

人口结构转变与我国城镇居民消费关系的实证研究

□ 王欢 黄健元

(河海大学 人口研究所,南京 210098)

摘要:基于1987-2012年时间序列数据对中国城镇人口结构调整与居民消费之间的关系进行了实证研究。结果发现:少儿抚养比与城镇居民消费率具有显著正相关关系;老年抚养比与城镇居民消费之间关系不显著;人口结构对消费的影响具有时期效应,与进入人口老龄化阶段之前相比,老年抚养比相对于少儿抚养比对消费变化的影响更大;少儿抚养比对城镇居民消费具有显著的偏效应,说明城镇居民在子女照料方面做出了消费倾斜。根据实证分析结果提出了一些建议。

关键词:人口结构;抚养比;城镇居民;消费率

中图分类号: F124.7

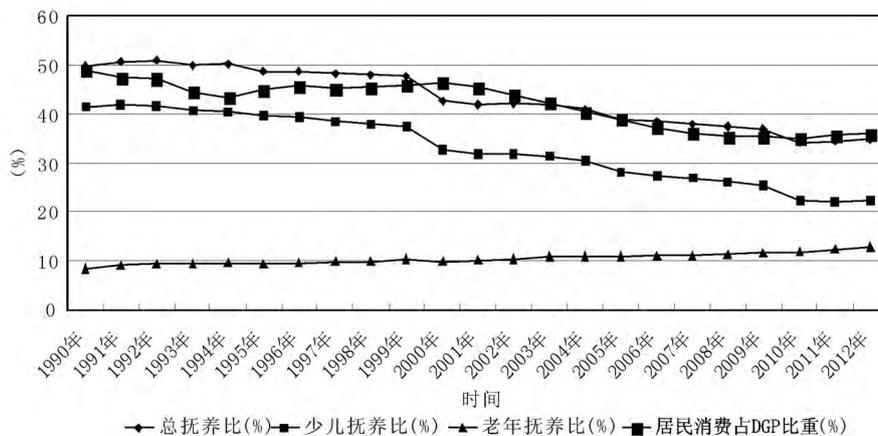
文献标识码: A

文章编号: 1007-5682(2014)05-0013-05

一、引言

改革开放以来,我国经济持续增长,创造了令世界惊叹的“中国奇迹”,但是与之相伴的是居民消费总量占国内生产总值比重的快速下降。2012年这一比值仅为35.98%,比1990年下降了13.10个百分点,城镇居民消费^①也由1990年的84.68%下降到2012年的69.50%,平均消费倾向大幅度降低,消费进入低迷期。新世纪后,我国经济高速增长赖以生存的外在宏观环境发生了明显变化,消费主导型经济模式

取代单纯投资拉动和生产主导型经济模式已是必然趋势,这要求社会需求的扩大以支持经济增长,但持续低迷、反映迟钝的居民消费需求却难以提供良好的经济增长内需环境。与此同时,2000年以后我国人口结构转变逐渐加速,总抚养比与少儿抚养比分别以年均0.74、0.95个百分点的速度不断降低,而老年抚养比则以年均0.22个百分点的速度不断上升,但无论是总人口抚养比、少儿抚养比还是老年抚养比,其变化速度都快于20世纪90年代人口结构年轻期(见图1)。



数据来源:《2013年中国统计年鉴》

图1 1990-2012年我国抚养比与消费率变动趋势

收稿日期:2014-07-17

基金项目:江苏高校哲学社会科学重大项目(2010ZDAXM004) 教育部人文社会科学研究项目(13YJA840008)

作者简介:王欢(1983-),女,河北邯郸人,河海大学人口研究所博士研究生;黄健元(1964-),男,江苏溧阳人,河海大学人口研究所所长,教授。

由图 1 可以看出,我国居民消费率与少儿抚养比、老年抚养比和总人口抚养比的变动具有一定的相似性,即在整体水平不断降低的同时,变化率均有不断加快的趋势。根据生命周期理论,不同年龄结构人群的消费模式是不同的,当经济体中人口结构保持稳定时,长期来看边际消费倾向会保持稳定,但是当人口结构发生变化时,边际消费倾向就会相应发生改变,因而人口结构变动很可能是影响我国城镇居民消费的重要因素之一。现阶段,消费不足已经成为制约我国经济增长、转型发展的关键,因此深入研究城镇居民消费与人口结构之间的关系,对积极地引导、刺激居民消费、制定相关人口与经济政策具有重要指导意义。

