华南农业大学学报(社会科学版)
2014 年第 4 期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第 13 卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

人口结构转变、农业经济增长与农村居民消费

张永丽[1],南永清[2]

(1.西北师范大学 商学院,甘肃 兰州 730070;2.山东大学 经济学院,山东 济南 250100)

摘 要: 利用 2001 至 2012 年中国农村省级面板数据,考察了人口结构转变、农业经济增长以及它们的交互作用对农村居民消费的影响。研究结论表明:少儿抚养比下降对农村居民消费产生显著负向影响,而老人抚养系数升高对农村居民消费具有不显著的正向影响,当前农村人口结构转变将有助于提升农村居民消费;农业经济的增长将有利于提升农村居民消费水平,其对居民消费上升的贡献会随着少儿抚养比的下降而被强化,但随着老人抚养比的上升逐步被弱化。

关键词: 少儿抚养系数;老人抚养系数;农村人口结构;农村居民消费

中图分类号: D422.7;C924.24 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2014)04-0070-08

一、引言与文献回顾

改革开放以来,城镇居民占全社会居民最终消费支出的比重从 1978 年的 39.04%,上升到了 2011 年的 78.23%,相应地,农村居民最终消费支出占比则从 60.96% 下降到了 21.77%①。可见,国内消费需求不足的重要原因之一在于农村居民消费的不足。截至 2011 年底,我国 6.57 亿的农村人口仍占全国人口总量的 48.73%,农村居民是不容忽视的重要消费群体,长期来看,农村居民消费需求不足必将影响国民经济的持续健康发展。有关居民消费需求不足的原因,学者们从不同角度进行了大量讨论。方福前运用中国资金流量表,发现中国居民消费需求不足的主要原因是国民收入分配格局不断向政府部门倾斜,居民收入在国民收入分配中的比重不断降低[1];叶德珠等检验了文化与消费的关系,发现文化主要通过影响居民的自我控制力来影响消费,居民受儒家文化影响越深,自我控制力越强,过度自我控制导致认知偏差越严重,则消费率越低[2];沈坤荣和刘东皇基于预防性储蓄理论,发现居民谨慎的消费行为、收入分配的不合理以及公共支出转型滞后是制约居民消费增长的重要因素[3];王克稳等基于修正的持久收入假说,发现收入不确定性对农村居民消费具有负向影响,农户为应对未来消费不确定性预期,会增加储蓄减少消费[4];王小龙和唐龙基于城镇居民家庭异质性,发现养老双轨制对居民教育支出和非教育支出存在显著的抑制效应,进而造成了城镇居民总体消费需求的不足[5]。此外,另有研究认为户籍制度制约、传统消费观念和居民收入增长缓慢是造成居民消费需求低下的重要原因[6-8]。

根据 Modigliani 和 Brumberg 提出的生命周期假说模型,个体会根据一生预期总收入来平滑自己在一生不同时期的消费,以此实现整个生命周期的效用最大化,因而一国劳动人口比重与社会消费负相关,而儿童和老年人口比重与社会消费正相关[9];同样,家庭储蓄需求模型和世代交替模

收稿日期: 2014-06-10

基金项目: 国家自然科学基金项目(项目编号:71063017);甘肃省社科规划项目(项目编号:13YD126)

作者简介: 张永丽(1966—),女,甘肃会宁人,西北师范大学商学院教授,主要研究方向为农业与农村发展。E-maiil:zhylljp@163.com

①该数据考虑了城市化因素,并按城乡人口数进行了相应调整。

型也认为人口年龄结构是影响消费的一个重要因素[10-12]。从图 1 可以发现,样本期间内农村人口年龄结构发生了巨大变化,表现为少儿人口(0 ~ 14 岁)比重的不断降低,劳动年龄人口(15 ~ 64 岁)和老年人口(65 岁以上)比值的不断上升。

