

DOI:10.15918/j.jbitss1009-3370.2017.1166

# 城镇化、老龄化背景下的民生财政与居民消费

梁媛

(北京理工大学 人文与社会科学学院,北京 100081)

**摘要:** 基于对中国消费者行为特征的分析,建立了研究城镇化、人口老龄化作用下民生财政支出影响居民消费的理论框架。运用2006—2014年中国大陆31个省、市、自治区的面板数据,使用动态广义矩估计方法进行了实证分析。实证检验结果表明:民生财政支出对居民消费产生了负向的影响,民生财政支出的增加分别导致了人均实际消费支出和居民消费率的下降。从需求层次提升和预期不确定性增加两个方面对这一结果进行了解释,并提出只有当民生财政支出提高覆盖程度到足以降低消费者不确定性预期并且能够匹配消费层次提升时,才可以对居民消费产生正向的影响。

**关键词:** 城镇化; 人口老龄化; 民生财政; 居民消费

**中图分类号:** F812.45

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1009-3370(2017)03-0092-07

## 一、文献综述

在中国居民消费率较低的经济环境下,政府财政支出与居民消费的关系是一个得到较多关注的研究议题,在理论分析与实证检验两个方面均有一定的研究成果。与国外研究以及中国较早期研究主要分析一般性财政支出与居民消费的关系不同<sup>[1-5]</sup>,中国近年来的一些研究着重关注了民生财政支出与居民消费的关系<sup>①</sup>。关于民生财政支出对居民消费到底产生了正面影响还是负面影响(即文献中提到的“挤入效应”或“挤出效应”),国内研究也没有达成共识,由于理论设定、实证数据和模型等方面的差异,结论是多样性的。

洪源和肖海翔(2009)<sup>[6]69-76</sup>建立了基于中国消费者行为的消费理论,并使用1985—2006年的数据进行实证检验,其理论和实证检验的结论都表明政府民生支出与居民消费存在互补关系。李建强(2010)<sup>[7]</sup>基于1978—2008年的实证分析得出结论:改革开放以来,政府民生支出对居民消费产生了“挤入效应”,但影响程度呈现倒“V”字形。刘沁清(2012)<sup>[8]</sup>使用1998—2010年的省级面板数据,研究民生财政支出对居民消费倾向的影响,发现民生财政支出对居民消费影响存在显著的地区性差异。刘志忠和吴飞(2014)<sup>[9]75-80</sup>着重考察了民生财政支出对农村居民消费的影响,其采用1998—2011年省级面板数据的实证检验结果表明,民生政府财政支出促进了农村居民消费,但是不同支出项目的影响存在较大差别。

梳理上述研究成果可以看出,现有研究较少考虑到居民消费背景的变化,尤其是人口、社会背景的变化。本文认为,当居民所处的环境发生变化时,民生财政支出对居民消费的影响也会产生差别,而当前对中国居民消费产生影响的最主要的环境变化就是城镇化和人口的老龄化。正因为这两项变化对居民消费相当重要,所以有大量文献分别分析了城镇化、人口老龄化对居民消费的影响,如曲兆鹏和赵忠(2008)<sup>[10]</sup>、雷潇雨和龚六堂(2014)<sup>[11]44-57</sup>、潘明清和高文亮(2014)<sup>[12]</sup>、胡乃军等(2014)<sup>[13]</sup>等。但这类文献往往只侧重分析城镇化或人口老龄化中的一个方面对居民消费的影响,同时考虑两个因素共同作用的研究非常少(付波航等,2013)<sup>[14]10-112</sup>。作为对现有研究成果的拓展,本文将在同时考虑城镇化、人口老龄化的背景下分析民生财政支出对居民消费的影响<sup>②</sup>。现有实证研究使用的数据截至2010年左右的居多,对于最近几年的情况缺乏分析。另外,中国财政支出的状况从20世纪90年代以来经历了较大变化,一些文献以2006年或2007年为节点对数据进行了分段分析(李霞,2015)<sup>[15]77-83</sup>。因此,本文以2006—2014年作为实证分析的时间段,考察最近几年民生财政支出对居民消费的影响。