二、文献回顾

国内外学者对于人口结构与消费关系的研究已有不少建树。美国经济学家莫迪利安尼和布伦贝格的生命周期理论(LCH)认为,对个体而言,会根据自己一生的预期收入来平滑自己在各期内的消费,从而实现整个生命周期中的效用最大化,在未成年期和老年期消费高于收入,进行负储蓄(消费),在成年期消费小于收入,进行储蓄;对于一个经济体而言,如果少儿抚养比和老年抚养比较高,则整体储蓄率较低,反之较高^[1]。莫迪利安尼等(Modigliani and Cao, 2004)利用 1953-2000 年的时间序列数据研究发现,中国的高储蓄率(低消费)从长期上看是人均收入增长率和少儿抚养比转变的结果^[2]。郝瑞卡等(Horioka and Wan,2006)基于 1995-2004 年中国分城乡居民储蓄率的实证研究发现,少儿抚养比、老年抚养比与储蓄率之间分别存在负相关、微弱正相关关系^[3]。然而,科里(Kraay,2000)则通过对中国 1978-1989 年分省份居民储蓄家庭调查面板数据的研究指出抚养比对储蓄率的影响在统计上并不显著^[4]。袁志刚等(2000)通过建立引入养老保险制度的叠代模型,研究发现计划生育政策下,子女数量的减少是城镇居民储蓄率升高的主要原因^[5],与莫迪利安尼等(2004)的结论一致。李文星等(2008)利用中国 1989-2004 年的省际面板数据,研究指出我国儿童抚养系数对居民消费具有负向影响,但这种影响并不大,老年抚养系数变化则对居民消费的影响不显著,因此研究认为中国人口年龄结构的变化并不是中国目前居民消费率过低的原因^[6]。王金营等(2006)提出“标准消费人”的概念,将少儿人口和老年人口折算成标准消费人进行测算,发现人口抚养比的提高将部分抵消由人均收入带来的消费水平的增长^[7]。李春琦、张杰平(2009)

则根据 1978-2007 年我国宏观年度数据研究指出,少年抚养系数和老年抚养系数对居民消费均有显著负向影响^[8]。万克德等(2013)通过对山东省 1995-2010 年城镇居民消费的时间序列数据分析发现,人口老龄化将会引起城镇居民储蓄率降低,同时人口结构的转变也会带来消费结构的变化^[9]。

从上述文献可以看出,现有研究大多支持了人口结构与居民消费具有相关关系的观点,但是由于研究方法、模型建构和变量选取等方面原因,人口结构转变对居民消费的影响仍然尚无定论。与已有研究相比,本文将使用更新的时间序列数据,建立基于城镇居民人口结构的消费模型,对人口结构与城镇居民消费之间的关系进行实证分析,为我国制定相关政策提供参考依据。

三、模型构建与数据选取

(一) 模型构建

霍尔在理性预期理论和生命周期理论基础上构建了个人消费的随机游走模型,认为个人当期消费主要是受到前期消费的影响,个人消费行为具有一定的稳定性^[10]。基于霍尔个人消费模型,本文将城镇居民消费率(即家庭人均消费支出与家庭人均可支配收入之比)作为对个人消费的度量,构建城镇居民消费率的随机游走模型,

$$\text{conr}_t = \text{conr}_{t-1} + \varepsilon \quad (1)$$

其中 conr_t 为城镇居民当期消费率, conr_{t-1} 为前期消费率, ε 为随机扰动项。为考察人口结构对消费率的影响,本文将少儿抚养比 (fy_t) 和老年抚养比 (for_t) 作为解释变量纳入到霍尔随机游走模型之中,得到

$$\text{conr}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{conr}_{t-1} + \alpha_2 \text{fy}_t + \alpha_3 \text{for}_t + \varepsilon \quad (2)$$

