效应,获得更高的估计精度并得到具有更显著时变特征的冲击估计结果。本文基于 Nakajima(2011)提出的模型形式,修正了所有参数动态化条件导致的参数漂移误差放大问题,以期优化估计精度。

### 三、研究设计和数据说明

#### (一)小波分解过程

假定经济序列由周期波动成分和长期趋势部分构成。一阶小波分解可将序列分解为符合特定频谱尺度的周期部分(Crystal)及剩余的趋势部分(Smooth)。高阶小波分解是对低阶分解的 Smooth 做迭代分解,可递次得到更宽频谱尺度的周期部分和更长周期的趋势部分。对序列  $\{x\}$ ,使用基于 Mallat 算法的  $J$  阶 MODWT 方法可将其在时点  $k$  的元素  $x_k$  分解为对应递进频谱尺度的周期成分族  $\{d_{j,k}\}$  和趋势成分  $S_{j,k}(j=1,2,3,\dots;j;k=1,2,3,\dots,N)$ 。分解方程如(1)式,频谱分解的层级结构见图 1。

$$x_k = d_{1,k} + d_{2,k} + \dots + d_{j,k} + \dots + d_{J,k} + s_{J,k} \tag{1}$$

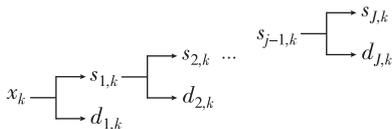


图 1 MODWT 分解算法的层状结构

为计算各阶周期成分  $\{d_j\}$ ,将其按(2)式展开:

$$d_j = w_j^T w_j x, \text{其中 } w_j = \begin{bmatrix} h_{j,0}^o & h_{j,N-1}^o & \dots & h_{j,2}^o & h_{j,1}^o \\ h_{j,1}^o & h_{j,0}^o & h_{j,N-1}^o & \dots & h_{j,2}^o \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ h_{j,N-1}^o & h_{j,N-2}^o & \dots & h_{j,1}^o & h_{j,0}^o \end{bmatrix} \tag{2}$$

式(2)中,  $h_{j,l}^o$  为  $j$  阶尺度滤波器(Scale Filter),执行低频滤波功能,是对  $\{h_{j,l}\}$  按长度  $N$  截取可得到的结果,定义如式(3):

$$h_{j,l}^o = \frac{1}{N} \sum_{k=0}^{N-1} H_{j,k} e^{\frac{i2\pi nk}{N}}, H_{j,k} = H_{2^{j-1}k \bmod N} \prod_{m=0}^{j-2} G_{2^m k \bmod N} \text{ 为转换函数} \tag{3}$$

同理,  $J$  阶趋势部分展开为  $s_j = v_j^T v_j x$ , 对应执行高通滤波功能的小波滤波器 (Wavelet Filter) 为  $g_{j,t}^o$  ( $\{g_{j,t}^o\}$  由  $\{g_{j,t}\}$  按长度  $N$  截取得到), 其定义由 (4) 式给出:

$$g_{j,t}^o = \frac{1}{N} \sum_{k=0}^{N-1} G_{j,k} e^{\frac{2\pi i k t}{N}}, G_{j,k} = \prod_{m=0}^{j-1} G_{2^m k \bmod N} \text{ 为转换函数} \quad (4)$$

此外, 阶数  $j$  与周期成分的频谱宽度存在 2 的幂次数关系, 两者在季度频度条件下的对应关系见表 1。

表 1  $j$  值与周期成分频谱宽度的对应关系 (季度数据)

阶数 $j$	频谱宽度
$j=1$	$2^0$ 至 $2^1$ 季度, 0.25 至 0.5 年
$j=2$	$2^1$ 至 $2^2$ 季度, 0.5 至 1 年
...	...
$j=J$	$2^{J-1}$ 至 $2^J$ 季度, $2^{J-3}$ 至 $2^{J-2}$ 年

(二) 模型设定

当经济产出发生周期波动时, 其直接影响预算收入和支出。首先, 经济波动通过税基直接影响预算收入。其次, 经济波动直接影响当前支出政策, 其在自动稳定和相机抉择两种政策规则情形下都将对即期支出规模产生作用。再次, 预算支出还因当期预算平衡受到收入规模影响。最后, 财政收支政策的变化在滞后期内对经济产出产生反作用并影响周期波动, 从而构成完整的传导环路 (见图 2)。

