

我国财政政策的非对称效应

刘金全, 解瑶姝

(吉林大学 数量经济研究中心, 长春 130012)

摘要:紧缩性财政政策对经济的抑制作用小于扩张性财政政策对经济的刺激作用,造成这种非对称效应的原因是人们预期的非对称性、挤出效应的非对称性、价格调整和政府决策的非对称性。在经济增长波动率较高的阶段应使用积极的财政政策,但不宜长期实施;在经济增长波动率较低的阶段,应使用稳健性财政政策。现阶段,我国应该优先考虑实施稳健积极的财政政策。

关键词:财政政策;经济增长;非对称效应;区制关联性

中图分类号:F812.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-2674(2015)05-074-08

一、引言

改革开放以来,我国一直在把财政政策作为一种常用的宏观调控手段,根据各时期经济形势的不同,采取了不同类型的财政政策,在实际运行过程中效果显著。目前,财政政策已经成为了我国间接调控经济的重要手段。1998年亚洲金融危机重创了我国经济,为应对危机,我国从1998~2004年一直采取积极的财政政策,而后转化成稳健的财政政策。2008年金融危机后,我国政府又酝酿了新一轮的积极财政政策,再次成功消除了我国经济可能陷入衰退的风险,该政策一直延续至今。为什么每当经济面临危机时,或者经济增长处于下滑阶段,我国都采取积极的财政政策进行应对,其背后的依据和原理值得我们深思和探索。

国内外学者对财政政策与经济周期之间的关系进行过大量的研究。Sorensen B E和Yosha O (2001)证实了财政政策存在非对称效应,而这种效应主要是由政府部门需要遵循预算平衡所导致的。^[1] Tagkalakis A (2008)利用面板数据验证了财政政策在经济下滑阶段和繁荣阶段对个人消费效应的非对称性,且财政政策在经济下滑阶段刺激效果更好。^[2] 蔡江南(1990)通过对我国20世纪50年代到80年代的数据进行研究(赤字情况)发现,我国财政收入对国民收入的作用效果要小于财政支出对国民收入的作用效果,政府若想到增加国民收入的效果,扩大支出甚至增加赤字的办法要优于调节税收等方法。^[3] 刘金全和梁冰(2005)通过VAR模型检验财政政策的非对称效应后得出结论:当经济处于低潮时期,财政政策的反经济周期性质更加突出。^[4] 郭庆旺等(2006)利用面板模型分析了积极财政政策转向稳健财政政策对宏观经济的影响,进而利用增长核算法探讨了我国应采取何种方式的稳健财政政策以确保政策具有可持续性,他们认为,由于我国财政收入政策存在显著的“非凯恩斯效应”,因此,实施以增收为主要方式的稳健财政政策不会对宏观经济产生负面效应,所以应实施增加财政收入为主,且尽量保持财政收支同步增长的财政政策。^[5] 王立勇和李富强(2009)也提出,由于我国紧缩性财政政策在缓解经济过热方面效果没那么显著,所以在采取紧缩性财政政策过程中要谨慎把握紧缩程度。^[6] 卞志村等(2012)通过构建多变量马尔可夫区制转移向量自回归(MS—VAR)模型,分析了后金融危机时期我国财政政策的非对称效应,认为财政政策在低通货膨胀时期对

收稿日期:2015-02-20

定稿日期:2015-03-20

作者简介:刘金全(1964-),男,黑龙江密山人,经济学博士,吉林大学数量经济研究中心教授、博士生导师,主要从事经济周期与经济政策计量研究;解瑶姝(1989-),女,吉林长春人,吉林大学数量经济研究中心博士研究生,主要从事经济周期与经济政策计量研究。

产出和价格的拉动效果明显。^[7]

一般来说,紧缩性财政政策会降低经济增长速度,扩张性财政政策会提高经济增长速度。值得注意的是,如果以财政支出作为财政政策指标,那么,实际上等幅度的扩大开支和缩减开支政策对经济增长的作用程度不等。经济衰退时期的扩张性财政政策对经济的刺激效果,优于在经济繁荣时期紧缩性财政政策对经济的抑制效果。这种作用的差别,除了由于财政政策的应用方向和力度不同所导致,也源于政策出台时所处经济周期的不同阶段,这就是财政政策的非对称效应。