在模型(2)的基础上,进一步考虑其它一些对居民消费率有影响的因素。莫迪利安尼和曹(Cao)在其对生命周期理论的扩展研究中发现,居民收入增长率会对居民消费率产生影响,两者存在负相关关系。凯恩斯也认为消费与收入密切相关,并存在消费倾向随收入增加而边际递减的可能^[11]。因此,本文将人均收入增长率(incgr)纳入模型以考察其对城镇居民消费的影响。此外,本文还引入通货膨胀率(ifr)反映物价及宏观经济环境不确定性对城镇居民消费的影响;引入收入比^②(incr)反映城乡收入差距对城镇居民消费的影响。综上,得到基本模型如下,

$$\text{conr}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{conr}_{t-1} + \alpha_2 \text{fy}_t + \alpha_3 \text{for}_t + \alpha_4 \text{incgr}_t + \alpha_5 \text{incr}_t + \alpha_6 \text{ifr}_t + \varepsilon \quad (3)$$

考虑到人口结构转变过程中时期效应对消费率

的影响,即进入人口老龄化前后人口结构对居民消费率的不同作用,在式(3)中引入时间变量与人口抚养比的交互变量,构成扩展模型1,

$$\text{conr}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{conr}_{t-1} + \alpha_4 \text{incgr}_t + \alpha_5 \text{incr}_t + \alpha_6 \text{ifr}_t + \alpha_7 \text{time} \cdot \text{fyr}_t + \alpha_8 \text{time} \cdot \text{for}_t + \varepsilon \quad (4)$$

此外,由于消费行为不仅与人口结构有关,同时也受到收入的影响,因此可能存在居民收入增长率越高的情况下,人口结构对消费的影响就会越明显的可能性。基于此,本文在基本模型中加入人口结构与城镇居民收入的交互项,构成扩展模型2,

$$\text{conr}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{conr}_{t-1} + \alpha_2 \text{fyr}_t + \alpha_3 \text{for}_t + \alpha_5 \text{incr}_t + \alpha_6 \text{ifr}_t + \alpha_9 \text{fyr}_t \cdot \text{incgr}_t + \alpha_{10} \text{for}_t \cdot \text{incgr}_t + \varepsilon \quad (5)$$

(二)数据选取

本文数据来自1987-2012年中国城乡时间序列数据。城镇居民消费率(conr)为居民平均消费倾向×100%,其中平均消费倾向为家庭人均消费支出与家庭人均可支配收入之比。人均收入增长率(incgr)为家庭人均可支配收入增长率^③。收入比(inr)为城镇居民家庭人均可支配收入与乡村居民人均纯收入之比。通货膨胀率(ifr)由消费价格指数增长率近似替

代。少儿抚养比(fyr)为0-14岁人口占15-64岁人口比重,老年抚养比(for)为65岁及以上人口占15-64岁人口比重。时间虚拟变量,取值为0和1(2000年之前=0,2000年及之后=1)。居民消费率、人均收入增长率、收入比、通货膨胀率由1988-2013年《中国统计年鉴》中的相关数据整理计算得到,少儿抚养比和老年抚养比由1988-2013年《中国人口和就业统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》相关数据整理得到。

四、实证分析

(一)平稳性检验

平稳时间序列是对时序变量采用传统最小二乘法(OLS)进行回归的必要前提条件,对于非平稳时间序列而言,传统OLS估计会导致伪回归,产生对结果的解释偏差。因此,对时序变量进行计量建模分析前,应对各变量平稳性进行检验。本文采用ADF单位根检验方法,对消费率及相关解释变量的平稳性进行检验。由表1结果可知,城镇居民消费率、老年抚养比、少儿抚养比、家庭人均收入增长率、城乡收入比和通货膨胀率均为非平稳时间序列,但上述各变量的一次差分序列为平稳时间序列。

表1 城镇居民消费率及相关解释变量平稳性检验结果

变量	检验形式(C,T,N)	ADF 统计量	结论	变量	检验形式(C,T,N)	ADF 统计量	结论
conr	(C,T,0)	-3.5909	不平稳	incgr	(C,T,0)	-2.9625	不平稳
Δconr	(C,T,0)	-8.8721***	平稳	Δincgr	(C,T,0)	-5.4845***	平稳
for	(C,T,0)	-3.1608	不平稳	incr	(C,T,1)	-2.9091	不平稳
Δfor	(C,T,0)	-6.9443***	平稳	Δincr	(C,0,1)	-3.6814**	平稳
fyr	(C,0,2)	-1.819	不平稳	ifr	(C,T,1)	-3.2409	不平稳
Δfyr	(0,0,3)	-2.9346**	平稳	Δifr	(C,T,3)	-3.8856**	平稳