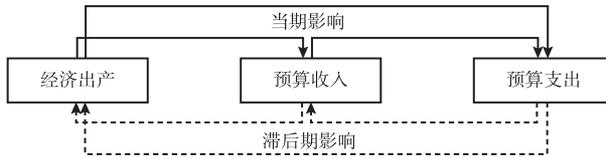


图 2 经济产出和预算收支的波动传导机制

对以上传导机制做模型描述, 将经济产出、预算收入及支出的周期成分分别记为  $Gc_t$ 、 $Rc_t$  和  $Ec_t$  ( $t=1, 2, 3, \dots$ ), 设状态变量  $y_t$  为  $y_t = [Gc_t, Rc_t, Ec_t]^T$ 。对状态变量的变化量, 给定滞后阶数  $P$ ; 令  $A$  为衡量变量即期直接影响关系的约束矩阵; 令  $\varepsilon_t$  为扰动项, 满足  $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma\Sigma)$ ;  $\Sigma$  为对角矩阵, 结构满足  $\Sigma = \text{diag}(\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_k)$ ; 将各变量的滞后矩阵  $F_i$  写进  $X_t = I_k \otimes (y_{t-1}^T, \dots, y_{t-p}^T)$ , 并调整对应的所有滞后系数矩阵为  $\beta$ , 则可以得到以向量表达的标准 SVAR 结构, 如 (5) 式:

$$Ay_t = X_t\beta + \varepsilon_t \quad (5)$$

为动态地研究变量关系并解决静态模型的随机扰动问题, 本文采用带时变参数的动态模型。基于 (5) 式构建动态模型, 不妨设参数由随机游走过程生成。结构关系矩阵  $A$  和滞后系数矩阵  $\beta$  的元素分别满足关系  $a_{i,t+1} = a_{i,t} + u_{a,t}$ 、 $b_{i,t+1} = b_{i,t} + u_{b,t}$  及  $h_{i,t+1} = h_{i,t} + u_{h,t}$  (并满足关系  $h_{i,t} = \log\sigma_{i,t}^2$ )。最终, TVP-SVAR 模型可转换成如 (6) 式的标准形式, 并满足条件  $[\varepsilon_t, u_{a,t}, u_{b,t}, u_{h,t}]^T \sim N(0, \text{diag}(I, \Sigma_a, \Sigma_b, \Sigma_h))$ 。

$$A_t y_t = X_t \beta_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

为估计这一模型,还需施加相应的约束条件以恰好识别结构化模型。本文选择施加短期约束条件,并基于前文对波动传导机制的分析给出三个约束方程:支出波动不影响即期收入与经济产出波动,收入波动不影响即期经济产出波动。基于以上假设,将矩阵  $A$  限定为下三角矩阵。对(6)式,并用  $x_i\beta_i(m)$  ( $m=1,2,3,\dots$ ,表示矩阵展开后第  $m$  行)表示滞后期关系,即期结构方程展开并移项可以得到(7)式。

$$\begin{cases} \Delta Gc_t = x_i\beta_i(m) + \varepsilon_{Gc_t} \\ \Delta Rc_t = -a_{1,t} \times \Delta Gc_t + x_i\beta_i(m) + \varepsilon_{Rc_t} \\ \Delta Ec_t = -a_{2,t} \times \Delta Gc_t - a_{3,t} \times \Delta Rc_t + x_i\beta_i(m) + \varepsilon_{Ec_t} \end{cases} \quad (7)$$

由(7)式可知,经济产出与财政收支的波动变化主要取决于两部分因素:由结构方程  $A_i$  矩阵传递的即期影响和  $x_i\beta_i(m)$  滞后期影响。其中,影响系数  $-a_{i,t}$  反映变量的即期关系,其符号反映变量的周期关系特征。该系数若为正,则说该变量波动成分的变化量同方向影响其他变量,并可以认为两种变量存在顺同变化关系;反之则为反周期关系。

最后,可借助贝叶斯算法执行基于马尔科夫链的蒙特卡洛模拟(Markov Chain Monte Carlo, MCMC)过程以求解本模型。本文概述其迭代过程:首先,基于给定的先验值  $y = \{y_t\}_{t=1}^n$  可得到信息集  $\omega = (\Sigma_a, \Sigma_b, \Sigma_h)$ ,以及先验密度函数  $\pi(\omega)$ ;继而由给出的先验值,计算后验密度函数  $\pi(\alpha, \beta, h, \omega | y)$ ,MCMC 计算过程如图 3 所示。

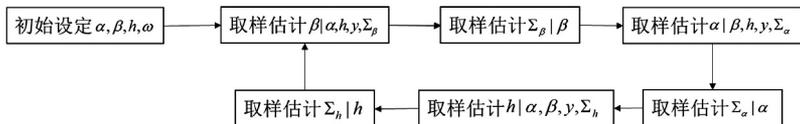


图 3 基于贝叶斯算法的 MCMC 求解过程

### (三)数据来源与样本选择

本文所用数据均来源于 Oxford Economics 数据库。本文以国内生产总值(GDP)衡量经济产出;以预算收支作为主要指标研究财政政策,通过预算收支规模变化衡量财政政策的周期性。结合既有文献经验,本指标选取方法方便量化,有利于简化研究。此外,综合使用预算收入和支出两方面指标,既方便讨论经济要素与财政要素之间的影响传递路径,又能避免用财政赤字衡量财政周期的单一性。时间范围方面,本文使用 1980—2016 年的季度数据。文中数据均首先按照 2005 年本国价格指数调整为不变价格数据,以消除名义价格影响。对以上所有观测数据取对数处理。

