

# 南开大学学位论文版权使用授权书

本人完全了解南开大学关于收集、保存、使用学位论文的规定，同意如下各项内容：按照学校要求提交学位论文的印刷本和电子版；学校有权保留学位论文的印刷本和电子版，并采用影印、缩印、扫描、数字化或其它手段保存论文；学校有权提供目录检索以及提供本学位论文全文或者部分的阅览服务；学校有权按有关规定向国家有关部门或者机构送交论文的复印件和电子版；在不以赢利为目的的前提下，学校可以适当复制论文的部分或全部内容用于学术活动。

学位论文作者签名：唐艳萍  
2009 年 4 月 30 日

经指导教师同意，本学位论文属于保密，在 \_\_\_\_\_ 年解密后适用本授权书。

指导教师签名：		学位论文作者签名：	
解 密 时 间：		年	月 日

各密级的最长保密年限及书写格式规定如下：

内部 5 年（最长 5 年，可少于 5 年）
秘密★10 年（最长 10 年，可少于 10 年）
机密★20 年（最长 20 年，可少于 20 年）

# 南开大学学位论文原创性声明

本人郑重声明：所提交的学位论文，是本人在导师指导下，进行研究工作所取得的成果。除文中已经注明引用的内容外，本学位论文的研究成果不包含任何他人创作的、已公开发表或者没有公开发表的作品的内容。对本论文所涉及的研究工作做出贡献的其他个人和集体，均已在文中以明确方式标明。本学位论文原创性声明的法律责任由本人承担。

学位论文作者签名：唐艳萍

2009年4月30日

## 摘要

近年来,我国经济发展取得了显著的成就,但投资率上升速度快于消费率,造成了投资与消费比例严重失衡,这种情况不利于我国经济的长期发展和人民生活水平的提高。随着世界经济全球化程度加深,国际贸易市场风险加剧,我国国际经济贸易条件已经趋于紧张,依靠外向型经济增长方式也越来越行不通。尤其是目前,美国次贷危机引发的世界金融危机日趋严峻,我国也不可避免的要受到影响。作为一个人口众多的发展中国家,我国国内市场容量十分巨大,随着社会主义市场经济体制的逐步建立和市场改革的不断深化,国内市场进一步扩大,经济增长更应立足于扩大国内需求,而扩大居民消费需求则应当成为内需扩张的重点。为了扩大内需,我国也采取了一些积极措施,但我国提出的刺激内需的政策措施,大多是增加政府消费的,直接涉及居民消费的很少,因此居民消费率一直很低。

在这个背景下,本文研究了政府支出对居民消费的影响。文章首先通过对我国居民消费的现状及形成这种现状的原因进行了分析,然后运用计量模型研究了几个主要的财政支出项目分别对城镇居民消费和农村居民消费的影响,最后在此基础上提出了促进居民消费的财政支出政策建议。在计量方法上,本文利用我国31个省2001年-2006年的数据,应用面板数据模型分析我国财政支出对城镇居民消费支出和农村居民消费支出的影响。结果显示:基本建设费支出和行政管理费支出对城乡居民消费均产生“挤出”效应;支农支出对城镇居民消费支出产生“挤出”效应,但对农村居民消费支出产生“挤入”效应;科教文卫支出对城乡居民消费均产生显著的“挤入”效应。基于以上结果及其分析,文章提出了调整基本建设支出、加大教育支出、严格控制行政管理支出、以及提高社会保障支出力度等方面的政策建议,以促进居民消费支出的增加。

**关键词:** 居民消费 政府支出 扩大内需

## Abstract

In recent years, China's economic development has made significant achievements. However, the investment rate rises faster than the consumption rate, which caused the serious imbalance of the ratios of investment and consumption. This situation is not conducive to the long-term development of China's economy and the improvement of people's living standards. With the world economic globalization deepened, international trade market risks increase, and international trade conditions of our country have been severe, so the export-oriented mode of economic growth has become increasingly unworkable. At present, the world's financial crisis triggered by the sub-prime crisis in United States is worsening, and our country is also affected inevitably. As a populous developing country, China has a huge market capacity. With the gradual establishment of the socialist market economic system, the market reforms is deeper, and the domestic market will further expand. So economic growth should be based on expanding domestic demand, and the increase of the private consumption demand should become the focus of it. In order to stimulate domestic demand, our government has taken some positive measures. However, most of the policies and measures increased government consumption, while few of them directly related to the private consumption. So the private consumption rate has always been low.

This paper studies the influence of government expenditure on private consumption expenditure. At first, the paper analyzes the present situation of the resident consumption in China and the reasons for it. Then the paper uses an econometric model to explore the influence of some financial expenditure items on the urban and rural resident consumption. At last, the paper gives some policy suggestions. By making use of panel data of 2001~2006 in our 31 provinces, this paper uses panel data model to analyze the influence of our government expenditure on the urban and rural resident consumption. The empirical results show that in our country the expenditure for capital construction and the expenditure for government administration has crowding-out effect for the urban and rural resident consumption;

agriculture expenditure has crowding-out effect for the urban resident consumption, but has crowding-in effect for rural resident consumption; the operating expenses for culture, education, science&health care have crowding-in effect for the urban and rural resident consumption. Based on the empirical analysis, this paper gives some policy suggestion. That is, in order to expand private consumption expenditure, we can use the methods of adjusting the expenditure for capital construction, increasing the education expenditure, restricting expenditure for government administration, enhancing social security support, and so on.

**Key words:** private consumption, government expenditure, domestic demand

## 目录

第一章 引言 .....	1
第一节 选题背景与意义 .....	1
第二节 国内外研究综述 .....	2
第三节 拟采用的研究方法和文章结构 .....	6
第二章 我国居民消费的现状与乏力原因 .....	7
第一节 我国居民消费现状的特征 .....	7
第二节 我国居民消费乏力的原因 .....	10
第三章 理论与计量分析模型 .....	13
第一节 理论模型 .....	13
第二节 计量分析模型 .....	15
3.2.1 面板数据模型理论分析 .....	15
3.2.2 实证分析模型 .....	22
第四章 我国财政支出对居民消费影响的实证分析 .....	24
第一节 数据说明 .....	24
4.1.1 数据来源及统计描述 .....	24
4.1.2 变量的基础性检验 .....	26
第二节 实证分析及其结果 .....	28
4.2.1 各项财政支出与城乡居民消费支出的实证分析 .....	28
4.2.2 结果分析 .....	30
第三节 促进居民消费支出的财政支出政策建议 .....	33
4.3.1 调整基本建设支出, 改善民生 .....	33
4.3.2 加大科教支出, 尤其是教育支出 .....	34
4.3.3 严格控制行政管理支出 .....	36
4.3.4 加大社会保障的政府支出力度, 努力提高居民收入 .....	37
结论 .....	39
参考文献 .....	40

目录

---

致谢 .....	43
个人简历、在学期间发表的学术论文及研究成果.....	44

## 第一章 导言

### 第一节 选题背景与意义

在改革开放三十年之后的今天，我国经济社会发展取得了显著的成就，政府对宏观调控的能力也得到了不断提高。公共财政作为分配公共资源的主要工具发挥着不可替代的作用。众所周知，我国拉动经济增长的三大动力——投资、消费和进出口，由于各种原因出现了失衡。多年来，消费一直处于相对滞后的状况，这种情况不利于经济的长期发展。从1990年到2005年，我国政府支出的平均增长速度达到18.08%，远远高于经济增长速度，但是居民消费率却一直很低。据世界银行统计，2002年世界平均消费率为80.1%，其中高收入国家为81.0%，中等收入国家为74.3%，低收入国家为80.7%。我国2002年的最终消费率只有58.2%，与我国发展水平相当的发展中国家（人均GDP在1000美元左右的国家），如菲律宾为81.2%、印度尼西亚为78.8%、泰国为68.9%。我国的最终消费率2006年跌到38.9%，不仅大大低于发达国家的平均水平，而且低于发展中国家的平均水平，在世界正常经济体中是最低的。国际经验表明，在现代市场经济条件下，只有当最终消费率超60%时，才能支撑国民经济的长期健康发展。随着世界经济全球化程度加深，国际贸易市场风险加剧，我国国际贸易条件已经趋于紧张，依靠外向型经济增长方式已经越来越行不通。而我国地域辽阔，经济发展不平衡，人民生活进入小康水平，国内市场容量十分巨大，立足庞大的国内市场才符合经济发展的规律。再者，随着社会主义市场经济体制的逐步建立，市场改革的深化，国内市场进一步扩大，所以拉动经济增长的最主要力量仍然是国内需求。

政府支出的增长有利于政府提高公共物品和服务的供给水平，改善居民的消费环境，能在一定程度上刺激居民的消费。尤其是目前，美国次贷危机引发的世界金融危机日趋严峻，我国也不可避免的要受到影响，作为一个人口众多的发展中国家，经济增长更应立足于扩大国内需求，而扩大居民消费需求则应当成为内需扩张的重点，因为投资需求最终还是需要依靠居民消费来支撑和拉动的。为了扩大内需拉动经济增长，我国也采取了一些积极措施，但是我国提出的刺激内需的政策措施，大多是增加政府消费的，直接涉及居民消费的很少。

因此，研究财政支出对居民消费的影响，并以此为依据提出刺激居民消费的财政政策，是十分必要的。

## 第二节 国内外研究综述

一直以来，财政支出与居民消费之间的关系都是经济学家研究的热点问题。早期对政府消费和居民消费的关系进行研究的是 Bailey (1971)，他构造了一个有效消费函数，对政府支出和个人消费支出之间可能存在的挤入或挤出关系进行了分析，结果发现财政支出对居民消费可能存在一定的替代关系，即存在挤出效应。<sup>1</sup>Barro (1985) 拓展了 Bailey 的研究，他建立了一个一般均衡宏观经济模型研究政府在消费和服务上的支出对居民消费的影响。他认为，政府的公共支出就像私人生产过程的一种投入一样，具有正的消费与产出效应，政府支出的短期增加，将导致产出与消费的暂时增加，但产出与消费增加的幅度小于政府支出增加的幅度。而政府支出的长期增加虽然仍具有正的产出与消费效应，但这种产出与消费效应比政府短期支出增加的产出与消费效应更低，既在长期中政府支出对消费与产出产生了一定的挤出。<sup>2</sup>Kormendi (1983) 和 Aschauer (1985) 使用一个长期收入决定模型对美国的数据进行了研究，发现美国的政府支出同居民消费之间存在明显的替代关系。<sup>3</sup>Ahmed (1986) 用跨时期替代模型对英国的数据进行研究，得到相同结论。<sup>4</sup>Aiyagari、Christiano、Eichenbaum (1992) 使用单部门新古典增长模型，在规模报酬不变和可变劳动力供给的假设前提下，考察了政府支出冲击的影响，发现政府支出的增加必定导致私人消费的下降。<sup>5</sup>Tsung-wu Ho (2001) 利用板块数据对亚太经合组织 24 个工业国政府支出与居民消费之间的关系进行了研究，发现在单一的国家中政府支出与居民消费之间并不存在规律性的结果，但对多国数据进行协整时，发现政府支出

<sup>1</sup>Bailey, Martin J. *National Income and the Price Level*. New York: McGraw-Hill, 1971

<sup>2</sup>Barro R.J. *Government Spending, Interest Rates, Prices, and the Budget Deficits in the United Kingdom*. *Journal of Monetary Economics*, 1985, 20 (2): 221~247

<sup>3</sup>Kormendi, Roger C. *Government Debts, Government spending, and Private Sector Behavior*. *American Economic Review*, 1983, 73(5): 994~1010

Aschauer, D. A. *Fiscal Policy and Aggregate Demand*. *American Economic Review*, 1985, 75(1): 117~127

<sup>4</sup>Ahmed, Shagil. *Temporary and Permanent Government Spending in An Open Economy: Some Evidence for the United Kingdom*. *Journal of Monetary Economics*, 1986, 17(2): 194~224

<sup>5</sup>Aiyagari, R., Christiano, L., M. Eichenbaum. *The Output, Employment and Interest Rate Effects of Government Consumption*. *Journal of Monetary Economics*, 1992, (30): 73-86

与居民消费之间存在明显的替代关系，即挤出关系。<sup>6</sup>Günter Coenen 和 Roland Straub (2005) 在非李嘉图型家庭和新凯恩斯动态随机均衡模型 (DSGE model) 的框架下分析了欧洲地区政府支出冲击对私人消费的影响，运用贝叶斯推断的方法发现在有政府支出冲击的情况下非李嘉图型家庭更倾向于增加消费。<sup>7</sup>

但是，也有一些实证研究与上面的研究结论相反。Karras (1994) 用多国数据研究了居民消费与政府支出的关系，发现政府支出同居民消费之间存在一种互补关系，政府支出增加将提高居民的消费支出水平。<sup>8</sup>Devereux、Head 和 Lapham (1996) 在规模报酬递增、寡头竞争假设前提下研究了政府支出对宏观经济的影响，发现政府支出的增加将导致总产量水平的上升，进而导致实际工资的上升，于是政府支出的增加会导致居民消费的增加。<sup>9</sup>Athanasios Tagkalakis (2005) 运用 1970-2001 年 19 个经合组织国家 (OECD) 的面板资料来分析经济萧条和经济繁荣时期的财政政策对私人消费的影响，他发现在经济萧条时期扩张性的财政政策更能刺激私人消费，这种效应在那些消费信贷市场不发达的国家显得尤为明显。<sup>10</sup>Jordi Galí、J.David López-Salido、Javier Vallés (2005) 使用了具有价格粘性和非竞争性劳动力市场特征的新凯恩斯模型，论证了政府支出对居民消费的正向影响。其传导机制是，在价格粘性的条件下，政府支出的增加导致总需求增加，企业的劳动力需求相应增加。由于劳动力市场的垄断特征，这将导致实际工资水平的明显上涨，高的工资收入会提升依照经验规则进行决策的家庭的消费水平，如果这部分消费者在总人口中所占的比重足够大的话，那么消费总量就会增加。<sup>11</sup>