综上所述,财政政策对于调控经济增长是不可或缺的,而在不同的经济周期阶段选择与之匹配的财政政策又是调控效果是否理想的关键。为此,本文以最新的数据为支撑,通过经典的数学工具,进一步挖掘财政政策发挥作用的规律、条件和机理,对财政政策的出台时机、力度大小和结构形式等决策具有一定的指导意义。^[8] 本文采用财政支出和国民生产总值等相关数据,通过 TARCH、EGARCH、C-ARCH 等模型验证了财政政策对经济增长作用的非对称效应,而后通过划分经济高波动区制和低波动区制,进一步探索不同的经济周期特征中应该采取怎样的财政政策,以期对财政政策的选择和制定寻找更广泛的理论支撑和实证依据。

二、基于非对称 ARCH 模型的财政政策非对称效应检验

1. 数据描述与数据处理

本文统计检验利用的主要数据为 1996 年第一季度到 2013 年第三季度的实际 GDP 和财政支出季度同比增长率(数据来源于中经网),选择季度同比数据可以缩小量纲,且能够剔除季节成分和不规则因素的干扰。文中用 GY_t 代表实际 GDP 季度同比增长率,用 GCZ_t 代表财政支出季度同比增长率。而后用 H-P 滤波来提取 GDP 和财政支出季度同比增长率的趋势成分。

对于时间序列 $x_t, t=1, 2, \dots, T$, 通过 H-P 滤波使下面的损失函数最小:

$$\min_{T_t} \left\{ \sum_{t=1}^T (x_t - T_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^T [(T_{t+1} - T_t) - (T_t - T_{t-1})]^2 \right\} \quad (1)$$

(1)式中的第一部分是对波动成分的度量,第二部分是对趋势成分“平滑程度”的度量。序列当中对应的周期成分是 $y_t = x_t - T_t$ 。其中, λ 的最优选取是 $\lambda = \sigma_x^2 / \sigma_y^2$, 这里 σ_x 和 σ_y 分别是时间序列当中趋势成分和周期成分的标准差。^[9]

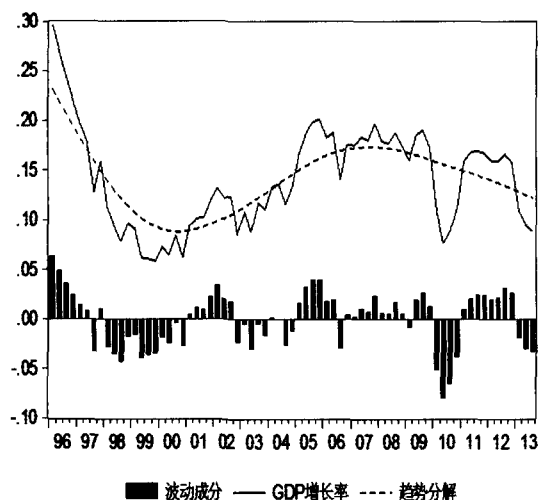


图1 GDP 增长率及其分解

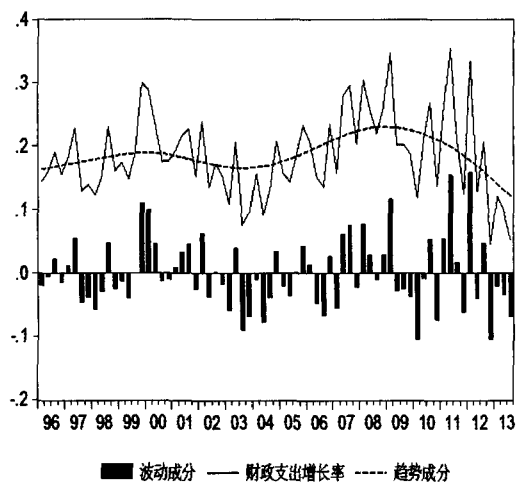


图2 财政支出增长率及其分解

将 GDP 和财政支出季度同比增长率的波动成分分别表示为 $HPGY_t$ 、 $HP(GCZ)_t$; 那么, 其波动成分则为 (变

量前加符号 C): $CGY_t = GY_t - HPGY_t$, $C(GCZ)_t = (GCA)_t - HP(GCZ)_t$ 。具体计算 GDP 和财政支出季度同比增长率序列的趋势成分 ($HPGY$ 、 $HP(GCZ)_t$) 和波动成分 (CGY_t 、 $C(GCZ)_t$), 结果如图 1 和图 2 所示。

