

# 我国财政支出不确定性对居民消费影响的实证研究<sup>①</sup>

陈守东<sup>1,2</sup> 杨东亮<sup>2</sup>

(1. 吉林大学数量经济研究中心; 2. 吉林大学商学院)

**【摘要】** 本文建立了我国财政支出增长率对其他宏观经济变量的反应函数, 将财政支出增长率不确定性分解成确定性内生冲击和随机性外生冲击两种来源, 分别用时变参数模型和区制转移模型对二者进行测量, 统计检验发现, 时变参数和区制转移联合模型能够完全捕捉财政支出增长率不确定性特征。利用状态空间模型将我国居民消费增长率分解成长期趋势成分和周期性成分, 考察财政支出增长率两种不确定性对我国居民长期消费增长率的影响, 发现确定性内生冲击与随机性外生冲击导致的财政支出增长率不确定性对其分别具有负向和正向作用。

**关键词** 财政支出 居民消费 不确定性 时变参数和区制转移联合模型  
**中图分类号** F810.45 **文献标识码** A

## Empirical Studies on the Impact of China's Fiscal Expenditure Uncertainty on Household Consumption

**Abstract:** In this paper, we build the reaction function about fiscal expenditure growth rate on other macroeconomic variables, and measure two kinds of uncertainties of fiscal expenditure growth rate respectively which are led by endogenous and exogenous shocks, by time-varying model and switch regime model. Statistics test shows only time-varying model and switch regime union model can fit all uncertainties of fiscal expenditure growth rate. We study the impact of these two uncertainties on trend component of household consumption growth rate. The empirical results show that the uncertainty of fiscal expenditure growth rate led by endogenous and exogenous shocks respectively has negative and positive effect on household consumption of China.

**Key words:** Fiscal Expenditure; Household Consumption; Uncertainty; Time-varying Parameters and Switch Regime Union Model

<sup>①</sup> 本文获得 吉林大学“211 工程”项目、吉林大学经济分析与预测创新基地、教育部重大项目(07JJD790131、08JJD790153)和国家社会科学基金项目(06BJY010)资助。

## 引 言

财政政策作为宏观经济调控的重要手段之一,它与货币政策、汇率政策共同构成了政府进行宏观经济调控的主体。政府财政政策的执行主要是通过调节财政支出、税收和国债三个重要工具变量,调节社会总需求与总供给,达到实现经济增长、稳定物价、促进就业和调整收入分配的总体目标。自凯恩斯主义诞生以来,财政政策就以其显著的经济调控能力广为各国政府采用。然而,20世纪70年代理性预期学派的兴起,使得财政政策有效性成为国内外学者研究的热点问题之一。

改革开放以来,随着我国市场经济体制的确立,我国的宏观经济调控水平渐入佳境,财政政策更是凸显其积极调控作用。然而,长期以来,我国的经济现实是在经济保持快速增长的同时,消费却没有达到其对经济增长应有的贡献,这意味着我国的财政政策有可能是抑制我国居民消费的,阻碍了我国由投资和外贸主导驱动的经济增长路径向消费主导驱动的经济增长路径转变。为了验证这一命题,有必要对我国的财政政策与居民消费的关系进行研究。由于当期财政支出恒等于当期国债发行与当期税收,财政政策的主要工具变量即为财政支出,因此,我们选择从财政支出与居民消费关系的角度进行研究。该研究有利于明确我国财政政策的经济效率与实施效果、有利于深入理解当前我国实施的积极财政政策<sup>①</sup>,因而具有重要的理论意义与现实意义。

### 一、文献综述与研究思路

#### 1. 文献综述

理性预期学派的代表Barro 1974年发表了《政府债券是净财富吗?》一文,该文通过在代际交叠模型中引入跨代利他动机,严格证明了对于给定的政府支出序列,个体通过跨时配置资源使得不同税收及政府债务序列组合下的个体最优消费序列是完全相同的,由此指出政府债务增加只不过是延迟的税收,不影响消费、储蓄和产出等实质经济变量,即政府的债务融资和税收融资是等价的,从而否定了政府债务与税收互换这一政府常用的财政政策措施的作用。Buchanan (1976)指出Barro所提出的这一等价关系是公共财政理论所讨论的一个老问题——发行公债与税收是否等价,李嘉图早已对此进行了分析,并肯定了这一等价关系。随后,学者们把政府通过发行债券和征税对财政赤字进行融资等价的这一命题称之为李嘉图等价定理<sup>②</sup>。如果李嘉图等价定理成立,那么就意味着规模相同的减税与国债发行政策对经济增长是无用的,即政府通过发行债券来替代税收的传统凯恩斯主义扩张性财政政策是无效的。正如Barro (1989)预期的那样,李嘉图等价定理成为一个估计检验财政政策的基准模型,通过对李嘉图等价定理的研究,对可能导致李嘉图等价定理偏离的因素建模分析,能够更好地预期政府财政政策的后果,从而为政府运用财政政策进行宏观调控提供帮助。鉴于李嘉图等价定理对于财政政策的重要意义,国内外学者对此进行了大量的理论研究和广泛的实证检验。

李嘉图等价定理的主要涵义是指税收与公债互换的经济效应中性,因此,从税收与公债

<sup>①</sup> 2008年10月,美国次贷危机逐步恶化,形成了自1929年大衰退以来弥漫于大多数发达资本主义国家最为严重的一次金融危机,鉴于金融与经济的紧密联系,金融危机正向经济危机转化。由于发达国家对整个世界与发展中国家经济的影响,导致我国的经济快速增长势头自东南亚金融危机以来再次面临严峻考验。对此,我国重启积极财政政策,提出了总额为4万亿元的投资计划和扩大国内需求与供给的十项措施与十大产业振兴计划。

<sup>②</sup> Barro (1996)也对政府发行公债与税收等价这一思想进行溯源,指出最早明确表达该思想的是李嘉图。

互换对居民消费的影响角度进行研究是分析检验李嘉图等价定理的一个基本方法。在李嘉图等价定理理论研究方面, Tobin (1980) 和 Barro (1989) 等对李嘉图等价定理成立所依赖的经济环境和个体行为假设进行分析, 假设主要有代际间的转移支付、流动性约束、扭曲税收和不确定性四个方面, 通过分析发现, 李嘉图等价定理成立隐含着的严格假设通常是不现实的, 李嘉图等价定理描述的是一个非常理想的状态。在现实生活中, 不确定性和个体适应性预期是普遍存在的。不确定性和个体渐进学习过程的存在, 主要是因为人类在特定发展阶段对世界认识能力有限和个体有限理性的存在, 导致不能对无限变化、发展、多样性的外部世界给予准确预期这一客观事实。虽然不确定性和个体非理性预期早就引起了学者的关注, 但上述李嘉图等价定理的研究并没有包含不确定性对居民消费的影响, 这一方面是由于理性预期的存在导致不确定性的消失, 另一方面是由于对消费函数形式的特殊设定排除了不确定性效应的影响, 分别可称为完美预见模型和确定性等价模型。当把不确定性这一个体面临的现实微观基础特征构造在个体消费模型中后, 学者们发现李嘉图等价定理不再成立。Blanchard (1985) 在不确定寿命的无穷期框架下研究指出, 由于个体寿命的不确定, 使得个体面临的有效贴现率和有效利率增大, 政府发行债券而相应增加的未来税收现值小于个体预期, 从而政府的债务与税收互换能够刺激个体的当期消费水平。Feldstien (1988) 通过建立代际交叠模型对个体收入的不确定性进行研究, 指出由于个体低收入的存在, 可能导致部分家庭代际间利他转移支付的消失, 这违背了 Barro 推导李嘉图等价定理的核心假设。Strawczynski (1995) 对 Feldstien 研究进行了扩展发现, 政府的代际间转移支付行为是非中性的。Carroll (2001) 对个体收入不确定性进行深入研究发现, 由于抽象掉了不确定性的作用, 传统的消费生命周期假说、永久收入假说和随机游走假说都不能合理地解释个体消费行为, 因此基于这些消费理论的李嘉图等价定理研究也是不可靠的。