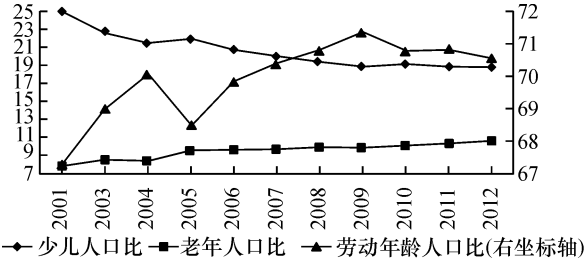


图 1　中国人口年龄结构变化趋势 ,(单位:%)

鉴于此,国内外学者从人口结构转变角度出发,直接或间接地就中国居民消费行为进行了诸多探讨。Modigliani 和 Cao 利用协整方法分析了人口抚养比与中国居民储蓄率间的关系,发现人口抚养比与储蓄率存在明显的协整关系,并将低消费率(高储蓄率)现象归结为长期少儿抚养系数转变的结果[13];Horioka 和 Wan 使用中国家庭面板调查数据,发现人口抚养比与储蓄率不存在显著关系[14];李文星等发现儿童抚养系数对居民消费具有不大的负向影响,老年抚养系数对居民消费影响并不显著,人口年龄结构变化并不是目前居民消费率过低的原因[15];王宇鹏基于跨期最优消费理论,发现少儿抚养比对城镇居民消费影响不显著,而老年人口抚养比与城镇居民消费倾向存在正向关系[16];同时,李春琦和张杰平基于动态宏观经济模型,发现少儿抚养系数和老年抚养系数对农村居民消费均有显著负影响,认为人口结构变化是农村居民消费率偏低的重要原因[17]。

综上发现,前述研究并没有就人口结构转变与居民消费关系得出一致结论,这些实证研究存在以下一些不足:首先,在 Modigliani 和 Cao、Horioka 和 Wan 等的研究中并未考虑到中国农村居民与城镇居民具有不同的消费行为,特别是较少关注农村居民消费行为;其次,尽管李春琦和张杰平分析了人口结构对农村居民消费的影响,但其采用的是全社会时间序列数据,其数据量不足,回归结果的稳定性较差,并且忽视了对农村居民消费行为存在重要影响的农业经济增长因素;最后,在二元经济体中,作为生产单位和消费单位的统一体,农户生计更多依赖于其家庭经济生产活动,农村居民的部分消费尤其食品消费仍是自给自足的;并且部分农村欠发达地区,食品消费在农村居民消费中仍占有较大比例,而这部分消费未能纳入数据统计,随着农村经济的发展,这必将对农村居民的消费行为产生影响。

基于以上分析,本文将运用 2001 至 2012 年中国农村省级面板数据,从农村人口结构转变与农业经济增长角度,对中国农村居民消费行为进行了检验,并结合人口结构转变与农业经济增长对居民消费的交互影响以及其他影响农村居民消费的潜在因素进行分析。

二、计量模型设定、变量选取

(一)计量经济模型设定

基于上述分析,构建了如下形式的计量经济模型来反映农村人口结构、农业经济与农村居民消费行为的关系:

$$Consu_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Youth_{it} + \alpha_2 Old_{it} + \alpha_3 Agri_{it} + u_i + \upsilon_{it} \quad (1)$$

其中,*Consu* 表示农村居民消费,*Youth* 和 *Old* 分别代表少儿抚养系数与老人抚养系数,*Agri* 代表农业经济增长;α_0 表示常数项,α_1、α_2 和 α_3 分别为少儿抚养系数、老人抚养系数及农业经济增长

对农村居民消费的影响系数。下标 i 与 t 分别代表地区和时间,u_i 为不可观测的地区效应,υ_{it}为随机扰动项。

为进一步考察农村人口结构、农业经济与农村居民消费的交互影响,在模型(1)中引入 $Youth * Agri$ 和 $Old * Agri$ 交互项,得到新的估计模型:

$$Consu_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Youth_{it} + \alpha_2 Old_{it} + \alpha_3 Agri_{it} + \alpha_4 (Youth * Agri)_{it} + \alpha_5 (Old * Agri)_{it} + u_i + \upsilon_{it} \quad (2)$$