收稿日期:2016-06-22

作者简介:梁媛(1976—),女,博士,副教授,E-mail:teabit@163.com

①对于如何界定“民生财政”,实际上也还没有定论,因此,文献中使用的定义和度量也是有差异的,本文的定义将在下文阐明。

②一些研究在控制变量里部分地引入了相关变量,如雷潇雨和龚六堂(2014)<sup>[11]53</sup>引入了政府支出比重。

## 二、模型方法

针对中国居民消费行为的诸多研究,如洪源和肖海翔(2009)<sup>[6]70-72</sup>、吴晓明和吴栋(2007)<sup>[16]25-27</sup>等都表明,中国居民并不是按照标准的生命周期假说,以一生为跨度来安排消费计划的。由于未来的不确定性、信息缺乏、缺乏完善的消费信贷市场等原因,其消费计划的安排具有“阶段性”“短视性”和“周期性”的特点。消费者往往会为了近期可能发生的某项支出目标进行储蓄,这些支出的特点是,通常是生活的必需品(“刚需”),其所需支出远远超过其他日常的消费开支以及人们当期的收入水平,洪源和肖海翔(2009)<sup>[6]70</sup>称之为“大额刚性支出”,且一个人在生命周期的不同阶段会数次遭遇不同类型的这类支出。为实现这些目标进行的储蓄并不是为了平滑整个生命周期内的消费,而仅仅是为了应付“大额刚性支出”,因此可称之为“短期储蓄”<sup>[16]25</sup>。短期储蓄的具体目标通常与一些外生因素密切相关,如社会保障体制改革、教育改革等<sup>[17]</sup>。

中国消费者遇到的大额刚性支出主要包括住房、教育、医疗、养老等,处于生命周期不同阶段的消费者面对不同的支出类型,比如,中青年消费者主要需要支付住房和子女教育支出,老年消费者主要需要支付医疗和养老支出。同时,对于城镇居民和农村居民,他们需要应对的支出类型也不尽相同,表1给出了2014年中国城镇居民和农村居民的消费支出状况。

表1 中国城镇居民和农村居民的消费支出状况(2014年)

支出项目	支出数额/(元/人)		占消费支出比重/%		占可支配收入比重/%	
	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村
食品烟酒	6 000.0	2 814.0	30.0	33.6	20.8	26.8
衣着	1 627.2	510.0	8.1	6.1	5.6	4.9
居住	4 489.6	1 762.7	22.5	21.0	15.6	16.8
生活用品及服务	1 233.2	506.5	6.2	6.0	4.3	4.8
交通通信	2 637.3	1 012.6	13.2	12.1	9.1	9.7
教育文化娱乐	2 142.3	859.5	10.7	10.3	7.4	8.2
医疗保健	1 305.6	753.9	6.5	9.0	4.5	7.2
其他用品及服务	532.9	163.0	2.7	1.9	1.8	1.6

数据来源:中国统计年鉴(2015)。

考虑一个处于短期储蓄计划中的某一特定类型消费者的最优决策问题。假设这一短期储蓄计划涵盖两个时期,预期的“大额刚性支出”发生在第二个时期。消费者在两个时期中的日常消费分别由  $c_1$ 、 $c_2$  表示,“大额刚性支出”由  $F$  表示, $F$  可以是住房( $H$ )、医疗( $M$ )、社会保障( $S$ )、教育( $E$ )等具体支出项目。日常消费的效用为,“大额刚性支出”的效用为  $B(F)$ ,消费者的效用函数为

$$U(c_1) + \frac{U(c_2)}{1+\rho} + \frac{B(F)}{1+\rho}$$

其中, $\rho$  为主观贴现率;效用函数  $U' > 0, U'' < 0, B' > 0, B'' < 0$ 。

为推导消费者的预算约束,需要考虑政府民生财政支出的影响。如果政府提供了一定数量的民生性质的公共服务,消费者实际消费的“大额刚性支出” $F$  和需要对此负担的支出会出现差别。将消费者自己对“大额刚性支出”负担的部分记为  $Z$ ,假设  $F = Z + f(G)$ ,进入消费者预算约束的将是  $Z$  而不是  $F$ 。为分析方便,下文假设  $F = Z + \mu G$ , $\mu$  的符号是不确定的<sup>①</sup>。如果  $\mu > 0$ ,则民生财政支出与居民负担支出之间存在替代关系,民生财政支出可以减少消费者负担的大额刚性支出。如果  $\mu < 0$ ,则政府的民生支出反而增加了消费者负担的大额刚性支出。

消费者在这个短期储蓄计划中的预算约束为

$$c_1 + \frac{c_2}{1+r} + \frac{Z}{1+r} \leq y_1 + \frac{y_2}{1+r}$$

其中, $r$  为利率水平; $y_1$  和  $y_2$  分别为两个时期的收入水平<sup>②</sup>。

消费者的最优化问题是

①一些文献中的类似假定在这里直接设定了  $\mu > 0$ (洪源和肖海翔,2009)<sup>[6]71</sup>,李霞(2015)<sup>[15]78</sup>也在理论分析中认为应该有  $\mu > 0$ ,刘志忠和吴飞(2012)<sup>[9]76</sup>在理论分析中保留了  $\mu$  符号的不确定性。本文在这里不预先对  $\mu$  的取值符号做出限定。