注:检验形式(C,T,N)中C表示存在常数项,T表示存在时间趋势,N表示滞后阶数;检验过程中采用SIC准则;*,**,***分别表示在10%,5%和1%水平上显著;Δ表示一阶差分。

(二)Johansen 协整关系检验

由上述单位根检验可知,城镇居民消费率及各解释变量均为I(1)过程,为同阶差分平稳时间序列,符合协整关系检验的前提条件。协整分析的经济意义在于揭示各时间序列变量之间存在长期稳定关系。通常情况下,用于变量之间协整关系的检验有恩格尔-格兰杰(EG)两步法和基于向量自回归模型

(VAR模型)的Johansen极大似然法,前者主要用于两变量之间的协整关系检验,而后者则可以用于多变量之间关系的检验。本文基于AIC及SC准则,确定滞后阶数为1,分别得到城镇居民消费率、老年抚养比、少儿抚养比、家庭人均收入增长率、城乡收入比和通货膨胀率各变量之间协整关系检验结果(见表2)。

表2 城镇居民消费率及相关解释变量协整关系检验结果

假设协整方程个数	特征值	最大特征值统计量	5%临界值	P 值	假设协整方程个数	特征值	最大特征值统计量	5%临界值	P 值
没有*	0.9378	63.9044	38.3310	0.0000	至多3个	0.3352	9.3930	19.3870	0.6835
至多1个	0.6364	23.2729	32.1183	0.9886	至多4个	0.2371	6.2479	16.6547	0.7015
至多2个	0.5661	19.2031	25.8232	0.2918	至多5个	0.1230	3.0196	12.5180	0.8742

注:*表示在5%显著性水平下拒绝原假设。

表 2 中协整关系检验结果表明,在 5%显著性水平下,城镇居民消费率及各解释变量之间均存在协整关系,意味着 6 个一阶单整变量之间的线性组合存在长期稳定的均衡关系,可以进一步建立线性回归模型。

(三) 模型估计结果

基于 OLS 法,采用 1987-2012 年数据对我国城镇居民消费基本模型和扩展模型进行参数估计。从测算结果(初始模型)可以看出,虽然模型整体拟合

效果较好,但是仍然存在部分变量不能通过统计检验的情况,说明模型解释变量之间存在多重共线性,需要对部分变量进行适当剔除,否则会导致回归系数估计失真,影响对模型结果的解释。本文采用逐步回归法剔除初始模型中不显著的变量,得到修正模型估计结果,可以看出模型整体拟合效果均有较大提升。本文重点关注少儿抚养比、老年抚养比及其交互作用结果,修正后的模型参数估计结果见表 3。

表 3 城镇居民消费率估计结果(被解释变量=conr)

	基本模型		扩展模型 1		扩展模型 2	
	初始模型	修正模型	初始模型	修正模型	初始模型	修正模型
c	-0.0147 (-0.8743)	-0.0546 (-0.6041)	0.0125 (0.1336)	0.1118*** (4.1483)	-0.0417 (-0.4713)	-0.0734 (-0.7484)
for	-0.1466 (-0.9047)				-0.7756* (-1.8872)	
fyr	0.5316*** (3.9847)	0.3961*** (4.0328)			1.0021*** (3.9358)	0.4833*** (4.2486)
time * for			-0.6348*** (-5.7453)	-0.6648*** (-5.9337)		
time * fyr			0.2773*** (4.6032)	0.3024*** (5.4242)		
conr(-1)	0.7780*** (8.0700)	0.8343*** (9.4666)	0.8772*** (10.9513)	0.7908*** (25.7535)	0.7288*** (7.7503)	0.8275*** (9.2155)
incgr	-0.2922*** (-3.1032)	-0.2401** (-2.7538)	-0.0892 (-1.3716)			
for * incgr					5.6732 (1.4942)	
fyr * incgr					-3.6102** (-2.1906)	-0.8901** (-2.6761)
incr	0.0359*** (3.1209)	0.0275** (2.6491)	0.0111 (1.0304)		0.0473*** (3.8434)	0.0277** (2.5833)
ifr	-0.0375 (-1.5083)		0.0487*** (3.2383)	0.0483*** (3.1503)	-0.0631** (-2.3999)	
R ²	0.9619	0.960	0.9719	0.9719	0.9684	0.9603
F	67.21***	85.78***	91.88***	122.16***	72.56***	85.60***