在李嘉图等价定理实证检验方面, Feldstein (1982) 构建了一个线性模型对李嘉图等价定理的成立进行实证检验, 实证结果表明除政府的转移支付系数显著外, 满足李嘉图等价定理成立所要求的其他约束。Seater (1985) 指出该模型忽略了边际税率和经济周期不同阶段对个体消费的影响, 转移支付系数显著的一个可能原因是, 它与经济周期变量或者边际所得税率密切相关, 作为它们的代理变量进入模型导致估计系数显著。基于消费永久收入假说, Seater 构建了一个更加完整的检验模型, 实证检验结果较好地支持了李嘉图等价定理的成立。Aschauer (1985) 在无穷期框架下, 通过预算约束个体消费跨期优化的一阶条件获得消费的欧拉方程, 并结合理性预期假设建立联立方程对李嘉图等价定理进行实证研究, 实证结果支持了在理性预期条件下李嘉图等价定理成立, 并且还发现政府对私人消费的替代效应较弱<sup>①</sup>。事实上, 个体消费行为理论在为实证检验李嘉图等价定理提供重要建模基础的同时, 基于不同的个体消费理论所建立的实证模型, 对检验结果有很大程度的影响, 甚至决定了检验结论。Modigliani (1954) 和 Friedman (1957) 将个体消费的即期决策推广到跨期决策, 分别提出了消费生命周期假说和永久收入假说。这两种消费理论诞生后, 相当长的一段时期它们成为西方消费理论的主流观点。Hall (1978) 在卢卡斯批判的基础上, 把理性预期方法应用于消费行为理论, 融合了消费生命周期假说和永久收入假说, 提出了随机游走消费假说。基于这些消费假说的李嘉图等价定理实证研究, 都支持了李嘉图等价定理的成立。Leland (1968) 发现当个体消费效用函数的一阶导数为凸函数时, 未来收入不确定的上升会提

① 该研究成为实证研究财政支出水平与居民消费关系的理论基础之一, 具体应用可见温娇秀 (2007)。

高未来消费的预期边际效用,从而导致居民增加储蓄,不确定性的存在将会导致个体比确定性条件下消费的更少,此称为个体消费的预防性储蓄假说。Carroll(2001)融合了个体预防性储蓄假说和消费永久收入假说,指出个体消费永久收入假说与完美预见或者确定性等价模型有着显著区别,进一步强调了Friedman(1963)在《消费函数理论》一书中对永久收入假说本义的阐述。显然,基于包含不确定性的个体消费理论的实证研究,将不再支持李嘉图等价定理的成立,这也就意味着政府债务与税收互换这一政府常用的财政政策措施对居民消费具有正向的积极作用。

既然在不确定性条件下,政府债务与税收互换这一政府财政政策措施是有效的,那么,我们有必要考察政府财政政策措施——财政支出规模调整的有效性,及其对居民消费的影响,即对财政支出波动(不确定性)与居民消费的关系进行研究。

在对我国财政支出不确定性与居民消费关系进行研究之前,有必要了解我国居民的消费行为特征,这里,我们通过综述国内学者对我国居民实际消费行为的理论阐释来完成这一工作。袁志刚和宋铮(1999)研究指出,我国转轨时期的城镇居民收入,不确定性和分配差距的扩大是中国城镇居民储蓄倾向上升、消费倾向下降的一个重要原因;预防性储蓄和流动性约束能够较好地解释该时期居民消费倾向下降和消费需求疲软的现状。万广华等(2001)研究指出,确定性因素和流动性约束型消费者所占比例的变化能在很大程度上解释改革后中国居民消费行为的演变。朱春燕和臧旭恒(2001)对预防性储蓄理论和消费函数的新进展进行了全面综述,指出理论研究和经验研究都不能在不确定性和财富之间建立简单而一致的关系,尽管大多数研究认为预防性储蓄是存在的,但其重要程度仍没有一致公认的判断。朱国林等(2002)指出,预防性储蓄和收入分配不均、高收入阶层的消费倾向太低和遗赠储蓄倾向太高、绝大部分农民和小部分城镇低收入者的预防性储蓄倾向较高,导致总体上消费倾向较低,是引起总消费不振的重要原因。宋冬林等(2003)利用时变参数模型和1978~2000年我国城镇居民消费年度数据,对经济转轨时期的我国居民消费的过度敏感性进行实证检验,实证结果表明我国城镇居民的消费行为存在明显的过度敏感性,研究指出不确定性引发的粘性预期、远期和理念上的流动性约束、非理性和非生命周期行为的作用,促发了居民消费的过度敏感性特征。刘金全等(2003)采用条件异方差模型来描述和分析预防性储蓄动机,研究发现,我国居民储蓄当中具有显著的预防性储蓄成分,未来预期收入也存在显著的不确定性。罗楚亮(2004)利用中国社会科学院经济研究所收入分配课题组1995年、1999年及2002年的城镇住户调查数据,分析收入不确定性、失业风险、医疗支出不确定性及教育支出等因素对城镇居民消费行为影响,研究发现这些不确定性因素对城镇居民消费水平具有显著的负效应。

由上述国内研究可知,我国居民存在着预防性储蓄行为,不确定性对我国居民消费具有重要影响,同时我们还发现,目前国内关于财政支出不确定性与居民消费关系的研究相对不足,尤其是还没有实证研究。考虑到我国财政政策对经济增长和个体收入的重要影响,作为财政政策的主要措施,财政支出的波动(不确定性)将通过多个渠道对我国居民消费产生重要影响。因此,我国的财政政策在现实中是有效的,基于此,我们有必要对我国财政支出不确定性与居民消费关系进行实证研究,该研究不仅具有合理的现实依据,还具有重大的理论价值,体现在有利于检验我国财政政策的作用与实施效果,弥补确定性条件下考察财政支出水平与居民消费关系的不足,更加清晰准确地揭示和认识政府财政支出与居民消费关系,进而判断我国财政政策对居民消费的影响。

