

福建省人口老龄化对城镇居民消费需求的影响

——基于福建省1995~2013年相关数据的分析

□ 李中斌 王灿雄 李莉

摘要:文章以福建省1995~2013年的相关统计数据为基础,从城镇居民储蓄率、消费规模、消费结构三个方面分析了人口老龄化对居民消费需求影响的方向、大小及程度,并利用Eviews6.0工具进行数据拟合估计。结果表明,随着福建人口老龄化的加剧,对福建长期的消费潜力形成了负向效应,使得人们在长期偏向于储蓄而非消费,这是不利于内需扩张型经济发展。

关键词:人口老龄化;储蓄率;消费规模;消费结构

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:1671-8402(2016)03-0155-09

一、研究背景

根据第六次全国人口普查主要数据公报,福建省常住人口中,65岁及以上老年人口为2912140人,占福建省当年总人口的7.89%,与2000年第五次人口普查相比,这一比例上升了1.35个百分点。近年来,福建省人口老龄化程度的正在进一步加深,对居民消费所产生的影响,国内外对此均以做过不少研究。Modigliani(1966)采用多个国家的截面数据对年龄结构与储蓄率之间的关系进行实证研究,发现老龄人口与储蓄率之间存在着负相关关系。Leff(1969)同样采用多国截面数据建立回归模型,得到了与Modigliani一样的结论。Cupta(1971)、Adams(1971)、Ram(1982)等都通过实证分析得出了与Leff不同的结果,认为人口抚养比和高储蓄率之间存在长期稳

定的相关关系。Horioka等(2006)利用中国1995~2004年的面板数据进行动态面板分析,结果发现人口年龄结构的变动对储蓄率的影响不具有统计显著性。

相比较而言,国内对于该问题的研究相对较少,贺菊煌(2000)通过对中国人口年龄结构与储蓄率之间的实证分析,发现退休年龄与储蓄率之间有着反向关系。袁志刚、宋铮等(2000)通过建立跨时叠代模型,发现人口老龄化对储蓄率有正向影响。唐东波(2007)运用VAR模型分析了人口老龄化对中国居民储蓄的影响,结果发现二者之间无论短期还是长期都存在着明显的正向关系。李文星等(2008)通过对中国省际动态面板数据的估计,发现人口老龄化对居民储蓄率并不存在显著影响。王森(2010)通过对中国人口老龄化与人均GDP、居民消费之间进行实证分析,发现人口

作者简介:李中斌(1969-),男,辽宁营口人,经济学博士,福建农林大学管理学院人力资源系主任,教授,博士生导师;王灿雄(1982-),男,福建晋江人,经济学硕士,福建农林大学金山学院讲师;李莉(1980-),女,贵州榕江人,经济学硕士,福建师范大学协和学院讲师。

老龄化与居民消费之间呈现正负交错的影响关系。黄健元、高梦璇(2012)通过对江苏省1982~2010年的时间序列数据分析发现,人口老龄化对人均消费有正向影响。

国内外的相关研究多数利用整个国家的宏观数据或部分家庭实际调查数据来进行实证分析,而且内容主要集中于人口老龄化对居民储蓄的影响方面,所得结论差别较大,甚至相反,以致更具针对性和更具可行性的政策建议无法提出来。这可能源于我国各地区或省份存在着较大的差异所导致的,因此在进行实证分析时,应当区别分析。笔者以福建省2000~2013年的相关数据为基础,分析福建省人口老龄化对居民消费需求的影响。

二、福建人口老龄化与消费特征及指标选取

1995~2013年,福建省65岁及以上老年人口

比重,除了1995年和2000年在7%以内,其他年份这一比例都超过了7%的国际惯例“红线”^①。第六次全国人口普查数据显示,福建省2010年65岁及以上老年人口比重达到了7.90%,相比较第五次人口普查数据,该比重上升了1.21个百分点,低于全国人口水平1.91个百分点。虽然这一比重低于全国水平,但是相比较于北京、天津10年间的上升幅度来看,福建省老龄化问题已变得越来越紧迫了。

根据近年来福建人口抽样调查数据显示,2011~2013年福建省65岁及以上老年人口比重分别为8.18%、8.24%和8.26%。这表明福建省人口老龄化问题已经越来越严峻了。2013年,福建省城镇居民年人均消费支出为20093元,比1995年增加了4倍;1995~2013年,人均消费支出环比增长百分率数值波动幅度较大,标准差约为3,其中,环比增长率最低的年份是1999年,为1.65%;环比