观察图 1 和图 2, 我们发现 GDP 出现了一定程度的周期波动的聚类现象 (在某段时间里有幅度相似的波动)。图中的柱状图代表了波动成分 (CGY_t 、 $C(GCZ)_t$), 这是我们接下来应用模型的重要参数, 也是判别我国经济增长阶段和财政政策状态的主要依据。^[10]

2. 非对称 ARCH 模型简介

对 CGY_t 和 $C(GCZ)_t$ 建立下述回归方程, 其中 $C(GCZ)_t$ 为回归因子:

$$CGY_t = c + \beta_0(CGY_{t-1}) + \beta_1 C(GCZ)_t + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

在残差序列中存在条件异方差的情况下, 条件方差为如下形式:

$$\sigma_t^2 = Var(\varepsilon_t | \Omega_{t-1}), \Omega_{t-1} = \{\varepsilon_s, y_s, x_s; s \leq t-1\}$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2, \omega \geq 0; \alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, q; \beta_j \geq 0, j = 1, \dots, p \quad (3)$$

上述均值方程 (2) 和条件异方差模型 (3) 被称为 $ARMA - GARCH(p, q)$ 模型。在条件方差模型 (3) 中, 无条件残差 ε_{t-i}^2 为 ARCH 项, 条件方差被称为模型的 GARCH 项。

非对称 ARCH 模型需要在 ARCH 模型中引入能够描述某种变量的杠杆作用 (某种程度的非对称性) 的条件, 或者在条件方差方程当中引入了非对称性的度量。如果条件方差过程中引入了门限变量、指数变化或示性变量等, GARCH 模型就分别被扩展成为 TGARCH、EGARCH 和 C-ARCH 模型, 我们将分别使用上述三种非对称 ARCH 模型, 全面地检验财政政策作用的非对称效应。本文采用最为简单的 GARCH(1,1) 模型, 估计方法采用极大似然估计, 具体估计通过 Eview8.0 软件的程序命令实现。

3. GARCH 模型的检验结果

首先, GARCH 模型中的条件方差方程为 $\sigma_t^2 = \omega + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$, $D_{t-1} = 1, \varepsilon_{t-1} < 0; D_{t-1} = 0, \varepsilon_{t-1} \geq 0$, 我们可以得到模型的方差估计模型的参数, 见表 1。

表 1 GARCH 模型方差估计参数

变量	γ	$\sum_{i=1}^q \alpha_i$	$\sum_{j=1}^p \beta_j$
财政支出	-0.1498	0.5130	0.6213

非对称效应系数 γ 显著不为零, 说明财政支出的波动具有非对称效应。具体来说, 就是“好消息”比“坏消息”能产生更大的波动。当出现“好消息” ($\varepsilon_{t-1} > 0$) 时, 这里等于扩张性财政政策对经济的刺激效应, 体现为对实际 GDP 增长率的正向冲击, “好消息”会对时间序列有一个 α 倍的冲击, 这里, 即给 GDP 的波动带来 0.5130 倍的冲击。出现“坏消息” ($\varepsilon_{t-1} < 0$) 时, 这里等于紧缩性财政政策对经济的抑制效应, 体现为对实际 GDP 增长率的反向冲击, 会给 GDP 的波动带来 $(\alpha + \gamma)$ 倍的冲击, 即 0.3632 倍的冲击。所以说“好消息”比“坏消息”会给 GDP 带来更大的影响, 即扩张性财政政策对经济的刺激作用要大于紧缩性财政政策对经济的抑制作用。总的来说, 当出现“实际产出的反向冲击”时, 将导致波动的方差减少 0.1498, 是正常延续水平 0.5130 的 0.3 倍左右。

其次, 采用 EGARCH 模型进行非对称效应检验, 其条件方差方程为: $\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^p \beta_i \log(\sigma_{t-i}^2) + \sum_{i=1}^q [\alpha_i |\varepsilon_{t-i}/\sigma_{t-i}| + \gamma_i (\varepsilon_{t-i}/\sigma_{t-i})]$, 计算得到 EGARCH 模型的方差估计参数见表 2。

表 2 EGARCH 模型方差估计参数

变量	γ	$\sum_{i=1}^q \alpha_i$	$\sum_{j=1}^p \beta_j$
财政支出	0.0346	0.6181	0.9104

在 GARCH 模型中, 非对称效应系数 γ 估计值显著不为零, 模型有非对称效应。当出现“好消息”