我国学者也对政府消费和居民消费的关系从不同的角度进行了研究。胡书东 (2002) 从一般的理论框架出发，对我国政府支出和居民消费之间的关系进行较为深入的探讨。结论为从整体上看，政府支出变动与居民消费呈正相关关

<sup>6</sup>Tsung-wu Ho. The government spending and private consumption: a panel integration analysis. *International Review of Economics and Finance*, 2001, (10): 95-108

<sup>7</sup>Gunter Coenen, Roland Straub. Does Government Spending Crowd in Private Consumption? Theory and Empirical Evidence for the Euro Area. *International Finance*, 2005, 8(3): 435-470

<sup>8</sup> Karras, Georgios. Government Spending and Private Consumption: Some International Evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1994, 26(1): 9-22

<sup>9</sup>Devereux, M.B.Head, A.C, Lapham.B.J. Monopolistic Competition, Increasing Return, and Government Spending. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1996, (28): 233-254

<sup>10</sup>Athanasios Tagkalakis. The Asymmetric Effects of Fiscal Policy on Private Consumption over the Business Cycle. Working Paper Series, 2005

<sup>11</sup>Jordi Galí, J.David López-Salido, Javier Vallés. Understanding the Effects of Government Spending on Consumption. NBER Working Paper, No.11578, 2005

系,是互补的关系,政府支出增加对民间消费的作用是挤进的,而不是挤出的。他认为在社会主义市场经济新形势下能够有效刺激民间消费和政府财政支出项目应该是基础设施建设投资,实施以扩大财政支出用于加快基础设施建设为重点的积极财政政策能够对民间消费起到拉动作用。<sup>12</sup>谢建国与陈漓高(2002)通过建立一个居民消费的跨期替代模型,运用计量经济方法分析了中国的政府支出与居民消费之间的关系,认为在短期内,中国政府可能通过增加政府支出的方式增加总需求,但在长期均衡时政府支出完全挤占了消费支出。<sup>13</sup>马拴友(2003)认为,财政支出与社会总需求存在正相关关系,实施积极财政政策对促进消费增长有重要作用。<sup>14</sup>郭杰(2004)对我国政府支出的乘数效应和挤出效应进行分析,分析结果表明,我国具备乘数原理发挥作用的基本客观经济条件,只是由于一些限制,我国政府支出乘数较小;同时我国的政府支出并不会挤占私人的消费和投资,政府支出与私人消费和投资是一种互补关系,而不是替代关系。<sup>15</sup>李广众(2005)在消费者最优消费选择欧拉方程基础上推出用以分析政府支出与居民消费之间关系的模型,对全国、城镇以及农村样本进行了估计,结果说明尽管政府支出与居民消费之间不存在长期协整关系,但从短期看,由于政府支出增加有助于提高居民消费的边际消费,因此政府支出与居民消费之间具有互补性,表现为政府支出增加将导致居民消费增加。<sup>16</sup>黄贇琳(2005)利用RBC模型引入政府支出变量来考察中国宏观经济波动的周期特征及财政政策的效应问题,实证结果表明政府支出的增加导致居民消费的减少,二者存在一定的替代关系,即财政政策存在一定的挤出效应。<sup>17</sup>李友永、丛树海(2006)从财政政策有效性的微观基础居民消费入手,在基于居民最优决策行为的基础上,构建了中国加总社会消费函数,并利用经验数据,对改革开放以来中国居民的消费行为进行了经验分析。分析得出改革开放以来,致力于总需求管理的财政政策调整,不仅没有对私人部门的消费产生挤出效应,反而对私人部门的消费产生挤入效应。<sup>18</sup>石柱鲜等人(2005)分析了我国政府支出与居民消费的关系,

<sup>12</sup>胡书东.中国财政支出和民间消费需求之间的关系.中国社会科学,2002,(6):26-32

<sup>13</sup>谢建国,陈漓高.财政支出与居民消费——一个基于跨期替代模型的中国经验分析.当代经济科学,2002,24(6):34-40

<sup>14</sup>马拴友.财政政策与经济增长.北京:经济科学出版社,2003:45-46

<sup>15</sup>郭杰.乘数效应、挤出效应与政府支出结构调整.经济理论与经济管理,2004,(4):27-31

<sup>16</sup>李广众.财政支出与居民消费:替代还是互补.世界经济,2005,(5):38-45

<sup>17</sup>黄贇琳.中国经济周期特征与财政政策效应——一个基于三部门RBC模型的实证分析.经济研究,2005,(6):27-39

<sup>18</sup>李友永,丛树海.居民消费与中国财政政策的有效性:基于居民最优消费决策行为的经验分析.世界经济,2006,(5):54-64

认为从政府消费支出和投资支出的划分来看,无论是长期还是短期上政府消费支出对居民消费均是挤出的;政府投资支出则是挤入的。从政府支出的功能性质划分来看,无论是长期还是短期上经济建设支出对居民消费都是挤出的,而教育文化支出、行政管理支出则是挤入的;其他项目支出在长期上对居民消费是挤出的,在短期上是挤入的。<sup>19</sup>张治觉(2006)利用可变参数模型对我国1978-2004年的数据进行动态分析,结果表明:整体上,政府支出对农村居民消费和城镇居民消费产生引致效应;结构上,在1994-2004年间,政府投资性支出对居民消费产生挤出效应,政府消费性支出和转移支出对居民消费产生引致效应。为了进一步引导居民消费,启动内需,促进经济增长,政府应进一步调整政府支出结构,减少政府投资性支出的比例,增加政府消费性支出和转移性支出的比例。<sup>20</sup>楚尔鸣,鲁旭(2007)利用1998-2005年的地方相关数据,在线性有效消费函数的基础上,构造一个政府支出与居民消费的跨期替代理论模型,对政府支出和居民消费的关系进行了实证分析。结论表明,经济建设支出和行政支出挤出了居民消费;社会文教支出挤入了居民消费。<sup>21</sup>

综上所述,国内外学者就政府支出对居民消费的效应进行了大量的实证研究,但并未得出一致的结论。这既有数据选择的问题,也有研究方法的问题。从研究方法来看,多数文献运用的是时间序列数据,因而对数据进行的是时间序列的单位根检验和协整检验,但协整检验存在一个明显的缺陷,这就是在样本比较小的情况下,检验力度低,可能导致长期关系计算出现偏误, Pedroni (1995)<sup>22</sup>, Shiller<sup>23</sup> & Perron<sup>24</sup> (1985), Perron<sup>25</sup> (1989, 1991), Pierse and Snell<sup>26</sup> (1995)指出上述检验对时间维度非常敏感。换句话说,在较短的时间序列中 Johansen 协整检验可能是不可靠的,因此只能通过增加样本容量来提高检验力度。基于

<sup>19</sup>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.学习与探索,2005(6):249~252

<sup>20</sup>张治觉.我国政府支出对居民消费的动态效应分析.消费经济,2006,22(6):16~18

<sup>21</sup>楚尔鸣,鲁旭.基于动态面板的地方政府支出对居民消费的挤出效应分析.湘潭大学学报(哲学社会科学版),2007,31(6):67~72

<sup>22</sup>Pedroni, P., Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels and the Case of Purchasing Power Parity, Indiana University Working Papers In Economics, No. 96-020, 1996

<sup>23</sup>Shiller, R.J. and Perron, P., Testing the random walk hypothesis: power versus frequency of observation, *Economic Letters* 18, 1985: 381~386

<sup>24</sup>Perron, P., Testing for a random walk: a simulation experiment of power when the sampling interval is varied, in *Advances in Econometrics and Modeling* (edited by B. Jaj), Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 1989: 47~68

<sup>25</sup>Perron, P., Test consistency with varying sampling frequency. *Econometric Theory* 7, 1991, 341~68.

<sup>26</sup>Pierse, R. and Snell, A., Temporal aggregation and the power of tests for a unit root[J], *Journal of Econometrics* 65, 1995: 333~45.

此，本文在研究中采用面板数据，即在较短时间序列内，依靠引入省际面板形成自由度比较大的样本观测值，对我国政府支出与居民消费的关系进行检验。

### 第三节 拟采用的研究方法和文章结构

由于在研究方法上，多数学者运用时间序列来进行分析，本文将利用面板数据模型来进行研究。跟时间序列数据相比较而言，面板数据有着更明显的优势，通过对不同截面单元不同时间观察值的结合，使得面板数据成为“更多信息、变量之间更少共线性、更多自由度、更有效”的数据，同时面板数据对同一截面单元集进行重复观察，能更好地研究经济行为变化的动态性。

本文的研究方法主要有：主要采用理论与实际相结合、定性与定量相结合的分析方法来探究我国政府支出对居民消费的影响，首先描述了我国居民消费率的现状，并分析了造成这一现象的原因，并利用面板数据来对我国政府支出与居民消费的关系进行实证分析，在分析结果的基础上提出建议。

本文的结构如下：

第一章导言。阐述了本文选题的背景以及研究的意义，并对国内外财政支出对居民消费影响的研究进行综述，同时简要介绍了本文的研究方法以及内容结构的安排。

第二章我国居民消费的现状与乏力原因。通过对近几年来我国居民消费率变动趋势和城乡居民消费水平的对比分析，阐述了我国居民消费需求现状，并分析了导致我国居民消费乏力在制度与观念等方面的原因，指明增加居民消费需求的意义。

第三章理论模型与计量分析模型。在 Frenkel 和 Razin 研究政府支出对居民消费支出影响的基础上，进行理论模型分析，然后介绍了面板数据模型的相关理论，最后在前面分析的基础上，建立了适用于我国的用以研究财政支出对居民消费支出影响的面板模型。

第四章我国财政支出对居民消费影响的实证分析。首先对采用的数据进行了来源说明和统计性描述，然后对数据进行了基础性检验、确定了模型的形式，并就财政支出分别对城镇居民消费支出和农村居民消费支出的影响做了实证分析，并分析了估计结果，从而得出相关结论，并在此基础上提出了几点财政支出政策建议。

## 第二章 我国居民消费的现状与乏力原因

改革开放以来，我国经济社会发展取得了显著的成就。但是，一直以来，我国拉动经济增长的三大动力——投资、消费和进出口，由于各种原因出现了失衡，多年来，消费一直处于相对滞后的状况。本章通过对近几年来我国居民消费率变动趋势的计算和城乡居民消费水平的对比，描述了我国居民消费率不断降低和城乡居民消费水平差异较大的特征，并分析了导致我国居民消费乏力在制度与观念等方面的原因。

### 第一节 我国居民消费现状的特征

长期以来，在我国的国民经济中，投资需求和出口需求是拉动经济增长的两大主要因素，本应成为经济增长主导因素的消费需求，却总是显得动力不足，最终消费率一直持续偏低。国际经验表明，在现代市场经济条件下，只有当最终消费率超 60% 时，才能支撑国民经济的长期健康发展。统计年鉴的数据显示，2006 年我国的最终消费率为 49.9%，不仅大大低于发达国家的平均水平，而且低于发展中国家的平均水平，在世界正常经济体中是最低的。

最终消费支出又包括居民消费与政府消费两个部分，居民消费是最终消费的主要部分，我国居民消费率持续下降是造成最终消费率过低的主要原因。据统计年鉴显示，自 1996 年至 2006 年政府消费在整个最终消费支出中的比重，由 22.7% 上升到 27.44%，居民消费率却由 77.3% 下降到 72.56%。

进入新世纪以来，我国的财政支出持续上升，单从 2001 年到 2006 年，我国的行政管理费用，便由 3512.49 亿元增加到 7571.05 亿元，六年中增加了 115.547%，占政府消费的比重也由 19.88% 上升到 24.99%。从表 2.1 和图 2.1 中可以看出，从 1996 年至 2006 年期间，居民消费率总体来说是呈现降低趋势。虽然 2000 年之后情况有所好转，居民消费率下降的速度与 1996 年到 2000 年之间的下降速度相比有所减缓，但是不断下降的趋势没有得到根本改变。

表 2.1 居民消费与政府消费占最终消费比重

年份	居民消费支出 占最终消费比重	政府消费支出 占最终消费比重
1996	77.3%	22.7%
1997	76.7%	23.3%
1998	76.0%	24.0%
1999	75.3%	24.7%
2000	74.5%	25.5%
2001	73.6%	26.4%
2002	73.3%	26.7%
2003	73.4%	26.6%
2004	73.3%	26.7%
2005	72.8%	27.2%
2006	72.6%	27.4%

数据来源：《中国统计年鉴》（2007年版），国家统计局网站

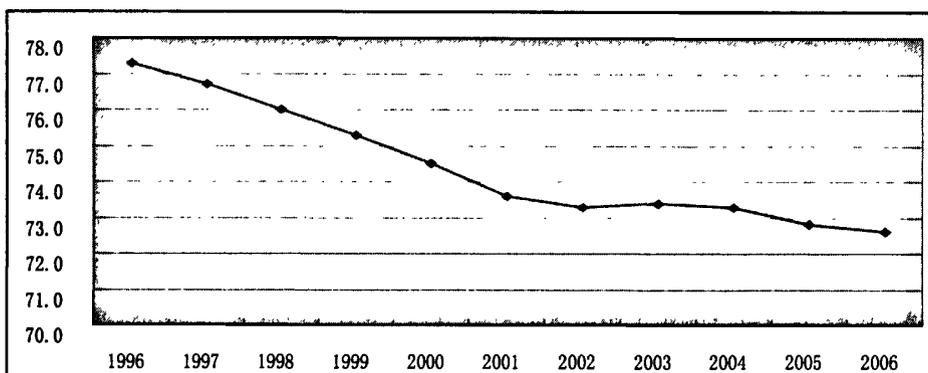


图 2.1 1996-2006 年我国居民消费率的变化趋势

数据来源：《中国统计年鉴》（2007年版），国家统计局网站

尽管农民占据中国人口总量中相当大的比重，但是其消费额却占据相对较小的比重。从经济发展的趋势看，农业是典型的弱势产业，但是长期以来，就是这样一个弱势产业，却支持了中国的快速的工业化和城市化。长期以来，农村消费占整个中国消费总量的比重非常小，消费增速低于城市消费，城乡之间消费差距较大。根据中国统计年鉴，2006年度，社会消费品零售总额达到76410亿元，其中城市总额51542.6亿元，县级地方总额为8477.9亿元，县以下地方总额16389.5亿元，由图2.2可以看出，农村消费的比重总体上呈下降趋势，尤其是从1994年以来该比重一直在不断下降，从1994年的35.85%一直下降为2006年的21.45%。统计年鉴数据显示，从居民消费水平来看，2006年，城镇居民为