## 2. 研究思路

由于测量政府财政支出不确定性存着一定的困难,国内外关于政府财政支出不确定性对居民消费影响的研究尚少。这里我们借鉴 Kim (1993) 对通货膨胀不确定性的研究方法,对政府财政支出不确定性进行测量。基于政府财政政策和政策的制定实施特征,我们认为政府财政支出不确定性主要产生于两个方面:一是由于宏观经济环境变化导致政府财政政策的被动改变,如因为政府对财政政策目标的轻重取舍发生改变,或者因为政府对宏观经济形势的认识发生改变,而导致财政支出对其他宏观经济变量的反应是不稳定的,此种财政支出不确定性的产生完全来自已发生的宏观经济环境变化,是确定性内生冲击导致的;二是由于时刻可能发生的随机外生冲击,导致政府财政支出不确定<sup>①</sup>。具体的测量步骤是:首先,我们建立财政支出增长率对其他宏观经济变量的反应函数;其次,通过引入时变参数模型来刻画内生冲击导致的财政支出增长率不确定性,引入区制转移模型来刻画外生冲击导致的财政支出增长率不确定性,并基于拉格朗日乘数统计量对模型的标准残差进行自相关和异方差检验,判断我国财政支出增长率不确定性产生的来源;最后,利用时变参数和区制转移的联合模型对我国两种冲击产生的财政支出增长率不确定性同时进行测量。

在居民消费的测量上,由于我国居民消费数据采集频率过小,我们采用社会消费品零售总额增长率作为居民消费增长率的代理变量。在具体实证研究时,我们利用状态空间模型将我国居民消费增长率分解成长期趋势成分和周期性成分,并着重考察财政支出增长率两种不确定性对我国居民长期消费增长率的影响。

## 二、财政支出不确定性的测量模型

财政支出不确定性的产生来源主要有两个,一是确定性的内生冲击,二是随机性的外生冲击。依据两种冲击的各自特征,我们发现财政支出对第一种冲击的反应表现在模型参数的不稳定性上,时变系数模型对此有较好的刻画;对第二种冲击的反应表现在模型拟合残差方差的离散规模上,马尔科夫区制转移模型对此有较好的刻画。因此,财政支出两种不确定性的大小可分别由时变系数模型和区制转移模型进行测量,若财政支出增长率两种不确定性都显著存在,那么,可利用时变系数和区制转移的联合模型进行测量。下面,我们给出三个测量模型的基本形式和具体估计方法。

### 1. 时变系数的模型

Harvey (1981) 把卡尔曼滤波引入到经济学研究中,通过预测误差的分解成分获得极大似然估计,并对时变参数模型进行估计。时变参数模型的基本形式及其状态空间表示如下:

$$Y_t = H_t \beta_t + e_t \quad (1)$$

$$\beta_t = \mu_t + F_t \beta_{t-1} + v_t \quad (2)$$

$$\begin{pmatrix} e_t \\ v_t \end{pmatrix} \sim N \left( 0, \begin{pmatrix} R_t & 0 \\ 0 & Q_t \end{pmatrix} \right)$$

其中,  $\beta_t$  为  $k \times 1$  维不可观测向量,即时变系数,  $H_t$  为联接可观测向量  $Y_t$  和  $\beta_t$  的  $n \times k$  维矩阵。式 (1) 是状态空间表示中的量测方程,式 (2) 是状态方程。应用卡尔曼滤波可对

<sup>①</sup> 此种分解处理不确定性的思想灵感来自于 Harrison 和 Stevens (1976) 提出的个体不确定性产生来源。

不可观测成分进行推断<sup>①</sup>，卡尔曼滤波由预测和更新两部分构成，方程分别是：

$$\beta_{t|t-1} = F\beta_{t-1|t-1} \tag{3}$$

$$P_{t|t-1} = FP_{t-1|t-1}F' + Q \tag{4}$$

$$\eta_{t|t-1} = y_t - y_{t|t-1} = y_t - H_t\beta_{t|t-1} \tag{5}$$

$$f_{t|t-1} = E[\eta_{t|t-1}^2] = H_tP_{t-1|t-1}H_t' + R \tag{6}$$

$$\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + P_{t|t-1}H_t'f_{t|t-1}^{-1}\eta_{t|t-1} \tag{7}$$

$$P_{t|t} = (I - P_{t|t-1}H_t'f_{t|t-1}^{-1}H_t)P_{t|t-1} \tag{8}$$

其中， $P_{t|t}$ 和 $P_{t|t-1}$ 是时变参数 $\beta_{t|t}$ 和 $\beta_{t|t-1}$ 的协方差阵。 $H_tP_{t-1|t-1}H_t'$ 可以看做是时变系数导致的不确定性成分。由式(3)~式(8)可得到极大似然函数等价形式：

$$L(\theta|Y_T) = (2\pi)^{-\frac{T}{2}} \prod_{t=1}^T f_{t|t-1}^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \eta_{t|t-1}' f_{t|t-1}^{-1} \eta_{t|t-1}\right) \tag{9}$$

继而可得到参数的极大似然估计。

### 2. 区制转移模型

Quandt (1972) 发现样本期内模型参数可能会随时间出现结构性变化，区制转移模型的状态变量可对样本期内模型参数的这种结构性变化进行刻画，并对区制状态独立下的区制转移模型进行了研究。Goldfeld 和 Quandt (1973) 通过引入马尔科夫链，把区制转移模型扩展成区制状态相依的情形。Hamilton (1989) 开创性的应用研究引起了学者对状态相依马尔科夫区制转移模型的广泛关注，该模型的一个基本形式如下：

$$y_t = H_t\beta_t + e_t \quad e_t \sim N(0, \sigma_{s_t}^2) \tag{10}$$

其中， $s_t$  是未知的，表示  $t$  时刻状态是 0 或 1 的区制状态变量， $\sigma_{s_t}^2 = \sigma_0^2(1-s_t) + \sigma_1^2s_t$ 。若  $s_t$  是一阶马氏链，则极大似然函数为：

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln\left(\sum_{s_t=0}^1 f(y_t | s_t, \psi_{t-1}) \Pr[s_t | \psi_{t-1}]\right) \tag{11}$$

其中，对于  $s_t$  的演化过程，可由 Hamilton 滤波获得，具体地，给定  $pr[s_{t-1}=i | \psi_{t-1}]$ ，区制概率预测方程为：

$$pr[s_t = j | \psi_{t-1}] = \sum_{i=0}^1 pr[s_t = j, s_{t-1} = i | \psi_{t-1}] = \sum_{i=0}^1 pr[s_t = j | s_{t-1} = i] pr[s_{t-1} = i | \psi_{t-1}] \tag{12}$$

区制概率更新方程为：

$$\begin{aligned} pr[s_t = j | \psi_t] &= pr[s_t = j | \psi_{t-1}, y_t] = \frac{f(s_t = j, y_t | \psi_{t-1})}{f(y_t | \psi_{t-1})} \\ &= \frac{f(y_t | s_t = j, \psi_{t-1}) pr[s_t = j | \psi_{t-1}]}{\sum_{j=0}^1 pr[y_t, s_t = j | \psi_{t-1}]} \end{aligned} \tag{13}$$