### (四)其他必要说明

本文另对数据选择和模型设定做五点补充说明。第一,动态参数的生成过程。TVP 模型对参数生成过程并无限制,且参数生成过程的平稳性不影响分析结果。本模型假设时变参数由随机游走过程生成有两点考虑:一是该过程有足够弹性;二是该过程结构简单,易于估计。第二,结构系数矩阵的对角性质。为满足短期约束条件恰好识别方程,本文限定  $A_i$  为下三角矩阵,并设  $\Sigma_a$  为对角阵。同时,为简化模型、减少待估计参数数量,本文还设定  $\Sigma_h$  为对角阵。以上假设不显著估计结果,但能够极大地提高运算效率(Nakajima, 2011)。第三, MCMC 过程的迭代次数。从既有研究来看, Nakajima(2011)采用 10000 次迭代计算并取得较好的估计结果。为保证结果稳健,本文采用 50000 次迭代计算。第四,确定滞后阶数。因 TVP-SVAR 通常采用静态 SVAR 的滞后阶数,本文选

择四阶滞后模型。第五,模型稳定性检验。TVP-SVAR 可以采用静态 SVAR 所用方法检验序列平稳性和模型稳定性,本文模型满足相关检验要求。

#### 四、分析我国财政政策与经济周期的波动关系

##### (一)小波分解结果

首先对我国预算收支及经济产出序列做 MODWT 分解。本文以 8 年作为长期趋势成分的分界点,因此设定小波分解阶数为 5 阶,可依次得到从 0.25 至 0.5 年、从 4 至 8 年的 5 阶周期成分序列族  $\{d_j\}$  ( $j=1,2,\dots,5$ ) 和 8 年以上的趋势成分  $\{s_5\}$ ,频谱分解结果见图 4。为讨论频谱成分的波动特征,将周期成分的波动能量定义为(8)式,计算结果见表 2。

$$Ed_j = \frac{1}{Ed} \sum_{k=1} d_{j,k}^2, Ed = \sum_{j=1} Ed_j \tag{8}$$

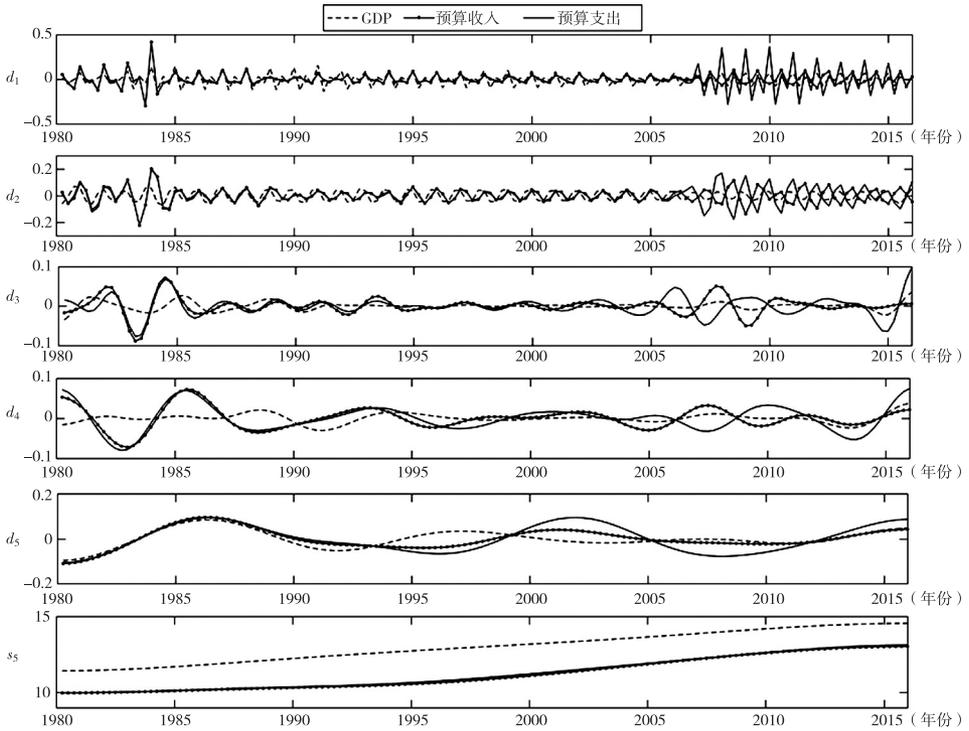


图 4 我国预算收支与 GDP 的频谱分解结果

表 2 我国预算收支与 GDP 波动成分的能量计算结果

能量	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$d_5$
GDP	0.6836	0.2160	0.0136	0.0191	0.2093
预算收入	0.5634	0.3292	0.0529	0.0793	0.2126
预算支出	1.0642	0.3338	0.0471	0.0767	0.2786