②与洪源和肖海翔(2009)<sup>[6]71</sup>不同,本文认为“大额刚性支出”进入效用函数,洪源和肖海翔(2009)<sup>[6]71</sup>认为其仅仅是一个储蓄目标,不进入效用函数。与吴晓明和吴栋(2007)<sup>[16]25-26</sup>不同,本文假设支出是发生在未来的。

$$\begin{aligned} & \max U(c_1) + \frac{U(c_2)}{1+\rho} + \frac{B(F)}{1+\rho} \\ \text{s.t. } & c_1 + \frac{c_2}{1+r} + \frac{Z}{1+r} \leq y_1 + \frac{y_2}{1+r} \\ & F = Z + \mu G \end{aligned}$$

假设效用函数的形式为

$$\begin{aligned} U(c) &= \frac{c^{1-\delta}}{1-\delta} \quad 0 < \delta < 1 \\ B(F) &= \frac{bF^{1-\theta}}{1-\theta} \quad 0 < \theta < 1 \end{aligned}$$

与吴晓明和吴栋(2007)<sup>[16]25-26</sup>相同,  $b$  衡量了相对于日常消费来说,“大额刚性支出”对消费者的重要程度。求解现期消费得到<sup>①</sup>

$$c_1 = \frac{(1+r)y_1 + y_2 + \mu G}{2+r+b}^{\frac{1}{\delta}} \quad (1)$$

式(1)给出了政府民生财政支出对居民现期消费的影响,这个影响主要取决于  $\mu$ , 如果  $\mu > 0$ , 民生财政支出的增加对消费有正向影响; 如果  $\mu < 0$ , 民生财政支出的增加对消费有负向影响。把  $\mu$  所代表的效应进行分解, 令  $\mu = \alpha - \beta$ , 式(1)中  $\alpha > 0, \beta > 0$ , 这样  $F = Z + \mu G$  改写为  $F = Z + \alpha G - \beta G$ , 进而  $Z = F + \beta G - \alpha G$ 。  $\alpha$  和  $\beta$  代表民生财政支出影响消费的两种渠道。  $\alpha$  代表民生支出对居民消费支出的“替代效应”, 即如果政府增加民生支出, 提供更多的免费教育、医疗或完善的社会保障, 居民的相应支出可以降低。如果  $\alpha = 1$ , 这种替代关系是完全的, 政府在民生支出项目上每支付 1 元, 居民的支出就相应减少 1 元。  $\beta$  代表一种“预期支出效应”<sup>②</sup>, 消费者预计的“大额刚性支出”并不是一个常数, 而是等于  $F + \beta G$ , 在政府通过财政提供基本的民生保障的同时, 消费者的“大额刚性支出”可能会随着民生支出的增加而增加。当  $\alpha > \beta$  时, 替代效应超过预期支出效应, 民生支出的增加可以促进消费提升; 如果  $\alpha < \beta$ , 预期支出效应较为明显, 民生支出的增加会对消费产生负面影响。

预期支出效应具体可以分解为两个方面, 一是“消费层次提升效应”, 这是指消费者的消费层次会随着政府民生财政支出的增加而提高, 例如, 当政府提供更多的免费教育资源时, 如果居民追求更高质量的教育, 则其花在教育上面的支出会不降反升。刘志忠和吴飞(2014)<sup>[9]79</sup>分析了这种可能性, 他们指出, 政府在文化教育方面的投入增加, 会推动社会文化事业的发展, 从而刺激居民的相应需求。类似的, 政府在医疗卫生方面投入的增加, 刺激了居民进医院看病的需求, 尤其是农村居民不再是“小病拖, 大病扛”, 这样会增加居民在医疗保健方面的支出。二是“预期不确定性增加效应”, 即民生财政支出的增加可能会导致居民对未来预期的不确定性增加。根据冉光和等(2012)<sup>[10]</sup>的分析, 中国民生财政支出的增加是在教育、医疗、社会保障等制度变革的背景下发生的, 由于未来不确定性的增加, 以及收入补偿机制的欠缺, 使得居民预期支出增加, 从而削减现期消费支出。

以上分析是针对某一特定消费者类型展开的, 如前所述, 消费者的“大额刚性支出”类型取决于消费者的类型, 不同类型消费者的短期储蓄目标是不同的。同时, 政府民生财政支出也包含不同的类型, 根据政府民生财政支出的项目, 可将细分为教育支出( $G_E$ )、医疗支出( $G_M$ )、社会保障支出( $G_S$ )、住房保障支出( $G_H$ )。如果某项民生财政支出项目与特定消费者的短期储蓄目标配合, 该项支出会影响消费者的消费计划; 如果某项民生财政支出项目不是特定消费者的短期储蓄目标, 该项支出不会影响消费者的消费计划。这就是说, 对特定类型的消费者来说, 不同的民生财政支出项目会对应不同的  $\mu$  值, 分别记为  $\mu_i (i = E, M, S, H)$ 。例如, 如果消费者的“大额刚性支出”为教育支出( $E$ ), 则  $\mu_E \neq 0$ , 其余的  $\mu_i$  值为 0 ( $i = M, S, H$ )。