表1 1995~2013年福建省人口老龄化与城镇居民储蓄率变动情况 %

年份	老年人口比重(pop)	储蓄率(sav)	消费支出比重(cons)	食品消费比重(food)	医疗保健消费比重(med)	交通通信消费比重(tra)	教育文娱消费比重(edu)
1995	6.50	14.85	87.88	61.13	1.56	4.54	6.51
1996	7.38	18.05	87.37	59.9	1.96	4.46	6.05
1997	7.47	19.66	84.22	52.81	2.42	6.04	9.42
1998	7.90	20.11	80.92	51.82	3.09	6.69	9.11
1999	8.00	22.89	80.05	51.45	3.05	7.69	8.77
2000	6.70	24.13	80.34	44.66	4.72	8.64	10.37
2001	7.90	27.64	79.16	44.07	4.71	9.3	9.96
2002	7.70	27.83	75.66	43.45	4.87	9.77	13.2
2003	8.20	26.43	74.46	42.21	4.74	11.8	12.22
2004	8.52	26.97	75.16	41.59	5.84	12.93	12.87
2005	8.76	28.62	73.93	40.88	5.44	11.92	12.59
2006	9.44	20.40	68.49	39.3	5.24	12.57	13.47
2007	9.10	19.62	75.75	38.86	4.54	14.54	12.9
2008	9.19	19.38	73.19	40.63	4.33	14.21	11.62
2009	9.28	31.29	67.51	39.67	4.4	14.82	11.19
2010	7.90	32.28	73.06	39.26	4.18	14.89	12.11
2011	8.18	33.11	73.82	39.22	4.64	14.83	11.28
2012	8.24	33.73	73.57	39.35	4.16	15.93	11.32
2013	8.26	34.80	77.40	36.95	4.66	16.02	12.18

注:a.储蓄率=(年人均可支配收入-年人均消费支出)÷年人均可支配收入;

b.消费支出比重=年人均消费支出÷年人均总支出;

c.食品消费比重=年人均食品支出÷年人均消费支出,其余三项的消费比重算法类似。

增长率最高的年份是2008年达到了13.08%,其次是2007年,为12.72%。在研究期1995~2013年内,福建省人均消费倾向由1995年的85.15%下降至2013年的65.20%,总体上呈现一个下降的趋势。但是,这一下降并不那么一直平稳地下降,是具有阶段性的。这一下降趋势呈现出两个阶段性的下降和一个“徘徊”阶段,这两个阶段分别是1995~2005年和2009~2013年。在徘徊阶段为2006~2008年3年,这3年中,消费支出倾向上升了徘徊在80%左右;在2008~2013年间消费支出倾向呈现了较为显著的下降趋势。无论福建省在该研究区间内人均消费支出倾向是如何变动,但总体上都说明了近2/3的可支配收入都用于了消费性支出。

为了较为全面的人口老龄化对福建省居民消费需求的影响,笔者分别从人口老龄化对居民储蓄率、消费结构和消费规模三方面的影响进行相关实证研究。表1给出了相关的数据及其变动情况。这些数据均来自于福建省1999~2014年统计年鉴。其中,1996~1997年老年人口比重数据缺失,笔者采用S形函数^②并利用Eviews6.0进行数据拟合。

三、模型构建

为了能够更好地分析人口老龄化与储蓄消费及其结构之间的关系,笔者采用向量自回归模型即VAR模型来进行实证分析。Sim于1980年在经济学分析中引入了向量自回归(VAR)模型,由此伊始,经济活动的动态分析开始广泛被使用^③。

表2 福建省人口老龄化与城镇居民储蓄相关变量的单位根检验^④

变量	差分次数	(C, T, K)	DW 值	ADF 值	5%临界值	1%临界值	结论
pop	1	(0, 0, 0)	2.070825	-5.877657	-1.962813	-2.708094	I(1)***
sav	1	(C, 0, 0)	2.117147	-4.312823	-3.052169	-3.886751	I(1)***
cons	1	(c, T, 1)	2.119457	-7.683685	-3.733200	-4.667883	I(1)***
food	1	(C, T, 1)	1.427969	-5.043859	-3.733200	-4.667883	I(1)***
med	1	(0, 0, 0)	1.934130	-4.274564	-1.962813	-2.708094	I(1)***
tra	1	(C, T, 1)	2.119302	-5.752519	-3.733200	-4.667883	I(1)***
edu	1	(C, T, 0)	1.795344	-7.000484	-3.710482	-4.616209	I(1)***

注:a.(C,T,K)表示ADF检验式是否包含常数项、时间趋势项以及滞后期数;

b.***表示变量差分后在1%的显著水平上通过ADF平稳性检验。

其数学模型为:

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + Hx_t + \varepsilon_t \quad t=1,2,3 \dots, T$$

其中, x_t 代表d维外生变量,H代表系数矩阵; y_t 代表k维内生变量值;p代表阶数的滞后值;T代表样本容量。 Φ_1, \dots, Φ_p 代表矩阵。 ε_t 代表k维扰动列向量。

在进行变量平稳性检验和协整检验的基础上,可以建立误差修正(VEC)模型,用以研究变量之间的长期和短期关系,以及短期的非均衡过程逼近长期均衡的过程。其基本模型为:

$$\Delta y_t = \alpha(y_{t-1} - k_0 - k_1 x_{t-1}) + \beta \Delta x_t + u_t$$

当长期平衡关系满足 $y^* = k_0 + k_1 x^*$ 时,误差修正项是 $(y_t - k_0 - k_1 x_{t-1})$ 的形式,反映 y_t 关于 x_t 在第t时点的短期偏离。 α 通常为调整系数,表示在t-1期 y_{t-1} 关于 $k_0 - k_1 x_{t-1}$ 之间的偏差的调整速度。

四、实证分析

(一)福建省人口老龄化与城镇居民储蓄的实证分析

1、变量的单位根检验。

建立任何模型的首要步骤就是检验这些变量的平稳性。进行检验后,由于各个变量都不是平稳的,而是一次差分后才平稳的,因此表2只列出了一次差分后的检验结果(具体见表2)。为了分析简便,在进行实证分析和模型估计时,笔者将这7个变量(老年人口比重、储蓄率、消费支出

比重、食品消费支出比重、医疗保健支出比重、交通通讯支出比重和教育文娱消费比重)均采用英文字母(前3个或4个)替代。根据表2可知,每一变量在进行一次差分后,都是在1%的显著性水平上通过ADF检验。

由于本文研究的关键变量pop(老年人口比重)、sav(储蓄率)均属于一阶单整,应采用一阶差分方式进行处理。考虑到现实的经济意义及所构建VAR模型的效果,笔者采用取对数方式对这两个变量进行处理,相应的单位根检验结果如表3所示:对数老年人口比重在10%的显著性水平通过检验;对数储蓄率在5%的显著性水平下通过检验。

2、模型估计。

在进行VAR模型估计,需要根据检验模型的稳定性和变量滞后阶数来确定模型的之后阶数。虽然lnsav和lnpop在进行SIC和AC滞后阶数检验时,最优滞后阶数为5,但是此时模型的10个单位根中有两个大于1,这会导致VAR模型的不稳定,进而影响后面的脉冲分析和方差分解分析。因此排除该5作为滞后阶数。在滞后阶数2、3、4当中,根据SIC和AC准则,其中,之后阶数为2时,滞后阶数最优,且此时模型做得出的单位根均小于1,模型稳定。所以此处确定lnsav和lnpop之间的VAR模型为2阶滞后VAR模型,模型结果如表4所示。

根据表4可知,福建省老年人口比重与储蓄率的互动关系VAR(2)模型可表述为:

$$\lnsav = 0.813090 \times \lnsav(-1) - 0.146209 \times \lnsav(-2) - 0.284606 \times \lnpop(-1) + 0.366627 \times \lnpop(-2) + 0.934987$$

由于模型具备了稳定性条件,因此可以继续脉冲响应分析和方差分解分析。

表3 福建省老年人口比重、储蓄率的对数单位根检验^⑤

变量	差分次数	(C, T, K)	DW 值	ADF 值	10%临界值	5%临界值	结论
lnpop	0	(C, 0, 0)	2.313740	-2.768467	-2.660551	-3.040391	I(0)*
lnsav	0	(C, T, 0)	2.150421	-3.719765	-3.286909	-3.690814	I(0)**

注:a.(C,T,K)表示ADF检验式是否包含常数项、时间趋势项以及滞后期数;

b.*表示变量差分后在10%的显著水平上通过ADF平稳性检验;

**表示变量差分后在5%的显著水平上通过ADF平稳性检验。

表4 福建人口老龄化与储蓄率对数VAR(2)模型

	lnsav(-1)	lnsav(-2)	lnpop(-1)	lnpop(-2)	c
lnsav	0.813090	-0.146209	-0.284606	0.366627	0.934987
lnpop	-0.221235	0.235946	0.353596	0.201482	0.909434