($\varepsilon_{t-1} > 0$) 时, 该信息冲击会对条件异方差有一个 $(\alpha + \gamma)$ 倍的冲击, 即 0.6527 倍的冲击。当出现“坏消息”($\varepsilon_{t-1} < 0$) 时, 该信息冲击会对条件异方差有一个 α 倍, 即 0.6181 倍的冲击; 与 GARCH 模型估计类似, 条件异方差中也存在着非对称性, 出现“实际产出的相对冲击”能够导致指数方差变化 0.0346。

最后, 可以利用成分 ARCH 模型 (C-ARCH) 进一步分析条件方差当中的持久趋势和暂时趋势, $\sigma_t^2 - q_t = \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \gamma(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1})D_{t-1}$, 如果 $\gamma > 0$, 说明实际产出中的冲击对于暂时波动的影响是非对称的。估计得到 C-ARCH 模型中参数的结果如表 3 所示。

表 3 C-ARCH 模型方差估计参数

变量	ρ	α	γ
财政支出	0.8871	0.3241	-0.1582

非对称系数 γ 为 -0.1582, 模型具有非对称效应。本模型中, $\rho = 0.8871$, 缓慢地收敛于稳态。其中虚拟变量 d_t 表示负的冲击, 可以解释为负的冲击比正的冲击带来的波动要小, 但是这种非对称效应只出现在暂时方程当中, 即这种非对称效应是暂时的。持久趋势的一阶差分系数为 0.8871, 这意味着长期趋势收敛到稳定状态的过程是比较缓慢的。

为了更为直观地分析非对称性效果, 可以基于 GARCH 模型的条件方差方程: $\sigma_t^2 = \omega + \gamma\varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$, $D_{t-1} = 1, \varepsilon_{t-1} < 0; D_{t-1} = 0, \varepsilon_{t-1} \geq 0$, 绘制估计的信息冲击曲线, 相对于绝对冲击 ε 和相对冲击 ε/σ (选取范围为 -3 到 3) 得到图 3 中的曲线。

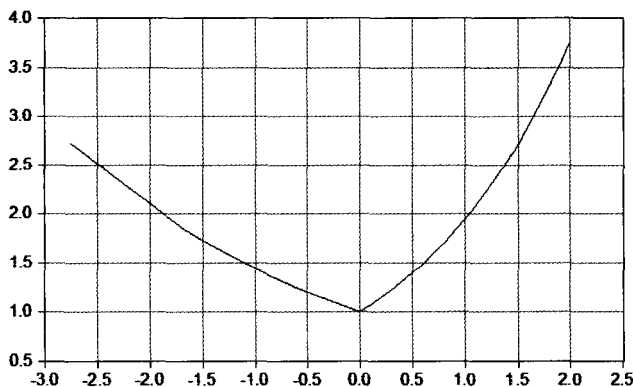


图 3 财政支出冲击的非对称性

从图 3 中可以看出, 财政政策对于实际产出波动性的影响是非对称的。曲线在信息冲击小于 0 时, 也是有负向冲击出现时, 比较平缓, 而在正冲击出现时比较陡峭。如果财政政策对 GDP 的相对冲击均为 1, 在横轴上对应着 -1.0 和 1.0 两点, 正向冲击和反向冲击导致产出波动的标准差分别为 $\sqrt{1.94} = 1.39$ 和 $\sqrt{1.45} = 1.20$ 。由此可见, 正冲击使得波动性的变化更大, 即收缩性财政政策的效果确实小于扩张性财政政策的效果。

三、财政政策与经济增长区制关联性分析

1. 马尔可夫状态转换的自回归模型

马尔可夫状态转换的自回归模型, 即 MS-AR 模型, 模型中用 s_t 代表不可观测的状态变量, 表示不同条件下的经济状态; 用 y_t 代表可观测的时间序列向量。MS-AR 模型的主要理念为 s_t 决定了 y_t 。对于最一般的 MS-AR 模型, 所有的参数条件依赖于马尔科夫链状态 (S_t), 我们用 M 来表示不可观测状态的数量, 就是

