

地方财政支出与 城乡居民消费关系的实证检验

秦 强(副教授)

【摘要】 评价政府支出对居民消费作用的关键在于判断政府所提供的公共服务是否与居民公共需求相匹配,尤以考察分项支出的影响更有价值。本文采用FMOLS和DOLS方法,对我国1995~2013年30个省份(台湾省除外)的财政总支出和分项支出与居民消费的关系进行实证检验,结果发现,财政总支出在长、短期内均对城乡居民消费产生挤入效应,但长期挤入效应受到削弱;分项支出中,行政管理支出产生挤出效应,其余支出项目对城乡居民消费均有促进作用。

【关键词】 财政支出; 城镇居民消费; 农村居民消费

【中图分类号】 F812.4

【文献标识码】 A

【文章编号】 1004-0994(2016)02-0074-5

一、问题的提出与文献综述

国外学者在研究财政支出与居民消费之间关系的问题上,主要有两种思路:一是以Barro为代表,从政府融资的角度,基于李嘉图等价理论,在生命周期假说和永久收入假说的逻辑基础上,通过引入政府部门行为,探讨不同类型的融资手段对居民消费的影响。Baxter和King甚至认为政府消费是纯粹浪费,税收降低了纳税人的可支配收入,政府支出将挤出私人消费。二是以Bailey为代表,从政府支出的角度,通过将纳税人消费公共服务纳入其消费函数中,提出政府支出与私人消费之间可能存在替代关系。

Barro也在消费效用函数中加入了政府支出,认为政府支出增长会通过财富效应和替代效应导致私人消费的下降。然而,学者们对不同样本的实证检验结果均不一致,Aschauer和Kormendi等人利用一个长期收入决定模型对美国的数据进行实证研究,发现财政支出与居民消费之间存在一定的替代关系;Tsung-wu Ho通过跨国面板协整分析,得出了政府支出与居民消费存在明显的替代关系的结论。然而,Karras通过实证检验发现政府支出并未挤出私人消费,反而与私人消费呈互补关系。Devereux等则认为政府支出将内生地提高劳动生产率,进而提高私人的实际工资与消费。

自20世纪90年代末以来,我国在抵御亚洲金融危机和世界金融危机过程中,都采用了积极财政政策与货币政策组合以扩大内需,在短期内保证了经济的稳定。居民消费对经济增长的贡献率在2000年以后逐步下降,已由2000年的

46.4%下降至2011年的34.9%。为此,国内学者针对我国政府的财政支出政策对居民消费产生的作用展开了深入的研究,他们首先关注的是政府支出与居民消费的总体关系。李广众、楚尔鸣和鲁旭、李树培和白战伟等学者的研究表明,财政支出与居民消费呈互补关系。

其次,一些学者还结合中国城乡分割的实际,分别考察了政府支出对城乡居民消费影响的差异化问题。李广众的研究表明,政府支出对城镇居民消费的影响明显大于农村居民。

再次,由政府分类支出的经济性质所决定,其对居民消费的影响存在较大的差异。胡书东、李春琦和唐哲一的研究均表明,经济建设和社会文教支出与居民消费正相关,但国防和行政管理支出与居民消费的关系不显著,或有挤出作用。其后,吴栋和周鹏研究并比较了社会保障、教育和卫生支出对城乡居民消费的影响,发现这三项支出对城乡居民消费均为正向影响,但对城镇居民的影响更大。

最后,财政支出的滞后效应在短期均衡状态并不能完全显现出来,特别是在评价积极财政政策的效用时,更有必要考察财政支出对消费的长期影响。谢建国和陈漓高的研究表明,短期内政府支出的增加可以促进总需求增长,但在长期均衡时,政府支出则挤占了居民消费支出。从分类支出的影响效果来看,李建强的研究表明,财政支出结构在长、短期内均对居民消费产生挤入效应;石柱鲜等认为,无论是在长期还是短期内,政府消费支出对居民消费均存在挤出效应,政府投资支出对居民消费则是挤入的,经济建设支出对居民消

【基金项目】 2014年广西高校科学技术研究项目“政府公共支出绩效评价指标体系的构建及其应用研究”(项目编号:YB2014339)