10359 元，农村居民为 2848 元，城乡消费水平对比为 3.6: 1。2001 年到 2006 年间，城乡消费水平对比一直都在 3.6 至 3.8 之间，由此可以看出，农民的生活水平明显低于城镇居民。

表 2.2 社会消费品零售总额情况

年份	合计 (亿元)	市 (亿元)	县 (亿元)	县以下 (亿元)	县以下所占 比重
1991	9415.6	4529.8	1491.2	3394.6	36.05%
1992	10993.7	5470.3	1689.8	3833.6	34.87%
1993	14270.4	7138.1	2090.1	5042.2	35.33%
1994	18622.9	9387.8	2558.7	6676.4	35.85%
1995	23613.8	12979.4	3366.3	7268.1	30.78%
1996	28360.2	16199.2	3759.7	8401.3	29.62%
1997	31252.9	18499.5	4011.6	8741.8	27.97%
1998	33378.1	20294.1	4220.2	8863.8	26.56%
1999	35647.9	22201.8	4460.8	8985.3	25.21%
2000	39105.7	24555.2	4831.1	9719.4	24.85%
2001	43055.4	27379.1	5251.4	10424.9	24.21%
2002	48135.9	31376.5	5566.5	11192.9	23.25%
2003	52516.3	34608.3	6011.8	11896.2	22.65%
2004	59501.0	39695.7	6636.0	13169.3	22.13%
2005	67176.6	45094.3	7485.4	14596.9	21.73%
2006	76410.0	51542.6	8477.9	16389.5	21.45%

数据来源：《中国统计年鉴》（2007 年版），国家统计局网站

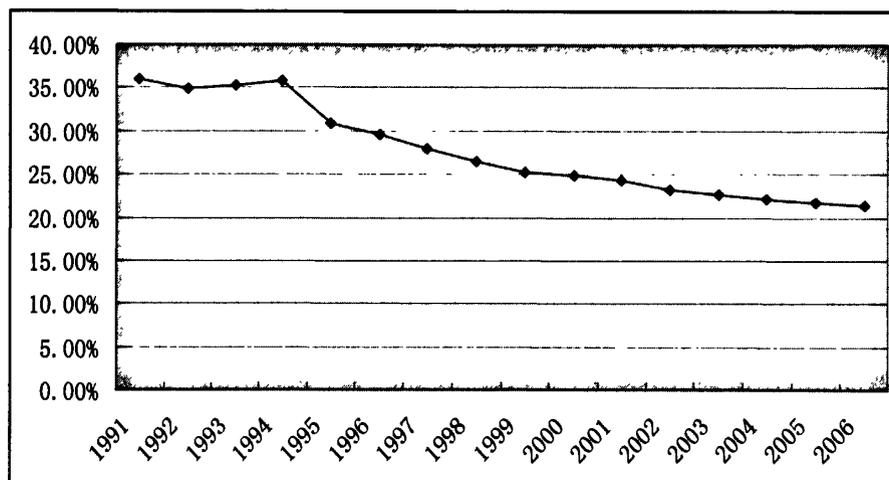


图 2.2 1991-2006 年我国县以下社会消费品零售额所占比重变化趋势

数据来源：《中国统计年鉴》（2007 年版），国家统计局网站

## 第二节 我国居民消费乏力的原因

由前面分析可知，多年来我国居民消费率一直很低而且还在持续下降，造成这一现象的原因主要有以下几点：

第一，居民收入增长速度滞后于经济增长速度。1978-2005年，我国国内生产总值年均增长9.6%，而农村居民家庭人均纯收入年均增长6.8%，城镇居民人均可支配收入年均增长6.5%，比经济增长速度分别低2.8个和3.1个百分点。2005年城乡居民收入占GDP的比重下降到1978年以来的最低水平45%，比改革开放以来最高水平1985年的56%低了11个百分点。职工工资占GDP比重从1978年的16%降为2005年的11%，而且65%的职工收入水平低于平均线。经济增长和居民收入的提高应该是同步的，而我们的收入增长不仅慢，而且不稳定，随意性较大，使居民消费需求增长缺乏有力的收入增长支持和保证，从而造成居民消费需求不足。

第二，收入差距扩大，贫富差距悬殊。国际上用基尼系数来衡量一国的贫富差距。一般认为，基尼系数小于0.2为高度平均，在0.3-0.4之间为基本合理，在0.4-0.5之间为差距较大，超过0.5为差距悬殊，超过0.6则为高度不平均，国际上通常将0.4作为警戒线。我国在改革开放前，居民收入差距的基尼系数仅为0.16，1983年扩大为0.28，1994年为0.434，1998年为0.456，2003年达0.458，2004年为0.465，2005年已为0.47，早已远超了国际公认的0.4的警戒线，表明我国已属于收入差距较为突出的国家。按照一般从凯恩斯的边际消费倾向递减规律可以看出，现期收入差距过大也是导致消费需求减少的一个重要原因。居民收入差距过大，必然使平均消费倾向降低。高收入阶层由于基本消费需求已得到满足，因而其消费倾向偏低。低收入阶层由于没有足够的可支配收入，虽有消费欲望但购买力不足，其潜在消费需求难以转化为有效需求。可见，分配越是不公，社会消费率就越低。

第三，城乡二元经济结构没有得到根本改变。我国城乡二元经济结构一直没有得到根本改变，城乡居民收入差距不断扩大。近年来，政府和社会支农资金呈现增长的态势，但与农业需求的矛盾仍很突出。按照WTO农业协议口径统计，国家财政对农业的支持总量占当年农业总产值比例不足10%，而发达国家却达到了30%-50%，即使印度、巴西、泰国等发展中国家也达到了15%-20%。城乡发展失衡、工农业发展失衡日益明显。如果农民购买力不足，内需是很难真正扩大的，只有几亿农民腰包鼓了，才会释放一个庞大的消费群体。

第四，城镇社会保障制度不健全，农村居民缺乏最基本的保障条件。随着我国社会主义市场经济体制的建立，社会保障体系的改革也取得了很大成，初步建立起了现代社会保障体系。但从整体上看，仍然还是低层次、不完备的。目前我国社会保险的覆盖面小，且发展不均衡。在城市，国有企业下岗职工基本生活保障制度、失业保险制度、城镇居民最低生活保障制度三条保障线未能覆盖到全体社会成员，没有覆盖整个城市；养老保险、失业保险主要覆盖了国家行政事业单位、国有企业和部分集体企业，民营经济、个体经济尚未覆盖。加之缴纳的统筹款少，标准低，职工领取的退休金少，难以维家庭基本生活，这些都限制了养老保险和失业保险的社会保障功能的发挥，致使相当一部分城市贫困人口享受不到应有的养老、失业保险待遇；职工医疗保障制度起步晚，覆盖面狭窄，部分城镇人口由于无力承受巨额医疗费而导致贫困。城乡差别过大，农村居民基本享受不到社会保障。近几年国家大力推行了农村养老保险和新型合作医疗制度，但由于各种原因，到目前为止，覆盖面仍然较小。到 2005 年年底，全国参加农村养老保险的人数为 5442 万人，仅占农村总人口的 7.1% 左右；参加新型农村合作医疗的人数为 1.79 亿人，仅占农村总人口的 24% 左右。总体来讲，农村的社会保障体系还处于比较低的层次。社会保障制度不完善，社会保障功能弱化，居民承担了相当大的改革成本，致使相当一部分消费基金被分流，对居民的支预期产生了很大影响，进而制约着居民的消费需求。

第五，我国传统消费观念的影响。我国居民有量入为出、勤俭节约的消费习惯，绝大多数人还是本着“无债一身轻”的原则，忌讳“寅吃卯粮”。应该说上述观念的形成有它的客观社会基础，即长时期的低收入生活水平。在社会主义市场经济体制日趋完善的今天，许多人的消费观念还留在“计划经济”时期，日渐成为消费市场的无形桎梏。据中国经济景气监测中心对北京、上海两地居民的抽样调查显示，对消费信贷感兴趣的居民仅占 31%；不愿意接受或表示担忧的居民所占比重达 69%，其中 25% 的居民明确表示不接受消费信贷，17% 的居民对消费信贷存在疑虑，15% 的居民认为其经济状况无力进行信用消费。

因此，要想经济能保持发展后劲，就必须解决国内消费需求偏低的问题。而内需又分为政府消费需求和居民消费需求，作为一个人口众多的发展中国家，经济增长更应立足于扩大国内需求，而扩大居民消费需求则应当成为内需扩张的重点。然而到目前为止，我国提出的刺激内需的政策措施，大多是增加政府消费的，直接涉及居民消费的很少。相比财政支出对于经济增长的研究，财政

支出对居民消费的影响的研究关注的较少，尤其是在复式预算的支出体制下考察不同类型的财政支出对于居民消费的影响。所以，在新形势下，要想使经济又好又快发展，更应重视财政支出对居民消费的刺激作用，采取刺激居民消费支出的财政政策。

### 第三章 理论与计量分析模型

目前, 大对数国内学者是利用时序数据来研究政府支出与居民消费的关系, 而很少有用面板数据进行研究的。面板数据 (panel data) 作为一种研究工具, 在建模过程中, 面板数据与纯时间序列或截面数据相比有许多优点。本章在 Frenkel 和 Razin 研究政府支出对居民消费支出影响的基础上, 进行了理论模型分析, 并在此基础上建立了适用于我国的, 用以研究财政支出对居民消费支出影响的计量模型。

#### 第一节 理论模型

Frenkel和Razin (1996) 认为政府支出主要通过两个渠道影响居民消费: 消费倾斜渠道和资源撤出渠道。根据他们的研究, 在考虑政府支出的条件下, 跨期代表性消费者的个人效用函数被定义为由居民消费和政府的公共支出决定, 在生命存续期内 (0期与1期), 代表性消费者将在居民消费和政府提供的公共品的消费中最大化其效用:

$$\underset{C_0, G_0}{\text{Max}} U(C_0, G_0) + \delta U(C_1, G_1) \quad (3.1)$$

$$\text{s.t. } C_0 + \alpha_1^P C_1 = (\bar{Y}_0 - T_0) + \alpha_1^P (\bar{Y}_1 - T_1) - (1 + r_1^P) B_{-1}^P = W_0 \quad (3.2)$$

式 (3.1) 中,  $C_0$  与  $C_1$  分别表示代表性消费者在时期 0 和时期 1 的消费支出;  $G_0$  与  $G_1$  分别表示政府在时期 0 和时期 1 的支出;  $\delta$  表示主观折现因子。式 (3.2) 中  $\alpha_1^P$  表示私人部门的市场折现因子 (经过价格指数的百分比变化调整后的折现因子);  $\bar{Y}_0 - T_0$  与  $\bar{Y}_1 - T_1$  表示消费者在时期 0 和时期 1 纳税后的实际可支配收入;  $(1 + r_1^P) B_{-1}^P$  为消费者历史债务负担的折现总额,  $B_{-1}^P$  为消费者的初始债务;  $r_1^P$  为初始实际利率水平;  $W_0$  为折现后的实际财富总额。式 (3.2) 表示消费者的一生约束条件由前面分析可知, 其一生消费的折现总额等于一生可支配收入减去初始债务的折现总额。

通过对式 (3.1) 和 (3.2) 求消费者效用最大化的一阶条件可以得到式 (3.3)。

$$\frac{U_C(C_0, G_0)}{\delta U_C(C_1, G_1)} = \frac{1}{\alpha_1^P} \quad (3.3)$$

该式表明, 均衡时相邻两个时期消费的边际替代率应等于私人部门市场折

现因子的倒数。

首先分析政府支出影响居民消费的消费倾斜渠道。假设私人效用函数为常数跨期替代弹性 (CRRA) 形式:

$$U(C_t, G_t) = z(G_t) + h(G_t)(C_t)^{-\sigma} \quad (3.4)$$

式 (3.4) 中,  $z(G_t) > 0$ , 表示消费固定时政府支出为私人消费带来的满足程度。 $\sigma > 0$ , 表示消费的跨期替代弹性。由式 (3.4) 可以得出政府支出对居民消费的边际效用的影响, 其表达式如下:

$$U_{CG} = \left(1 - \frac{\sigma}{1-\sigma}\right) h_G(G_t)(C_t)^{-\sigma} \quad (3.5)$$

式 (3.5) 中,  $U_{CG}$  表示居民消费的边际效用对政府支出的一阶导数。由式 (3.5) 可以看出, 如果  $h(G_t) > 0$ , 则有  $U_{CG} > 0$ , 意味着当期政府支出增加将导致当期居民消费的边际效用上升, 进而导致当期消费的边际替代率上升, 因此居民消费向当期倾斜, 即当期居民消费增加; 如果  $h(G_t) < 0$ , 则有  $U_{CG} < 0$ , 意味着当期政府支出增加将导致当期居民消费的边际效用下降, 进而导致当期消费的边际替代率下降, 因此居民消费向未来倾斜, 即当期居民消费下降; 如果  $h(G_t) = 0$ , 则有  $U_{CG} = 0$ , 意味着当期政府支出增加对当期居民消费的边际效不产生影响, 所以当期消费不会变化。也就是说, 当  $h(G_t) > 0$  时, 政府支出与居民消费之间呈现互补关系; 当  $h(G_t) < 0$  时, 政府支出与居民消费之间呈现替代关系; 当  $h(G_t) = 0$  时, 政府支出对居民消费的影响是中性的。