注:*,**,*** 分别表示在 10%,5%和 1%水平上显著;括号内为 t 值。

基本模型修正估计结果表明,少儿抚养比对城镇居民消费率均具有显著的正向影响,少儿抚养比越低,消费率越低,城镇地区少儿抚养比每降低一个单位,居民消费率将减少 0.3961 个单位。上世纪 70 年代以来,严格计划生育政策的实施使得我国城镇地区生育率大幅度下降,平均每个家庭拥有孩子的数量急剧减少,少儿抚养比由 80 年代初期的 54.6%下降到 2012 年的 22.2%。在以质量替代数量的动机下,孩子数量的减少促使城镇居民加大对子女人力资本投资,更加注重对孩子的教育和培养。

然而,从绝对数量上看,计划生育政策下孩子数量大幅减少家庭的即期消费支出仍然会低于拥有较多孩子的非计划生育家庭的即期消费支出,由此可见子女数量减少带来的家庭消费总量的下降是不可避免地。此外,在孩子数量减少的情况下,“养儿防老”无法得到充分保障,增加储蓄就成为我国城镇居民普遍的替代选择,这也是用于抵御老年风险的一种现实策略。在上述原因的共同作用下,城镇地区人口结构转变过程中,少儿抚养比的下降会导致居民消费率具有较为显著的降低变动趋势。老年

抚养比对消费率的影响均不具有统计上的显著性。虽然人口结构转变过程中,老年人口增多可能会促使家庭成员对其的赡养支出增加,然而在我国社会保障不健全、水平偏低及谨慎消费习惯、赠遗动机等因素的影响下老年人也具有较强的储蓄动机。现阶段我国人口结构转变过程仍处于起步阶段,可能是这两方面的效应相当,两者相互抵消后使得人口结构转变并不对总体消费率产生明显影响。此外,老龄产业发展滞后,产品种类稀少不全,行业服务不规范等也对城镇老年人消费起到了负面抑制作用。

消费率扩展模型 1 的修正结果中,时间变量与抚养比交互项 $time \cdot for$ 和 $time \cdot fyr$ 均能通过显著性检验但符号不同,说明在人口结构转变进程中的不同阶段上,抚养比对城镇居民消费率作用不同。 $time \cdot for$ 系数为负, $time \cdot fyr$ 系数为正,说明与 2000 年之前的消费率水平相比,老年抚养比上升导致城镇居民消费率减少,而少儿抚养比增加则导致城镇居民消费率增加。此外,由扩展模型 1 的修正结果可知, $time \cdot for$ 系数绝对值大于 $time \cdot fyr$,说明人口结构转变进入加速期后,我国城镇居民老年抚养比对消费率影响更大。进一步地,扩展模型 2 的修正结果显示,城镇少儿抚养比通过家庭人均收入增长率对消费率产生偏效应,即 $\partial conr/\partial fyr = 0.4833 - 0.8901 \cdot incgr$,城镇居民家庭人均收入每增长 1 个百分点,偏效应增加 0.4744 个百分点,且随着家庭人均收入增长率的提高,少儿抚养比对消费率的偏效应呈现线性递减趋势,当家庭人均收入增长率达到 54.29% 时,少儿抚养比对消费率的偏效应达到拐点。近年来,我国城镇居民家庭人均收入增长率持续保持在 8% 左右,这意味着现阶段城镇少儿抚养比对消费的偏效应为 0.4120,说明城镇居民家庭消费存在向照料子女方面的倾斜。老年抚养比对消费的偏效应不显著,这可能与城镇老年人具有相对完善的社会保障制度有关。

此外,基本模型中居民消费率的一期滞后($conr(-1)$)系数为正,且能够通过显著性检验,说明我国城镇居民消费习惯较为稳定,虽然消费水平能够随收入水平增加而上升,但整体消费决策仍然比较谨慎,收入比($incr$)对城镇居民消费具有显著影响,收入差距的扩大会导致消费率增长,这一点可能与城镇居民对乡村居民的消费示范效应有关;城镇地区通货膨胀率(ifr)与居民消费率之间不具有显著相关关系,说明目前通货膨胀率并不是消费率变动的直接影响因素。