其中,α_4 表示少儿抚养系数与农业经济增长交互项对农村居民消费的影响系数,α_5 表示老人抚养系数与农业经济增长交互项对农村居民消费的影响系数。其他符号同上。

为克服因遗漏变量造成的内生性问题,在模型(2)中引入了对消费存在影响的其他控制变量:(1)农村居民收入 $Inco_{it}$,在凯恩斯消费函数中,收入被认为是消费的最主要决定因素;(2)通货膨胀率 Inf_{it},其反映了价格波动或宏观经济不确定性对居民消费的影响,其对消费的影响方向并不确定[14];(3)城乡消费比 Rat_{it},其反映了城乡居民消费份额变化对农村居民消费行为的影响。于是,模型(3)可进一步拓展为如下形式:

$$Consu_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Youth_{it} + \alpha_2 Old_{it} + \alpha_3 Agri_{it} + \alpha_4 (Youth * Agri)_{it} + \alpha_5 (Old * Agri)_{it} + \alpha_6 Inco_{it} + \alpha_7 Inf_{it} + \alpha_8 Rat_{it} + u_i + \upsilon_{it} \quad (3)$$

其中,α_6、α_7 和 α_8 分别表示农村居民收入、通货膨胀率及城乡消费比对农村居民消费的影响系数。其他符号同上。

(二)变量选取

本文选取了中国31个省(市、区)2001至2012年的面板数据,其中各地区少儿抚养系数、老人抚养系数、家庭规模和性别比数据取自2002至2006年的《中国人口统计年鉴》和2007至2013年的《中国人口和就业统计年鉴》,其余数据来自《中国统计年鉴》。各变量的定义说明如下:农村居民消费用农村居民家庭人均消费支出对数值表示;少儿抚养系数用少年儿童(0~14岁)与劳动年龄(15~64岁)人口数之比表示;老人抚养系数用老年(65岁以上)人口与劳动年龄(15~64岁)人口数的比例表示;农业经济增长以人均第一产业产值的对数值表示;农村居民收入以农村居民家庭人均纯收入对数值表示;通货膨胀以各地区居民消费价格指数变化率(消费物价指数-100)表示;城乡消费比以城镇与农村居民人均消费支出之比来表示。表1给出了各变量数据的描述性统计。

表1 样本数据的描述性统计量

变量	单位	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Consu	——	310	6.5263	0.4708	5.4587	8.0298
Youth	%	310	28.4189	8.4658	10.9600	49.4700
Old	%	310	12.9297	3.4374	7.0500	25.8200
Agri	——	310	7.6545	0.5392	6.2367	8.9704
*Youth * Agri*	——	310	214.5584	56.3342	90.9740	364.0389
*Old * Agri*	——	310	99.4161	29.0369	48.2124	205.0932
Inco	——	310	6.7837	0.4573	5.8751	8.0298
Inf	——	310	3.0620	2.1372	-2.3462	10.0865
Rat	——	310	2.9129	0.6751	1.4277	7.8110

资料来源:根据《中国人口统计年鉴》、《中国人口和就业统计年鉴》和《中国统计年鉴》计算整理所得。

三、估计方法与结果分析

(一)估计方法与模型估计

由于在估计静态面板模型时,通常考虑固定效应(FE)和随机效应(RE)方法,故本文将采用固定效应和随机效应方法来识别模型(1)至(3);考虑到可能存在的异方差情形,在模型估计过程中,使用了以省份为聚类变量的稳健标准差,相关估计结果如表 2 所示。