说 $S_t \in [1, \dots, M]$, 那么, y_t 的条件概率为:

$$P(y/Y_{t-1}, X_t, s_t) = \begin{cases} f(y_t/Y_{t-1}, X_t; \theta_1)_t & \text{if } s_t = 1 \\ \vdots \\ f(y_t/Y_{t-1}, X_t; \theta_M)_t & \text{if } s_t = M \end{cases}$$

其中, $Y_{t-1} = \{y_{t-j}\}_{j=0}^{\infty}$ 为可观测的时间序列向量 y_t 过去的信息, X_t 为外生变量, θ_M 为和状态 M 相关的参数向量。MS-AR 模型根据状态转换概率来实现, 状态转换概率即当经济为某种状态 i 时, 下一期会从状态 i 转化到状态 j 的概率的大小。可以写为:

$$P_{ij} = \Pr(S_{t+1} = j / s_t = i), \text{ 这里, } \sum_{j=1}^M P_{ij} = 1, \forall i, j \in \{1, \dots, M\}$$

转换矩阵 (M 种状态) 可表示如下:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & \cdots & P_{1M} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{M1} & \cdots & P_{MM} \end{bmatrix}$$

所以, t 时刻的条件概率取决于 $t-1$ 时期的状态, 即

$$\Pr(s_t/Y_{t-1}, X_t, s_{t-1}) = \Pr(s_t/s_{t-1})。$$

2. 财政政策在不同区制下的作用机制

将财政支出季度同比增长率滞后一期 $(GCZ)_{t-1}$ 作为解释变量 (如果选择财政支出当期值, 结果不显著, 这源于财政政策的传导和作用效果有滞后性), 并将其作为区制转移变量; 将经济增长 GY_t 作为被解释变量, 而 $M2$, CPI 季度同比增长率为控制变量, 通过不同区制的系数和残差波动的差别, 将经济划分为高波动区制和低波动区制, 由此可以在两个区制下分别更有针对性地探讨需要采取什么样的财政政策。具体估计通过 Oxmetrics6.0 软件的程序命令实现, 模型参数的估计结果列在表 4 中。

表 4 模型参数的估计结果

参数	估计值	标准差	t-统计量	P 值
$p_{-}\{0 0\}$	0.9557	0.03085	31.0	0.000
$p_{-}\{0 1\}$	0.0941	0.06386	1.47	0.146
$(GCZ)_{t-1}(0)$	1.3078	2.357	0.555	0.581
$(GCZ)_{t-1}(1)$	18.073	5.247	3.440	0.001
Constant(0)	7.1372	0.6313	11.3	0.000
Constant(1)	7.2394	1.051	6.89	0.000
σ_1	0.97662	0.1131	8.63	0.000
σ_2	1.17176	0.2149	5.45	0.000
M2	9.75082	3.954	2.47	0.017

根据表 4 的估计结果, 经济按照波动率可以划分为高波动区制和低波动区制, 如图 4 和图 5 所示。 $(GCZ)_{t-1}(0)$ 代表区制 1, 标准差为 2.357, $(GCZ)_{t-1}(1)$ 代表区制 2, 标准差为 5.247。由于 $(GCZ)_{t-1}(1)$ 的标准差大于 $(GCZ)_{t-1}(0)$ 的标准差, 所以区制 2 为高波动区制, 对应于图 5 的灰色区域; 区制 1 为低波动区制, 对应于图 4 的灰色区域。 $(GCZ)_{t-1}(0)$ 的 p 值为 0.581, $(GCZ)_{t-1}(1)$ 的 p 值为 0.001, 即财政政策在区制 1 (低波动时期) 不显著, 在区制 2 (高波动时期) 中显著。这说明在经济增长波动率较低的时候, 财政政策对经济的调节能力较弱, 而经济增长波动较大的时候, 财政调控较有效。 $p_{-}\{0|0\}$ 的值为 0.9557, $p_{-}\{0|1\}$ 的值为 0.0941, $p_{-}\{0|0\}$ 显著大于 $p_{-}\{0|1\}$, 且大于 0.9, 说明模型在高波动区制的稳定性较差, 容易向低波动区制转化, 所以, 这个阶段财政政策作用效果的持续性弱; 这就是说, 虽然财政政策刺激效果良好, 但长期内无效, 这可能源于财政政策导致了一定程度的通胀。