3、脉冲响应分析。

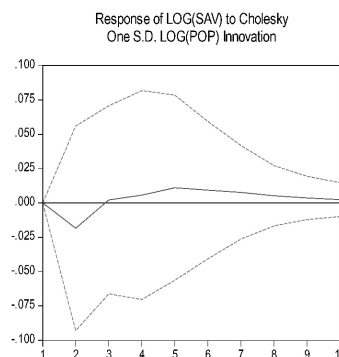


图1 老年人口比重对数对储蓄率对数的逐期脉冲响应图

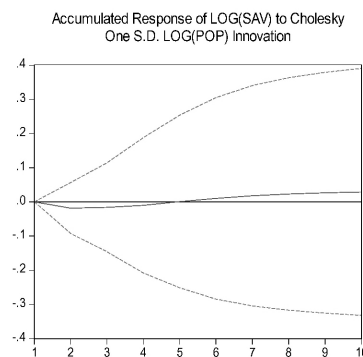


图2 老年人口比重对数对储蓄率对数的累积脉冲响应图

由图1可知,福建省人口老龄化的一个标准差的正向冲击,在短期对城镇居民储蓄影响是负向的,即短期中城镇居民为了应对人口老龄化的加深会减少储蓄。这一负向的效应会在第2期达到峰值,在第3期后开始形成正向效应,该正向效应在第5期达到峰值,并在长期中有减

弱的趋势,但基本上保持正向效应。由图2可知,福建省人口老龄化的加深在短期内有着整体的负向效应,而且这个负向效应在第5期的时候才会完全消除;在长期中人口老龄化的加深会使得城镇居民储蓄率上升,这种正向效应会减弱,以致于长期累积效应没有扩张的趋势,而趋于一个较为恒定的状态。简而言之,福建省人口老龄化的变动对其居民储蓄率的变动,在短期有着负向效应,而在长期,其效应是正向的。

4、方差分解。

通过方差分解可以得到VAR模型中各随机扰动项对系统影响的相对重要性的贡献值。因此我们借此分析不同时期人口老龄化的变动冲击对居民储蓄率所产生的影响程度大小,结果如表5所示。

表5 人口老龄化对城镇居民储蓄率的方差分解

时期	贡献度	时期	贡献度
1	0.000000	11	1.290047
2	0.793145	12	1.292966
3	0.673148	13	1.294724
4	0.710986	14	1.295780
5	0.934749	15	1.296418
6	1.092476	16	1.296791
7	1.201254	17	1.297006
8	1.250433	18	1.297128
9	1.274210	19	1.297197
10	1.284650	20	1.297235

从表5可以看出,人口老龄化的变动对储蓄率在首期并没有影响,并且这种影响或贡献值随着时期的推延,其值逐渐趋向于恒定值1.30。这与脉冲效应所显示的一致,人口老龄化对城镇居民储蓄率的影响,随着时间的推延其累积脉冲效应趋于定值。这表明,在长期人口老龄化对储蓄率的变动能够起到解释作用,然而这一贡献在长期并没有扩散作用。从贡献的增加值看,第2期贡献增加最高,这也意味着人口老龄化的变动,在短期的效应是高于长期的。

(二) 福建省人口老龄化与城镇居民消费规模的实证分析

为了建立福建省人口老龄化与城镇居民消

费规模之间的误差修正(VEC)模型,需要检验变量间是否同阶平稳且相应残差的平稳性或者直接检验变量之间是否存在协整关系,若结果是肯定的,则可以继续进行VEC模型估计。表6和表7分别是单位根检验法和Johansen检验。

表6 变量和残差平稳性检验结果

变量	t统计量值	P值	5%临界值	1%临界值	检验结果
pop	0.421500	0.7940	-1.961409	-2.699769	非平稳
Δ pop	-5.877657	0.0000	-1.962813	-2.708094	平稳
cons	0.678821	0.9988	-3.733200	-4.667883	非平稳
Δ cons	-7.683685	0.0001	-3.733200	-4.667883	平稳
e	-2.776891	0.0084	-1.961409	-2.699769	平稳

注:e是通过最小二乘法估计cons和pop之间拟合模型得到的残差。

由表6可知,残差项或随机干扰项是平稳的,这意味着变量pop和cons之间存在着长期(1,1)阶协整关系。这种协整关系表现这两个变量之间长期的均衡关系。长期均衡关系方程为:

$$cons = -5.616746 \times pop + 122.6527 + e_t$$

$$(0.962551) \quad (7.869616)$$

$$R^2 = 0.666996 \quad DW = 1.220848$$

表7 Johansen协整关系检验

协整关系数	特征值	迹统计量	5%的临界值	概率
没有**	0.481340	15.98133	15.49471	0.0422
最多一个**	0.289883	5.477209	3.841466	0.0193