图4和表2结果说明,我国预算收支及GDP序列的频谱成分具有以下特征。(1)高频周期成分波动能量最高,其中 $d_1$ 的波动能量显著高于其他成分。(2)经济产出波动较为平稳,预算收支波动振幅在1985年以前和2008年以后两个时段内较大,且波动加剧现象主要反映在高频部分( $d_1$ 和 $d_2$ )。(3)支出的高频波动能量显著高于GDP与收入,说明短期支出政策的波动程度高于收入。(4)三个变量的波动能量分布呈U型,即波动能量在高频范围内随时间尺度拓宽减小,在中频范围内随时间尺度拓宽增加。结合相关系数(见表3)情况来看,相关系数变化趋势也存在这种的分布规律。这说明能量较高的短周期成分( $d_1$ 和 $d_5$ )是决定GDP和预算收支相关性的重要因素。表3还表明,趋势成分是导致原序列较高相关性(接近1)的主要原因,剔除趋势成分后,变量的相关系数下降为0.3~0.5。此外,频谱成分的相关系数估计结果均为正值,简单证明了我国预算收支与经济波动存在顺同关系。

表3 我国预算收支与GDP频谱成分的相关系数

相关系数	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$d_5$	$\sum_{j=1}^5 d_j$	$s_5$	原序列
GDP与财政收入	0.4167	0.0955	0.3913	0.0485	0.7997	0.3283	0.9725	0.9634
GDP与预算支出	0.5551	0.4449	0.2749	0.1915	0.5570	0.5015	0.9782	0.9673
预算收入与支出	0.5002	0.2346	0.3917	0.7360	0.8975	0.4511	0.9995	0.9873

(二) TVP-SVAR模型的参数检验结果

检验结果如表4所示,模型各个估计参数的Geweke值均在5%显著性水平不能拒绝原假设,表明本模型参数收敛于后验分布。<sup>①</sup>各参数无效率因子普遍较小(最高为52.63),由于本文采用50000次抽样,因此可以保证得到 $50000 \div 52.63 \geq 950$ 个以上无关样本。综上,可以认为本文MCMC算法对TVP-SAVR模型参数的估计结果有效。

表4 TVP-SVAR模型的参数检验结果

参数	均值	标准差	置信区间	Geweke值	无效率因子
$S_{\Sigma 1}$	0.0023	0.0003	[0.0018 0.0029]	0.636	6.77
$S_{\Sigma 2}$	0.0023	0.0003	[0.0018 0.0028]	0.577	7.27
$S_{\Sigma 1}$	0.0055	0.0016	[0.0034 0.0095]	0.296	39.62
$S_{\Sigma 2}$	0.0057	0.0018	[0.0034 0.0100]	0.329	48.30
$S_{\Sigma 1}$	0.3612	0.0805	[0.2242 0.5356]	0.020	34.40
$S_{\Sigma 2}$	0.3780	0.1058	[0.2085 0.6213]	0.951	52.63

(三) 基于即期影响系数对我国顺周期政策特征的讨论

实证结果表明(见图5),我国GDP变动对预算收入的当期影响系数为正,说明我国财政预收入与经济波动存在顺周期关系。该系数随时间分布稳定,每单位GDP增速上升将导致预算收入规模同方向增加0.7个单位以上。预算支出变化情况由GDP增速和预算收入两方面因素决定。其中GDP增速对预算支出的即期影响系数为正,说明经济波动将直接引起支出的同方向变化。

<sup>①</sup> Geweke Z检验的5%显著性水平临界值为1.96,1%显著性水平临界值为2.56。

该系数在 1981—1992 年从 0.06 缓慢下降至 0.05。收入对支出的即期影响系数在 1981 年约为 0.98, 其后持续下降至 2015 年的约为 0.91, 表明收入增长一个单位将导致我国预算支出扩张 0.9 个单位以上。总结来看, 预算支出对经济波动与预算收入均保持顺周期关系, 但收入的影响效应远高于 GDP, 收入是影响支出波动变化的主要因素。本文这一结论与 Talvi 和 Vegh (2005) 认为财政收入是影响支出政策的决定变量、税基波动是导致发展中国家财政顺周期的关键因素的看法一致。