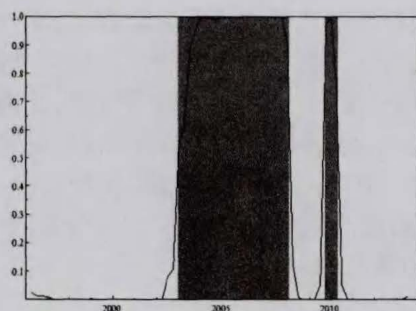


图4 区制1持续期

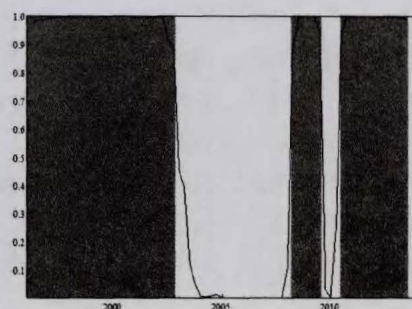


图5 区制2持续期

继续检验通货膨胀与财政政策的区制关联性。同样,本文将财政支出季度同比增长率滞后一期 $(GCZ)_{t-1}$ 作为区制转移变量;将 CPI 季度同比增长率作为被解释变量,而 M2 季度同比增长率和 GY_t 作为控制变量,模型参数的估计结果如表 5 所示。

表5 模型参数的估计结果

参数	估计值	标准差	t-统计量	P 值
$p_{\{0 0\}}$	0.925410	0.05108	18.1	0.000
$p_{\{0 1\}}$	0.0551448	0.03967	1.39	0.170
$(GCZ)_{t-1}(0)$	0.0262283	0.01906	1.38	0.174
$(GCZ)_{t-1}(1)$	-0.140811	0.05533	-2.54	0.014
Constant(0)	0.981019	0.0062383	161	0.000
Constant(1)	1.03467	0.0181	57.2	0.000
σ_1	0.00545	0.009107	5.98	0.000
σ_2	0.0396942	0.004653	8.53	0.000
GY_t	0.0362922	0.004789	7.58	0.017

根据表 5 的结果,我们把经济同样划分为高波动区制和低波动区制。 $(GCZ)_{t-1}(0)$ 代表区制 1,其标准差为 0.01906; $(GCZ)_{t-1}(1)$ 代表区制 2,其标准差为 0.05533。区制 2 为高波动区制,即图 7 的灰色区域;而区制 1 为低波动区制,即图 6 的灰色区域。 $(GCZ)_{t-1}(0)$ 的 p 值为 0.174, $(GCZ)_{t-1}(1)$ 的 p 值为 0.014,说明财政政策在区制 1 (低波动阶段) 中不显著,在区制 2 (高波动阶段) 中显著。说明在高波动区制实行财政政策可能会导致一定程度的通货膨胀。 $p_{\{0|0\}}$ 的值为 0.925410, $p_{\{0|1\}}$ 的值为 0.0941, $p_{\{0|0\}}$ 明显大于 $p_{\{0|1\}}$,即模型在高波动区制不稳定,容易向低波动区制转化。说明高波动阶段,财政政策所导致的通货膨胀为短期效应,长期趋于无效;所以,不需要过多地顾虑积极财政政策带来的通货膨胀效应。

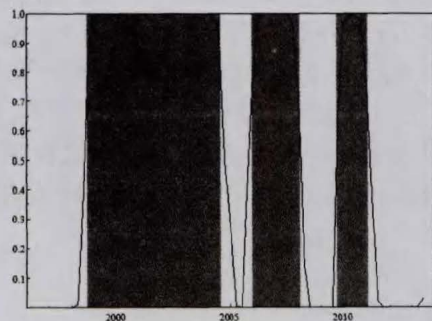


图6 区制1持续期

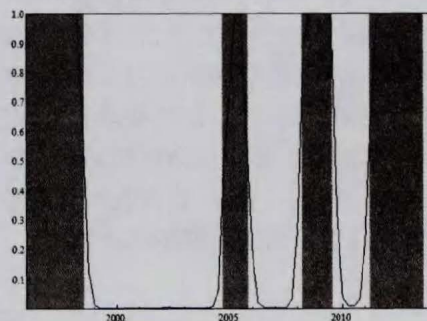


图7 区制2持续期

当经济受到某种冲击处于收缩阶段时,经济无法平稳运行,则经济增长的波动率就会较高;而当经济运行不受干扰,处于平稳或者相对繁荣阶段时,其增长的波动率就会较低。我国的实际情况也确实如此:1998~2002年经济受到冲击,下行压力较大,所以这段时间我国经济增长波动较大,为高波动区制,这期间我国一直采取积极的财政政策,收效良好。2003~2008年经济逐渐恢复平稳,处于相对繁荣的阶段,且经济增长波动率较低,为低波动区制,政策也就随之转化成稳健的财政政策。2008~2010年,美国“次贷危机”席卷全球,中国经济受挫,经济增长大幅度波动,我国及时出台了积极的财政政策应对危机。2011至今,中国经济从危机中走出,下行压力仍然存在,按照分析结果显示,应该配合以积极的财政政策。