由式(11)~式(13)可得到参数的极大似然估计和区制状态的预测与滤波概率。

<sup>①</sup> 该部分模型形式与具体估计方法可参见 Kim 和 Nelson (1998)。

### 3. 时变参数和区制转移联合模型

时变参数和区制转移联合模型是一种更为复杂的非线性模型, Kim (1993) 利用该模型对货币增长率的不确定成分进行分解, 该模型的基本形式如下:

$$Y_t = H_{s_t} \beta_t + e_{s_t} \quad (14)$$

$$\beta_t = \mu_{s_t} + F_{s_t} \beta_{t-1} + v_t \quad (15)$$

$$\begin{pmatrix} e_t \\ v_t \end{pmatrix} \sim N \left[ 0, \begin{pmatrix} R_{s_t} & 0 \\ 0 & Q_{s_t} \end{pmatrix} \right] \quad (16)$$

其中,  $H_{s_t}$ 、 $F_{s_t}$ 、 $R_{s_t}$ 、 $Q_{s_t}$  表示矩阵内某些参数依赖于不可观测的  $M$  状态马尔科夫区制转移变量  $s_t$ ,  $s_t$  是离散取值的。此时, 卡尔曼滤波的预测和更新方程分别是:

$$\beta_t^j | \psi_{t-1} = F_j \beta_{t-1}^i | \psi_{t-1} \quad (17)$$

$$P_t^{ij} | \psi_{t-1} = F_j P_{t-1}^{ij} | \psi_{t-1} F_j' + Q_j \quad (18)$$

$$\eta_t^i | \psi_{t-1} = y_t - y_t^i | \psi_{t-1} = y_t - H_j \beta_t^i | \psi_{t-1} \quad (19)$$

$$f_t^i | \psi_{t-1} = H_j P_t^{ij} | \psi_{t-1} H_j' + R_j \quad (20)$$

$$\beta_t^i | \psi_t = \beta_t^i | \psi_{t-1} + P_t^{ij} | \psi_{t-1} H_j' (f_t^i | \psi_{t-1})^{-1} \eta_t^i | \psi_{t-1} \quad (21)$$

$$P_t^{ij} | \psi_t = (I - P_t^{ij} | \psi_{t-1} H_j' (f_t^i | \psi_{t-1})^{-1} H_j) P_t^{ij} | \psi_{t-1} \quad (22)$$

其中,  $\beta_t^i | \psi_{t-1} = E[\beta_t | s_t = j, s_{t-1} = i, \psi_{t-1}]$ , 此时对  $\beta$  的预测不仅依赖于信息集  $\psi_{t-1}$ , 还依赖于区制变量  $s_t$  和  $s_{t-1}$ 。  $\beta_t^i$  和  $P_t^{ij}$  可以由下式获得:

$$\beta_t^i = \frac{\sum_{j=1}^M \Pr[s_t = j, s_{t-1} = i | \psi_t] \beta_t^j | \psi_t}{\Pr[s_t = j | \psi_t]}$$

$$P_t^{ij} = \frac{\sum_{i=1}^M \Pr[s_t = j, s_{t-1} = i | \psi_t] [P_t^{ij} | \psi_t + (\beta_t^i | \psi_t - \beta_t^j | \psi_t)(\beta_t^i | \psi_t - \beta_t^j | \psi_t)']}{\Pr[s_t = j | \psi_t]}$$

由此, 可得极大似然函数:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \left( \sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^M f(y_t | s_t, s_{t-1}, \psi_{t-1}) \Pr[s_t, s_{t-1} | \psi_{t-1}] \right) \quad (23)$$

区制概率预测与更新方程同式 (12) 和式 (13) 相似。若只有  $R_{s_t}$  依赖于区制变量, 那么, 式 (20) 表明在区制  $s_t$  和  $s_{t-1}$  条件下,  $y_t$  的不确定性可分解为由时变参数条件异方差部分 ( $H_j P_t^{ij} | \psi_{t-1} H_j'$ ) 和随机项异方差部分 ( $R_j$ ), 再对其以区制状态概率为权重加权求和, 可得到剔除区制状态影响的时变参数异方差  $f_{1t}$  和区制转移的随机异方差  $f_{2t}$ 。由此可同时测定财政支出 ( $y_t$ ) 两种不同来源的不确定性。

## 三、变量选取和财政支出增长率不确定性测量

### 1. 变量选取与样本数据

本文所选数据样本期为 1990 年 1 月至 2008 年 8 月, 包括财政支出、财政收入、月度同比消费价格指数、月度同比工业增加值增长率、社会消费品零售总额, 数据均来自锐思数据库和中国国家统计局。

通过整理获得月度同比财政支出增长率 ( $\Delta G$ ), 财政收入增长率 ( $\Delta T$ ), 社会消费品零售总额增长率 ( $E$ ) 的实际值<sup>①</sup>。这里, 我们分别把消费价格指数、工业增加值增长率 ( $IO$ ) 和社会消费品零售总额增长率看做是通货膨胀 ( $\pi$ )、经济产出和居民消费增长率的代理变量。

### 2. 财政支出增长率不确定性测量

根据财政政策目标, 可以把财政支出增长率看做是对财政收入、通货膨胀和经济产出等变量增长率的反应函数。若考虑内生冲击的时变系数特性和外生冲击的区制特性, 我们可以建立时变参数和区制转移联合模型如下:

$$\Delta G_t = \beta_{0t} + \beta_{1t} \Delta T_{t-1} + \beta_{2t} \pi_{t-1} + \beta_{3t} IO_{t-3} + \beta_{4t} \Delta G_{t-3} + e_t \quad (24)$$

$$\beta_{it} = \beta_{i,t-1} + v_{it}, \quad v_{it} \sim N(0, \sigma_{v_{it}}^2) \quad (25)$$

$$e_t \sim N(0, \sigma_{e_t, s_t}^2), \quad \sigma_{e_t, s_t}^2 = \sigma_0^2 (1 - s_t) + \sigma_1^2 s_t, \quad \sigma_1^2 < \sigma_0^2 \quad (26)$$

$$\Pr [s_t = 1 | s_{t-1} = 1] = p_{11}, \quad \Pr [s_t = 0 | s_{t-1} = 0] = p_{00} \quad (27)$$

式 (24) 即为财政支出增长率的反应函数, 在此函数中, 财政收入等自变量均在时间上领先于财政支出增长率, 可以通过自变量与财政支出增长率的交叉相关系数来确定具体的领先期数。由表 1 可知, 当财政收入、通货膨胀、经济产出和财政支出自身在时间上分别领先于财政支出 1、1、3 和 3 期时, 与财政支出的相关系数达到最大, 显示出财政支出对其他变量的反应存在着一定的时滞。

表 1 财政收入增长率与财政收入等自变量的交叉相关系数

	财政收入增长率	通货膨胀	工业增加值增速	财政收入增长率
$t=1$	0.1827	-0.2720	-0.1834	-0.0312
$t=2$	0.1609	-0.2710	-0.1125	0.0860
$t=3$	0.0228	-0.2582	-0.2027	0.0902
$t=4$	0.0629	-0.2646	-0.0886	0.0828
$t=5$	0.0286	-0.2582	-0.1217	0.0009