费都是挤出的,而教育文化支出、行政管理支出对居民消费则是挤入的。

总体上看,多数学者的研究表明,我国的财政支出与居民消费呈现挤入(互补)关系,即挤入效应,但从长期来看,财政支出对居民消费则产生挤出效应。尽管近年来学者们在这一领域的研究取得了一系列的成果,推进了我国公共支出理论的发展,但鲜有文献将政府支出及其结构对城乡居民消费的长短期影响进行综合、系统的研究。

考虑到我国存在严重的城乡二元化问题,城乡在多方面存在较大的差距和差异,如收入、公共服务水平、金融和商品市场发育程度等,有必要对城乡居民分别进行考察。同时,由财政各项支出所提供的各类公共服务对居民产生的效用水平及其滞后效应是存在差异的。鉴于此,本文将运用面板协整分析方法,分别考察政府总支出及其主要分项支出与城市和农村居民消费的长、短期关系,并比较财政支出对城乡居民消费的长、短期影响结果,分析和探讨我国地方财政支出结构存在的问题和优化的方向。

二、政府支出与居民消费的理论模型

在纳税人与政府所建立的委托代理关系下,纳税人向政府转移其一部分收入是为了获得从市场上无法买到的公共服务。政府与纳税人之间并不存在一对一的交易关系,不过从总体上看,虽然政府通过征税或其他融资手段向纳税人筹集收入,降低了后者的可支配收入水平和消费能力,还是可将政府的支出行为看成向纳税人提供各种公共服务,且其提高了社会运转的效率,纳税人也均可从中获益;当然,其中还需要判断政府所提供的公共服务是否与纳税人的公共需求相匹配。因此,本文假设消费者有效函数由两部分组成,即:

$$C_t^* = C_t + \alpha G_t = \beta Y_t + \sum_{i=1}^n \alpha_i G_{it} \quad (1)$$

其中: C_t 代表实际消费支出; Y_t 代表居民收入; β 表示实际消费倾向; G_t 为实际政府支出; i 表示政府支出项目; α 表示实际消费支出与实际政府支出间关系的参数。居民私人效用最大化的预期值为:

$$\max U(t) = \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i U(C_{t+i}^*) \quad (2)$$

借鉴 Ganelli 和 Tervala(2009)的研究框架,居民私人效用可以描述为:

$$U(t) = \log(C_t + \alpha G_t) - \frac{1}{1+\eta} L_t^{1+\eta} + V(G_t) \quad (3)$$

其中: η 为正,表示政府消费与私人消费之间存在挤出(替代)关系,反之则为挤入(互补)关系。

在不考虑其他要素贡献的情况下,假设产出的表达式为: $Y=L$, L 为劳动力供给,劳动者供给劳动力意味着放弃闲暇,劳动收入是这种负效用的补偿。

政府消费对私人消费的影响用式子 $V(G_t)$ 表示,满足条

件 $\partial V(G)/\partial G > 0$,并且政府消费边际效用函数为: $\partial U/\partial G = \frac{\alpha}{C + \alpha G} + \partial V(G)/\partial G$;参数 $\eta \geq 0$,代表工作的边际负效用。私人

消费的边际效用可以表述为:

$$\frac{\partial U(t)}{\partial C(t)} = \frac{1}{C_t + \alpha G_t} \quad (4)$$

私人消费所面临的预算约束为:

$$P_t C_t = P_t w L_t - P_t v + \int_0^1 D(i)_t dz \quad (5)$$

其中: P_t 表示价格水平; w 为实际工资;假设政府没有发行债券,即其收入全部来自于税收, v 为税率; D 表示资产(如股息)收入。

消费者最优问题可以归结为:

$$\gamma = \frac{1}{P_t(C_t + \alpha G_t)} \quad (6)$$

$$L^\eta = \gamma P_t w \quad (7)$$

合并方程(6)和(7),得到消费和闲暇替代的条件为:

$$L^\eta = \frac{w}{(C_t + \alpha G_t)} \quad (8)$$

厂商生产函数表示为:

$$Y_t = L_t^\delta G_t^\sigma \quad (9)$$

厂商利润最大化条件为:

$$MC_t = \frac{w}{\delta L_t^{\delta-1} G_t^\sigma} \quad (10)$$

其中: MC 代表边际成本。

在方程(9)中,如果政府消费弹性(σ)为正,即政府提供的公共服务与厂商的公共需求相匹配,则对当期生产起到促进作用。Baxter和King认为,如果不考虑政府债券,政府消费增长会促进产量增长,并提高消费者的收入水平,从而促进消费;但同时它也对消费者产生财富效应,使他们变得更穷,从而抑制了商品和闲暇的消费,放弃闲暇可能获得较高的实际工资水平,有可能带来物价的普遍上涨,从而进一步抑制消费。因此,财富效应将会抵消由产量的增加所带来的消费效应,从而使得消费又回到财政政策颁布前的水平。但是,这一平衡是否能够达成,关键在于政府支出的消费弹性,即政府是否能够通过提高公共产品的供给效率来降低企业的运营成本,从而抑制由于工资上涨导致商品出厂价格提高的问题。此外,政府各项支出的消费弹性并不一致,因此,有必要分项考察各项支出对居民消费的影响。

三、政府支出与居民消费关系的实证检验

(一) 计量模型设定

本文将模型设定为:

$$\text{con}_{i,t} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} \text{inc}_{i,t} + \alpha_{2t} \text{gov}_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

其中: con 表示实际消费; inc 是可支配收入; gov 为政府支出; μ_i 表示个体时间效应, $i=1, \dots, N$,表示地区; $t=1, 2, \dots, T$ 表示时间。

面板动态自回归分布滞后模型(ARDL)为:

$$\text{con}_{i,t} = \beta_{10}\text{inc}_{i,t} + \beta_{11}\text{inc}_{i,t-1} + \beta_{20}\text{gov}_{i,t} + \beta_{21}\text{gov}_{i,t-1} + \gamma_i \text{con}_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

误差修正模型参数化的形式可以表示为:

$$\Delta \text{con}_{i,t} = \varphi_i (\text{con}_{i,t-1} - \theta_{0,i} - \theta_{1,i} \text{inc}_{i,t} - \theta_{2,i} \text{gov}_{i,t}) + \beta_{11i} \Delta \text{inc}_{i,t} + \beta_{21i} \Delta \text{gov}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中: $\varphi_i = -(1 - \gamma_i)$, $\theta_{0,i} = \frac{\mu_i}{1 - \gamma_i}$, $\theta_{1,i} = \frac{\beta_{10} + \beta_{11}}{1 - \gamma_i}$,

$$\theta_{2,i} = \frac{\beta_{20} + \beta_{21}}{1 - \gamma_i}$$

参数 $\theta_{0,i}$ 表示收入弹性, $\theta_{2,i}$ 表示政府支出弹性, φ_i 表示误差修正参数。如果存在长期关系,则该参数应为负值。

(二)数据说明和协整检验

1. 数据来源及说明。本文研究的样本为我国30个省(直辖市、自治区,台湾省除外)1995~2013年的数据,重庆市的统计数据不全而被放弃,样本数据均来自各年的《中国统计年鉴》。

由于我国存在城乡二元分割的实际情况,城乡收入差距较大,并存在公共服务供给分割的问题,因此,下文实证分析中将分别验证政府支出对城市和农村居民消费的影响, con_cty 和 inc_cty 分别代表城市居民消费和可支配收入; con_cry 和 inc_cry 分别代表农村居民消费和可支配收入。

同时,考虑到不同类别公共消费品对居民产生的效用及其滞后效应存在差异,本文将分别考察政府总支出(gov_grs)和各类分项支出对居民消费的影响。财政支出的分类参照2007年后开始实行的政府收支分类办法: gov_edu 代表教科文卫支出, gov_sec 代表社会保障支出, gov_saf 代表安全支出, gov_adm 代表行政管理支出, gov_agr 代表支农支出, gov_cty 代表城市维护建设支出。其中,城市维护建设支出只放入城市居民消费模型中,支农支出则放入农村居民消费模型中。