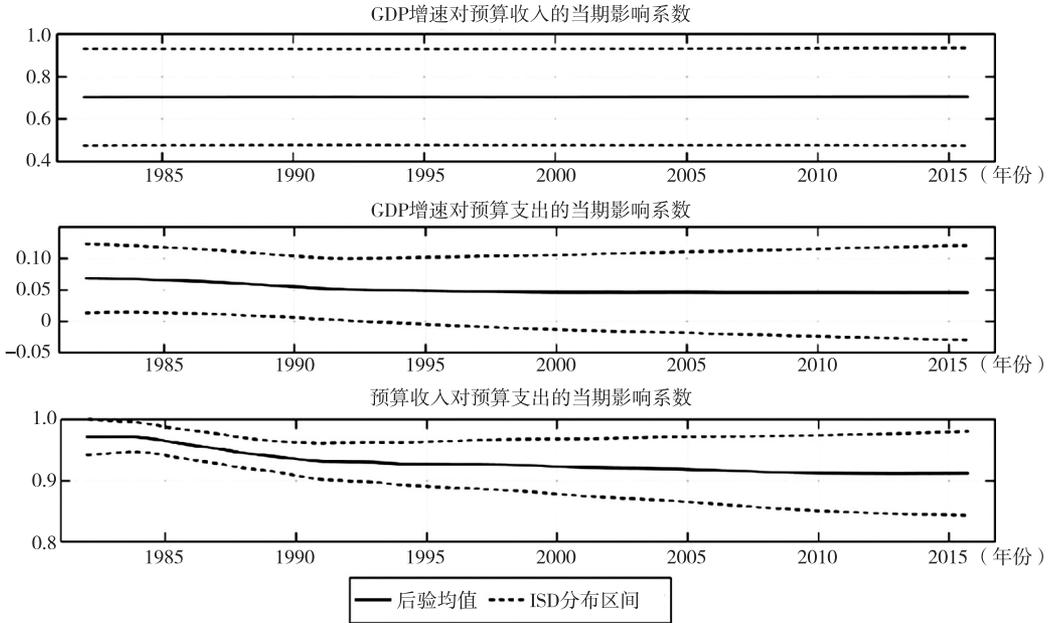


图 5 当期影响系数的动态估计结果

结合式(7)可知,我国预算收支规模与经济波动同方向变化,财政政策实施结果具有顺周期性。并且,支出与收入的波动传导机制存在差异:预算收入受到经济产出直接影响,形成顺周期波动;预算支出以收入为主要影响因素,即由于支出对收入存在顺周期关系,经济波动通过引起预算收入的顺周期波动进而导致预算支出的顺周期波动。综上,本文认为导致我国预算收支政策实施结果具有顺周期性的基本成因在于,预算收入对经济波动的顺周期变化关系和预算支出对预算收入的顺周期变化关系。

联系实际做进一步讨论,本文认为两点原因可以解释我国预算收入顺周期波动。第一,税收考核因素。税收征管部门在经济下行时受刚性支出压力从严征管,而在经济上行时因财力条件好转而松征管(曾晓安,2014)。第二,税收结构因素。我国以流转税为主要财政收入来源,<sup>①</sup>所得税的多级累进制对经济波动的平滑作用被削弱,预算收入易受经济波动影响。此外,本文认为年度预算平衡机制因素可以解释我国预算支出与收入的顺周期关系:我国长期采用基于收付实现制的年度预算平衡机制,当期收入对支出存在较强的约束作用。跨年度的预算调节机制缺失,导致我国预算支出政策工具被动顺同经济波动,难以发挥反周期调节作用。

① 以 1992—2002 年为例,我国流转税收入规模平均为所得税的 3.89 倍(数据来源于国家税务总局)。

#### (四) 动态脉冲响应分析

本文基于 TVP 模型,以冲击时点(年份)、响应滞后期(32 个季度)及冲击响应幅度三个维度为基准构建空间脉冲响应图形。

首先,GDP 代表的经济产出对预算收支的冲击影响均为正(见图 6),说明经济繁荣将导致预算收支规模扩张。GDP 冲击随时间分布稳定,GDP 单位脉冲将引起预算收入增加 0.007 个单位、预算支出增加 0.008 个单位,脉冲冲击滞后一期即达到影响峰值,延续五个季度后收敛为零。