注:**表明在5%的置信水平下拒绝原假设。

表7表明在5%的置信水平下根据Johansen协整检验,变量pop和cons之间存在着协整关系,协整方程为: $pop = -0.239743 \times cons + 26.39993 + e_t$ 。这一协整方程与长期均衡关系不同的原因在于协整方程的随机项为VEC模型中的误差修正项,而长期均衡关系方程中的随机项是整个研究期估计的残差项,是误差修正后的随机项。

由协整检验可知,在长期中福建省人口老龄化的变动与城镇居民消费规模变化之间存在负向的长期均衡关系。由于人口老龄化变动与城镇居民消费规模之间存在长期协整关系,因此可以

继续做误差修正模型,用以估计两者之间短期的关系。利用Eviews6.0得出的VEC修正模型为:

$$d(\text{cons}) = -3.28809292657 * (\text{pop}(-1)) + 0.239742990107 * \text{cons}(-1) - 26.3999250316 + 1.26409781138 * d(\text{pop}(-1)) + 0.0140542398451 * d(\text{pop}(-2)) - 0.286472810664 * d(\text{cons}(-1)) - 0.498090006377 * d(\text{cons}(-2)) - 1.18045034485$$

$R^2=0.608264$

从cons和pop之间的误差修正模型可以知道,在短期中人口老龄化的变动会对城镇居民消费规模有着正向的作用,这从d(cons(-1))和d(cons(-2))两项的系数看出。这样和前文当中福建省人口老龄化程度的变动对城镇居民储蓄率的影响相呼应。这种呼应即为人口老龄化的加深,在短期,会使得储蓄率下降,居民消费比重扩大;而在长期会使得储蓄率提高,居民消费比重缩小。

(三)福建省人口老龄化与城镇居民消费结构的实证分析

为了考察福建省人口老龄化的变动与城镇居民消费结构之间的动态关系,首先需要各变量的平稳性或单整阶数进行检验。表8利用ADF检验,利用P值的大小或t统计量与临界值的大小比较来判断该变量的平稳性质。P值越小或t统计量越小,则平稳性质越显著。有关于各变量的具体检验情况见表8。

表8 变量平稳性检验结果

变量	t统计量值	P值	5%临界值	1%临界值	检验结果
pop	0.421500	0.7940	-1.961409	-2.699769	非平稳
△pop	-5.877657	0.0000***	-1.962813	-2.708094	平稳
food	-2.408971	0.3616	-3.733200	-4.667883	非平稳
△food	-5.043859	0.0053***	-3.733200	-4.667883	平稳
med	0.590948	0.8345	-1.961409	-2.699769	非平稳
△med	-4.274564	0.0003***	-1.962813	-2.708094	平稳
tra	-0.241666	0.9846	-3.733200	-4.667883	非平稳
△tra	-5.752519	0.0016***	-3.733200	-4.667883	平稳
edu	-2.043627	0.5406	-3.690814	-4.571559	非平稳
△edu	-7.000484	0.0002***	-3.710482	-4.616209	平稳
e1	-2.310655	0.0239**	-1.961409	-2.699769	平稳
e2	-2.326055	0.0231**	-1.961409	-2.699769	平稳
e3	-1.557539	0.1095	-1.961409	-2.699769	非平稳
e4	-3.418808	0.0019***	-1.961409	-2.699769	平稳

注:***表明该值在1%的显著性水平下显著; **表明该值在5%的显著性水平下显著; 若为*,则表明其值在10%的显著性水平下显著; 其中e1、e2、e3、e4分别是食品消费比重(food)、医疗保健消费比重(med)、交通通信消费比重(tra)、教育文娱消费比重(edu)与老年人口比重(pop)进行最小二乘估计后所形成的残差项。

由表8可知:老年人口比重(pop)与食品消费比重(food)、医疗保健消费比重(med)、教育文娱消费比重(edu)三者之间存在(1,1)阶协整关系,可以构建误差修正模型; 然而有残差项e3非平稳,所以老年人口比重(pop)与交通通信消费比重(tra)之间并不存在长期协整关系,不可以构建误差修正模型。由此,利用Eviews6.0软件分别构建老年人口比重(pop)与食品消费比重(food)、医疗保健消费比重(med)、教育文娱消费比重(edu)的误差修正模型。其中协整方程如下:

$$\begin{aligned} food - 3.506545 \times pop - 14.04268 &= u_1 \\ med - 47.44714 \times pop + 388.44642 &= u_2 \\ edu - 10.04235 \times pop + 71.75064 &= u_4 \end{aligned}$$