表 2　模型估计结果

静态模型	模型(1)		模型(2)		模型(3)	
方法	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应
Youth	-0.0061	-0.0065	-0.0356	-0.0555*	-0.0466***	-0.0443***
	(0.0048)	(0.0052)	(0.0357)	(0.0301)	(0.0122)	(0.0128)
Old	0.0162*	0.0221***	0.0645	0.0765	0.0439	0.0373
	(0.0080)	(0.0076)	(0.0656)	(0.0738)	(0.0331)	(0.0302)
Agri	0.8854***	0.8220***	1.0997***	1.1129***	0.4043***	0.3259***
	(0.0544)	(0.0498)	(0.1661)	(0.1671)	(0.1225)	(0.0978)
Youth * *Agri*	——	——	-0.0058	-0.0084*	-0.0065***	-0.0057***
			(0.0051)	(0.0043)	(0.0017)	(0.0017)
Old * *Agri*	——	——	-0.0058	-0.0066	-0.0046	-0.0039
			(0.0079)	(0.0091)	(0.0039)	(0.0038)
Inco	——	——	——	——	0.7358***	0.7913***
					(0.0541)	(0.0553)
Inf	——	——	——	——	-0.0071*** (	-0.0054***
					(0.0019)	(0.0020)
Rat	——	——	——	——	-0.2013***	-0.1944***
					(0.0649)	(0.0651)
常数项	-0.2862	0.1346	-1.9192	-2.1077	-0.9990	-0.8805
	(0.4747)	(0.4974)	(1.2437)	(1.2948)	(0.9271)	(0.8180)
OverallR^2	0.6468	0.6585	0.6674	0.6838	0.9099	0.9185
F 检验	208.29	——	130.92	——	572.56	——
	[0.0000]		[0.0000]		[0.0000]	
Wald 检验	——	849.70	——	1061.32	——	3558.15
		[0.0000]		[0.0000]		[0.0000]
Xtoverid 检验	——	27.101***	——	71.078***	——	85.492
		[0.0000]		[0.0000]		[0.0000]
观测值个数	310	310	310	310	310	310

注:( )内数值为系数的异方差稳健标准差;[ ]内数值为相关统计量的 P 值;***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

从表 2 可以发现,固定效应和随机效应系数的显著性和大小并不存在明显差异,由模型(1)至(3)可知,F 统计量及 Wald 统计量整体依次增大,说明引入控制变量后,模型显著性有所改善,并且 F 统计量及 Wald 统计量的 P 值均为 0.0000,表明模型整体拟合效果较好,模型设定较为合理。因此,本文的分析将根据拓展模型(3)的估计结果展开。至于依据模型(3)的固定效应还是随机效应估计结果进行分析,则需要通过相关检验来进行取舍,传统的做法是进行 *Hausman* 检验,其假定在原假设成立的情况下,随机效应模型是最有效率的,这意味着模型中的复合扰动项是独立同分布的。考虑到可能存在的异方差因素,本文在模型估计过程中使用了聚类稳健标准差,这时便无法进行 *Hausman* 检验,于是,我们采用了与 *Hausman* 检验等价的 *Xtoverid* 检验来验证固定和随机效

应模型，*Xtoverid* 检验显著拒绝了随机效应的原假设，认为应该采用固定效应模型进行分析。相应地，本文还将在控制其他因素的条件下，给出少儿抚养系数、老年抚养系数及农业经济增长等与农村居民人均消费支出的散点图（图2至图5），从图上可以发现，老人抚养系数、人均农业经济增长与居民消费支出存在正向关系，而少儿抚养系数和总抚养系数与农村居民消费支出具有反向的变动特征，有关它们间的相关关系，本文接下来将结合模型识别结果进行详细论述。