基于上述分析, 将式(1)表示为

$$c_1 = \frac{(1+r)y_1 + y_2 + \mu_E G_E + \mu_M G_M + \mu_S G_S + \mu_H G_H}{2+r+b}^{\frac{1}{\delta}}$$

计算经济中的平均消费水平需要把不同类型消费者的消费水平进行加总。在本文的分析框架下, 消费

①为了求出简化的解, 此处假设  $\delta = \theta, r = \rho$ 。

②  $\alpha$  和  $\beta$  在有时分别被称为“挤出效应”和“挤出效应”, 本文采用了“替代效应”和“预期支出效应”的说法, 是认为这样的说法更清楚地说明了其影响消费的机制。

者的类型是指消费者是属于青年还是老年,城镇消费者还是农村消费者,共有4种类型:即城镇青年人(UY)、城镇老年人(UO)、农村青年人(RY)、农村老年人(RO)。不同类型消费者的现期消费可以表示为

$$c_{1s} = \frac{(1+r)y_{1s} + \gamma_{2s} + \mu_{ES}G_E + \mu_{MS}G_M + \mu_{SS}G_S + \mu_{HS}G_{HS}}{2+r+b_s \frac{1}{\delta_s}}$$

其中, $s=UY, UO, RY, RO$ 。假设经济中各类人口所占的比重分别为 $\lambda_{UY}, \lambda_{UO}, \lambda_{RY}, \lambda_{RO}$ (假设不考虑没有决策能力的未成年人,则 $\lambda_{UY} + \lambda_{UO} + \lambda_{RY} + \lambda_{RO} = 1$ ),经济中人均现期消费 $c_{1P}$ 表示为

$$c_{1P} \sum_S \lambda_S c_{1s} = \sum_S \lambda_S \left[ \frac{(1+r)y_{1s} + \gamma_{2s} + \mu_{ES}G_E + \mu_{MS}G_M + \mu_{SS}G_S + \mu_{HS}G_{HS}}{2+r+b_s \frac{1}{\delta_s}} \right]$$

可见,在分析民生财政支出对消费的影响时,除了要包括政府民生财政支出的数量和类型(由 $G_t$ 表示)以及利率、收入等基本变量外,还应该包括反映人口城乡结构与年龄结构(由 $\lambda_s$ 表示)的变量<sup>①</sup>,在同一个框架内考察城镇化、老龄化和民生财政支出对居民消费的影响是有必要的。从理论表达式中,无法准确判断民生财政支出对居民消费的影响方向,下面本文建立计量模型加以验证。

本文以居民消费作为被解释变量,将理论模型中涉及的解释变量分为3组,分别是基本解释变量 $X$ 、主要关注的解释变量 $Y$ 、其他控制变量 $Z$ ,基本回归方程为

$$\text{con}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \alpha_2 Y_{it} + \alpha_3 Z_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,下标 $i$ 代表地区;下标 $t$ 代表时间; $u_i$ 表示不可观察的地区效应; $\varepsilon_{it}$ 是随机扰动项。根据消费函数的经典设定,基本解释变量 $X$ 包括实际收入和实际利率。主要关注的解释变量 $Y$ 包括城镇化指标、老龄化指标和民生财政支出指标。参照现有研究文献的设定形式,其他控制变量 $Z$ 包括通货膨胀率和反映城乡收入差距的指标<sup>②</sup>。

居民消费由人均实际消费支出(rpc)加以衡量,rpc由城镇居民人均消费支出和农村居民人均消费支出分别调整为实际值后,按照人口比例加权平均得到。

基本解释变量 $X$ 中,实际收入指标由人均实际可支配收入(rpdpi)表示,将城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入分别调整为实际值后,按照人口比例加权平均得到;实际利率(ri)为名义利率经通胀调整得到,名义利率为一年期存款利率,涉及存款利率调整的年份则以存款利率适用的月份作为权重,经加权平均得到。

主要解释变量 $Y$ 中,城镇化指标即城镇化率(ur)以常住城镇人口占总人口的比重表示;老龄化指标即老年抚养比(odr);民生财政支出指标以人均实际民生财政支出(rpfe)表示,包括教育、医疗、社会保障3项<sup>③</sup>。为了考察各项具体民生财政支出对居民消费的影响,还将分别分析人均实际教育财政支出(rpefe)、人均实际医疗财政支出(rpmfe)、人均实际社会保障财政支出(rpsfe)对居民消费的影响。