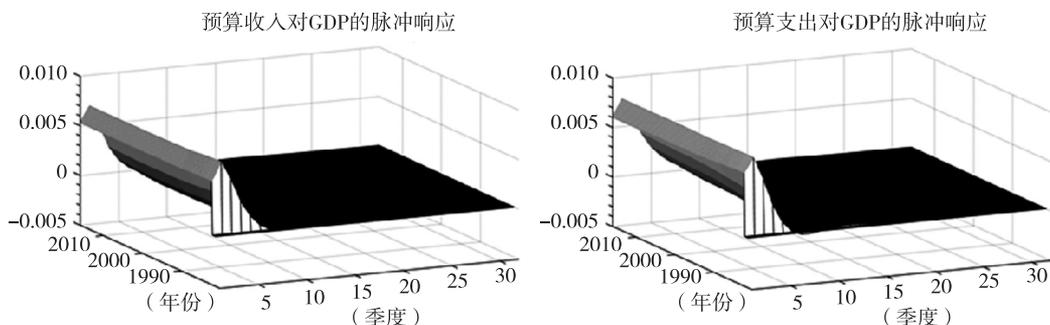


图 6 GDP 冲击的动态脉冲响应

其次,预算收入对 GDP 的冲击影响存在显著的时变特征(见图 7),其在 1993 年以前对 GDP 产生正向影响,之后转变为负效应;负向影响的峰值出现在 2008 年,预算收入脉冲引起 GDP 下降 0.003 个单位;收入对 GDP 的冲击影响续存期较长,超过 30 个季度。预算收入对支出的正向脉冲影响峰值水平约为 0.022 个单位,冲击影响持续约 3 个季度以后消失。这可能是基于年度预算体系,收入增加对支出政策的影响时长较短。

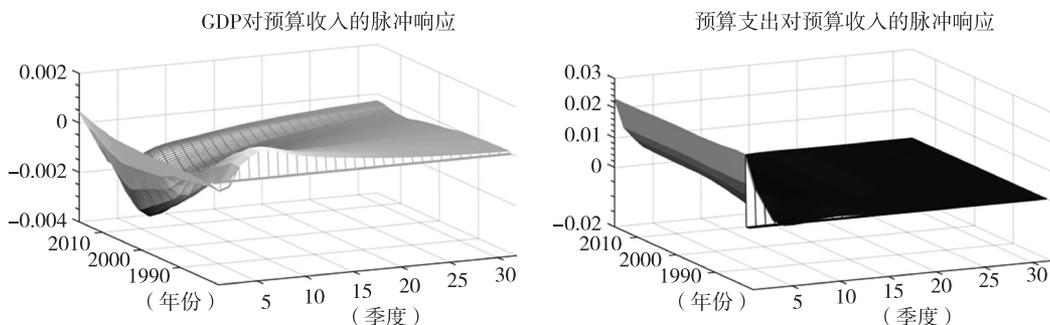


图 7 预算收入冲击的动态脉冲响应

最后,预算支出对 GDP 和收入均存在正向影响(见图 8)。支出脉冲对经济产出的正向效应在滞后约 4 期后达到顶点,峰值大于 0.001,影响持续 10 期后减速收敛。此外,支出冲击的时间变化特征显著,其影响强度在 2008 年附近最低,说明我国预算支出规模扩张对 GDP 的加速作用在经济下行阶段显著弱化。支出脉冲对预算收入的影响滞后 2 个季度后达到影响峰值,约为 0.005,该影响的时变特征较微弱。

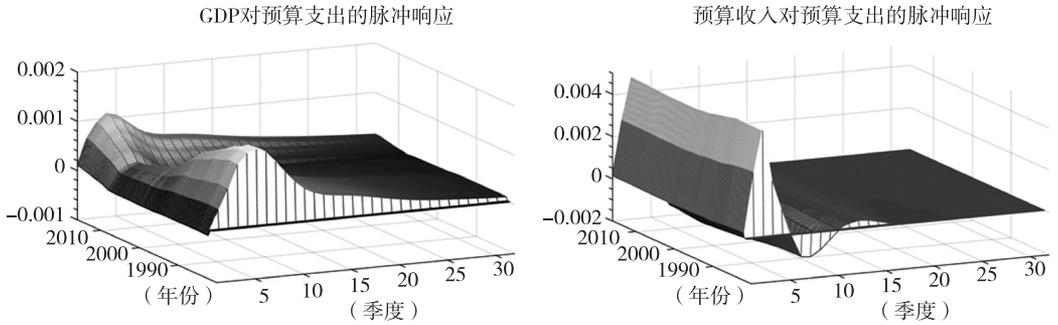


图8 预算支出冲击的动态脉冲响应

总结来看,我国经济产出对预算收支均存在正向影响,经济增长可以解释预算收支规模扩张。但与此同时,积极财政政策对经济增长存在推动作用,缩减预算收入或扩张预算支出均可在短期内提高经济增速,财政政策具有有效的反周期干预效果。不过,我国收支工具对经济产出的影响强度存在非对称性,如收入工具对经济产出的影响强度在2008年时点附近显著高于支出工具。