其中u1、u2、u4分别为每一组协整方程的误差修正项,且这些误差修正项不同于自变量与因变量之间的长期均衡关系中所形成的残差项,即利用EG两步法所形成的剩余项e1、e2、e3、e4。协整方程中的误差修正项主要是为了修复短期中由自变量导致的偏离均衡,以使自变量的冲击不至于扩散而导致长期均衡失效;EG两步法的剩余项主要是基于整体的剩余衡量,即将短期与长期的残差剩余进行了综合估计后所形成的残差剩余,并不直接反映短期冲击对长期冲击偏离的修复作用。

根据表8可知,年人口比重(pop)与食品消费比重(food)、医疗保健消费比重(med)、教育文娱消费比重(edu)分别存在着长期均衡关系。然而根据协整关系方程和表9可知,变量间的长期均衡关系,分别是由变量间的短期关系和长期关系所综合形成的。这是根据老龄化比重(pop)前两期的系数的正负性和整体的协整关系所决定的。

综合该部分的实证分析,笔者得出有关福建人口老龄化的相关结论:(1)人口老龄化的变动

与城镇居民食品消费、医疗保健消费以及教育文娱消费的支出变动存在着长期均衡关系,但与交通通信消费变动并不存在长期均衡关系;(2)在长期中,人口老龄化的变动与食品消费、医疗保健消费、教育文娱消费的支出变动存在着正向均衡关系;(3)在短期中,人口老龄化的变动对食品消费支出的变动是负向效应,而对医疗保健消费、教育文娱消费的支出变动是正向效应的;(4)人口老龄化的程度变动对医疗保健消费支出变动的影响效应并不显著。

五、研究结论及对策建议

(一)研究结论

根据上述进行的实证数据研究分析,笔者主要得出以下结论:

1、福建省人口老龄化程度的变动与城镇居民储蓄率的变化、居民消费规模和居民消费结构(除了交通通讯支出)均存在着长期均衡关系;

2、福建省人口老龄化程度的变动与福建省城镇居民的储蓄率有着长期的正向关系,然而短期却有着负向关系,并且其长期综合效应为正向效应,即从长期看人口老龄化程度的加深会使得福建省居民储蓄率会整体上升;

3、福建省人口老龄化程度的加深与城镇居民消费规模之间的关系,刚好与储蓄率之间的关系相反:短期内,人口老龄化程度的加深可以使得城镇居民消费支出比重扩大,而在长期这一消费支出却是减少的;

4、福建省人口老龄化程度的变化,长期内居

民食品消费支出、医疗保健支出、教育文娱消费支出呈现正向关系,其中在短期中人口老龄化程度的变化与居民食品消费支出之间的关系是负向的,而与教育文娱支出和医疗保健支出短期内也是正向的。

由上述结论可知,福建省人口老龄化程度的变动与城镇居民储蓄倾向之间存在长期正向强化关系且长期强化效应有限,而人口老龄化程度变动与城镇居民消费比重的变动却是长期的负向关系。这就使得福建省在长期的经济发展中,面临着两方面的威胁和一个优势机会。

威胁一:长期内,人口老龄化的加深,会使得城镇居民储蓄存在着增长效率瓶颈限制问题,会部分地影响福建省内可贷资金增长潜力。这是由于人口老龄化对储蓄率的长期累积脉冲效应所决定的。

威胁二:长期内,由于人口老龄化的加深,福建省城镇居民整体的消费占比下降,这不利于福建省长期经济发展的内需增长机制。

优势机会:人口老龄化程度的变动与福建城镇居民消费子结构有着长期的正向作用,尤其是短期内,与居民的医疗保健支出和教育文娱服务支出都存在正向作用。

因此,在经济发展的过程,政府可以通过恰当的政策安排来合理优化城镇居民的消费结构问题,以期消除由于老龄化问题而带来的经济发展困扰。

(二)人口老龄化对居民消费影响的特点

1、人口老龄化带来储蓄率和投资率趋于下

表9 误差修正模型

关系变量	因变量	各自变量系数						R ²
		CoIntEq (-1)	d(x(-1))	d(x(-2))	d(p(-1))	d(p(-2))	c	
food 与 pop	d(food)	-0.324496	-0.564854	-0.597745	-0.761622	-0.043458	-2.489784	0.668
med 与 pop	d(med)	0.014857	-0.650303	-0.055055	0.155374	0.105566	0.220579	0.393
edu 与 pop	d(edu)	0.148256	-0.663716	-0.460018	1.566910	0.023488	0.441566	0.659