其他控制变量 $Z$ 中,通货膨胀率(inf)的数据是各省市的CPI指数,城乡收入差距(urir)用城镇人均可支配收入和农村人均纯收入之比表示。

为避免异方差,将上述所有变量取对数,考虑到既有消费习惯对于消费的影响,解释变量中还应包括消费的滞后值,将式(2)具体表示为如下的计量模型

$$\ln \text{rpc}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{rpc}_{it-1} + \beta_2 \ln \text{rpdpi}_{it} + \beta_3 \text{ri}_{it} + \beta_4 \text{ur}_{it} + \beta_5 \text{odr}_{it} + \beta_6 \ln \text{rpfe}_{it} + \beta_7 \ln \text{inf}_{it} + \beta_8 \text{urir}_{it} + u_i + v_{it} \quad (3)$$

$$\ln \text{rpc}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{rpc}_{it-1} + \beta_2 \ln \text{rpdpi}_{it} + \beta_3 \text{ri}_{it} + \beta_4 \text{ur}_{it} + \beta_5 \text{odr}_{it} + \beta_6 \ln \text{rpfe}_{it} + \beta_7 \ln \text{rpmfe}_{it} + \beta_8 \ln \text{rpsfe}_{it} + \beta_9 \ln \text{inf}_{it} + \beta_{10} \text{urir}_{it} + u_i + v_{it} \quad (4)$$

以上完成了计量模型的设定。本文采用了2006—2014年中国大陆31个省、市、自治区的面板数据进行分析,数据来源为相关年份的《中国统计年鉴》,所有实际变量均使用各省、市、自治区的CPI指数以2006年为基准年份剔除价格因素。表2列出了各个变量的定义及基本的描述性统计量。

### 三、计算结果与分析

由于解释变量中包含了被解释变量的滞后值,因此本文将采用动态面板GMM估计。GMM估计分为一

①表达式中还包括消费者主观效用因素 $b_s, \delta_s$ ,不过可以认为这两个因素其实也和消费者属于青年或老年、城镇或农村是密切相关的。

②现有文献中,其他控制变量经常还包括反映财政特征的变量,但是因为本文财政变量是作为主要解释变量之一,因此在其他控制变量中不再加入。

③没有包括住房保障支出,是因为2011年之后才有该类支出的统计数据。

表2 变量定义及描述性统计

变量	定义	均值	标准差	最小值	最大值
lnrpc/(元/人)	人均实际消费支出对数值	8.89	0.44	7.97	10.16
lnrpdpi/(元/人)	人均实际可支配收入对数值	9.22	0.46	8.25	10.49
ri/%	实际利率	0.22	1.30	-1.65	2.97
ur/%	城镇化率	50.85	14.70	21.13	89.60
odr/%	老年抚养比	12.33	2.47	6.71	20.04
lnrpfе/(元/人)	人均实际民生财政支出对数值	7.32	0.52	6.00	8.53
lnrpefe/(元/人)	人均实际教育财政支出对数值	6.73	0.55	5.41	8.13
lnrpmfe/(元/人)	人均实际医疗财政支出对数值	5.73	0.67	4.00	7.10
lnrpsfe/(元/人)	人均实际社会保障实际支出对数值	6.34	0.72	3.48	7.88
inf/%	通货膨胀率	3.21	2.09	-2.35	10.09
urir	城乡人均实际收入比	2.98	0.57	1.85	4.59

表3 两步 GMM 的基本估计结果

解释变量	(1)	(2)
lnrpc(-1)	0.110 572 8*** (0.036 259 2)	0.160 663 7*** (0.036 412 7)
ri	0.021 186 1*** (0.001 279 5)	0.022 443 5*** (0.001 229 2)
inf	0.009 773 0*** (0.000 853 8)	0.011 162 5*** (0.000 899 5)
urir	-0.059 940 1*** (0.009 262 9)	-0.061 749 8*** (0.010 190 1)
ur	-0.001 119 8 (0.000 875 4)	-0.002 072 9*** (0.000 727 2)
odr	0.007 742 7*** (0.001 3477)	0.007 958 1*** (0.001 185 2)
lnrpdpi	0.931 191 5*** (0.030 877 5)	0.884 787 2*** (0.042 847 9)
lnrpfе	-0.111 649 9*** (0.007 053 5)	
lnrpefe		-0.033 934 2*** (0.012 714 2)
lnrpmfe		-0.013 751 1 (0.010 367 2)
lnrpsfe		-0.033 144 1*** (0.008 074 0)
常数项	0.256 080 3 (0.114 860 6)	-0.007 965 4 (0.205 953 5)