五、结论与讨论

总体而言,我国人口结构转变与城镇居民消费之间具有密切关系。本文利用 1987-2012 年时间序

列数据,在单位根和协整关系检验的基础上,基于传统 OLS 模型对我国城镇人口结构与居民消费之间关系进行了实证研究,得到以下结论:

(1) 城镇居民消费率与少儿抚养比之间具有显著正相关关系,少儿抚养比越低,居民消费率越低;现阶段,老年抚养比对城镇居民消费率的作用并不显著,然而随着人口结构的进一步转变,老年抚养比上升可能会给未来消费带来显著影响。

(2) 人口结构交互作用显示:与进入人口老龄化阶段之前相比,我国城镇居民少儿抚养比、老年抚养比与消费率之间分别具有同向、反向变化趋势,少儿抚养比对城镇居民消费率具有显著偏效应,表明在家庭收入增长的情况下,城镇居民家庭消费存在向照料子女方面的倾斜,前期消费、收入差距均是城镇居民消费的显著影响因素;通货膨胀率对城镇居民消费率并没有显著影响。

基于上述研究结论,本文提出相关建议以促进城镇居民消费、扩大内需:第一,我国城镇地区目前已经陷入生育率的低迷期,短期内以提高生育率进而通过少儿抚养比的上升来增强消费的可能性较小,可以通过推动教育产业多元化发展来达到促进消费的目的,引导城镇居民对少年儿童教育的消费投入,这样既能有助于增强劳动力素质,也能扩大消费需求,促进经济发展;第二,我国城镇老年人具有较强的消费惯性,政府应进一步改革、完善社会保障制度,提高保障水平,以降低城镇老年人生活不确定性和消费顾虑,同时政府应宣传、倡导积极的老年消费观念,引导城镇老年人消费行为转变,进而促进整体消费年龄结构的调整;第三,政府应大力发展老年产业,出台老年人养老、医疗、护理和娱乐等相关产业的行业标准,引导老年市场规范发展,满足城镇老年人消费需求,从而刺激并形成新的经济增长点。

[注 释]

- ① 居民消费率=居民平均消费倾向 $\times 100\%$,居民平均消费倾向=家庭人均消费支出/家庭人均可支配收入
- ② 城乡居民收入比为城镇居民家庭人均收入与乡村居民家庭人均纯收入之比。
- ③ 本文收入、支出均为“实际收入”、“实际支出”,即指经过价格紧缩处理后的收入、支出,余同。

[参考文献]

- [1] 王 霞.人口年龄结构、经济增长与中国居民消费[J].浙江社会科学,2011,(10):20-24.

(下转第 33 页)

需品,对收入波动的反应不灵敏。从短期看,纵向比较各财富结构对居民生存型消费需求和享受发展型消费需求的影响,可以看出,房地产财富效应对享受发展型消费需求的影响明显大于对生存型消费需求的影响;而股市财富效应在对两项消费结构的影响,总体影响不大,但对享受发展型消费的负财富效应影响持久。这可能是因为城镇家庭面对房地产市场的繁荣,更多人增强了消费信心,追求更高质量的生活水平,使得享受发展型消费支出与房地产财富联系更加紧密。纵向比较看,在对居民消费需求的整体影响上,房地产的财富效应大于股票的财富效应。这可能得益于近几年我国房地产财富的持续升值,而股票市场收益的不稳定,特别是在目前我国社保制度不健全,城镇居民出于预防动机,宁愿选择“以房养老”,而不会或很少将股市的暂时性收益用于收入弹性较大的消费品需求,从而导致房地产财富与股市财富之间的替代效应较大。

以上研究结论政策启示在于,提高居民消费需求,进而扩大国内需求,最主要的手段是提高居民的人均实际收入,特别是提高中低收入者的收入水平,才能够从整体上增加消费需求。这是因为中低收入者的消费主要集中在收入弹性较低的生存型消费品需求,而收入弹性较大的享受发展型消费需求对总体消费需求的影响更大。其次,要想发挥房地产财富效应和股票财富效应刺激消费需求,需要首先明确二者发挥正效应的传导途径和政策环境,然后从股票财富对享受发展型消费较长时期为负效应出发,减弱居民预防性动机,构建持续稳定的社会保障制度。