注:  $t=1$  表示领先 1 期, 以此类推。

式 (25) 表示时变反应系数是一个无漂移项的随机游走过程。Robert 和 Watson (1987) 指出, 若模型结构的变化来自于个体在新信息到达时对状态估计的调整, 那么时变系数应该是一个单位根过程。式 (26) 和式 (27) 表示外生冲击波动程度, 即方差规模是一个两状态的离散值, 该离散变量由马尔科夫区制转移过程控制。下面, 我们分别利用本文第二部分的不确定性测量模型对我国财政支出增长率的不确定性进行测量。

(1) 只考虑确定性内生冲击的时变参数特征。我们对确定性内生冲击下的财政支出增长率不确定性进行测量, 通过对式 (24) 和式 (25) 组成的时变参数模型进行估计, 我们得到如下模型参数估计结果和时变参数变化路径<sup>②</sup>。

① 由于采用同比增长率, 这里没有进行季节调整。

② 所有模型估计均利用 Gauss8.0 软件获得, 所用程序部分来自于 Kim 教授的个人网页, 部分基于 Kim 的思想进行了编译, 这里, 对 Kim 教授表示深深的感谢。其中, 我们对模型初值的选择进行了合理假定, 为防止似然函数局部极值的出现, 我们进行了大量的实验。



表 2 时变参数模型系数估计结果

	$\sigma_e$	$\sigma_{v1}$	$\sigma_{v2}$	$\sigma_{v3}$	$\sigma_{v4}$	$\sigma_{v5}$
参数值	0.1	0.1	0.1102	0.0599	0.0259	0.1
标准差	0.0365	0	0.0051	0.0138	0.0023	0.0017

由表 2 可知,模型参数估计值与标准差显示出模型中各参数均显著,即在财政支出增长率反应函数中,刻画宏观经济环境的已发生宏观经济变量,财政收入、通货膨胀、经济产出和财政支出滞后的确定性冲击均对财政支出增长率具有时变效应。并且,财政支出增长率对财政主动支出、财政收入、财政支出滞后和单一规模外生冲击反应的波动程度更为强烈,参数时变标准差达到了 0.1,而对通货膨胀和经济产出冲击反应的波动程度较为平缓。

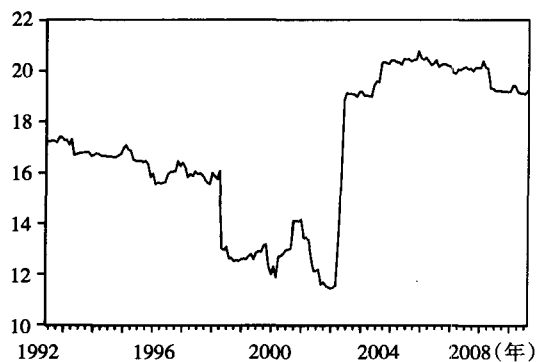


图 1 财政主动支出时变路径

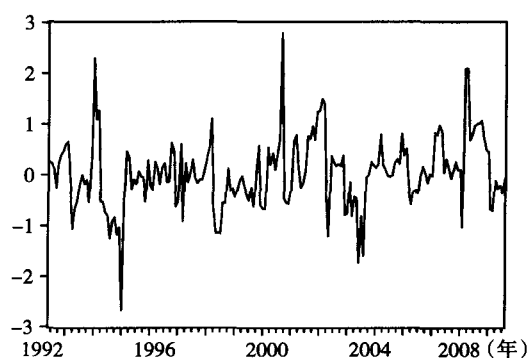


图 2 财政收入增长率系数时变路径

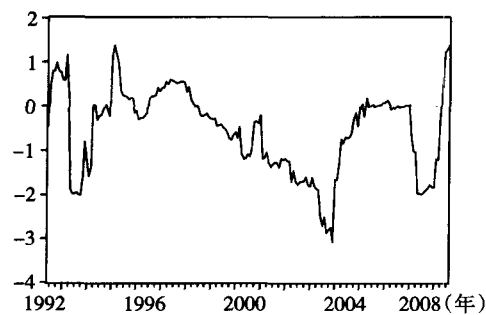


图 3 对通货膨胀系数时变路径

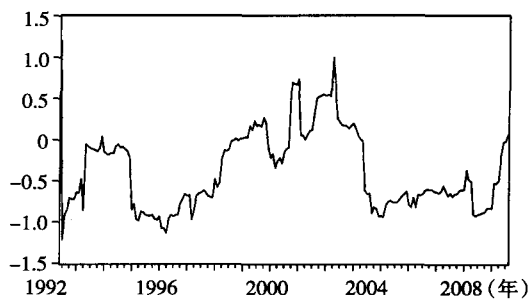


图 4 经济产出增速系数时变路径

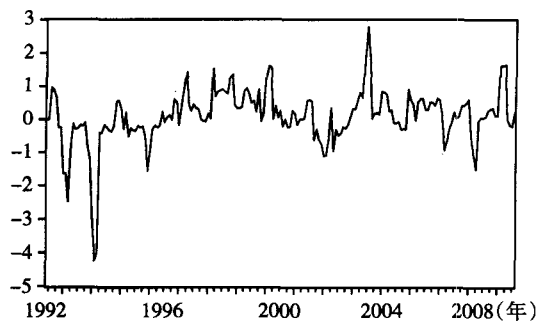


图 5 对自身滞后系数时变路径

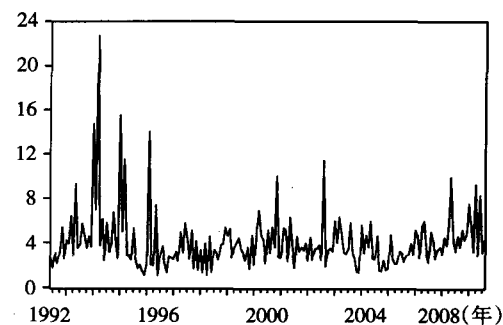


图 6 财政支出增长率波动时变路径

图1~图5为式(24)中各自变量反应系数的时变路径。其中,图1表明我国财政主动支出增长率在1998年以前在17%左右,1998~2002年,下降到13%左右,2002年至今,上升到20%左右。图2和图5表明财政支出增长率对财政收入增长率和其自身滞后的反应系数大多数为正,表现出正相关关系,图3和图4表明财政支出增长率对通货膨胀和经济产出增速的反应系数大多数为负,表现出负相关关系。

图6是时变参数模型下财政支出增长率波动的时变路径,该图形显示出在1996年以前财政支出增长率的波动较为剧烈,随后波动较为平缓。为检验模型拟合的优劣,对模型的标准残差的水平序列和平方序列进行相关性检验,发现在5%水平上显著拒绝不相关的原假设,这表明时变系数模型不足以捕捉财政支出增长率全部的异方差波动,即确定性内生冲击不是财政支出增长率不确定性的唯一来源。