注:括号内的数字为标准误。\*\*\*表示在1%的水平下显著。

表4 两步 GMM 的扩展估计结果

解释变量	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
被解释变量的滞后值	0.128 878 5*** (0.040 492 5)	0.166 973 2*** (0.035 727 0)	0.891 075 9*** (0.033 373 8)	0.703 984 3*** (0.057 217 9)	0.918 635 8*** (0.045 811 5)
ri	0.020 740 1*** (0.001 361 2)	0.020 945 8*** (0.001 418 9)	0.531 037 2*** (0.073 914 9)	0.565 302 2*** (0.072 885 0)	0.537 042 2*** (0.085 043 5)
inf	0.010 169 5*** (0.000 904 3)	0.010 417 3*** (0.000 934 2)	0.090 684 5** (0.035 872 7)	0.127 244 5*** (0.041 360 6)	0.101 441 7*** (0.032 697 9)
urir	-0.077 186 9*** (0.011 012 9)	-0.079 825 3*** (0.010 744 7)	0.192 198 8 (0.470 926 5)	0.368 882 5 (0.625 437 3)	-0.103 615 7 (0.517 771 9)
ur	-0.000 509 4 (0.000 908 7)	0.001 199 2* (0.000 729 8)	-0.062 177 0** (0.028 819 1)	-0.114 777 3*** (0.033 707 9)	-0.002 068 6 (0.022 811 1)
odr	0.009 807 4*** (0.000 999 6)	0.009 443 2*** (0.001 375 7)	0.054 077 4 (0.059 007 2)	0.005 570 0 (0.067 050 0)	0.047 410 8 (0.047 666 8)
lnrpdpi	0.775 267 2*** (0.037 965 3)	0.705 589 8*** (0.034 276 2)	3.089 783 0*** (0.817 985 2)	7.884 000 0*** (1.503 542 0)	2.041 043 0*** (0.368 375 7)
fer	-0.004 287 4*** (0.000 381 8)		-0.148 417 7** (0.072 482 0)		
gfer		-0.000 171 6** (0.000 091 0)			-0.009 659 4** (0.002 223 2)
lnrpefe				-1.488 462 0*** (0.464 331 7)	
lnrpmfe				-0.646 093 8* (0.347 332 7)	
lnrpsfe				-1.525 432 0** (0.651 619 2)	
常数项	0.739 165 1 (0.148 250 5)	0.939 463 2 (0.157 546 7)	-21.233 8100 (7.474 396 0)	-34.970 7300 (11.037 930 0)	-16.736 660 0 (6.551 455 0)

注:括号内的数字为标准误。\*\*\*表示在1%的水平下显著,\*\*表示在5%的水平下显著,\*表示在10%的水平下显著。

步 GMM 估计和两步 GMM 估计,由于一步 GMM 估计实为 2SLS 估计,并不是最有效的估计,所以采用两步 GMM 估计。为了改善有限样本下的估计量,使用了 Arellano/Bover 估计量,工具变量为相应变量的滞后值,回归软件采用 Stata12.0,表 3 中回归结果

(1)、回归结果(2)分别是对方程(3)、方程(4)的估计结果。

为了考察回归结果的稳健性,对模型中的两个主要变量(民生财政支出和居民消费)分别使用替代性的指标进行回归。使用民生财政支出占 GDP 的比重(fer)替代人均实际民生财政支出(lnrpfе)进行回归,得到表 4 的结果(3)。为了进行对比分析,还使用全部财政支出占 GDP 的比重(gfer)替代民生财政支出进行了回归,得到结果(4)。以居民消费率(cr)替代人均实际消费支出对数值(lnrpc)作为被解释变量,分别采用民生财政支出占 GDP 的比重(fer)和各项分类民生支出(lnrpefe、lnrpmfe、lnrpsfe)两种民生财政支出的度量指标进行回归,得到表 4 中的结果(5)和结果(6)。同样,为了进行对比分析,使用全部财政支出占 GDP 的比重(gfer)替代民生财政支出进行了回归,得到结果(7)。

从上述回归结果中,可以看到各解释变量的估计系数和显著性较为稳定,并且模型通过了扰动项自相关检验和过度识别检验,下面利用这些估计结果进行分析。

1.对民生财政支出与消费之间关系的分析

本文主要关注民生财政支出对居民消费的影响,首先考察回归结果中,民生财政支出的参数估计情况。在所有的回归结果中,民生财政支出前的系数估计值全部为负且显著性较高。回归结果(1)表明,人均实际民生财政支出对人均实际消费支出的弹性为-0.11,即人均实际民生财政支出每提高 1%,人均实际消费就下降 0.11%。回归结果(2)中,民生财政的各项分类支出前面的系数也为负,人均医疗财政支出的影响不显著,人均教育财政支出和人均社会保障财政支出对人均实际消费的弹性都为-0.03 左右,说明这两项民生财政支出

每提高1%,就会使人均消费下降0.03%。回归结果(3)表明,民生财政支出占GDP的比重每提高1%,人均实际消费将下降0.004%。从回归结果(5)、回归结果(6)中可以看到,民生财政支出占GDP比重对居民消费率的影响是负面的,用于教育、医疗、社会保障的民生财政支出也各自对居民消费率产生了较为显著的负向影响。这说明,中国民生财政支出的“预期支出效应”较大,超过了“替代效应”,没有起到促进居民消费的作用。