下面考察政府支出对居民消费影响的资源撤出渠道。由于政府支出活动是在一定的预算约束下进行的, 因此在两时期模型中, 政府支出面临的约束如下:

$$G_0 = B_0^g + T_0 - (1 + r_1^g)B_{-1}^g \quad (3.6)$$

$$G_1 = T_1 - \frac{1}{\alpha_1^g} B_0^g \quad (3.7)$$

式 (3.6) 和 (3.7) 中,  $B^g$  代表政府债务,  $(1 + r_1^g)B_{-1}^g$  为政府在 0 时期初始债务的折现额,  $r_1^g$  为初始的政府债务利率,  $\alpha_1^g$  为适用于政府支出的折现因子。

假定在信息充分条件下, 消费者具有理性预期, 他们认识到政府支出活动对自己消费的影响, 会将政府预算约束的影响纳入其预算约束。因此, 我们将政府预算约束 (3.6) 和 (3.7) 同时代入消费者的预算约束 (3.2), 整理可得:

$$C_0 + \alpha_1^P C_1 = (\bar{Y}_0 + \alpha_1^P \bar{Y}_1) - (C_0 + \alpha_1^P G_1) - (\alpha_1^S - \alpha_1^P)(G_1 - T_1) + (r_{-1}^P - r_{-1}^S)B_{-1}^S - (1 + r_{-1}^P)B_{-1} \quad (3.8)$$

式(3.8)中,  $B_{-1}$ 表示该经济体过去形成的外债额(即  $B_{-1} = B_{-1}^P - B_{-1}^S$ )。式(3.8)等号右边部分表示消费者的财富约束,可以看出消费者的财富由扣除政府支出后的国民收入折现总额等三部分组成。进一步假定  $\alpha_{-1}^P = \alpha_{-1}^S = \alpha_{-1}$ ,  $r_{-1}^P = r_{-1}^S = r_{-1}$ 则式(3.8)可以转化为如下形式:

$$C_0 + \alpha_1 C_1 = (\bar{Y}_0 - G_0) + \alpha_1 (\bar{Y}_1 - G_1) - (1 + r_{-1})B_{-1} \quad (3.9)$$

式(3.9)表明,如果消费者和政府部门可以以同一利率水平在世界资本市场上自由借贷,则消费者的财富等于扣除政府支出后的国民收入折现总额与初始外债额之差。从式(3.9)可以看出,政府的支出活动要占用资源,而这些资源原本可以由消费者使用,因此政府的支出活动会减少消费者能够利用的资源数量,从而导致居民消费下降。我们将政府支出对于居民消费的这种影响称为资源撤出渠道。

通过细分政府支出影响居民消费的渠道,我们认为除中性情况外,政府支出对于居民消费的影响是通过消费倾斜渠道和资源撤出渠道所产生的影响的总和。在中性情况下,相邻两个时期的边际消费替代率与政府支出无关,政府支出只通过资源撤出渠道对居民消费产生影响。

## 第二节 计量分析模型

### 3.2.1 面板数据模型理论分析

面板数据(Panel Data),是用来描述一个总体中给定样本在一段时间的情况。通过对样本中每一个样本单位进行多重观察,得到的一个数据集。这种多重观察既包括对样本单位在某一时期(时点)上多个特性的观察,也包括对样本单位的这些特性在一段时间上的连续观察。Panel Data可以克服时间序列分析受多重共线性的困扰,能够提供更多的信息、更多的变化、更少共线性、更多的自由度和更高的估计效率。Panel Data能更好地识别和度量单纯的时间序列和单纯的横截面数据所不能发现的影响因素。相对于两者而言,Panel Data能够构造和检验更复杂的模型行为。<sup>27</sup>

面板数据模型的基本形式为:

<sup>27</sup>汪涛,饶海斌,王丽娟. Panel Data 单位根和协整分析. 统计研究, 2002, (5): 53-57

$$y_{it} = \alpha_{it} + x'_{it} \beta_{it} + \mu_{it} \quad i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T \quad (3.10)$$

其中  $y_{it}$  是因变数,  $x_{it}$  是  $K \times 1$  维解释变量向量,  $n$  为截面成员个数,  $T$  为每个截面成员的观测时期总数。参数  $\alpha_{it}$  表示模型的常数项,  $\beta_{it}$  为对应于回归向量  $x_{it}$  的系数向量。随机误差项  $\mu_{it}$  相互独立, 且满足零均值、同方差的假设。在个体截面上, 该模型共含有  $n$  个截面个体方程, 在时间截面上, 该模型共含有  $T$  个时间截面方程。

如果从时间上看, 不同个体之间不存在显著性差异; 从截面上看, 不同截面之间也不存在显著性差异, 那么就可以直接把面板数据混合在一起用普通最小二乘法 (OLS) 估计参数。如果从时间和截面看模型截距都不为零, 且是一个相同的常数, 以二变量模型为例, 则建立如下模型:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T \quad (3.11)$$

$\alpha$  和  $\beta$  不随  $i, t$  变化, 也称上述模型为混合估计模型。

而令误差扰动项:

$$\mu_{it} = u_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T \quad (3.12)$$

其中  $u_{it}$  是个体效应,  $\varepsilon_{it}$  是残余扰动项。  $\text{Var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_{\varepsilon}^2$ , 而且  $\varepsilon_{it}$  相互独立。根据对  $u_{it}$  的不同假设, 将面板数据模型分为固定效应模型 (fixed effect model, FEM) 和随机效应模型 (random effect model, REM)。

在固定效应模型中我们假定:  $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$ , 其中  $\alpha_i$  称为非观测效应 (unobserved effect), 即横截面单元的固定效应。它概括了对  $y_{it}$  有影响的全部观测不到的、时间上恒定的因素。即  $\alpha_i$  为模型中被忽略的反映个体差异变量的影响, 它在时间上是固定的, 与解释变量可能相关, 也可能不相关。所以模型的截距项抓住了每个截面单位的本质特征。它随个体或截面单元而变化, 但不随时间而变化。固定效应模型可表示为如下形式:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (3.13)$$

其中  $x_{it}$  为  $1 \times K$  向量,  $\beta$  为  $K \times 1$  向量。

在随机效应模型中, 假定:  $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$ , 但与固定效应模型不同的是, 随机效应模型设定  $\alpha_i$  和  $\varepsilon_{it}$  同为随机变数。随机效应模型可表示为如下形式:

$$y_{it} = I \alpha_i + x_{it} \beta + \varepsilon_{it}, \quad I \text{ 为单位向量。} \quad (3.14)$$

同时考虑到面板资料的两维性, 我们在处理面板资料时需要更加谨慎, 如果模型形式设定不正确, 将会造成较大的偏差, 使得估计结果与实际不符。<sup>28</sup>

<sup>28</sup> 萧政. 面板数据分析 (第 2 版). 北京: 北京大学出版社, 2005

我们用Hausman检验来确定最终的模型形式。Hausman检验构造的统计量  $W = [b - \hat{\beta}] \Sigma^{-1} [b - \hat{\beta}]$ , 其中  $b, \hat{\beta}$  分别是指固定效应模型中最小二乘虚拟变量 (LSDV) 的估计结果和随机效应模型中可行广义最小二乘 (FGLS) 的估计结果,  $\Sigma$  为经过LSDV模型或随机效应估计后得到的协方差矩阵,  $W$  统计量服从自由度为  $k$  的分布, 若  $W$  值显著, 则选择固定效应模型, 否则选择随机效应模型。<sup>29</sup>

### 3.2.1.1 面板单位根检验

Panel Data的单位根和协整理论是对时间序列的单位根和协整理论研究的继续和发展, 它综合了时间序列和横截面的特性, 通过加入横截面能够更加直接、更加精确地推断单位根和协整的存在, 尤其是在时间序列不长、可能获得国家、地区等单位截面数据的情况下, Panel Data单位根和协整的应用更具价值。<sup>30</sup>

目前常用的单位根检验包括: 适用于相同根的LLC检验、Hadri检验、Breitung检验和适用于不同根的IPS检验、FFisher-ADF检验等。Panel Data中关于协整的检验, 主要有两个方向: 一个是原假设为非协整, 使用类似Engle和Granger(1987)平稳回归方程, 从Panel Data中得到残差构造统计检验, 计算其分布。如果回归残差存在单位根, 则表明回归结果为不可信, 如果回归残差不存在单位根, 则表明回归结果是可信的。其本质上仍是一种面板单位根检验。因此, 在下文的研究方法介绍中, 我们将重点介绍本文将使用到的面板单位根检验方法。另一个是原假设为协整, 也是基于残差的检验。

考虑以下基于面板的AR(1)过程:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + x_{it} \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (3.15)$$

其中,  $i=1, 2, \dots, N$  为面板单位数目,  $t=1, 2, \dots, T$  为面板数据的时间维度,  $x_{it}$  为模型中外生变量, 包括固定效应或面板各单位的时间趋势项, 为自回归系数,  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。根据  $\rho_i$  的同质性假定不同, 致使出现了两类不同假定的单位根检验。其中一类是假定  $\rho_i = \rho$ , 即相同根, 代表性的检验有LLC检验 (Levin、Lin和Chu, 2002), Breitung检验 (Breitung, 2000); 另一类检验则放宽了同质性假定, 允许  $\rho_i$  在不同的面板单位中变化, 即不同根情形的单位根检验, 与第一类检验相比, 这类检验更加接近现实, 代表性的包括IPS检验 (Im, Pesaran和Shin, 2003), Fisher—ADF和检验。

<sup>29</sup>任燕燕. 平行数据模型及其在经济分析中的应用. 北京: 经济科学出版社, 2006

<sup>30</sup>汪涛, 饶海斌, 王丽娟. Panel Data单位根和协整分析. 统计研究, 2002, (5): 53~57

为了保证结论的稳健性,我们将分别采用LLC检验, Breitung-T检验和IPS-W检验方法对面板数据进行单位根检验,下文将对这三种方法作简单介绍。

第一, LLC检验

Levin、Lin and Chu和Breitung方法都定义 $\Delta y_{it}$ 服从ADF形式。

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (3.16)$$

令 $\alpha = \rho - 1$ , LLC和Breitung检验的假设条件均为:

$$H_0: \alpha = 0 \quad H_1: \alpha < 0$$

LLC检验法是将 $\Delta y_{it}$ 和 $y_{it}$ 进行标准化,构建出非自相关的代理变量 $\tilde{y}_{it}$ 和 $\Delta \tilde{y}_{it}$ ,由此对 $\alpha$ 进行假设检验:

$$\Delta \tilde{y}_{it} = \frac{\bar{y}_{it}}{s_i} = \frac{\Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it} \hat{\delta}}{s_i} \quad (3.17)$$

$$\tilde{y}_{it} = \frac{\bar{y}_{it-1}}{s_i} = \frac{y_{it} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it} \hat{\delta}}{s_i} \quad (3.18)$$

其中, $s_i$ 是对(3.17)中每个ADF过程估计值的标准误, $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\delta}$ 和 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\delta}$ 是将 $\Delta y_{it}$ 和 $y_{it-1}$ 分别与滞后项 $\Delta y_{it-j}$  ( $j=1,2,\dots,p_i$ )和 $X_{it}$ 进行回归得到的系数估计值。由此,可对 $\alpha$ 进行估计:

$$\Delta \tilde{y}_{it} = \alpha \tilde{y}_{it-1} + \eta_{it} \quad (3.19)$$

Levin, Lin and Chu (2002)证明,在零假设条件( $H_0: \alpha = 0$ )下,(3.19)式 $\alpha$ 的估计值 $\hat{\alpha}$ ,其修正的t统计量 $t_{\alpha}^*$ 渐近服从标准整体正态分布: $t_{\alpha}^* \rightarrow N(0,1)$ 。

第二, Breitung-T检验

Breitung沿袭了Levin、Lin和Chu (2002)的思路,对代理变量 $\Delta \tilde{y}_{it}$ 和 $\tilde{y}_{it}$ 进行了如下改进:

第一步,除去(3.17)、(3.18)式中外生变量 $X_{it}$ 。

$$\Delta \tilde{y}_{it} = \frac{\Delta \bar{y}_{it}}{s_i} = \frac{\Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j}}{s_i} \quad (3.20)$$

$$\tilde{y}_{it-1} = \frac{\bar{y}_{it-1}}{s_i} = \frac{y_{it} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j}}{s_i} \quad (3.21)$$

第二步, 对代理变量  $\Delta \tilde{y}_{it}$  和  $\tilde{y}_{it-1}$  进行了变形以剔除时间趋势。

$$\Delta y_{it}^* = \sqrt{\frac{T-t}{T-t-1}} \left( \Delta \tilde{y}_{it} - \frac{\Delta \tilde{y}_{it+1} + \dots + \Delta y_{it+t}}{T-t} \right) \quad (3.22)$$

$$y_{it-1}^* = \tilde{y}_{it-1} - c_{it} \quad (3.23)$$

(3.23) 中根据  $c_{it}$  模型是否存在时间趋势、截距项而有不同取值。由此, 可以对  $\alpha$  进行估计:

$$\Delta y_{it}^* = \alpha y_{it-1}^* + r_{it} \quad (3.24)$$

### 第三, IPS-W 检验

IPS-W 检验为异质面板单位根检验, 对以下数据 (以  $y_{it}$  为例) 生成过程为:

$$\Delta y_{it} = \rho_i + \gamma_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} b_{ij} \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (3.25)$$

对每个截面, 分别应用上式进行 ADF 检验。零假设为  $H_0: \gamma_1 = \dots = \gamma_n = 0$ , 备择假设  $H_1: \gamma_i < 0, i=1, 2, \dots, N$

$$\bar{t}_{NT} = \frac{N^{1/2} \{ \bar{t}_{NT} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[t_{iT}(\rho_i, 0) | \gamma_i = 0] \}}{n^{-1/2} \sum_{i=1}^N \text{Var}[t_{iT}(\rho_i, 0) | \gamma_i = 0]} \rightarrow N(0,1) \quad (3.26)$$

其中,  $\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i(\rho_i)$  为各截面 ADF 检验  $t_i(\rho_i)$  的平均值。  $E[t_{iT}(\rho_i, 0)]$ ,