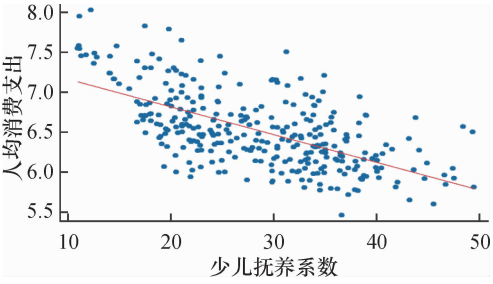


图2 人均消费支出与少儿抚养系数散点图

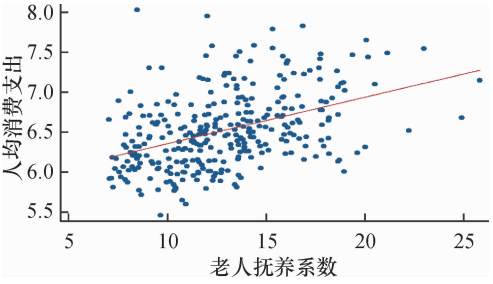


图3 人均消费支出与老人抚养系数散点图

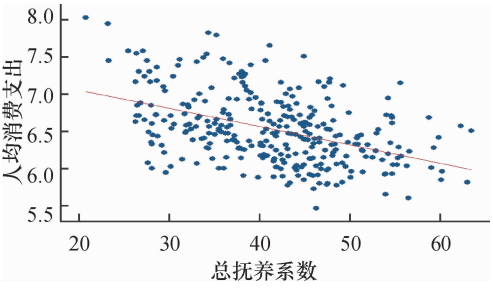


图4 人均消费支出与总抚养系数散点图

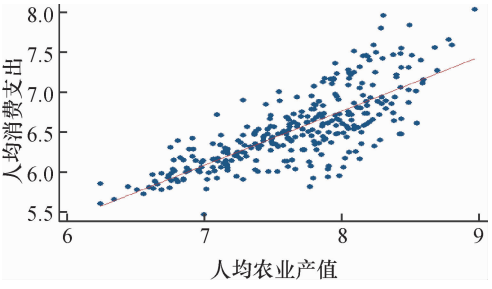


图5 人均消费支出与人均农业产值散点图

资料来源：根据《中国人口统计年鉴》、《中国人口和就业统计年鉴》和《中国统计年鉴》计算整理所得。

（二）实证结果分析

第一，少儿抚养系数对农村居民消费支出具有负向影响。具体来看，在其他条件不变的情况下，农村少儿抚养比每下降1%将导致农村居民消费上升0.0466%，随着农村居民收入水平的不断提高，子女的教育更加受到重视，从而使得家庭少儿总抚养支出对家庭抚养孩子数量的弹性增大。长期严格的“计划生育”政策，使得中国农村居民家庭抚养的孩子数量出现了显著下降，在抚养的孩子较少时，父母往往倾向于给子女提供更好的教育、生活环境。加之子女教育成本的不断增加，希望子女“跳出农门”的农户家庭，需要将更多的资源用于子女的人力资本投资，以数量换取质量。也就是说，随着少儿抚养比的下降，农村居民的消费水平反而上升了，这一结论与生命周期理论不一致，生命周期理论认为少儿抚养系数与居民储蓄水平负相关，而与消费水平正相关，但是生命周期理论的假设条件，并不适用于中国农村的实际情况。生命周期理论中，居民要以一生为跨度做出消费和储蓄决策，据统计，2012年底中国农村仍有9899万贫困人口①，如果加上刚刚摆脱贫困的农村居民，这一数字将大大增加，对于这些居民而言，暂时性收入是其当期消费的主要来源，较低的收入使居民没有足够储蓄来实现消费在不同年龄段的优化调整。同时，在面临传统的自然风险、家庭内部风险，以及宏观经济波动引发的市场风险时，农村居民往往难以准确预测未来收入与

① 该数据取自《中国卫生与计划生育统计年鉴2013》。

支出状况,只能依据现期收入与财产状况进行“阶段性”决策,其消费和储蓄行为具有典型的“短视性”特征。

第二,老人抚养系数对农村居民消费支出具有不显著正向影响。在其他条件不变的情况下,农村老人抚养比每上升 1% 将引起农村居民消费上升 0.0439% 。因为随着年龄的增长,老年人会逐渐部分或全部丧失劳动能力,农村老年人便无法从事高强度的农业劳动,其只能获取微薄的收入或者没有任何收入来源,农村老人将成为净产出为负的消费群体,并需要成年劳动力为其提供食品、医疗等消费品。一方面,老年人口比例的增加会加大农村居民家庭的抚养负担,另一方面,在农业技术条件不发生改变或进步缓慢的情形下,还会引起社会总产出水平的下降,这两方面的作用会使消费在社会总产出中的比例上升。在中国农村社会保障体系还不健全的情况下,农村居民并不会将储蓄存款作为其养老的保障以应对未来的不时之需,因为现阶段家庭养老依然是农村老年人的主要(也许是唯一)选择,老年人的生活、医疗等消费需求,可以依靠子女和自己来满足。同时,中国老年人比较关心下一代的生活,往往会选择节衣缩食来减少当前消费,以便能为子女遗赠更多的财产,减轻家庭的养老负担。因而,在农村居民较弱的谨慎的养老动机和较强的关心子女的遗赠动机共同作用下,农村老人抚养比将对农村居民消费具有不显著的正向影响。