四、财政政策作用非对称性的成因

如本文实证结果显示的那样,扩张性财政政策在经济衰退阶段可以推动经济增长且效果显著。相比较来说,紧缩性财政政策不能够很好地给过热的经济降温。但是,为什么会出现财政政策非对称效应,通过分析可以将其成因归纳为如下四种:

第一,源于差异个体在经济周期的不同阶段所产生的预期不一样。一般处于经济萧条或者衰退时期,家庭部门会预期自己可能有减少税收或政府扩大开支的福利,于是,就会支出这部分额外收入,消费刺激了经济的复苏;而在经济过热时期,家庭部门一般不会主动减少消费,这就加剧了经济过热,由此就导致了财政政策实施前的非对称效应。扩张性财政政策和紧缩性财政政策给家庭的预期是不同的,人们更容易受到扩张性财政政策的鼓舞,不容易受到紧缩性财政政策的约束;^[11]从政府部门来看,他们企图刺激经济复苏的愿望一般要比在经济稳定时期维持繁荣的需求更加急切。上述两个角度都导致了财政政策实施后的非对称效应。综上所述,财政政策在经济萧条或衰退时期拉动消费的能力高于经济繁荣时期控制消费的能力。

第二,源于资本市场上存在利率的挤出效应。一般来说,政府支出对居民消费也可能产生引致效应(互补效应),即政府支出的增加会刺激居民消费。但是,政府支出对居民消费也会产生挤出效应(替代效应),即政府一旦扩大开支,就会抑制居民消费以及投资的增长。就是说,尽管扩张性财政政策可以很好地刺激需求,但它也会把原有的资金从本来的预算中挤出,流向其他的领域,从而导致利率上涨,恶化私人投资状况,进而影响财政政策效应的发挥;而紧缩性财政政策不存在挤出效应。从这个角度也加剧了非对称性。

第三,源于现实经济中存在价格粘性和工资刚性。一般来说,大多数企业都有工会组织,工资水平短时间内很难向下变化,因为向下激励会引起员工的消极情绪和悲观预期,所以,工会等部门通常都是向上激励。这就使工资水平在经济繁荣时期更容易随之上涨,而在经济衰退时期没有相应的灵活性,即在萧条时期,工资水平很难随之下调,这就使得扩张性财政政策的效果不会被抵消,而使政策的效果充分发挥作用。综上所述,工资水平对扩张性财政政策更敏感。^[12]

第四,源于政府方面的约束。首先,当经济稳定在增长阶段,政府通常会使税率以很慢的速度增加,在这种情况下,虽然财政收入在初始阶段随GDP的增加而增加,但随后会渐渐恢复初始水平;而在经济收缩期,税率是基本保持不变的。其次,大多数国家和地区的政府部门在经济形势不乐观时期也要遵守平衡预算原则,这就使得政府不能够轻易通过发行国债等方式缓解压力,就是说政府难以从市场上借款和融资,从而限制了这个时期消费的增长;这就要求政府在经济繁荣时期积累一定的盈余为萧条时期做准备,否则,萧条时期政府部门的财政扩张效应会被削弱。我国政府在这一方面与其他国家相比要更为谨慎,加之我国政府在融资方面的限制较少,所以,我国在经济萧条阶段具备刺激经济增长的条件和实力。在上述两种因素的作用下,财政政策在经济萧条时期的张力更大。