注:表中d代表该项的一阶差分;括号中负数代表该项的滞后期;自变量中x代表因变量自身项;CoIntEq为误差修正项,R²为模型拟合值,数值越高模型拟合效果越好。

降。劳动人口比率的增加会增加储蓄,老年人口比率的上升则会减少储蓄。劳动人口比例与储蓄正相关,而老年人口比率与储蓄负相关。我国近30年的高储蓄我国劳动人口比例增加有密切关系(所谓“人口红利”),而发达国家的低储蓄率与其人口年龄结构老化有密切关系。我国老年人口比例将越来越高,而年轻人口比例将不断下降,其直接结果是储蓄率将呈下降趋势(“人口红利”逐渐消失)。越来越多的老年人退出劳动力市场,由原来的生产者变为消费者,这必然导致社会经济负担的急剧增加,如养老金、医疗保健费用等快速增长,其很大一部分由政府和企业负担。随着人口老龄化不断加剧,政府和社会福利方面的支出会越来越重,结果国民收入中用于资本投资的部分减少。根据人力资源社会保障部最新数据,我国的养老金收支虽然有节余,但支出增加很快。随着人口老龄化的快速发展和老年赡养比例快速上升,“现收现付”式的养老金缺口将很快出现,并呈现越来越大的趋势。

2、汽车、住房、电子通信等产业和市场需求将会持续萎缩。从迅速增长的人口到静止或下降人口的转变可能引起产业结构的重大改变,使经济变得更加轻型化,以至于整个经济的资本产出比下降。随着人口增长的停滞,资本深化过程将会放慢,甚至下降。人口增长下降意味着消费人口的减少和年龄结构的老化,使得以满足青少年为主要对象的耐久性消费品(如房地产、汽车、电子通信等)市场日渐萎缩。随着这种萎缩趋势的加剧,这种曾经支撑经济持续增长的支柱产业就会逐渐衰落。与老年人有关的消费和服务将成为新的支柱产业,但这些产业与汽车、房地产相比对经济增长的拉动作用要小得多。

3、居民消费结构发生了巨大改变。2000年至今,此间,城镇居民恩格尔系数进入30%—40%的区间。医疗成本和医药费用的上涨,促使居民医疗保健消费支出大幅上升,出现了“看病难,吃药贵”的现象。居住消费比例的增长是这一阶段另一明显特征。我国实行住房商品化以后,房地产行业发展迅猛,住房消费成为城镇居民最大的负担,也占据了八成的信贷消费。另一方面,汽车工业发展迅猛,已成为现阶段我国城镇居民的消费

热点之一,而信息化和网络化则促进了通讯产品的高速发展。家电技术和产品的升级也创造了家电更新换代的机会。因而,现阶段,我国城镇居民既拥有消费结构再次优化升级的时机,也存在难以提高现期消费的种种障碍。

(三)相关对策建议

目前中等收入阶层已经形成,他们是城镇居民消费结构升级的中坚力量。建议在与中等收入群体切实相关的消费领域进行完善和引导,同时针对低收入群体和高收入群体的消费特征制定相应的激励政策,从而应对老龄化对居民消费带来的冲击和影响。主要包括:

1、完善社会保障制度。

在现行的社会保障体制下,城镇居民在养老、医疗、教育、住房等民生问题上需要承担大部分成本,伴随市场化程度加深,民生领域的消费成本仍在不断上升,居民对未来风险和价格上升的预期必将导致预防性储蓄的增加,从而减少了即期消费。因而,增强消费信心,提高消费预期需要完善养老制度,加强对低收入群体和弱势群体的政府扶助,进行医疗体制改革,增加医疗资源,发展并加强社区卫生医疗,控制不合理的高昂药价,解决居民看病难、看病贵的问题。

2、发展并完善居民消费信贷制度。

消费信贷是有效的刺激即期消费的金融手段,消费信贷在消费结构升级中所起到的作用在于,使得潜在消费者能够提前支付当前缺乏支付能力的升级性产品,从而提高现期消费水平。完善消费信贷制度,应在两方面入手:其一,控制信贷风险。加快个人诚信体系的制度建设,健全消费信贷的法制环境和保险制度,同时加强对金融机构的金融创新和创新产品的风险管理。其二,扩大信贷市场。应构建多层次的信贷体系,拓宽放贷渠道,覆盖所有具有不同需求的消费群体,从而扩大贷款消费群体的规模,同时增加信贷消费的产品种类并加强宣传力度,启发居民信贷消费的意识。

3、推动高收入群体消费升级的持续性。

高收入群体在物质生活上已经相当富足,因而需要不断创造新的消费热点,激发其消费欲望。从物质消费品上看,应该注重高端家电开发与推广、个性化设计的交通通讯工具以及奢侈品