## 五、结论与建议

近年来,我国财政收支规模随经济增长快速增加,运用财政工具执行逆周期调控成为政策设计的重要内容。为讨论我国财政收支工具的实际运行特征及政策效应问题,本文首先引入多频谱分析方法,采用小波算法频谱分解我国财政与经济序列;在剔除经济产出和预算收支的长期趋势部分的前提下引入并修正 Nagajima(2011)提出的 TVP-SVAR 模型,进而模拟分析我国财政收支工具与经济波动的周期关系,通过动态脉冲响应分析我国财政收支工具与经济波动的交互影响。本文研究发现,我国预算收支在1980—2016年具有显著的顺周期特征。第一,我国预算收入具有顺周期性,GDP每变化一个单位导致收入同方向变化约0.7个单位。第二,我国预算支出与经济产出和收入顺周期变化,GDP和收入同方向变化一个单位引起支出同方向变化0.95个单位以上。本文认为收入是影响我国预算支出的关键因素;预算收入对经济波动及预算支出对收入的顺周期变化关系是导致我国财政政策实施效果与经济周期顺同的主要原因,其中预算收入是主要影响因素。总结来看,本文认为我国财政政策实施效应始终具有顺周期性,这一观点与李永友(2006)等研究不一致,与曾晓安(2014)基本一致。本文采用小波分解去除序列长期趋势成分,由数据处理方法导致的周期成分计算结果差异,可能是本文与前者研究观点不一致的原因之一。

本文证明我国财政政策运行效果存在顺周期性并对其成因做解释,并通过脉冲响应分析证明我国财政政策工具对反周期治理经济波动有效。联系实际来看,我国逆周期相机抉择的财政政策在执行宏观管理职能中发挥重要作用,因此顺周期的政策实施结果有违政策设计的基本理念,并降低政策工具的调控效率。为解决这一问题,本文提出两点建议。第一,继续推进税系结构改革和支出改革,充分发挥财税制度的“自动稳定器”作用,降低财政收支与经济波动的周期顺同性。一方面,应在长期内通过税系结构改革渐进提高所得税比重,同时推进综合与分类相结合的个人

所得税改革,优化多级累进税率对经济波动的稳定调剂功能。另一方面,提高民生类支出比重,通过福利保障性支出平抑经济波动的冲击影响。第二,健全跨年度的预算稳定调节基金制度,逐步提高中长期预算视角下的动态预算平衡管理效率。年度预算强调年度内的收支平衡,弱化了财政支出工具在中长期内的反周期干预功能,降低了调控政策的实际管理效率。本文建议健全预算稳定调节基金机制,有利于从制度层面破除年度预算弊端。同时,发展落实中长期预算平衡理念,可支持预算稳定调节基金发挥“以丰补歉”优势,助力政府抵御周期波动风险、动态稳定预算收支。此外,发展中长期预算平衡机制,可以有效增强财政预算作为基本调控工具的连续性和前瞻性,提高财政政策的宏观调控效率,优化其服务经济发展的效能。

参考文献:

1. 方红生、张军:《中国地方政府扩张偏向的财政行为:观察与解释》,《经济学(季刊)》2009年第4期。
2. 付一平、刘金全、梁冰:《我国财政政策作用机制与经济周期波动的相关性研究》,《当代经济科学》2005年第4期。
3. 郭庆旺、贾俊雪、刘晓路:《财政政策与宏观经济稳定:情势转变视角》,《管理世界》2007年第5期。
4. 贾俊雪、郭庆旺、赵旭杰:《地方政府支出行为的周期性特征及其制度根源》,《管理世界》2012年第2期。
5. 李永友:《我国经济波动与财政政策波动的关联性分析》,《财贸经济》2006年第4期。
6. 李永友、丛树海:《我国相机财政政策的波动性研究》,《财经科学》2005年第1期。
7. 刘金全、梁冰:《我国财政政策作用机制与经济周期波动的相异性检验》,《财贸经济》2005年第10期。
8. 刘永余、王博:《利率冲击、汇率冲击与中国宏观经济波动——基于TVP-SV-VAR的研究》,《国际贸易问题》2015年第3期。
9. 王志刚:《中国财政政策的反周期性效果:基于1978年以来的经验事实》,《财政研究》2010年第11期。
10. 曾晓安:《我国财政政策效应顺周期的成因及治理对策》,《中国财政》2014年第10期。
11. 曾晓安、王志刚、胡祖铨:《中国财政政策:顺周期还是反周期?》,《财政研究》2015年第11期。
12. Abbott, A., Cabral, R., Jones, P., & Palacios, R., Political Pressure and Pro-cyclical Expenditure: An Analysis of the Expenditures of State Governments in Mexico. *European Journal of Political Economy*, Vol. 37, 2015, pp. 195 – 206.
13. Alesina, A., Tabellini, G., & Campante, F., R., Why is Fiscal Policy often Pro-cyclical? *Journal of the European Economic Association*, Vol. 6, No. 5, 2008, pp. 1006 – 1036.
14. Campbell, J. Y., Asset Prices, Consumption and the Business Cycle. *Handbook of macroeconomics*, Amsterdam; North-Holland, 1999.
15. Carmignani, F., Cyclical Fiscal Policy in Africa. *Journal of Policy Modeling*, Vol. 32, No. 2, 2010, pp. 254 – 267.
16. Crivellini, M., Gallegati, M., & Palestrini, A., Industrial Output Fluctuations in Developed Countries: A Time-Scale Decomposition Analysis. Working Papers, European Commission, Brussels, Belgium, 2004.
17. Crowley, P. M., & Hallett, A. H., The Great Moderation under the Microscope: Decomposition of Macroeconomic Cycles in US and UK Aggregate Demand. Bank of Finland Research Discussion Papers 13, 2011.
18. Crowley, P. M., & Hudgins, D., Fiscal Policy Tracking Design in the Time-Frequency Domain Using Wavelet Analysis. *Economic Modelling*, Vol. 51, 2015, pp. 502 – 514.
19. Crowley, P. M., & Lee, J., Decomposing the Co-movement of the Business Cycle: A Time-Frequency Analysis of Growth Cycles in the Euro Area, Bank of Finland Research Discussion Papers 12, 2005.
20. Fatas, A., The Effects of Business Cycles on Growth. Working Papers Central Bank of Chile, 2002.
21. Frankel, J. A., Végh, C. A., & Vuletin, G., On Graduation from Fiscal Pro-cyclicality. *Journal of Development Economics*, Vol. 100, No. 1, 2013, pp. 32 – 47.
22. Gavin, M., & Perotti, R., Fiscal Policy in Latin America. NBER Working Papers, No. 11036, 1997.
23. Ilzetzki, E., & Vegh, C. A., Pro-cyclical Fiscal Policy in Developing Countries: Truth or Fiction? NBER Working Papers, No. 14191, 2008.
24. Leopoldo, A., & Guillermo, V., Fiscal Pro-cyclicality and Output Forecast Errors. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 55, 2015, pp. 193 – 204.

25. Nakajima, J. , Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications. *Institute for Monetary and Economic Studies*, Vol. 29, 2011, pp. 107 – 142.
26. Reinhart, C. , Kaminsky, G. , & Vegh, C. , When It Rains, It Pours: Proccyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies. NBER Working Papers, No. 10780, 2004.
27. Shensa, J. M. , The Discrete Wavelet Transform: Wedding the a Trous and Mallat Algorithms. *IEEE Transactions on Signal Processing*, Vol. 40, No. 10, 1992, pp. 2464 – 2482.
28. Sims, C. A. , Comment on Sargent and Cogley’s ‘Evolving Post-World War II U. S. Inflation Dynamics’. *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 16, 2001, pp. 373 – 379.
29. Stock, J. H. , Discussion of Sargent and Cogley’s ‘Evolving Post-World War II U. S. Inflation Dynamics’. *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 16, 2001, pp. 379 – 387.
30. Talvi, E. , & Vegh, C. A. , Tax Base Variability and Proccyclical Fiscal Policy in Developing Countries. *Journal of Development Economics*, Vol. 78, No. 1, 2005, pp. 156 – 190.

## **The Characteristics and Basic Reason of Proccyclical Fiscal Policy**

CONG Shuhai, ZHANG Yuanxin

(Shanghai University of Finance and Economics, 200433)

**Abstract:** Since the reform and opening up, in order to resist external risks and maintain economic growth, China has continued to use proactive fiscal policies, and policy design has increasingly emphasized countercyclical discretionary choice concepts. However, the effect of the implementation of fiscal policy is controversial and does not fully satisfy the anti-cyclical characteristics, resulting in a deviation from controlled objective. In order to clarify the periodic characters of China’s fiscal policy effect, this paper introduces multi-spectrum analysis, removes sequence trend components by maximum likelihood overlap wavelet decomposition (MODWT), avoiding expansion effect. This paper uses a structural vector regression model with time-varying parameters (TVP-SVAR) to analyze the relationship between both China’s budget revenue and expenditure, and economic fluctuations. The results show that changes in China’s budget revenue and expenditure are proccyclical to business cycle. Specifically, one unit of change in China’s economic growth rate will result in changes in the budget revenue and expenditure of 0.7 and 0.05 units or more in the same direction. A unit change in the budget revenue will result in a change in budget expenditure of 0.9 units or more. This paper also proves that the proccyclical budgetary income is the main reason for proccyclical expenditure.

**Keywords:** Fiscal Policy, Business Cycle, Multi-Spectrum Analysis, Time-Varying Parameters Models

**JEL:** E62, E63

责任编辑:鲁 洲