$\text{Var}[t_{iT}(\rho_i, 0)]$  分别为零假设下  $t_i(\rho_i)$  的均值和方差。<sup>31</sup>

#### 3.2.1.2 面板协整检验

在 Panel Data 中关于协整的检验迄今为止, 主要有两个方向, 一个是原假设为非协整, 使用类似 Engle 和 Granger (1987) 平稳回归方程, 从 Panel Data 中得到残差构造统计检验, 计算其分布, 这一类问题解决可以从 Pedroni (1995),

<sup>31</sup> 高铁梅. 计量经济分析方法与建模. 北京: 清华大学出版社, 2006

1997) 文章中找到答案, Kao (1999) 同样也有类似相关的分析; 一个是原假设为协整, 基本的检验可能参照 McCoskey 和 Kao (1998a) 的文章, 这也是基于残差的检验, 类似时间序列中 Harris 和 Inder (1994)、Shin (1994)、Leybourne 和 McLabe (1994) 和 Kwiatouski 等人 (1992) 分析框架, 无论是哪一种方法, 都使用序贯极限方式。

第一, Pedroni 方法

Pedroni 的协整方法利用协整方程 (3.27) 的残差:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + x'_{i,t} \beta_i + e_{i,t}, \quad t = 1, 2, \dots, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (3.27)$$

$$\beta_i = (\beta_{i1}, \beta_{i2}, \dots, \beta_{Mi}) \quad x_{i,t} = (x_{1i,t}, x_{2i,t}, \dots, x_{Mi,t})$$

在这里, Panel 公式中允许存在很大的差异, 因为在模型中, 单位之间的斜系数、固定效应系数和个体确定趋势系数是不同的。

在  $H_0$  下, 定义  $z_{i,t} = (y_{i,t}, x'_{i,t}), \xi'_{i,t} = (\xi^y_{i,t}, \xi^x_{i,t})$  (3.28)

$$z_{i,t} = z_{i,t-1} + \xi_{i,t}$$

这里过程  $\xi'_{i,t}$  满足:

$$\text{对 } \forall i, \text{ 当 } T \rightarrow \infty, \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^{[T]} \xi_{i,t} \Rightarrow B_i(\Omega_i)$$

$B_i(\Omega_i)$  是向量布朗运动, 其渐近方差为  $\Omega_i$ , 其中  $\Omega_{22i} > 0$ 。对于所有  $i$ ,  $B_i(\Omega_i)$  都定义为相同的概率空间, 并且  $E(\xi_{i,t}, \xi'_{j,s}) = 0$ , 对所有  $s, t$  当  $i \neq j$  时。因而  $\xi_{i,t}$  过程加上截面独立, 但允许数据存在一定范围的时间依赖。

如果我们用  $\gamma_i$  表示在第  $i$  单位横截面的残差自回归系数, 则第一类检验使用下面特定的原假设和备择假设: 对所有  $i, H_0: \gamma_i = 1 \quad H_1: \gamma_i = \gamma < 1$ 。第二类使用的: 对所有  $i, H_0: \gamma_i = 1 \quad H_1: \gamma_i < 1$ 。在这些假设下, Pedroni 讨论了 7 个 Panel Data 的协整统计, 其中 4 个是用联合组内尺度描述, 另外 3 个是用组间尺度来描述, 作为组平均 Panel 协整统计量, 在第一类四个检验中三个涉及到使用为人所知的 Phillips 和 Perron (1988) 工作中的非参修正, 第四个是基于 ADF 的参数检验, 在第二类三个中的二个使用非参修正, 而第三个再一次用了 ADF 检验。

第二, McCoskey 和 Kao 的方法

McCoskey 和 Kao 采用 LM 方法对原假设协整进行检验, 为了理解检验, 将 (3.27) 中的  $\delta_i = 0$ , McCoskey 和 Kao 采用的公式是让  $e_{i,t}$  由两部分组成:

$$e_{i,t} = \theta \sum_{j=1}^l u_{i,j} + u_{i,t} \quad (3.29)$$

回归变量是由下列形式产生:

$$x_{i,t} = x_{i,t-1} + \omega_{i,t} \quad (3.30)$$

这里  $x_{i,t}$  是  $M$  维, 在原假设  $H_0: \theta = 0$  情况下, (3.27) 是一个协整回归系统, 当这些回归方程没有协整情况下, 这些横截面单位之间独立是可以维持的。长期方差—协方差  $w_{i,t} = (u_{i,t}, \omega_{i,t})'$  被定义为:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \omega_1^2 & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \Omega_{22} \end{bmatrix} \quad (3.31)$$

LM 统计量为:

$$\overline{LM} = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{i,t}^{*2}}{\hat{\omega}_{12}^2}$$

$\hat{\omega}_{12}^2$  是  $\omega_{12}^2$  的一致估计量

$$\omega_{12}^2 = \omega_1^2 - \omega_{12} \Omega_{22}^{-1} \omega_{21}, y_{i,k}^* = y_{i,k} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \omega_{i,k} \quad (3.32)$$

$$S_{i,t}^* = \sum_{k=1}^l (y_{i,k}^* - \alpha_i - \hat{\beta}_i' x_{i,k})$$

$\hat{\beta}_i^*$  是  $\beta$  的 FM 估计

因此, 构造这个统计量需要一个的一致估计。为了完成这个非参的修正, FM (Fully-modified) 估计能够考虑 (3.27) 中的残差的序列自相关和回归方程的内生性, 并提供了渐近无偏估计。针对所有  $i$ , 当  $\beta_i = \beta$ , Kao (1998) 等人提出了一个优良的 FM 估计。作为同质斜系数, FM 估计量是由 Pedroni (1996) 提出。后来 Kao 和 Chiang (1998) 以及 Phillips 和 Moon (1999) 也谈到该估计量, Kao 和 Chiang (1998) 证明用 OLS、FM 和 DOLS (Dynamic ordinary least Squares) 得到的估计量都有渐近正态分布。

为了完成他们的检验, McCoskey 和 Kao 定义一个调整 LM 统计量:

$$LM^+ = \frac{\sqrt{N}(\overline{LM} - \mu_v)}{\sigma_v}$$

在  $H_0: \theta = 0$  下, 有: (3.33)

$$LM^+ \Rightarrow N(0,1)$$

既然在备择假设下, 统计量趋于很大值, 就意味着拒绝原假设, 修正因子  $\mu_v$  和  $\sigma_v$  是 Harris 和 Indei (1994) 定义布朗运动的一个复杂函数的均值和方差, 它

(修正因子)不仅依赖于尺度  $M$ , 也依赖 (3.27) 中是否包括个体特定的常数和 (或) 趋势。<sup>32</sup>

### 3.2.2 实证分析模型

在分析中国政府支出通过消费倾斜渠道对居民消费产生的影响时, 我们采用面板数据模型分析时使用如下模型进行估计:

$$\ln C_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln G_{1it} + \beta_2 \ln G_{2it} + \beta_3 \ln G_{3it} + \beta_4 \ln G_{4it} + \beta_5 \ln Y_{it} + \beta_6 D_i + u_{it} \quad (3.34)$$

其中,  $C_{it}$  表示居民消费支出,  $G_{1it}$  表示基本建设支出,  $G_{2it}$  表示支农支出,  $G_{3it}$  表示文教科学卫生事业费支出,  $G_{4it}$  表示行政管理费支出,  $Y_{it}$  表示居民家庭人均收入。  $\beta_j$  ( $j=1, 2, 3, 4$ ) 表示在其他变量不变时该项政府支出变动对居民消费的影响。如果  $\beta_j$  为正则意味着这项政府支出对居民消费产生了互补性的影响 (即这项支出的增加会促进居民消费), 如果  $\beta_j$  为负则意味着这项政府支出对居民消费产生了替代性的影响 (即它的增加会挤出居民消费)。  $Y_{it}$  表示人均可支配收入,  $D_i$  表示个体固定 (变动) 效果。由于受到数据完整性的限制, 本文采用的时间较短, 所以暂不考虑时间固定 (变动) 效果。

由于不同的分类方式会导致的研究结果也大不相同, 在进行面板数据模型分析时, 我们直接从统计年鉴上的按用途分的十六项支出中选取用于研究的财政支出项目。统计年鉴上的这十六项支出分别为基本建设费、企业挖潜改造资金、科技三项费用、支农支出、文体广播事业费、教育事业费、科学事业费、卫生经费、行政管理费、公检法司支出、其他部门事业费、抚恤和社会福利救济费、行政事业单位离退休经费、社会保障补助支出、政策性补贴支出、其他支出等十六项, 鉴于这种划分方法过于复杂, 并且很多项目与居民消费支出联系也不密切, 再考虑到模型构建及计量方面的因素, 我们重点考察与居民消费支出密切相关且广受关注的项目进行分析, 主要包括: 基本建设费、支农支出、科教文卫费、行政管理费。

政府的基础设施建设支出能够增加和改善与居民消费呈互补关系的公共品供给, 降低居民消费的外在成本, 有助于社会经济的发展, 提高人民收入和生活水平, 对居民消费将产生挤入效应。但是过多的经济建设支出就会排挤私人部门支出, 并与私人部门争夺有限的社会资源, 阻碍经济的增长; 再者, 如果基础设施建设领域投入结构不够合理, 特别是与人民生活息息相关的公共物品

<sup>32</sup>汪涛, 饶海斌, 王丽娟. Panel Data 单位根和协整分析. 统计研究, 2002, (5): 53-57

的供给不足，就会使国民经济的发展遭遇“瓶颈”，不利人民收入与生活水平的提高，这便会对居民消费产生挤出效应。

支农支出能改善农业生产条件，不仅能提高农业的综合生产能力，改善生态环境，增加农民收入，在长期，农业这一国民经济的基础得到发展，还有利于整个国民经济的协调发展和我国生产力水平的全面提高，从而提高城乡居民的消费水平。由于农业基础设施对农业产生作用是有时滞的，所以从短期来看，可能暂时没有明显作用，如果支农资金的使用效率低且不尽合理，无法实现改善农业生产条件的初衷，总成资金的浪费，就可能对居民消费表现出挤出效应。

教育投入属于人力资本投资性支出，随着经济的发展，世界各国都注意到教育的重要性，认识到人的知识和技能对一国经济发展的重要性。教育投入的扩大，可以促使国民素质不断提高、劳动力知识水平不断提高，提高劳动生产率，增加社会财富，促使居民消费增加。另外，教育支出补了居民由于认知和流动性约束而带来的消费不足问题，因此从一定程度上说是对居民消费的补充。但是，如果教育资金没有得到合理利用，使有限的政府资金在各级教育中的投入比例失调，教育资源配置不够公平，及资金的浪费严重，都可能导致对居民消费产生挤出效应。

行政管理费是国家执行其基本职能，进行社会公共事务管理活动的财力保证，如果行政管理费支出规模科学合理，才会有利于政府把财政支出的大部分用于公共建设和为社会提供公共产品，政府对社会事物的管理才会有效率，才会有利于居民消费的增长。如果行政管理支出的增长速度过快，远远超过经济增长和居民收入的增长，就会加重财政负担，弱化财政的资源配置职能，对经济增长和居民消费的增长产生消极影响。

## 第四章 我国财政支出对居民消费影响的实证分析

近年来,为了扩大内需,我国也采取了一些积极的措施。但是这些政策措施是否会对居民消费起到刺激作用,或者能在多大程度上起到作用,还需加以实证研究。本章先对使用的数据进行了说明和统计描述,然后对数据的平稳性和协整关系进行了检验,并对面板数据模型的形式进行了确定,最后利用我国31个省级单位最近6年的面板数据对我国财政支出对城乡居民消费支出分别进行了回归,并对结果进行了分析,最后在此基础上提出了促进居民消费的财政政策建议。

### 第一节 数据说明

#### 4.1.1 数据来源及统计描述

本文收集了我国31个省、自治区、直辖市作为研究样本,在理论上能够很好反映实际经济现象的发生本质。在时间上选择了最近6年,即2001年至2006年的连续数据,使总样本容量达到186个。数据均由《中国统计年鉴》(2001—2007)和《中国财政年鉴》(2001-2007)整理而来。本文采用Eviews6.0软件对面板数据进行计量分析。所用变量具体包括各地区历年的城镇居民消费支出、农村居民消费支出、城镇居民家庭人均收入、农村居民家庭人均收入以及基本建设费、支农支出、科教文卫费、行政管理费。分别用C1、C2、Y1、Y2、G1、G2、G3、G4来表示城镇居民消费支出、农村居民消费支出、城镇居民家庭人均收入、农村居民家庭人均收入、基本建设费、支农支出、科教文卫费支出、行政管理费。表4.1给出了变量的统计性描述。

由表4.1可以看出,这六年来,科教文卫费投入的平均为1471861万元,要比其他四项支出大。不过就波动而言,科教文卫费支出波动(1000173)是这五项支出中最大的。这五项支出中投入额平均值最小的是支农支出(222667.6万元),尽管该项支出的波动(157427.1万元)也最小,但是其支出额与其他项相比严重不足。

表 4.1 各变量原始值和对数值的数字特征

变量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
C1 (亿元)	1215.775	911.535	8531.81	24.79	1186.652
Y1 (元)	9499.787	8714.48	22808.57	5292.09	3354.497
C2 (亿元)	668.8427	470.65	2075.17	25.89	521.5775
Y2 (元)	3097.563	2596.6	9138.7	1404	1470.186
G1 (万元)	705390.8	555757.5	3955840	101717	584900.9
G2 (万元)	222667.6	198410	832939	21220	157427.1
G3 (万元)	1471861	1263825	5725658	153536	1000173
G4 (万元)	622626.8	514607.5	2563287	60773	447649.3
LNC1	6.655359	6.81513	9.051557	3.21044	1.069403
LN Y1	9.107378	9.072741	10.03489	8.573969	0.311101
LNC2	6.089713	6.154102	7.637798	3.253857	1.039869
LN Y2	7.94825	7.861955	9.120273	7.247081	0.40831
LNG1	13.25831	13.22809	15.1907	11.52995	0.607533
LNG2	12.03534	12.19807	13.63272	9.962699	0.804429
LNG3	13.95046	14.04965	15.56047	11.94169	0.7737
LNG4	13.09283	13.15115	14.7568	11.0149	0.747001