目前中国农村少儿抚养系数呈现不断下降态势,而老人抚养系数在逐步上升,少儿抚养系数下降幅度超过老人抚养系数上升的幅度,从而人口总抚养系数呈现出下降趋势。少儿抚养比和老人抚养比的共同作用将使总抚养比与农村居民消费表现为负相关关系(如图 4),从而农村人口结构转变即人口总抚养比的下降将有助于提升农村居民消费。

第三,人均农业产值与消费支出显著正相关。农村居民家庭作为生产单位和消费单位的统一体,农业经济增长将对农村居民消费产生直接和间接效应。作为主要收入来源之一,农业经济的增长一方面会提高农户家庭的农业经营性收入,从而引致农户通过市场购买来满足其消费需求;另一方面,农业经济增长将会产生更多的剩余农产品,农户可将剩余农产品转化、加工后进行消费,从而提高农户消费水平,而不是将仅有的农产品进行出售以换取生活补贴,或作为来年的生产资料储备起来。

第四,首先从少儿抚养系数与农业经济增长交互项和农村居民消费间关系来看,模型(2)中两者的交互作用对居民消费存在不显著的负向影响,但其在模型(3)中具有高度显著的负向影响;同时,老人抚养系数与农业经济增长交互项和农村居民消费的关系,在模型(2)与(3)中均表现为不显著的负向影响;农业经济增长对消费的偏效应为 $\alpha_3 + \alpha_4 Youth_{it} + \alpha_5 Old_{it}$,表明农业经济增长对居民消费上升的贡献随着少儿抚养比的下降而被强化,而随着老人抚养比的上升逐步被弱化,其中,少儿抚养比的强化作用更为明显。少儿抚养比和老人抚养比对居民消费贡献的偏效应分别为 $\alpha_3 + \alpha_4 Agri_{it}$ 和 $\alpha_3 + \alpha_5 Agri_{it}$,表明随着农业经济的不断增长,少儿抚养比下降对农村居民消费提升的贡献被强化,而老人抚养比上升对居民消费的贡献被弱化。

第五,农村居民人均纯收入对居民消费具有显著的正向影响,且其系数远大于农业经济增长。通货膨胀率与居民消费在 1% 的显著性水平下负相关,说明宏观经济不确定性对农村居民消费具有负向影响。城乡消费比对农村居民消费具有显著负向影响,城乡消费差距越大,表明全社会居民最终消费支出中,农村居民消费所占份额越小,而其根本原因在于农村居民在国民经济增长过程中,所占分配份额过低,农村居民消费需求不足将直接制约我国居民整体的消费需求,进而影响内需的扩大。

四、主要结论和启示

本文利用 2001 至 2012 年中国农村省级面板数据,考察了农村人口结构转变与农业经济增长

及其交互作用对中国农村居民消费的影响,并在控制农村居民收入、通货膨胀率及城乡消费比的条件下,检验结果依旧稳健。实证分析发现,少儿抚养比下降对农村居民消费产生显著负向影响,而老人抚养系数升高对农村居民消费具有不显著的正向影响,现阶段中国农村少儿抚养比的下降和老人抚养比的上升将有助于提升农村居民消费;农业经济的增长将有利于提升农村居民消费水平,农业经济增长对居民消费上升的贡献随着少儿抚养比的下降而被强化,而随着老人抚养比的上升逐步被弱化;此外,控制变量农村居民收入对居民消费具有显著正向影响,而通货膨胀和城乡消费差距制约了农村居民消费需求。

从长期来看,随着农村居民生育观念的逐步转变,计划生育政策的可能调整,农村人口结构将会发生新的变化,特别是,少儿抚养比下降空间的缩小使其对农村居民消费的影响逐步减弱,农村老龄化程度的加深对居民消费决策影响越来越明显。同时,在当前我国农业生产活动严重依赖劳动力投入的情况下,农村"人口红利"的缓慢消失,将使农业经济增长对居民消费的支撑作用逐步减弱。因此,人口结构变化与农业经济增长对农村居民消费的影响需要动态地进一步考察。