(2)只考虑随机性外生冲击的区制转移特征。对满足离散区制状态下的随机外生冲击导致的财政支出增长率不确定性进行测量,通过对式(24)、式(26)和式(27)组成的区制转移模型进行估计,得到模型参数估计结果和外生冲击的区制转移概率图。

表3 区制转移模型系数估计结果

	$p_{00}$	$p_{11}$	$\sigma_{e,0}$	$\sigma_{e,1}$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$
参数值	0.5558	0.9003	8.2582	27.2039	15.7509	0.1469	-0.6177	-0.2261	0.0666
标准差	0.1703	0.0423	0.7148	4.5548	2.5812	0.0468	0.1524	0.1734	0.0482

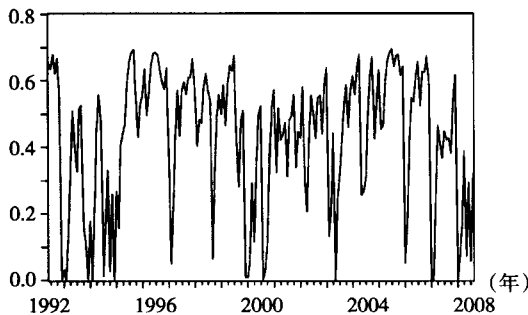


图7 高波动区制滤波概率

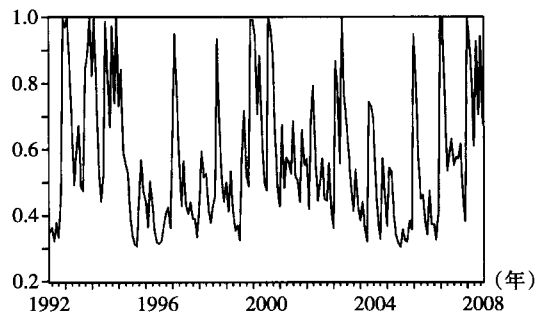


图8 低波动区制滤波概率

图7和图8表明我国财政支出增长率在大多数时期遭受到剧烈波动的外生冲击,即外生冲击的方差规模较大,持续期约为10个月( $1/(1-p_{11})$ ),而遭受方差规模较小的外生冲击时期较少,该区制的持续期仅为2~3个月。

图9是在区制转移模型下财政支出增长率的时变波动路径,其明显大于时变参数模型下的财政支出增长率的波动水平。进一步检验此模型标准残差的水平序列和平方序列的相关性发现,水平序列不相关,而平方序列显著相关,这表明区

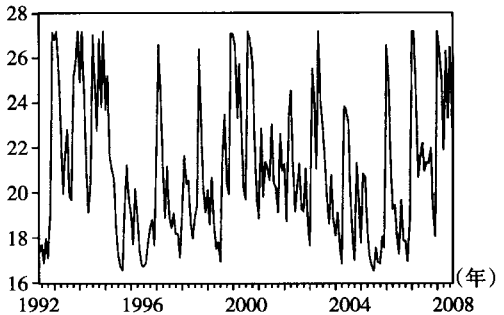


图9 财政支出增长率时变波动路径

制转移模型同时变系数模型一样，单独使用不足以捕捉财政支出增长率全部的不确定性，即随机外生冲击不是财政支出增长率不确定性的唯一来源。

(3) 同时考虑确定性内生冲击的时变参数特征与随机性外生冲击的区制转移特征。对确定性内生和随机外生冲击下的财政支出增长率不确定性同时进行测量，通过对式(24)至式(27)进行估计，我们得到模型参数估计结果和财政支出增长率不确定性成分结构图。

表 4 时变参数区制转移模型系数估计结果

	$\hat{\rho}_{00}$	$\hat{\rho}_{11}$	$\sigma_{\varepsilon,0}$	$\sigma_{\varepsilon,1}$	$\sigma_{v1}$	$\sigma_{v2}$	$\sigma_{v3}$	$\sigma_{v4}$	$\sigma_{v5}$
参数值	0.9137	0.5963	27.6442	7.8498	0.1181	0.0000	0.0821	0.0381	0.0000
标准差	0.0348	0.1411	4.5232	0.6849	0.1688	0.0004	0.0894	0.0318	0.0000

对时变参数和区制转移联合模型估计获得的标准残差水平序列和平方序列进行相关性检验发现，其均不相关。这表明时变参数和区制转移联合模型能够较好地捕捉财政支出增长率全部的不确定性，即财政支出增长率的不确定性来源于确定性内生冲击和随机外生冲击。

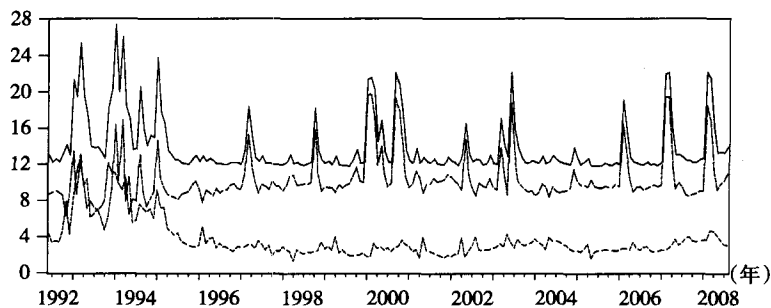


图 10 财政支出不确定性成分

图 10 给出了财政支出增长率的两种不确定性成分，其中，中间的长虚线是随机外生冲击导致的不确定性成分，下边的短虚线是内生冲击导致的不确定性成分，上边的实线是两种不确定性的和，为财政支出增长率总的不确定性。图 10 表明在 1994 年以前，确定性内生冲击和随机外生冲击导致的财政支出增长率不确定性成分基本相等，随后内生冲击导致的不确定性成分逐渐下降，约为随机外生冲击导致的不确定性成分的 1/3。这反映了随着 1994 年我国市场经济体制的确立，我国同世界经济的联系更加紧密、遭受的随机外生冲击更加显著，并且波动剧烈，如 1998 年开始的东南亚金融危机、2003 年的“非典”影响，以及 2007 年和 2008 年的世界能源与资产价格泡沫的冲击影响；同时，随着我国市场经济体制的不断完善，我国宏观经济调控能力也不断提高，使得我国财政政策能够积极快速地应对这些外生冲击的影响，由图 10 我们还可以看出在有显著外生冲击的时期，我国财政支出增长率具有敏感的变化。

#### 四、财政支出不确定性与居民消费关系

在获得财政支出增长率两种不确定性成分后，我们对我国财政政策与我国居民消费的关系进行实证研究。这里，我们借鉴 Hall 和 Mishkin (1982) 将居民收入分解成遵循随机游走的长期趋势成分和周期性成分的做法，把我国居民消费增长率相应地分解成长期趋势和周

期变化两个部分，并分别看做我国居民消费的长期增长率和暂时性变化。在利用状态空间模型分解居民消费增长率的同时，我们把财政支出增长率的两种不确定性成分引入到模型中，具体的模型构造如下：

$$E_t = T_t + C_t \tag{28}$$

$$T_t = T_{t-1} + a_1 f_{1t} + a_2 f_{2t} \tag{29}$$

$$C_t = \phi_1 C_{t-1} + \phi_2 C_{t-2} + \delta \eta_t |_{t-1} + u_t \quad u_t \sim iidN(0, \sigma_u^2) \tag{30}$$