数据来源：《中国统计年鉴》（2007年版）和《中国财政年鉴》（2007年版），国家统计局和国家财政部网站

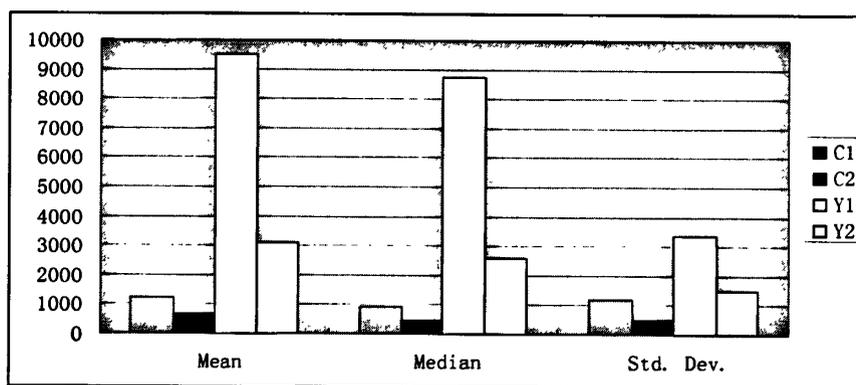


图 4.1 城乡居民的家庭人均收入和消费支出的均值、中位数和标准差

数据来源：《中国统计年鉴》（2007年版）和《中国财政年鉴》（2007年版），国家统计局和国家财政部网站

从图 4.1 中可以看出,这六年来,就平均值而言,城镇居民消费支出(1215.775 亿元)要大于农村居民消费支出(668.8427 亿元),城镇居民家庭人均收入(9499.787 元)要比农村居民家庭人均收入(3097.563 元)大很多。就波动性

而言, 相比城镇居民消费波动 (1186.652 亿元), 农村居民消费波动 (521.5775 亿元) 要小, 农村居民家庭人均收入的波动 (1470.186 元) 也比城镇居民家庭人均收入的波动 (3354.497 元)。

#### 4.1.2 变量的基础性检验

##### 4.1.2.1 变量的单位根检验

面板单位根检验主要是判定面板数据的稳定性问题。大多数宏观时间序列都是非平稳的, 直接进行最小二乘估计可能会得到可信度较低的结果。面板数据同样存在相类似的问题。为了避免这种虚假回归的问题, 首先对序列进行单位根检验分析序列的平稳性。

面板数据序列的单位根检验与普通时间序列的单位根检验不完全相同, 主要在于面板数据序列存在相同根 (Common Unit Root Processes) 和不同根 (Individual Unit Root Processes) 两种情形的单位根检验。为了保证结论的稳健性, 我们将分别采用 LLC 检验和 IPS-W 检验方法对面板数据进行单位根检验, 其中 LLC 检验为同根情形的单位根检验, IPS-W 检验为不同根的单位根检验。

根据表 4.2 可知, LLC 检验结果表明除了  $\ln G1$ 、 $\ln G3$  是平稳的以外, 所有变量的水平值在 1% 的显著水平下均是非平稳的, 并且在一阶差分后都是平稳的。

表 4.2 各变量对数值水平值和一阶方差的单位根检验结果

变量	LLC	Breitung-T	IPS-W	
水平值	$\ln C1$	1.36447	1.36778	5.27176
	$\ln C2$	-4.10546	0.44473	1.54188
	$\ln G1$	-4.50439	2.61603	1.29906
	$\ln G2$	-3.54262	-2.27744	2.07535
	$\ln G3$	7.28353	-4.19674	9.41106
	$\ln G4$	2.45805	0.10317	6.40350
	$\ln Y1$	-1.64780	-1.69771	2.85730
	$\ln Y2$	10.4623	-0.55586	9.61485
一阶差分	$\Delta \ln C1$	-11.5045	-1.05943	-2.81271
	$\Delta \ln C2$	-14.5130	-2.73265	-4.11474
	$\Delta \ln G1$	-11.7494	-1.13619	-3.43991
	$\Delta \ln G2$	-22.5629	-9.05986	-7.28302
	$\Delta \ln G3$	-3.52333	0.45269	0.33295
	$\Delta \ln G4$	-19.0657	-2.63937	-4.34498
	$\Delta \ln Y1$	-14.1673	-1.64427	-2.24235
	$\Delta \ln Y2$	-5.12530	0.32365	0.09807

## 4.1.2.2 变量的协整检验

虽然变量是非平稳的,但它们可能存在着平稳的线性关系,反映变量之间长期的稳定关系,这就有必要对变量进行协整检验。我们使用 Kao Residual Cointegration Test 方法来检验变量  $\ln C1$  和  $\ln G2$ 、 $\ln G4$ 、 $\ln Y1$  间的协整关系以及  $\ln C2$  和  $\ln G2$ 、 $\ln G4$ 、 $\ln Y2$  间的协整关系,结果如下表 4.3 所示。

表 4.3 模型 Kao Residual Cointegration Test 检验结果

	t-Statistic	Prob.
ADF	-4.774260	0.0000
ADF	-2.009194	0.0003

从结果中可以看到,  $t$  统计量的值很好的通过了检验,认为变量间存在协整关系。据此,我们可以认为基本建设费、支农支出、科教文卫费、行政管理费与居民消费支出存在长期均衡关系,对居民消费有影响。

## 4.1.2.3 面板模型的估计与选择

面板数据模型分为固定效应模型和随机效应模型。在对面板数据模型进行估计时,使用的样本包括了个体、指标、时间三个方面的信息。两种模型各有优缺点,如果模型的形式设定的不正确,估计结果将与所要模拟的经济现实偏离甚远。因此首先要确定建立哪种面板数据的模型形式,从而避免模型设定偏差,改进参数估计的有效性。在 Eviews6.0 中,用 hausman 检验可以直接验证面板数据模型的设定应该是固定效应还是随机效应。所做的结果如表 4.4 所示。

表 4.4 面板数据模型设定的 Hausman 检验结果

Correlated Random Effects - Hausman Test				
Test cross-section random effects				
Test Summary		Chi-Sq.Statistic	Chi-Sq.d.f.	Prob.
城镇居民消费模型	Cross-section random	12.302919	5	0.0309
农村居民消费模型	Cross-section random	81.038901	5	0.0000

从上面表 4.4 可以看出,城镇居民消费支出模型中, Hausman 统计量的值是 12.303, 相对应的概率是 0.0309; 农村居民消费支出模型中, Hausman 统计量的值是 81.039, 相对应的概率是 0.0000。说明两个模型都拒绝了随机效应模型的原假设,所以建立固定效应模型是合适的。

## 第二节 实证分析及其结果

为了研究我国财政支出对城乡居民消费的影响,要对各项财政支出与居民消费之间的关系进行实证研究,以下分别是对城镇居民消费和农村居民消费进行实证分析的结果以及对回归结果的分析。

### 4.2.1 各项财政支出与城乡居民消费支出的实证分析

#### 4.2.1.1 各项财政支出与城镇居民消费支出

根据第二章的分析和 Hausman 检验的结果,我们可以给出城镇居民消费支出方程式:

$$\ln C_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln G_{1it} + \beta_2 \ln G_{2it} + \beta_3 \ln G_{3it} + \beta_4 \ln G_{4it} + \beta_5 \ln Y_{it} + \beta_6 D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

其中,  $C_{it}$  为城镇居民消费支出,  $G_{1it}$  为基本建设费,  $G_{2it}$  为支农支出,  $G_{3it}$  为科教文卫费,  $G_{4it}$  为行政管理费用,  $Y_{it}$  表示城镇居民家庭人均收入。虚拟变量  $D_{it}=1$  表示属于第  $i$  个个体,  $D_{it}=0$  则为其他。将面板数据用方程式进行回归后,估计结果如下:

表 4.5 各项财政支出与城镇居民消费支出回归结果

Dependent Variable: LNC1?				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9.863555	0.828762	-11.90155	0.0000
LNY1?	0.783377	0.293669	2.667554	0.0085
LNG1?	-0.029291	0.071694	-0.408561	0.6834
LNG2?	-0.072765	0.049604	-1.466915	0.1445
LNG3?	0.868078	0.241977	3.587432	0.0005
LNG4?	-0.111631	0.242171	-0.460962	0.6455
R-squared	0.983113	Prob (F-statistic)		0.000000

从回归结果中可以看到(见表 4.5),调整的拟合优度为 98.31%,面板数据很好的拟合了模型,除常数项外各解释变量的系数估计值同时都为零的原假设被舍弃,总体回归方程是显著的。

但是,从  $t$  统计值来看,城镇居民家庭人均收入和科教文卫费支出对城镇居民消费支出的影响是正的,并且在 5% 的显著性水平上是显著的。基本建设费、支农支出和行政管理费用对城镇居民消费支出的影响均是负的,并且在 5% 的显著性水平上都没有通过显著性检验。

## 4.2.1.2 各项财政支出与农村居民消费支出

根据第二章的分析和 Hausman 检验的结果,我们可以给出农村居民消费支出方程式:

$$\ln C_{2it} = \beta_0 + \beta_1 \ln G_{1it} + \beta_2 \ln G_{2it} + \beta_3 \ln G_{3it} + \beta_4 \ln G_{4it} + \beta_5 \ln Y_{it} + \beta_6 D_{2i} + \varepsilon_{it} \quad (4.2)$$

其中,  $C_{2it}$  为城镇居民消费支出,  $G_{1it}$  为基本建设费,  $G_{2it}$  为支农支出,  $G_{3it}$  为科教文卫费,  $G_{4it}$  为行政管理费用,  $Y_{it}$  表示城镇居民家庭人均收入。虚拟变量  $D_{2i}=1$  表示属于第  $i$  个个体,  $D_{2i}=0$  则为其他。将面板数据用方程式进行回归后,估计结果如表 4.6 所示:

表 4.6 各项财政支出与农村居民消费支出回归结果

Dependent Variable: LNC2?				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.576051	0.372327	4.232980	0.0000
LNY2?	0.414442	0.149536	2.771524	0.0063
LNG1?	-0.043001	0.026915	-1.597676	0.1122
LNG2?	0.003430	0.017499	0.196007	0.8449
LNG3?	0.472788	0.088270	5.356153	0.0000
LNG4?	-0.370218	0.111294	-3.326486	0.0011
R-squared	0.996446	Prob (F-statistic)		0.000000

从回归结果中可以看到(见表 4.6),我们可以看出面板数据很好的拟合了模型,调整的拟合优度为 99.64%,除常数项外各解释变量的系数估计值同时都为零的原假设被舍弃,总体回归方程是显著的。

从  $t$  统计值来看,农村居民家庭人均收入、科教文卫费支出对城镇居民消费支出的影响是正的,行政管理费支出对城镇居民消费支出的影响是负的,并且在 5%的显著性水平上这三项均是显著的。基本建设费对城镇居民消费支出的影响是负的,支农支出对城镇居民消费支出的影响是正的,且这两项在 5%的显著性水平上都无法通过显著性检验。

另外,从表 4.7 和 4.8 可以看到,不论是城镇居民消费还是农村居民消费,全国各个地区的固定效应值的差异比较大,地区性因素对经济的影响非常明显。说明了不同地区的地区性基础或禀赋因素对一个地区的居民消费具有很大影响。资源丰富、经济发展较快的东部沿海地区对城乡居民消费的固定影响均为正值;而中西部地区,由于资源贫瘠、经济发展缓慢,地区性因素对城乡居民消费的影响呈现负值。这说明东部地区比中西部地区具有明显的初始禀赋优势。

#### 第四章 我国财政支出对居民消费影响的实证分析

表 4.7 我国 31 个省、自治区、直辖市城镇居民消费模型估计的固定效应值

北京	-0.38219	内蒙古	0.198285	上海	0.019461	福建	-0.23458
天津	-0.23525	辽宁	0.737183	江苏	0.511824	江西	0.018334
河北	0.196068	吉林	0.4445	浙江	-0.13127	山东	0.537229
山西	0.057239	黑龙江	0.634656	安徽	0.373103	河南	0.458139
湖北	0.658773	海南	-0.53748	云南	-0.48798	青海	-0.75601
湖南	0.381297	重庆	0.251602	西藏	-1.84254	宁夏	-0.63681
广东	0.548776	四川	0.442885	陕西	-0.06852	新疆	-0.28105
广西	-0.14106	贵州	-0.42103	甘肃	-0.31359		

表 4.8 我国 31 个省、自治区、直辖市农村居民消费模型估计的固定效应值

北京	-1.530239	内蒙古	-0.244013	上海	-1.140827	江西	0.409407
天津	-1.473309	辽宁	0.255846	江苏	1.065782	山东	1.341575
河北	0.883126	吉林	-0.381933	浙江	0.870457	河南	1.266622
山西	-0.259452	黑龙江	-0.066292	安徽	0.969401	湖北	0.690891
广东	1.102027	四川	1.304464	福建	0.493587	湖南	0.997315
广西	0.503572	贵州	0.149129	甘肃	-0.300830	新疆	-0.608117
海南	-1.323153	云南	0.555789	青海	-1.798105	陕西	0.247691
重庆	0.063989	西藏	-2.217397	宁夏	-1.827003		

### 4.2.2 结果分析

由前面的回归结果可以看出,各项财政支出对城乡居民消费支出有不同的影响,我们对这些不同的影响作具体分析。

基本建设费对城镇居民消费支出的均呈现出替代关系,但是由于在两个模型中该变量均不显著,所以基本建设费支出对居民消费并没起到明显作用。近年来,国家基本建设费在总量不断增加,但其结构还不够合理,基础设施建设领域投入不足,尤其是与人民生活息息相关的公共物品的供给不足,不仅不利于居民消费环境的改善,还给国民经济的发展和人民收入与生活水平的提高造成了“瓶颈”,从而间接限制了居民消费的增加。而且,由于我国城乡之间经济发展水平、市场化程度差距很大,对经济建设费支出的投向和使用效益存在较大差异,城市基本建设费的使用比农村更有效率,投向也更合理一些。再者我国基础设施建设投资主要集中在城市,对有利于农业发展、农村进步和农民生活改善的基础设施建设投入比重偏低。目前的基本建设支出现状还不能给居民消费支出的增加带来正面影响。