为了剔除物价波动的影响,所有数据都以1994年为基期,采用消费者价格指数进行平减。在此基础上对方程两边同时取对数,以便消除异方差的影响。

以下检验和实证分析中,面板单位根和协整检验及误差修正项的估计使用的是EViews7.0软件,面板协整估计使用的是WINRATS PRO 7.0软件。

为了避免方程出现内生性和多重共线性问题,本文将财政总支出与分项支出分列方程进行检验,即:

$$\ln \text{con_cty}_{i,t} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} \ln \text{inc_cty}_{i,t} + \alpha_{2t} \ln \text{gov_grs}_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

$$\ln \text{con_cty}_{i,t} = \alpha_{3t} + \alpha_{4t} \ln \text{inc_cty}_{i,t} + \alpha_{5t} \ln \text{gov_edu}_{i,t} + \alpha_{6t} \ln \text{gov_sec}_{i,t} + \alpha_{7t} \ln \text{gov_adm}_{i,t} + \alpha_{8t} \ln \text{gov_saf}_{i,t} + \alpha_{9t} \ln \text{gov_cty}_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

$$\ln \text{con_cry}_{i,t} = \alpha_{10t} + \alpha_{11t} \ln \text{inc_cry}_{i,t} + \alpha_{12t} \ln \text{gov_grs}_{i,t} + \mu_i +$$

$$\varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

$$\ln \text{con_cry}_{i,t} = \alpha_{13t} + \alpha_{14t} \ln \text{inc_cry}_{i,t} + \alpha_{15t} \ln \text{gov_edu}_{i,t} + \alpha_{16t} \ln \text{gov_sec}_{i,t} + \alpha_{17t} \ln \text{gov_adm}_{i,t} + \alpha_{18t} \ln \text{gov_saf}_{i,t} + \alpha_{19t} \ln \text{gov_agr}_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

2. 面板数据单位根检验。为了避免伪回归,确保估计结果的有效性,必须对各面板序列的平稳性进行检验。而检验数据平稳性最常用的办法就是单位根检验。

根据所有截面序列是否具有相同单位根过程,单位根检验方法分为同质单位根检验法和异质单位根检验法。为了保证结果的稳定性,本文在这两类检验法中选取LLC检验、IPS检验和ADF-Fisher检验共三种方法进行检验,结果如表1所示。三种方法的检验结果都表明,各变量均不能拒绝原假设,即存在单位根。对各变量一阶差分的检验结果均拒绝原假设,即均为平稳过程。因此,各变量均为一阶单整I(1)过程。

表1 面板单位根检验结果

| | LLC | | IPS | | ADF-Fisher | |
|-----------------------|-------|------------|--------|------------|------------|------------|
| | level | 1阶 | level | 1阶 | level | 1阶 |
| $\ln \text{con_cty}$ | -0.74 | -16.122*** | 5.91 | -12.84*** | 29.625 | 245.213*** |
| $\ln \text{inc_cty}$ | 2.971 | -10.35*** | 3.242 | -9.671*** | 16.364 | 190.112*** |
| $\ln \text{con_cry}$ | 4.732 | -12.732*** | 8.55 | -9.583*** | 22.386 | 221.214*** |
| $\ln \text{inc_cry}$ | 5.57 | -19.39*** | 11.729 | -21.03*** | 5.651 | 309.32*** |
| $\ln \text{gov_grs}$ | 9.64 | -10.65*** | 16.777 | -9.027*** | 4.671 | 133.319*** |
| $\ln \text{gov_agr}$ | 13.1 | -13.54*** | 19.71 | -13.332*** | 0.64 | 156.28*** |
| $\ln \text{gov_edu}$ | 13.92 | -31.69*** | 18.421 | -31.227*** | 3.55 | 340.351*** |
| $\ln \text{gov_saf}$ | 5.791 | -11.221*** | 12.325 | -9.233*** | 5.04 | 121.05*** |
| $\ln \text{gov_adm}$ | 4.31 | -14.76*** | 11.219 | -12.356*** | 2.23 | 201.09*** |
| $\ln \text{gov_sec}$ | 0.649 | -22.823*** | 9.56 | -18.09*** | 9.32 | 294.231*** |