[注 释]

① 截止本文写作时,我国全国房地产销售价格指数 2012 年月度数据尚未公布,采用替代指标近似估计方法,对 2012 年的月度数据根据中国指数研究院公布的全国百房价格指数对应月度的

环比涨跌幅,近似估计 2012 年同期的房地产销售价格指数。

[参考文献]

- [1] 林毅夫.中国经济怪圈,根在收入分配[N].国际金融报,2008-03-21(4).
 - [2] 史晋川,黄良浩.总需求结构调整与经济发展方式转变[J].经济理论与经济管理,2011,(1):33-49.
 - [3] 段军山,陈穗滢.城乡居民消费结构变动及影响因子研究——以广东省为例[J].经济与管理,2011,(1):33-39.
 - [4] 樊纲.大幅提高国民消费尚属奢望[J].协商论坛,2007,(5):32-33.
 - [5] 厉以宁.谈扩大内需的几个问题——在中国经济年会(2011-2012)上的演讲[J].经济研究参考,2012,(21):10-12.
 - [6] 林毅夫.展望未来 20 年中国经济发展格局[J].中国流通经济,2012,(6):4-7.
 - [7] 赵金蕊.中国城乡居民消费结构变动实证研究:1995-2010[J].广西大学学报(哲学社会科学版),2013,(4):22-27.
 - [8] 林文芳.县域城乡居民消费结构与收入关系分析[J].统计研究,2011,(4):49-56.
 - [9] 肖立.城乡居民消费结构对比分析——基于 1990-2010 年的数据[J].财经问题研究,2012,(1):138-144.
 - [10] 赵跃杰.基于面板模型的城乡居民消费结构实证检验[J].统计与决策,2010,(2):111-113.
 - [11] Nikola, D., Marion, K.. Housing Wealth, Stock Market Wealth and Consumption: A Panel Analysis for Australia [J]. The Economic Record, 2007, 8(1): 17-30.
 - [12] Ludvigson, S., Steindel, C.. How Important Is the Stock Market Effect on Consumption? [J]. Federal Reserve Bank of New York Economic Policy, 1999, 12(6): 29-52.
 - [13] Hassett, K., Greenspan, R.. Wealth Creation Isn't a Problem [J]. Wall Street Journal, 2000, 14(07): 26-39.
 - [14] 周建军,欧阳立鹏.中国资产价格波动财富效应的实证分析[J].社会科学家,2008,(5):53-58.
 - [15] Case, K., Quigley, J., Hiller, R.. Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market [C] // National Bureau of Economic Research, 2003, 9(1): 9-22.
 - [16] 约翰伊特韦尔.新帕尔格雷夫经济学大辞典(第 4 卷)[M].北京:经济科学出版社,1996:954.
-
- (上接第 17 页)
- [2] Modigliani, F., Cao, S. L.. The Chinese Saving Puzzle and The Life-Cycle Hypothesis [J]. Journal of Economic Literature, 2004, 42(3): 145-170.
 - [3] Horioka, C. Y., Wan, J.. The Determinants of Household Saving in China: A Dynamic Panel Analysis of Provincial Data [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2007, 39(8): 2077-2096.
 - [4] Kraay, A.. Household Saving in China [J]. World Bank Economic Review, 2000, (3): 545-570.
 - [5] 袁志刚,宋铮.人口年龄结构、养老保险制度与最优储蓄率[J].经济研究,2000,(11):24-32.
 - [6] 李文星,徐长生,艾春荣.中国人口年龄结构和居民消费:1989-2004[J].经济研究,2008,(7):118-128.
 - [7] 王金营,付秀彬.考虑人口年龄结构变动的中国消费函数计量分析——兼论中国人口老龄化对消费的影响[J].人口研究,2006,(1):29-36.
 - [8] 李春琦,张杰平.中国人口结构变动对乡村居民消费的影响研究[J].中国人口科学,2009,(4):14-22.
 - [9] 万克德,宋廷,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[J].中国人口科学,2013,(4):82-88.
 - [10] Hall, R. E.. Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence [J]. Journal of Political Economy, 1978, 86(6): 971-987.
 - [11] 罗光强,谢卫卫.中国人口抚养比与居民消费——基于生命周期理论[J].人口与经济,2013,(5):3-9.