与民生财政支出相比,一般性财政支出对消费的影响如何呢?在式(1)中,如果 $G$ 代表的不是民生财政支出,而是一般性财政支出,因为其与居民“大额刚性支出”的关联性较弱,所以相应的 $\mu$ 的绝对值应该会下降。回归结果(4)、回归结果(7)给出的是一般性财政支出对居民消费影响的对照性结果。在其他解释变量前的估计系数基本稳定的情况下,代表一般性财政支出的 $gfer$ 的估计系数为负<sup>①</sup>,但是比回归结果(3)、回归结果(5)中代表民生支出的 $fer$ 的估计系数的绝对值有了大幅度下降:分别从0.004变为0.0001,从0.1480变为0.0097,这一变化符合前面的理论预测。所以,民生财政支出对居民消费的影响为负,而且甚至比一般性财政支出更大幅度地降低了消费。

另外,根据前文的分析,如果民生财政支出对居民消费的影响为负,居民花在大额刚性支出上的开支应该与政府相应的财政支出之间应该是正相关的,即 $\partial Z/\partial G > 0$ 。事实是否如此呢?以医疗支出为例,图1给出了2008—2014年人均实际财政医疗支出和城镇居民人均实际医疗支出两项指标。可以看到,两者均呈上升趋势,在财政支出中的人均实际医疗支出上升的同时,城镇居民的医疗支出也在上升,两项指标确实是正相关的。

## 2.对模型中其他解释变量的分析

首先,考察被解释变量滞后值的估计结果可以看出,惯性因素是影响中国居民消费的一个重要因素。无论是在以人均实际消费对数值还是以居民消费率为被解释变量的回归方程中,滞后一期消费的影响都是十分显著的。人均实际消费对数值的滞后值的影响系数在0.11~0.17之间,居民消费率滞后值的影响系数则可高达近0.92。

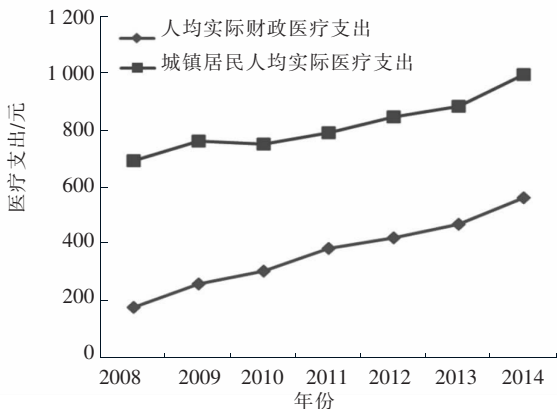
其次,考察城镇化和人口老龄化的影响。在两组不同被解释变量的回归结果中,人口老龄化的影响不尽相同。人口老龄化促进了人均实际消费水平的提高,参数估计值均显著为正,影响系数在0.008~0.009之间。人口老龄化对居民消费率没有产生显著的影响。城镇化率对人均实际消费水平的影响也显著为正,影响系数约为0.001~0.002,对居民消费率产生较为显著的负影响。

基本解释变量中,人均实际可支配收入和实际利率的影响均为正且十分显著。人均实际可支配收入的增加会提高人均实际消费,还会提高居民消费率。实际利率的上升刺激了消费,说明中国目前利率的收入效应大于替代效应。

最后,在其他控制变量中,通货膨胀率的影响一直为正,且十分显著,说明通货膨胀促进了现期消费。但是城乡收入差距的影响存在一定差别,一方面,城乡收入差距对人均实际消费产生了显著的负影响,即城乡收入差距的扩大会降低人均实际消费水平,影响系数约为0.06~0.07;但是另一方面,城乡收入差距对居民消费率的影响却较不稳定且均不显著<sup>②</sup>。

## 五、结论

本文主要从理论和实证两个方面分析了城镇化、老龄化背景下民生财政支出与居民消费的关系。本文的主要贡献在于基于中国消费者的行为特征,考察了消费者应对“大额刚性支出”下的消费储蓄行为,建立了分析城镇化、人口老龄化作用下民生财政支出影响居民消费的理论框架,尤其是指出了民生财政支出可能在消费层次提升和预期不确定性增加的情况下挤出消费,并相应进行了实证分析加以检验,深化了对民



数据来源:各年度《中国统计年鉴》。

图1 2008—2014年全国城镇居民人均实际医疗支出与人均实际财政医疗支出

①该结果与谢建国和陈漓高(2002)<sup>[19]99-40</sup>以及黄贻琳(2005)<sup>[20]38</sup>关于一般性政府支出与居民消费关系的结论一致。

②一些关于城乡收入差距和居民消费率的实证研究与本文的结论相似,如付波航等(2013)<sup>[14]112-113</sup>。

生财政支出与居民消费之间关系的认识,为优化中国未来的民生财政支出提供一定的理论基础。

本文的主要研究结论如下。

1.民生财政支出对居民消费具有双重影响,一方面,民生财政支出可以替代居民的相应支出,对消费有促进作用;另一方面,民生财政支出又会提升消费者对教育、医疗等大额支出的需求层次,同时可能引发消费者预期不确定性的增加,从而挤压现期消费。