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,下同。

3. 面板协整检验。在确定各变量均为一阶单整后,本文再检验面板数据是否存在协整关系,Pedroni和Kao将Engle-Granger的框架扩展到面板数据领域,前者提出了7个统计量,其中,4个用“Panel”表示联合组内检验,3个用“Group”表示组间检验,检验原假设均为“不存在面板协整关系”,并且在小样本情况下,组间统计量比组内统计量有更好的检验力度。为了确保检验的可靠性,本文同时采用了他们提出的几种协整检验方法。

从下页表2中可以看出,各变量与因变量(con_cty 和 con_cry)的协整检验结果基本为负值,表示均拒绝“不存在协整关系”的原假设,即居民消费与居民可支配收入及各项财政支出有长期协整关系。

(三)面板数据协整回归

通过以上检验,笔者确认居民消费与其收入及政府各项支出之间存在协整关系,在估计协整方程时,由于变量可能

表 2 居民消费与财政支出的协整关系检验

| 检验方法 | 方程(14) | | 方程(15) | | 方程(16) | | 方程(17) | |
|-----------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 常数项 | 加趋势项 | 常数项 | 加趋势项 | 常数项 | 加趋势项 | 常数项 | 加趋势项 |
| Panel v | 1.018* | 4.256*** | 3.459*** | 6.481*** | 2.355** | 3.99*** | 4.55*** | 5.98*** |
| Panel rho | -0.921* | -4.39*** | -2.78*** | -7.55*** | -4.653** | -2.452*** | -3.09*** | -4.487*** |
| Panel pp | -3.21*** | -7.55*** | -8.022*** | -15.421*** | -3.332*** | -7.265*** | -8.018*** | -9.98*** |
| Panel ADF | -3.367*** | -8.312*** | -5.762*** | -9.388*** | -3.588*** | -7.331*** | -5.09*** | -5.321*** |
| Group rho | 0.234 | -1.78** | -0.41 | -2.431*** | -4.5*** | -2.07*** | -2.084*** | -3.516*** |
| Group pp | -3.838*** | -9.632*** | -8.574*** | -12.2*** | -9.366*** | -7.285*** | -7.568*** | -7.522*** |
| Group ADF | -5.11*** | -11.208*** | -9.212*** | -11.28*** | -7.882*** | -6.904*** | -6.203*** | -5.211*** |
| KAO | -6.731*** | -8.24*** | -6.312*** | -9.45*** | -5.01*** | -9.354*** | -7.088*** | -7.37*** |

表 3 财政支出与居民消费的长短期效应估计

| 短期关系 | Dlncon_cty | | | | | | Dlncon_cry | | | | | |
|------------|------------|-----------|---------|----------|----------|---------|------------|----------|----------|----------|-----------|-----------|
| | OLS | | FMOLS | | DOLS | | OLS | | FMOLS | | DOLS | |
| Dlninc_cty | 0.311*** | 0.386** | 0.37*** | 0.621** | 0.73* | 0.71* | | | | | | |
| Dlninc_cry | | | | | | | 0.129*** | 0.269*** | 0.01*** | 0.41*** | 0.901*** | 0.88*** |
| Dlngov_grs | 0.029 | | 0.13*** | | 0.21* | | 0.03*** | | 0.16*** | | 0.05*** | |
| Dlngov_cty | | -0.067*** | | -0.02*** | | -0.02** | | | | | | |
| Dlngov_agr | | | | | | | | 0.002 | | 0.05*** | | 0.045*** |
| Dlngov_edu | | 0.029 | | 0.13*** | | 0.01* | | 0.112*** | | 0.1*** | | 0.123*** |
| Dlngov_saf | | 0.027 | | 0.06*** | | 0.02** | | 0.008 | | 0.06*** | | 0.015*** |
| Dlngov_adm | | -0.151** | | -0.17*** | | -0.12* | | -0.042* | | -0.04*** | | -0.017*** |
| Dlngov_sec | | 0.032 | | 0.14*** | | 0.11* | | 0.04* | | 0.08*** | | 0.008*** |
| VEC | -0.13*** | -0.29*** | -0.1*** | -0.18** | -0.001** | -0.04** | -0.34*** | -0.2*** | -0.34*** | -0.35*** | -0.001*** | -0.001*** |
| 长期关系 | lncon_cty | | | | | | lncon_cry | | | | | |
| lninc_cty | 0.983*** | 0.822*** | 0.91*** | 0.42*** | 0.91** | 0.9*** | | | | | | |
| lninc_cry | | | | | | | 0.921*** | 0.79*** | 0.59*** | 0.38*** | 0.99** | 0.94*** |
| lngov_grs | 0.07*** | | 0.01*** | | 0.05** | | 0.045*** | | 0.21*** | | 0.035** | |
| lngov_cty | | 0.156*** | | 0.07*** | | 0.01** | | | | | | |
| lngov_agr | | | | | | | | 0.042** | | 0.1*** | | 0.02* |
| lngov_edu | | 0.12*** | | 0.2*** | | 0.18* | | 0.135*** | | 0.25*** | | 0.15* |
| lngov_saf | | -0.02*** | | 0.09*** | | 0.01** | | 0.015* | | 0.06*** | | 0.01** |
| lngov_adm | | -0.373*** | | -0.1*** | | -0.08** | | -0.012 | | -0.03*** | | -0.02* |
| lngov_sec | | 0.12*** | | 0.06*** | | 0.06* | | 0.003 | | 0.08*** | | 0.062* |