支农支出对城镇居民消费支出表现为替代关系,但对农村居民消费支出表

现出微弱的互补关系，不过在两个模型中该变量均不显著，即支农支出对居民消费支出的没有明显影响。目前我国二元经济没有的根本改变，支农支出的比重越大，越有利于农村发展，有助于改善农业生产条件，减少农民为避免损失而将自己的收入投入到农业基础设施中的部分，减轻农民生活负担，增加农民可支配收入，改善农村消费环境，提高农业的综合生产能力，改善生态环境，这都直接或间接的对农村居民消费支出起到刺激作用。但在短期内，由于财政支出总量既定，支农支出的增加必然使得用于城市建设的支出下降，不利于城市建设和城镇居民消费水平的提高。

科教文卫支出与城乡居民消费均呈现出较强的互补关系，并且这种影响是显著的。近年来，我国经济迅速发展，随着人均收入的提高，人们对文化、体育、医疗保健、教育科研等方面的消费支出比例会不断上升，故财政在科教文卫方面支出的增加能满足人们对于社会文教方面公共品需求的增加，为私人消费的增加创造条件。随着我国科教兴国战略的提出，教育被摆在了优先发展的地位，国家在教育方面的投入逐年扩大，尤其是农村教育水平不断提高，范围不断扩大，设施不断完善，国民素质不断提高。劳动力知识水平的提高会使劳动生产率提高，这不仅有利于增加劳动者的工资，而且有利于整个经济的发展，必然带来居民消费的增加。如果说经济建设支出是直接作用于生产从而间接带动居民消费，那么社会文教支出则能直接带动居民消费。

行政管理费对城乡居民消费支出均呈现出替代关系，但是只有在农村居民消费模型中是显著的，即行政管理费对城镇居民消费没有明显作用，但对农村居民消费有显著的影响。行政管理费支出纯属于消费性支出，不能得到合理的利用就会成为财政拖累，加重人民负担，对私人消费产生挤出效应。目前我国农村经济发展水平不够高，随着经济的发展，经济的规模不断扩大，对政府公共服务需求不断上升，而农村政府机构管理水平不够高，制度也不够规范，监管也不够严格，容易造成行政资金的浪费。所以，尽管随着我国经济的增长，行政管理费不断增加，在整个财政支出中的比重也不断上升。但是这些费用并没有得到有效利用，而是成为膨胀的政府机构人员的工资和各种福利，从而造成了一方面行政管理费支出增加很快，而另一方面公共品和服务的生产效率低下，所提供的数量、质量都不足以对居民消费起到很好的刺激作用，甚至于出现了居民消费的“挤出”效应。

收入对城乡居民消费支出均表现为显著的促进作用。收入是影响消费支出

的最直接因素之一，从理论和实证上都可以到收入的增加能促进居民消费增加的结论。随着我国经济的发展，人民收入水平不断提高，居民消费自然不断增加。另外，我国社会保障体系不断完善，养老、失业、医疗、教育、住房等社会保障和社会补助、社会救济的覆盖面不断扩大，水平不断提高，一方面解决了人民消费的后顾之忧，另一方面直接增加了居民，尤其是低收入和生活困难居民的可支配收入，从而刺激着居民消费的增加。但是，实证结果还表明，我国农村居民消费支出的收入弹性要小于城镇居民消费支出的收入弹性，在收入都增加一个百分点的情况下，城镇居民消费支出的增加要比农村居民消费支出的增加高出大约 0.37 个百分点。这一方面是由于我国农村经济发展水平比城市要低，农民收入比城市居民收入低，农民消费能力不如城市居民的消费能力大。另一方面是因为原因，相比城市而言，我国农村养老、医疗等社会保障体系不够完善、覆盖面不够大、水平也不够高，对农村贫困家庭的补助水平和力度不够大，使得农村居民不如城镇居民那么敢于消费。

综上所述，基本建设费支出和行政管理费支出对城乡居民消费均表现出替代关系；支农支出会抑制城镇居民消费支出，但却能促进农村居民消费支出；科教文卫支出和人均可支配收入对城乡居民消费均产生显著的促进作用。

凯恩斯主义经济学认为，当经济未处在充分就业的状态下，社会资源会有闲置，政府消费和投资可以对经济产生乘数效应；而当经济处于充分就业的状态下，社会资源都得到了充分利用，政府消费和投资行为会对私人消费和投资产生完全的挤出效应。从前面的实证分析可以看出我国政府支出的某些项目对居民消费有一定的促进作用，在政府消费增加的同时，并不是完全挤占了居民的消费空间，而是把一部分闲置资源给调动起来，这样反过来通过就业和收入增加了居民的消费。但是，同一项财政支出对城乡居民消费的影响是有差异的，其主要原因可归结于城乡之间发展与消费的特点不同。第一，城乡居民消费水平和消费结构有差异。虽然城乡居民的人均收入和消费支出在绝对值上来看是增长的，但是城乡之间的收入差距和消费支出差距越来越大。城镇居民在副食品、衣着、教育、文化娱乐、及家庭耐用消费品等方面的支出比重都要高于农村居民。第二，城乡居民消费倾向的差异。在我国，由于二元经济长期存在，农村各种经济制度不完善，导致农民收入预期不稳定；农村社会保障体系没有建立起来，养老、医疗、教育支出没有稳定保障；农村基础设施落后，抑制了对耐用消费品和高档消费品的需求，使得一些农民的购买力无法实现，这些因

素共同导致了农村居民消费倾向低于城镇居民消费倾向。从而造成了收入低的同时消费倾向也偏低的现象。第三，消费环境的差异。多年来，政府消费支出的地域倾斜使得城乡消费群体对私人消费和公共消费占有的差距拉大，消费环境差别很大。农村居民消费环境及消费条件整体上不如城镇，交通设施、商业网点、文化体育、生活环境等都明显滞后于城市，只有部分沿海经济发达地区的农村水、电、路、通信等消费硬件设施较完善，消费市场秩序相对规范，基本形成了物流畅通、方便快捷的消费环境，农民可以利用便利的交通条件去城市消费。我国绝大多数农村，经济发展水平相对落后，农村道路、水电等基础设施尚不完善，农民消费受到抑制。

### 第三节 促进居民消费支出的财政支出政策建议

我国是一个人口众多的发展中国家，经济增长更应立足于扩大国内需求，尤其是在全球经济发展放缓的大背景下。而扩大居民消费需求则应当成为内需扩张的重点。根据前面的分析，我国财政支出确实会对居民消费产生影响。在实证分析的基础上，提出以下几点政策建议，以充分发挥财政对居民消费的积极影响，以促进居民消费支出的增加。

#### 4.3.1 调整基本建设支出，改善民生

多年来我国财政支出中用于经济建设的支出不断增加，很多领域已经趋于饱和，但是有助于改善民生的基本建设还明显不足，增加城乡的基础设施建设，完善交通、能源的建设，有助于改善居民生活条件和消费环境。

第一，加快农村基础设施建设。农村是我国最大的消费市场，农民是我国最大的消费需求主体，然而如此庞大的消费群体的消费需求却始终没有调动起来。为此，必须加大农村沼气、饮水安全工程和农村公路建设力度，完善农村电网，加快南水北调等重大水利工程建设和病险水库除险加固，加强大型灌区节水改造；继续支持农村科技、教育、医疗、文化、体育等基础设施建设，提高农民整体素质，改善生活环境、升级消费结构。随着农村经济市场化程度的不断提高，农村生产资料运到农村、农产品运往市场、各种消费品进入农村、农村居民与外界各方面的交流的增加都需要有良好的基础设施。农村基础设施是农村经济社会发展和农民生产生活改善的重要物质基础。因此，必须以社会主义新农村建设为契机，加大农村基础设施建设的财政投入力度，改变农村基

基础设施落后的状况，提高农村居民创造收入的能力，为农村消费市场的启动和发展提供必要的基础性条件，为刺激农村居民消费打下基础。

第二，提高农业支出资金的使用效率。目前，我国农业事业费中，有很大一部分用于人员经费，而真正用于支持农业基本建设的比例很小，使农业事业的发展面临资金短缺的困扰。另外，在财政农业建设性资金中，用于大中型带有社会性的水利建设的比例较大，而农民可以直接收益的中小型的基础设施建设的比重较小，一定程度上夸大了政府农业投入的规模。所以，在加大农业支出的同时，要提高资金的使用效率，使支农资金真正使农民收益。

第三，加强交通、能源、城镇基础设施等公共领域的投资。社会公共基础设施是实现工业化的基础，是推动经济快速持续增长的主动力量。强化公共领域基础建设投资，既能有效刺激国内需求，迅速带动经济发展，又能避免重复建设，改善投资与经济结构，并为下岗职工和农村剩余劳动力创造更多的就业机会，有利于增加城乡居民消费。因此，要加强城市公共设施，如供水、排污水、煤气、公共交通等公用事业的建设投资；增加道路、桥梁、农田水利等基础设施建设方面的投入，提高基础产业的供给水平；逐步扩大具有外部经济效应的投资支出，如国土整治即大江大河治理等；加强能源、交通和基础设施等生产外部环境的投资比重，降低对生产部门的直接投资比重；加大财政对小城镇基础设施建设的投入力度，目前，小城镇基础设施建设主要依靠当地财政投入，而我国小城镇政府财政功能不全，加上不仅镇本级财力不足，拿不出资金用于基础设施建设，而且也很少能享受到县以上各级政府部门的直接投资。因此财政在安排基础设施建设时，应考虑到小城镇基础设施建设的需要，给予一定的支持。国家应加快调整投资结构，以及财政资金和国债的投入使用方向，加大对小城镇，尤其是国家试点镇基础设施建设的资金投入，以改变目前小城镇基础设施建设滞后的状况。地方省、市、县等各级财政也应重视小城镇基础设施建设，确实加大投入，保证小城镇基础设施建设投入有计划的稳定增长。

#### 4.3.2 加大科教支出，尤其是教育支出

第一，增加义务教育支出，尤其是加大西部地区的教育支持力度。义务教育是一种强制性的免费教育，政府对义务教育投资负有不可推卸的责任。但在我国，中央政府和省级政府却基本将自身置于义务教育责任之外，基础教育是由地方负责的。而县乡财政能力有限，无力独立支撑起义务教育的发展，不得

不采用多渠道筹集经费，其结果自然是乱收费、乱摊牌现象严重，加重人民的负担，既不利于消费的启动，也不利于经济的发展。因此，一方面，要加大中央财政对义务教育的经费投入。提高全国的义务教育的办学水平，改善义务教育环境，通过各级政府的共同努力，切实实现我国财政性教育经费占 GDP 的比例实现 4% 的目标。另一方面，要顾及到教育的公平性。尽快建立规范的义务教育财政转移支付制度。贫困地区义务教育均衡仅依靠地方政府的财政能力是不可能实现的，中央政府在推进义务教育均衡过程中要发挥积极作用。在下级政府因财政能力较弱而无法承担义务教育费用并满足义务教育需求时，上级政府有责任也有义务进行相应的教育财政转移支付。建立起从中央和省级到地方的转移支付，并对经济发展水平不同的地区采用不同的补助标准，平衡不同地区间义务教育条件的巨大差距，保障教育机会的均等。再者，继续加大中央对农村和西部地区义务教育的支持。无论是资金上还是政策上都应该给予倾斜，加快农村和少数民族专业人才的培养。尽管目前国家财政对农村教育的投入比前些年有所提高，2005 年实行了农村义务教育全免费。但是，全国各地普遍存在义务教育经费欠债现象，尤其是在县以下的地方政府，这方面中央和省级财政应该承担更多的责任。还可以建立专项教育基金，专门用于农民工子女的义务教育。对于农民工子弟学校，当地政府可根据当地的教育经费水平，给予资金支持。

第二，加强职业教育，对失业人员特别是农民工进行职业培训。稳定就业才能保证居民收入的稳定和增长，从而为消费提供持续的动力，职业教育培训是提高劳动者素质，增强其就业能力、工作能力、职业转换能力和创业能力的重要手段。首先，要增加各级财政资金投入的同时逐步增加公共财政对职业教育的投入。中央和地方各级财政应该在财政支出中安排足额经费用于促进劳动者的技能培训工作；安排资金重点支持技能型紧缺人才专业建设，农业和地矿等艰苦行业、中西部农村地区和少数民族地区的职业教育和成人教育发展。其次，加强师资队伍建设。地方各级财政要加强职业院校教师素质提高方面的投入，支持职业教育师资培养培训基地建设和师资培训工作。建立职业教育教师到企业实践制度；制定和完善职业教师聘用政策。再者，加强对贫困家庭学生的帮助，中央和地方财政要安排经费，用于奖、助学金和学费减免，资助接受中等职业教育的农村贫困家庭和城镇低收入家庭子女。把接受职业教育的贫困家庭学生纳入国家助学贷款资助范围。最后，各级政府要鼓励城乡合作与东西