2.实证分析表明,在考虑了城镇化和人口老龄化的作用之后,中国目前民生财政支出的“预期支出效应”更为显著,民生财政支出对居民消费产生了负面的影响,民生财政支出的增加分别导致了人均实际消费支出和居民消费率的下降,而且与一般性财政支出相比,民生财政支出对居民消费的负向影响程度更大。

3.政府为了保障民生而提高民生财政支出时,需要注意,只有当民生财政支出提高覆盖程度到足以降低消费者不确定性预期并且能够匹配消费层次提升时,才可以对居民消费产生正向的影响。

#### 参考文献:

- [1] IHORI T. Government spending and private consumption[J]. The Canadian Journal of Economics, 1990, 23(1): 60-69.
- [2] HO T W. The government spending and private consumption; a panel cointegration analysis[J]. International Review of Economics & Finance, 2001, 10(1): 95-108.
- [3] FERREIRA D. The time-(in)variant interplay of government spending and private consumption in brazil[J]. Journal of Strength & Conditioning Research, 2015, 19(3): 429-454.
- [4] 胡书东. 中国财政支出和居民消费需求之间的关系[J]. 中国社会科学, 2002(6): 26-32.
- [5] 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): 38-45.
- [6] 洪源, 肖海翔. 政府民生消费性支出对居民消费的影响[J]. 财贸研究, 2009(4): 69-76.
- [7] 李建强. 政府民生支出对居民消费需求的动态影响[J]. 财经研究, 2010(6): 102-111.
- [8] 刘沁清. 财政民生投入和城乡居民消费[J]. 上海经济研究, 2012(6): 67-83.
- [9] 刘志忠, 吴飞. 地方政府财政支出的民生化进程与农村居民消费[J]. 财经理论与实践, 2014(1): 75-80.
- [10] 曲兆鹏, 赵忠. 老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响[J]. 经济研究, 2008(12): 85-99.
- [11] 雷潇雨, 龚六堂. 城镇化对于居民消费率的影响: 理论模型与实证检验[J]. 经济研究, 2014(6): 44-57.
- [12] 潘明清, 高文亮. 我国城镇化对居民消费影响效应的检验与分析[J]. 宏观经济研究, 2014(1): 61-71.
- [13] 胡乃军, 杨燕绥, 于森. 中国城镇人口老龄化与城镇居民消费研究[J]. 人口学刊, 2014(5): 118-125.
- [14] 付波航, 方齐云, 宋德勇. 城镇化、人口年龄结构与居民消费——基于省级动态面板的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2013(11): 108-114.
- [15] 李霞. 民生财政支出结构对城乡居民消费的效应研究[J]. 商业研究, 2015(2): 76-84.
- [16] 吴晓明, 吴栋. 我国城镇居民平均消费倾向与收入分配状况关系的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2007(5): 22-32.
- [17] 叶海云. 试论流动性、短视行为与我国消费疲软之间的关系[J]. 经济研究, 2000(11): 39-44.
- [18] 冉光和, 杨守鸿, 冯佳文. 民生财政支出对居民消费影响效应研究[J]. 现代财经, 2012(11): 13-20.
- [19] 谢建国, 陈漓高. 政府支出与居民消费——一个基于跨期替代模型的中国经验分析[J]. 当代经济科学, 2002(6): 34-40.
- [20] 黄毓琳. 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[J]. 经济研究, 2005(6): 27-39.

## The Effect of Fiscal Livelihood Expenditure on Household Consumption under the Background of Urbanization and Population Aging

LIANG Yuan

(School of Humanity and Social Science, Beijing Institute of Technology, Beijing 100081, China)

**Abstract:** This paper is aimed to explore the relationship between fiscal livelihood expenditure and household consumption. Based on the analysis of Chinese consumers' characteristics, this paper establishes a theoretical model to analyze the effect of fiscal livelihood expenditure on household consumption under the background of urbanization and population aging. This paper also performs a regression analysis of the provincial level panel data from 2006 to 2014, employing the dynamic Generalized Method of Moments (GMM). The empirical result reveals a negative influence, which means that the increase of fiscal livelihood expenditure has led to decrease of both per capita actual consumption expenditure and household consumption rate. The results are explained in terms of improvement of consumption hierarchy and increasing uncertainty expectation. Accordingly, this paper puts forward that only when financial livelihood expenditure improves coverage to reduce uncertainty expectation, and matches consumption enhancement, should the fiscal livelihood expenditure have a positive impact on household consumption.

**Key words:** urbanization; population aging; fiscal livelihood expenditure; household consumption

[责任编辑:宋宏]