存在的内生性和误差项的相关性问题,传统的最小二乘法(OLS)可能存在偏误。

Phillips 和 Hansen 提出了完全修正最小二乘法(FMOLS)估计方法,对传统的 OLS 估计量做了半参数的校正,消除了由于解释变量的内生性导致的偏差(即使存在内生性和相关性,估计结果也是无偏和有效的)。同时,他们基于 FMOLS 提出了两种协整估计方法,即组内和组间面板 FMOLS 估计方法,后者较前者有更好的小样本性质。Kao 和 Chiang 提出了动态最小二乘法(DOLS)方法,通过引入自变量的滞后项和超前项,最优化了协整参数估计。他们的研究还发现,DOLS 在估计面板协整方程时的效果比 FMOLS 要

好。本文分别采用 OLS、FMOLS 和 DOLS 三种方法进行估计,这样能够更好地检验各种方法回归的可靠性,考虑到 DOLS 回归方法相对更优,因此,下文分析主要以财政分项支出的 DOLS 回归结果为依据。

如前文所述,误差修正项为负值,居民消费与其可支配收入和财政支出才有长期协整关系。表 3 列示了财政支出与居民消费的长短期效应估计结果。

短期关系估计结果表明,误差修正项均是负值,且至少在 5%的水平上显著,表明误差修正是有效的,且存在长期协整关系,即系统发生波动时,居民消费会回归长期均衡,城镇和农村居民消费对财政总支出和分项支出的调整速度分别

为-0.001%、-0.001%和-0.04%、-0.001%。从短期来看,居民收入是决定其消费的主要因素,城乡居民收入每增长1%,消费分别增长0.71%和0.88%,农村的边际消费倾向相对更大,也间接证明我国在应对2008年国际金融危机时所采取的刺激农村消费的财政政策是有效的。财政总支出对城乡居民消费的短期影响显著为正,即存在互补关系,财政支出能够较好地迎合居民短期公共需求,间接地降低了企业和居民的生产 and 消费成本,带来了正的收入效应,抵消了征税对居民带来的负的收入效应。财政分项支出对城乡居民消费的短期影响各有差别:①对城镇居民而言,教科文卫支出、社会保障支出和安全支出能够促进居民的消费,弹性分别达到0.01%、0.11%和0.02%,说明这三类支出更符合居民的短期公共需求;城市维护建设支出和行政管理支出对居民消费产生替代效应,弹性分别达到-0.02%和-0.12%。②对农村居民而言,教科文卫支出、社会保障支出、安全支出和支农支出在短期内都对农村居民收入产生收入效应,其每增长1%,农民人均消费将分别增长0.123%、0.008%、0.015%和0.045%;行政管理支出则不利于促进农民消费。