其中，式（29）考察财政支出增长率不确定性成分对居民消费长期增长率的冲击影响， $a_1$  和  $a_2$  分别表示内生冲击和随机外生冲击导致的不确定性成分的影响。式（30）考察财政支出增长率预测误差对居民消费暂时性变化成分的冲击影响。对模型进行估计得到参数估计结果，以及财政支出增长率不确定性成分的冲击规模和居民消费长期增长率对财政支出增长率不确定性冲击的反应图形。

表5 不确定性对消费影响模型的系数估计结果

	$\sigma_u^2$	$a_1$	$a_2$	$\delta$	$\phi_1$	$\phi_2$
估计值	2.6006	-0.0245	0.0108	0.0049	0.5363	0.1702
标准差	0.1318	0.0094	0.0035	0.0130	0.0714	0.0714

表5表明，内生冲击导致的财政支出增长率不确定性成分对居民消费长期增长率有显著的负向冲击（ $a_1 = -0.0245$ ），而随机外生冲击导致的不确定性成分对居民消费长期增长率有显著的正向冲击（ $a_2 = 0.0108$ ），财政支出增长率预测误差对居民消费增长率周期性成分的冲击不显著（ $\delta = 0.0049$ ）。事实上，这一实证结果与不确定条件下的居民消费行为理论相一致。由时变参数和区制转移联合模型可知，基于当前对未来财政支出增长率变化的预测为：

$$\begin{aligned} \Delta G_{t+1|t} &= H_t \beta_{t+1|t} = H_t \beta_t |_{t-1} \\ &= H_t \beta_t |_{t-1} + (1 + \Delta H_t (H'_{t-1} H_{t-1})^{-1} H'_{t-1}) H_{t-1} P_t |_{t-1} H'_{t-1} f_t |_{t-1}^{-1} \eta_t |_{t-1} \\ &= H_t \beta_t |_{t-1} + (1 + \Delta H_t (H'_{t-1} H_{t-1})^{-1} H'_{t-1}) \frac{f_{1t}}{f_{1t} + f_{2t}} \eta_t |_{t-1} \end{aligned} \tag{31}$$

式（31）表明，随着内生冲击导致的不确定性  $f_{1t}$  的增加，新信息  $\eta_t |_{t-1}$  的价值增加，如果个体是贝叶斯主义者，未来不确定性增强导致的个体预防性储蓄行为将会减少个体消费，因而内生冲击导致的财政支出增长率不确定性对居民消费长期增长率具有负向影响。相反，随着外生冲击导致的不确定性成分  $f_{2t}$  的增加，新信息的价值下降，由此降低个体的预防性储蓄偏好，增加个体消费，外生冲击导致的财政支出增长率不确定性对居民消费长期增长率具有正向影响。从财政支出增长率不确定性来源的角度，我们同样可以得到合理的解释。内生冲击导致我国财政支出增长率的不确定性，是我国财政政策的自我调整，对于政府而言，内生冲击是确定性冲击，但是，对于居民而言，居民并不能迅速理性预期到政府财政政策自我调整的整个过程和最终状态，因此，加大了居民的不确定性和预防性储蓄水平，对我国居民消费长期增长不利。而外生冲击导致的我国财政支出增长率的不确定性，却是我国财政政策在面临外部冲击时的积极应对对于政府而言，外生冲击是随机性冲击，但是对于居民而

言,居民能够迅速感受到外生冲击的威胁,并受益于我国所采取的财政的积极应对政策。因此,外生冲击不仅没有增大我国居民的不确定性和预防性储蓄水平;相反,由于我国财政政策的积极应对,我国的经济增长和居民消费得到进一步保障,从而有利于我国居民消费长期增长率的提高。

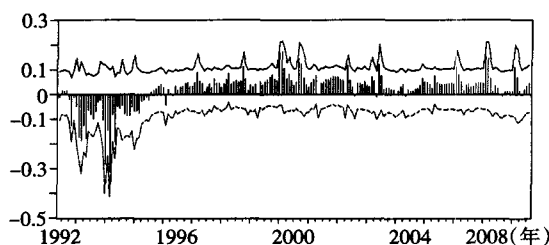


图 11 不确定性成分冲击规模

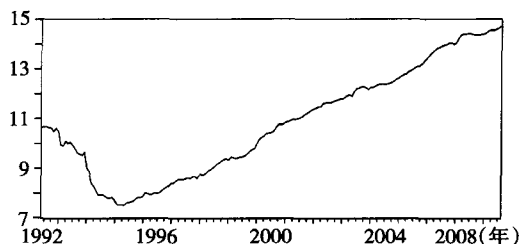


图 12 居民消费长期增长率

图 11 给出了财政支出增长率两种不确定性成分冲击的规模大小,下边的虚线为时变参数导致的不确定性成分的负向冲击,上边的实线为随机外生冲击导致的不确定性成分的正向冲击,中间 0 轴部分为总冲击。图 11 表明在 1994 年以前,我国财政支出增长率总不确定性成分对我国居民消费长期增长率有一个负向的冲击,随后冲击为正,除在个别年份正向冲击较大外,大部分时期正向冲击平稳。1994 年以前,由于我国正处于经济体制转轨的初期,众多体制内的问题需要解决,价格转轨、短缺经济和投资冲动等众多因素,导致我国经济出现较高水平通货膨胀,而此时我国进行宏观经济调控的经验和能力均十分有限,因此我国居民消费长期增长率受到一个大的负向冲击。

图 12 是我国居民消费长期增长率变化,表明在 1994 年以前,我国居民消费长期增长率呈下降趋势,随后逐渐上升,目前的消费同比增长率接近 15%。

## 五、基本结论与启示

通过上述研究,我们得到如下研究结论。

第一,通过对财政政策与居民消费关系的国外文献进行综述,我们发现在不确定性条件下,政府债务与税收互换这一政府财政政策措施是有效的,其对居民消费具有正向的积极作用。通过综述国内学者关于我国居民实际消费行为的理论阐释,发现不确定性对我国居民消费具有重要影响,而我国财政支出不确定性通过多个渠道对我国居民消费产生重要影响,因此,我国财政政策在现实中应是有效的。

第二,基于政府财政政策目标和政策的制定实施特征,我们把财政支出增长率不确定性分解成确定性内生冲击和随机外生冲击两种来源,并分别用时变参数模型和区制转移模型对二者进行测量,经统计检验发现,单一来源导致的不确定性并不能够完全捕捉到财政支出增长率的不确定性特征,只有时变参数和区制转移联合模型才能做到这一点。通过对财政支出增长率的两种不确定性成分进行分析比较,发现 1994 年以后内生冲击导致的不确定性成分逐渐下降,约为随机外生冲击导致的不确定性成分的 1/3。这反映了随着我国市场经济体制在 1994 年的确立和不断完善,我国同世界经济的联系更加紧密,遭受的随机外生冲击更加显著。同时,我国宏观经济调控能力也不断提高,使得我国财政政策能够积极快速地应对诸如 1998 年东南亚金融危机、2003 年“非典”影响、2007 年和 2008 年的世界能源与资产价