五、结论与政策建议

第一,本文通过对GDP和财政支出的趋势分解,以及运用TARCH, EGARCH, C-ARCH模型分析证实

了经济运行过程中财政政策的作用非对称效应的存在,并且紧缩性财政政策对经济的抑制作用小于扩张性财政政策对经济的刺激作用。所以,当经济处于萧条或衰退时期,积极的财政政策效果良好;在经济繁荣阶段,紧缩性财政政策效果欠佳。自金融危机以后,我国的经济增长速度一直处于回落的状态,这使得我国本来比较完整的经济周期模式出现了改变。从增长速度这一方面来看,由于出口量下降、消费需求不足和产能过剩,存在轻微的通货紧缩现象,增长速度在缓慢下降,可以把我国现阶段的经济增长视为一种微收缩阶段,所以,可以优先考虑积极的财政政策,并辅以其他政策。^[13]

第二,本文把导致财政政策作用的非对称效应的因素归结为人们预期形成的非对称性、挤出效应的非对称性、价格调整和政府决策的非对称性,但到底是哪种原因占了主要地位,在目前的研究中找不到清晰的答案和市场标准。当然,由于财政政策非对称效应确实存在,表明导致这种非对称效应的四类因素也在现实经济中发生了作用。根据我国目前的经济形势,工资水平随之下调的可能性很小、我国政府部门与发达国家相比更容易举债,且政府部门刺激经济复苏的愿望很迫切,这就导致了财政政策传导机制比较畅通,这样,财政政策更容易对实际产出产生作用。所以,现阶段采取扩张性财政政策是合适的。

第三,本文基于MS-AR模型划分了高波动和低波动区制,发现高波动区制对应的时期恰好为经济低迷的阶段,而低波动区制对应的阶段恰好为经济运行良好的时期,这与趋势分解的结果相一致。我国在经济增长波动率较高的阶段适合使用积极的财政政策,但要注意不宜长期使用;在经济增长波动率较低的阶段应使用稳健性财政政策。但两种财政政策之间的转化并非易事,问题的关键在于,对宏观经济形势的判断和对转变速度的把握。首先,需要分辨当前经济是处于高波动阶段还是低波动阶段,如果市场的内生动力已经不再依赖扩张性的政策刺激,那么就可以将财政政策转为稳健型。其次,需要把握转变速度。如果政策转变太快,则不够柔和,可能会引起其他经济变量的波动,反而会妨碍经济的复苏;而如果政策转变得不够快,过于拖沓,那么扩张性财政政策的副作用就会被释放出来,增加了通货膨胀风险,甚至可能会使经济再次回落,陷入萧条。

参考文献

- [1] Sorensen B E, Yosha O. Is State Fiscal Policy Asymmetric Over the Business Cycle? [J]. Economic Review - Federal Reserve Bank of Kansas City, 2001, (86).
- [2] Tagkalakis A. The Effects of Fiscal Policy on Consumption in Recessions and Expansions [J]. Journal of Public Economics, 2008, (5).
- [3] 蔡江南. 试论我国周期性和结构性财政赤字 [J]. 财经研究, 1990, (11).
- [4] 刘金全, 梁冰. 我国财政政策作用机制与经济周期波动的相依性检验 [J]. 财贸经济, 2005, (10).
- [5] 郭庆旺, 贾俊雪. 稳健财政政策的非凯恩斯效应及其可持续性 [J]. 中国社会科学, 2006, (5).
- [6] 王立勇, 李富强. 我国相机抉择财政政策效应非对称性的实证研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2009, (1).
- [7] 卞志村, 孙俊. 开放经济背景下中国货币财政政策的非对称效应 [J]. 国际金融研究, 2012, (8).
- [8] 刘金全, 刘兆波. 我国货币政策作用非对称性和波动性的实证检验 [J]. 管理科学学报, 2003, (3).
- [9] 韩蓓. HP 滤波法及其在地区潜在经济增长率测算中的应用 [J]. 经济师, 2009, (1).
- [10] 韩蓓. 北京市潜在经济增长率测算与 HP 滤波平滑参数探讨 [J]. 云南财经大学学报, 2009, (2).
- [11] 张治觉, 吴定玉. 我国政府支出对居民消费产生引致还是挤出效应——基于可变参数模型的分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2007, (5).
- [12] 王立勇, 刘文革. 财政政策非线性效应及其解释——兼论巴罗-格罗斯曼宏观一般非均衡模型在中国的适用性 [J]. 经济研究, 2009, (7).
- [13] 储德银, 童大龙. 中国财政政策对居民消费需求的非对称效应——基于流动性约束视角下一个新的分析框架 [J]. 公共管理学报, 2012, (1).

责任编辑: 蔡 强