在长期关系估计中,收入增长仍是决定居民消费的主要因素,且农村居民的边际消费倾向仍大于城镇居民。财政总支出对城乡居民消费均有显著的正向影响,总支出每增长1%,城镇和农村居民消费分别增长0.05%和0.035%;财政分项支出对消费的影响则有所差异,对城市居民而言,教科文卫支出、社会保障支出、城市维护建设支出和安全支出的回归系数均为正,行政管理支出回归系数为负;对农村居民而言,教科文卫支出、财政支农支出、社会保障支出和安全支出能够促进消费,行政管理支出则对消费产生抑制作用。

比较长短期关系的估计结果,财政总支出对城乡居民消费的促进作用在回到长期均衡状态时被弱化了;从分项支出的回归结果看,除教科文卫支出外的其他支出项目也呈现出类似的趋势,教科文卫支出的滞后效应在达到长期均衡状态时显现出来。

四、结论和政策建议

从以上回归结果不难看出,财政总支出在长、短期内均能够带动消费的增长,即财政总支出对居民消费有挤出效应。原因在于,中国税制以商品税为主体,所得税比重不大,且主要以代扣代缴的方式征收,在这一税制体系下,居民对由于政府财政收入增长产生的负的收入效应并不敏感。但同时,地方政府通过财政支出的安排所提供的各类公共服务有效地降低了社会运转的公共成本,如提供覆盖面较广的义务教育、社会安全和社会保障服务,可以降低居民由于对未来预期的不确定性所产生的预防性储蓄动机,使得居民可以将收入用于其他商品的消费,间接地产生正的收入效应。从分项支出的回归结果来看,行政管理支出在长、短期内对城乡居民消费均产生替代效应,说明该项支出的效率低于纳税人

的预期。在实践中,行政单位的“三公”消费并没有对社会产生正的辐射效应,反而带来寻租问题,增加了纳税人的非税成本,造成社会资源的浪费。

基于以上分析,本文认为优化政府支出结构,使其更准确地与居民公共需求相匹配,是提高政府支出对居民消费挤出效应的可行办法,可以从以下四方面入手:一是逐步推进预算民主化建设,强化人大的预算权,加强对政府部门支出的监管和控制,同时在纳税人与政府之间构建一个更有效率的沟通桥梁,充分发挥地方政府的“信息优势”;二是进一步推进部门预算改革,强化对项目预算的滚动管理,引入绩效预算的理念,完善事后评价体系,为政府决策、人大的预算审批提供科学依据;三是加强预算公开化建设,把公共财政置于阳光之下,充分接受纳税人的监督;四是改革和完善官员考核体制,单纯以GDP、财政收入等作为评价官员能力的指标容易造成地方“偏科”问题,在现有体制下,必须引入更多的可观测指标,加大民生性指标的权重。

主要参考文献:

- M. J. Bailey. National Income and the Price Level [M]. New York: McGraw-Hill, 1971.
- Barro R. J.. Output Effects of Government Purchases [J]. Journal of Political Economy, 1981(6).
- 李广众. 政府支出与居民消费: 替代还是互补 [J]. 世界经济, 2005(5).
- 楚尔鸣, 鲁旭. 基于面板协整的地方政府支出与居民消费关系的实证检验 [J]. 经济理论与经济管理, 2008(6).
- 李树培, 白战伟. 改革开放三十年政府支出与居民消费关系的动态演变——基于时变参数模型的考察 [J]. 财经科学, 2009(9).
- 胡书东. 中国财政支出和民间消费需求之间的关系 [J]. 中国社会科学, 2002(6).
- 李春琦, 唐哲一. 财政支出结构变动对私人消费影响的动态分析——生命周期视角下政府支出结构需要调整的经验证据 [J]. 财经研究, 2010(6).
- 吴栋, 周鹏. 城乡二元结构下财政支出对居民消费率影响研究 [J]. 当代经济研究, 2010(6).
- 李建强. 我国财政支出结构与居民消费异质性动态关系 [J]. 山西财经大学学报, 2012(1).
- 石柱鲜, 刘俊生, 吴泰岳. 我国政府支出对居民消费的挤出效应分析 [J]. 学习与探索, 2006(6).
- Pedroni I. P.. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1999(61).
- 作者单位: 广西财经学院财政与公共管理学院, 南宁 530003