格泡沫这些外生冲击的影响。

第三,利用状态空间模型将我国居民消费增长率相应地分解成长期趋势和周期变化两个部分,并把财政支出增长率两种不确定性成分引入到模型中,考察财政支出增长率两种不确定性对我国居民长期消费增长率的影响,研究发现,确定性内生冲击导致的财政支出增长率不确定性对我国居民长期消费增长率有负向作用,而随机外生冲击导致的不确定性具有正向作用,该结论与不确定条件下的居民消费行为理论,以及我国居民消费行为特征相符,并可从财政支出增长率不确定性来源的角度进行合理解释。我国财政支出增长率总不确定性成分对我国居民消费长期增长率在1994年以前有一个大的负向冲击,随后冲击为正,除在个别年份正向冲击较大外,大部分时期正向冲击平稳。

由此,我们得到如下启示:

第一,鉴于我国财政政策对经济调控具有突出的积极作用,对我国居民消费具有显著的正向影响,我们建议,我国政府要继续保持发挥我国财政政策的积极作用,特别是对外生随机冲击的快速恰当反应能力,使我国在当今充满众多难以确定冲击的世界中,能够避免突发冲击的不利影响,继续保持我国经济的快速健康增长。

第二,鉴于不确定性对我国居民消费的重要影响,我国政府应努力降低我国财政政策的自我调整频率与程度,较长时期内保持稳定的财政政策类型与目标,降低财政支出增长率对其他宏观经济变量反应波动,这有利于降低我国居民的预防性储蓄动机,提高我国居民消费长期增长率,有利于我国由投资和外贸主导驱动的经济增长路径向消费主导驱动的经济增长路径转变,增强我国经济增长的可持续性与稳定性。

#### 参考文献

- [1] Aschauer, D. A., 1985, *Fiscal Policy and Aggregate Demand* [J], *American Economic Review*, Vol. 75 (1), 117~127.
- [2] Barro, R. J., 1989, *The Ricardian Approach to the Budgets Deficits* [J], *Journal of Economic Perspective*, Vol. 3 (2), 37~54.
- [3] Barro, R. J., 1996, *Reflections on Ricardian Equivalence* [R], NBER, w. 5502.
- [4] Blanchard, O. J., 1985, *Debt, Deficits, and Finite Horizons* [J], *Journal of Political Economy*, Vol. 93 (2), 223~247.
- [5] Buchanan, J. M., 1976, *Barro on the Ricardian Equivalence Theorem* [J], *Journal of Political Economy*, Vol. 84 (2), 337~342.
- [6] Carroll, C. D., Kimball M. S., 2001, *Liquidity Constraints and Precautionary Saving* [W], Manuscript, Johns Hopkins University.
- [7] Feldstein, M., 1988, *The Effects of Fiscal Policies When Incomes Are Uncertain: A Contradiction to Ricardian Equivalence* [J], *American Economic Review*, Vol. 78 (1), 14~23.
- [8] Feldstein, M., 1982, *Government Deficits and Aggregate Demand* [J], *Journal of Monetary Economics*, Vol. 9, 1~20.
- [9] Friedman, M. A., 1957, *A Theory of the Consumption Function* [M], Princeton University Press.
- [10] Friedman, M. A., 1963, *Windfalls, the Horizon, and Related Concepts in the Permanent Income Hypothesis* [C], In Carl, C., (ed), *Measurement in Economics*, Stanford University Press.
- [11] Goldfeld S. M., Quandt R. E., 1973, *A Markov Model for Switching Regressions* [J], *Journal of Econometrics*, Vol. 1, 3~16.

- [12] Hall R. E., Mishkin F. S., 1982, *The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households* [J], *Econometrica*, Vol. 50, 461~482.
- [13] Hamilton J. D., 1989, *A New Approach to the Economic Analysis of non-stationary Time Series and the Business Cycle* [J], *Economics*, Vol. 57, 357~384.
- [14] Harrison P. J., 1976, Stevens C. F., *Bayesian Forecasting* [J], *Statistical Journal of the Royal Society, Series B*, 38, 205~247.
- [15] Harvey A. C., 1981, *Time Series Models* [M], Oxford: Philip Allan and Humanities Press.
- [16] Kim C. J., 1993, *Sources of Monetary Growth Uncertainty and Economic Activity: The Time-Varying-Parameter Model with Heteroskedastic Disturbances* [J], *the Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, 483~492.
- [17] Kim C. J., Nelson C. R., 1998, *State-Space Models with Regime Switching* [M], the MIT Press.
- [18] Leland H. E., 1968, *Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving* [J], *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 82, 465~473.
- [19] Modigliani, F., Brumberg, R., 1954, *Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data* [C], In Kurihara, K. K., (ed), *Post-Keynesian Economics*. New Brunswick, Rutgers University Press, 388~486.
- [20] Quandt R. E., 1972, *A New Approach to Estimating Switching Regressions* [J], *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 67, 306~310.
- [21] Robert E. F., Watson M., 1987, *Kalman Filter: Applications to Forecasting and Rational-Expectation Models* [J], In *Advances in Econometrics, Fifth World Congress*, Vol. 1, 245~281.
- [22] Seater, J. J., Mariano, R. S., 1985, *New Tests of the Life Cycle and Tax Discounting Hypotheses* [J], *Journal of Monetary Economics*, Vol. 15, 195~215.
- [23] Strawczynski, M., 1995, *Income Uncertainty and Ricardian Equivalence* [J], *The American Economic Review*, Vol. 85 (4), 964~967.
- [24] Tobin, J., 1980, *Asset Accumulation and Economic Activity* [M], University of Chicago Press, Chicago.
- [25] 刘金全、邵欣炜、崔畅:《“预防性储蓄”动机的实证检验》[J],《数量经济技术经济研究》2003年第1期。
- [26] 罗楚亮:《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》[J],《经济研究》2004年第4期。
- [27] 宋冬林、金晓彤、刘金叶:《我国城镇居民消费过度敏感性的实证检验与经验分析》[J],《管理世界》2003年第5期。
- [28] 万广华、张茵、牛建高:《流动性约束、不确定性与中国居民消费》[J],《经济研究》2001年第11期。
- [29] 温娇秀:《政府支出与居民消费——基于非线性有效消费函数的经验分析》[J],《山西财经大学学报》2007年第2期。
- [30] 袁志刚、宋铮:《城镇居民消费行为变异与我国经济增长》[J],《经济研究》1999年第11期。
- [31] 朱春燕、臧旭恒:《预防性储蓄理论——储蓄(消费)函数的新进展》[J],《经济研究》2001年第1期。
- [32] 朱国林、范建勇、严燕:《中国的消费不振与收入分配:理论和数据》[J],《经济研究》2002年第5期。

(责任编辑:王 静;校对:吕小玲)