部联合办学,积极推进职业教育领域的中外合作办学。安排资金用于城乡之间、东西之间、国内外间职业学校的交流与合作,使先进的教学经验能够共享,引进优质教育资源。

第三,进一步加大财政在科技投入方面的规模,提高科技资金使用效率。自改革开放以来,特别是随着“科教兴国”战略的实施,我国科技事业有了长足发展,涌现出一大批重要成果,科技创新和进步对经济发展的贡献越来越大,科技竞争力不断增强,有利于生产力的发展和人民生活水平的提高,从而能间接的增加居民消费。科技投入由于存在滞后效应和不确定等风险,财政就成为科技投入的主要力量。就我国目前的情况,仍要加大财政科技投入力度,保障重大科技专项实施。加大对基础性和公益性科研的稳定支持力度。增加节能减排投入力度,支持重点节能减排工程建设。虽然我国的科技事业有了长足发展,但与发达国家和一些新兴工业化国家的差距仍然很大。因此在增加财政在科技方面的投入的同时,还要合理布局国家财政的投入领域。国家财政科技投入应主要用于基础研究、前沿技术研究、资源与环境等公共领域,为公众创造最大价值,服务于经济的可持续发展。另外,在公平竞争的前提下,政府科技投入应当既支持项目,也支持基地和研究者个人。使科研人员获得稳定持续的支持,同时还会提高企业整体研发效率。但是,我国科技资金使用效率低的问题必须引起重视,应该从总体上规划资金使用,防止重复建设,建立系统的科技管理体系,是资金使用更集中。

#### 4.3.3 严格控制行政管理支出

第一,规范支出范围,严格支出管理与监督。我国的行政管理经费支出在我国的财政支出中占有较高的比重,尤其是从改革开放以来,我国行政管理经费的增长速度更是日益提高。公共财政理论认为政府应从广大人民群众的利益出发,满足居民的公共需求。但我国在行政管理支出中有很大部分却被用于吃饭养人,所提供的公共服务质量、效率低下。因此,要严格控制一般性支出规模,对公务购车用车、会议经费、公务接待费用、出国(境)经费等支出实行零增长的精神,努力降低政府行政成本。积极调整和优化行政管理支出的内部结构,明确界定支出范围,努力提高财政资金的使用效率。同时,要加强财政收支的监管,完善预算管理制度,制定细致的预算管理辦法,明确各级领导的审批权限和范围,并承担控制预算的经济责任,建立事中、事后监督制度,

全面推行政府采购制度，扩大政府采购的范围，建立统一的信息管理系统，优化采购方式，实行阳光采购。

第二，精简机构，控编人员，减少财政用于供养人口的支出。现行财政供养人口规模过于庞大，直接增加了行政管理支出的负担，加速了行政管理费的增长。虽然前几年进行了政府机构的改革，但是目前在县乡（镇）级政府以及事业单位，甚至省市级政府，仍然存在机构臃肿的问题。所以，必须进一步加快这些部门的机构改革，对一些管理部门进行撤销、合并和精简，中介、评估、服务机构必须与政府行政部门脱钩，定岗定编，以节省行政管理支出，提高政府行政效率。

#### 4.3.4 加大社会保障的政府支出力度，努力提高居民收入

收入是影响居民消费的最直接因素，而养老、医疗、失业等因素则直接构成人民消费的后顾之忧。努力增加居民收入，尤其是低收入人群的收入，使人民有消费的能力，同时完善社会保障体系，解除消费的后顾之忧，增强居民消费意愿，使人民愿意消费，才能真正解决我国居民消费乏力的现状。

第一，加大社会保障支持力度，消除居民消费的后顾之忧。进一步完善养老、医疗、住房等各项社会保障制度。由于城乡社会保障体系建设滞后，居民在教育、医疗、住房等方面的负担比较重，人们对未来收入和消费的不确定因素考虑较多，从而导致国内居民的储蓄率居高不下，这在很大程度上抑制了当前消费。因此，加大财政对社会保障支出的支持力度，不断扩大城镇职工基本养老保险、基本医疗保险和城镇居民基本医疗保险覆盖面，积极开展农村社会养老保险试点，制定农民工养老保险办法，完善农村居民最低生活保障制度，消除居民消费的后顾之忧，才能使人民放心去消费。

第二，通过再分配提高中低收入者收入。目前，我国城乡之间、地区之间、行业之间收入差距很大，已成为影响经济发展和社会稳定的因素。居民收入差距过大，必然使平均消费倾向降低。高收入阶层由于基本消费需求已得到满足，因而其消费倾向偏低。低收入阶层由于没有足够的可支配收入，其潜在消费需求难以转化为有效需求。因此，在国民收入再分配中，中央财政应着重解决收入差距问题，提高城乡低保补助水平，增加企业退休人员基本养老金，继续提高优抚对象生活补助标准，继续提高粮食最低收购价格，提高农资综合直补、良种补贴、农机具购置补贴等标准，增加对农民的购物补贴，建立农业保险制

度，政府对农业保险予以补贴，使农民因灾、因病遭受的损失降低，降低农民收入的不确定性。

## 结论

多年来,我国拉动经济增长的三大动力——投资、消费和进出口,由于各种原因出现了失衡,消费一直处于相对滞后的状况,尤其是居民消费一直处于偏低状态。政府支出的增长有利于政府提高公共物品和服务的供给水平,改善居民的消费环境,能在一定程度上刺激居民的消费。本文从统计年鉴上国家财政主要支出项目中选取了与居民消费支出密切相关且广受关注的几个项目,分别考察这些支出对居民消费的挤出效应或挤入效应,以便跟准确的研究财政支出对居民消费的影响。

面板数据是用来描述一个总体中给定样本在一段时间的情况。它通过对样本单位在某一时期(时点)上多个特性的观察和对样本单位的这些特性在一段时间上的连续观察,能够同时从时间和截面构成的二维空间反映变量的规律,从而比单纯的时间序列和单纯的横截面数据有更明显的优势。因此,本文采用面板模型来分析政府支出结构对居民消费的影响。得出了以下结论:基本建设费支出和行政管理费支出对城乡居民消费均产生“挤出”效应;支农支出对城镇居民消费支出产生“挤出”效应,但对农村居民消费支出产生“挤入”效应;科教文卫支出和人均可支配收入对城乡居民消费均产生显著的“挤入”效应。可见,在我国,有些财政支出能促进居民消费,而有些却会阻碍居民消费的增加,所以要根据我国具体国情调整财政支出政策,以便更好的促进居民消费。基于以上实证分析的结果,文章提出了调整基本建设支出、加大教育支出、严格控制行政管理支出以及提高社会保障支出力度等方面的政策建议,以促进居民消费支出的增加。

当然本文也有不足之处,比如由于统计资料的欠缺,文中收集到的面板数据年度不够长,只有2001年到2006年的全国各省级单位的数据。另外,在财政支出项目的选取上还有待改进。

## 参考文献

- [1] Bailey, Martin J. National Income and the Price Level. New York: McGraw-Hill, 1971
- [2] Barro RJ. Government Spending, Interest Rates, Prices, and the Budget Deficits in the United Kingdom. *Journal of Monetary Economics*, 1985, 20 (2): 221~247
- [3] Kormendi, Roger C. Government Debts, Government spending, and Private Sector Behavior. *American Economic Review*, 1983, 73 (5): 994~1010
- [4] Aschauer, D. A. Fiscal Policy and Aggregate Demand. *American Economic Review*, 1985, 75 (1): 117~127
- [5] Ahmed, Shagil. Temporary and Permanent Government Spending in An Open Economy: Some Evidence for the United Kingdom. *Journal of Monetary Economics*, 1986, 17 (2): 194~224
- [6] Aiyagari.R, Christiano.L., M.Eichenbaum. The Output, Employment and Interest Rate Effects of Government Consumption. *Journal of Monetary Economics*, 1992, (30): 73~86
- [7] Tsung-wu Ho. The government spending and private consumption: a panel integration analysis. *International Review of Economics and Finance*, 2001, (10): 95~108
- [8] Gunter Coenen, Roland Straub. Does Government Spending Crowd in Private Consumption? Theory and Empirical Evidence for the Euro Area. *International Finance*, 2005, 8 (3): 435~470
- [9] Karras, Georgios. Government Spending and Private Consumption: Some International Evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1994, 26 (1): 9~22
- [10] Devereux, M.B. Head, A.C, Lapham.B.J. Monopolistic Competition, Increasing Return, and Government Spending. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1996, (28): 233~254
- [11] Athanasios Tagkalakis. The Asymmetric Effects of Fiscal Policy on Private Consumption over the Business Cycle. Working Paper Series, 2005
- [12] Jordi Galí, J.David López-Salido, Javier Vallés. Understanding the Effects of Government Spending on Consumption. NBER Working Paper, No.11578, 2005
- [13] 胡书东.中国财政支出和民间消费需求之间的关系. *中国社会科学*, 2002, (6): 26~32
- [14] 谢建国, 陈滴高. 财政支出与居民消费——一个基于跨期替代模型的中国经验分析. *当代经济科学*, 2002, 24 (6): 34~40
- [15] 马拴友. 财政政策与经济增长. 北京: 经济科学出版社, 2003: 45~46
- [16] 郭杰. 乘数效应、挤出效应与政府支出结构调整. *经济理论与经济管理*, 2004, (4): 27~31
- [17] 李广众. 财政支出与居民消费: 替代还是互补. *世界经济*, 2005, (5): 38~45
- [18] 黄贇琳. 中国经济周期特征与财政政策效应——一个基于三部门 RBC 模型的实证分析. *经济研究*, 2005, (6): 27~39
- [19] 李永友, 丛树海. 居民消费与中国财政政策的有效性: 基于居民最优消费决策行为的经验分析. *世界经济*, 2006, (5): 54~64

- [20] 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.学习与探索, 2005 (6): 249~252
- [21] 张治觉.我国政府支出对居民消费的动态效应分析.消费经济, 2006, 22 (6): 16~18
- [22] 楚尔鸣, 鲁旭.基于动态面板的地方政府支出对居民消费的挤出效应分析.湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2007, 31 (6): 67~72
- [23] Pedroni, P., Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels and the Case of Purchasing Power Parity, Indiana University Working Papers In Economics, No. 96-020, 1996
- [24] Shiller, R.J. and Perron, P., Testing the random walk hypothesis: power versus frequency of observation, Economic Letters 18, 1985: 381~386
- [25] Perron, P., Testing for a random walk: a simulation experiment of power when the sampling interval is varied, in Advances in Econometrics and Modeling (edited by B. Jaj), Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 1989: 47~68
- [26] Perron, P., Test consistency with varying sampling frequency. Econometric Theory 7, 1991, 341~68.
- [27] Pierse, R. and Snell, A., Temporal aggregation and the power of tests for a unit root[J], Journal of Econometrics 65, 1995: 333~45.
- [28] 汪涛, 饶海斌, 王丽娟. Panel Data 单位根和协整分析. 统计研究, 2002, (5): 53~57
- [29] 萧政. 面板数据分析(第2版). 北京: 北京大学出版社, 2005
- [30] 任燕燕. 平行数据模型及其在经济分析中的应用. 北京: 经济科学出版社, 2006
- [31] 闫艳林. 从有效需求原理看扩大农村消费的财政政策. 全国商情(经济理论研究), 2005, (12): 76~77
- [32] 艾志鹏, 黄山. 对新一轮扩大内需若干问题的思考. 企业家天地(理论版), 2008, (3): 45~46
- [33] 常旻昊, 李俊. 构建我国优化的公共财政支出体系. 湖北经济学院学报(人文社会科学版), 2007, 4 (1): 60~61
- [34] 多恩布什, 费希尔, 斯塔兹著. 宏观经济学. 第7版. 范家骧等译. 北京: 中国人民大学出版社, 2000
- [35] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模. 北京: 清华大学出版社, 2006
- [36] 郭友群, 张小霓. 当前扩大内需的重要措施. 安阳工学院学报, 2007, (3): 36~38
- [37] 黄耀军. 不同类型财政支出对居民消费影响的实证分析. 福建财会管理干部学院学报, 2005, (1): 17~19
- [38] 张晓峒. Eviews 使用指南与案例. 北京: 机械工业出版社, 2007
- [39] 张志超. 现代财政学原理. 天津: 南开大学出版社, 2007
- [40] 邹洋. 中国政府活动与居民消费之间关系的理论与实证分析. “21世纪的公共管理: 机遇与挑战” 国际学术研讨会论文, 于澳门大学, CD-ROM, 2008.
- [41] 王军平. 2050年: 中国财政支出规模的预测. 兰州学刊, 2005, (5): 116~117
- [42] 易丹辉. 数据分析与 Eviews 应用. 北京: 中国统计出版社, 2002
- [43] 张敏. “边际消费倾向”悖论与我国扩大内需的政策. 经济师, 2006 (1): 23~24

参考文献

---

- [44] 王丽娜.我国财政支出对居民消费的影响的实证分析.沈阳大学学报, 2008, 20(4): 50~53

## 致谢

在这里两年的学习与生活即将结束，在此期间，我得到许多老师、同学和朋友的帮助与支持。在南开大学这个美丽而学术氛围活跃的环境中，我度过了一段有意义且值得回忆的美好时光。

毕业论文能够顺利完成，首先要感谢导师邹洋副教授对我的谆谆教诲，论文从开题、修改、初稿到最后定稿，都得到了邹老师的悉心指导。邹老师能在百忙之中抽出时间，对我的论文从论文选题到行文结构，从观点提炼到内容取舍以及文字表达等等各个方面都进行多次悉心指导与修改，正是在老师的耐心指导和不断鼓励下，我才得以克服重重困难，顺利完成论文的写作。

感谢张志超老师、倪志良老师、曲绍宏老师、陶江老师、刘沛志老师、饶友玲老师、郭玲老师、丁宏老师、郭玉清老师等所有财政系老师。他们在我两年的研究生学习中给了我极大的关怀和支持，在生活中给我的关心和帮助。

感谢我在父母和家人，是他们在背后给予了我学习和生活的支持，才使我能有机会来到这里继续我的学业，是他们无私的爱给了我前进的动力，让我顺利完成学业，快速成长。

感谢两年来带给我无尽的快乐和帮助的同窗好友们，无论是在生活中还是在在学习中，他们都给了我很多的关心和帮助。两年来我们一起生活，一起进步，共同度过了一段美好的时光。在此，祝愿我亲爱的同学前程似锦，万事如意！

唐艳萍

二〇〇九年三月

## 个人简历、在学期间发表的学术论文及研究成果

唐艳萍，女，山东省烟台市人，1983年1月14日出生。2006年7月毕业于山东经济学院财政金融系财政学专业，获学士学位。2009年7月毕业于南开大学经济学院财政学专业，获硕士学位。