市场的开发;精神消费品方面,应注重高端教育文化和娱乐市场的建设和推广。

4、努力扩大中等收入群体。

扩大中等收入群体的比重,一方面具有大众示范和激励效应,有利于调动全体社会成员的积极性、主动性和创造性,激励群众不断提升自身的素质和致富技能,促进社会生产力发展和社会财富总量的增加,最终达到发展生产力、消除两极分化的目的。另一方面,既有利于减少贫困人口,实现共同富裕目标,又有利于提高国民消费能力,保持国民经济持续和稳定增长。具体包括:(1)努力扩大城市就业门路,鼓励个人创业。在城市,要积极发展服务业,提供更多的就业岗位。鼓励个人创业,在办执照、验资、用房、雇员等方面给予方便。积极发展民营经济,从资金、用地用房、招聘专业人员、创建品牌等方面给予切实帮助。另一方面,要进一步发展制造业,为低收入者、失业者提供更多的就业岗位和发展空间。(2)让更多的农民转移到二、三产业中去。拆除进城“门槛”,给进城农民以市民待遇。同时,要提供技能培训,帮助他们在城市就业、落户、创业。同时,在农村发展“企业+农户”、合作社、养殖大户、农产品加工、承包建筑工程、组织劳务输出等多种形式和渠道,使一部分农民在农村也能成为中等收入者。(3)加大对技能培训的扶持力度,特别是职业技术教育。应由政府或企业提供免费或半自费半补贴的各种技能培训,让受过培训的人能够持证上岗,既可解决技工短缺问题,还能大幅度提高工资收入。

5、缩小贫富差距,减少低收入人群。

主要包括:(1)发挥政府在再分配方面的调节功能。政府可通过税收和转移支付这两个途径来调节收入。税收的主要对象是高收入群体,转移支付的主要对象是低收入群体。通过收入再分配,不仅能抑制高收入群体的膨胀,而且能使低收入群体中的一部分人进入中等收入群体。(2)努力提高低收入群体的收入水平。完善和落实城镇居民最低生活保障制度,落实最低工资制度,加大转移支付力度。适时调高最低工资标准和最低生活保障、失业保障、优抚待遇等,切实保障低收入居民的基本生活。要解决普通劳动者就业问

题,通过提高最低收入者的就业能力来增加收入,促使其中一部分最低收入者进入到中低收入群体中。加快农村的城市化进程,减少农民数量,提高农民收入水平增强消费能力。

6、分层次加快居民消费结构升级。

重视市场细分,进行消费品市场的合理定位。重新进行市场细分,针对目标市场合理定位,满足居民多层次的需求。从城乡居民的收入环境和消费环境出发,研究农村市场、城市市场及城市中不同收入群体的消费需求,针对高、中、低不同收入消费群体的需求进行市场细分,整合市场资源,进行商品和服务的特色化经营,逐步改变消费品市场结构性过剩与结构性短缺并存的现状。

注释:

①注:对于老龄化的标准国际上通常看法是:当一个国家或地区60岁以上老年人口占人口总数的10%,或65岁以上老年人口占人口总数的7%,本文采用了后面一种标准。

②何晓群、刘文卿:《应用回归分析(第二版)》,北京:中国人民大学出版社2007年版,第210页。

③张成思:《金融计量学:时间序列分析视角》,北京:中国人民大学出版社,2012年版,第144—171页。

④刘巍、陈昭:《计量经济学软件:EvIEWS 操作简明教程》,广州:暨南大学出版社2009年版,第68页。

⑤刘巍、陈昭:《计量经济学软件:EvIEWS 操作简明教程》,广州:暨南大学出版社2009年版,第68页。

参考文献:

[1]王森:《中国人口老龄化对居民储蓄率影响的定量分析——基于VAR模型的方法》,《中国人口科学》2010年第S1期,第66—71页。

[2]陈彦斌、郭豫娟、姚一曼:《人口老龄化对中国高储蓄的影响》,《金融研究》2014年第1期,第71—84页。

[3]李中秋、王朝明:《中国人口老龄化对储蓄率的影响》,《理论与改革》2013年第1期,第101—103页。

[4]汪伟:《人口老龄化、养老保险制度变革与中国经济增长》,《金融研究》2012年第10期,第29—45页。

[5]万克德、宋廷山、郭思亮:《山东省人口老龄化对城镇居民消费需求的影响——基于六普数据的分析》,《中国人口科学》2013年第4期,第82—88页。

[6]蔡昉:《“人口红利期”结束并非坏事》,《中国人才》2010年第11期,第75—76页。

(作者单位:福建农林大学管理学院,福建 福州 350002;福建农林大学金山学院,福建 福州 350002;福建师范大学协和学院,福建 福州 350117)

(责任编辑:陈燕)