本文认为建立扩大农村居民消费的长效机制,提升农村居民收入水平,形成合理的收入分配结构,降低宏观经济不确定性是当前扩大农村居民消费需求的重要选择,据此提出以下政策建议。

第一,在农村老年人口寿命延长和农村养老保障体系尚不完善的情况下,传统的农村家庭养老方式将难以为继,应加快建立适合国情的可持续养老保障模式。

第二,建立健全农产品加工、储存、运输、营销等产业链条,强化农业科技支撑体系建设,推进农业产业化经营,从而拉动农村居民就业,并带动相关产业发展。

第三,拓宽居民收入来源渠道,在不断提高工资性和财产性收入水平基础上,进一步拓宽农村居民投资渠道,增加农村居民利息、红利等财产性收入;加快深化土地制度改革,在稳定土地长期物权的前提下,加快土地的流转和变现,全方位提高居民收入水平。

第四,建立综合与分类相结合的税制模式,加大税收调节力度,发挥个人所得税的累进性特征,逐步提高所得税在税收结构中的比重,并适时开征物业税、遗产税和赠与税等税种,不断缩小收入分配差距。

第五,提高低收入者收入水平,扩大中等收入者比重,一方面,通过合理的财税政策,逐步提高城乡居民收入在国民收入分配中所占比重,特别是劳动要素报酬在初次分配中所占比重;另一方面,加大财政转移支付力度,切实提高城乡低收入者收入水平,保障中等收入阶层成长。

参考文献:

[1] 方福前. 中国居民消费需求不足原因研究——基于中国城乡分省数据[J]. 中国社会科学,2009,(2):68 - 82.

[2] 叶德珠,连玉君,黄有光,等. 消费文化、认知偏差与消费行为偏差[J]. 经济研究,2012,(2):80 - 92.

[3] 沈坤荣,刘东皇. 是何因素制约着中国居民消费[J]. 经济学家,2012,(1):5 - 14.

[4] 王克稳,李敬强,徐会奇. 不确定性对中国农村居民消费行为的影响研究——消费不确定性和收入不确定性的双重视角[J]. 经济科学,2013,(5):88 - 96.

[5] 王小龙,唐 龙. 养老双轨制、家庭异质性与城镇居民消费不足[J]. 金融研究,2013,(8):109 - 122.

[6] 陈斌开,陆 铭,钟宁桦. 户籍制约下的居民消费[J]. 经济研究,2010,(S1):62 - 71.

[7] 尹音频,刘巍巍. 农村居民消费缘何不足——基于消费过度敏感性假说的分析[J]. 财经科学,2010,(12):107 - 113.

[8] 赵坚毅,徐丽艳,戴李元. 中国的消费率持续下降的原因与影响分析[J]. 经济学家,2011,(9):13 - 19.

[9] Modigliani F , Brumberg R. Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data

[J]. The Collected Papers of Franco Modigliani, 2005, (6):3 - 45.
[10] Samuelson P A. An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or Without the Social Contrivance of Money[J]. The Journal of Political Economy, 1958, (66):467 - 482.
[11] Neher P A. Peasants, Procreation and Pensions[J]. The American Economic Review, 1971, 61(3):380 - 389.
[12] Diamond P A. National Debt in a Neoclassical Growth Model[J]. The American Economic Review, 1965, (55): 1126 - 1150.
[13] Modigliani F, Cao S L. The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis[J]. Journal of Economic Literature, 2004, 42(1):145 - 170.
[14] 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.
[15] 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 - 129.
[16] 王宇鹏. 人口老龄化对中国城镇居民消费行为的影响研究[J]. 中国人口科学,2011,(1):64 - 73.
[17] 李春琦,张杰平. 中国人口结构变动对农村居民消费的影响研究[J]. 中国人口科学,2009,(4):14 - 22.

Demographic Structure Transition, Agricultural Economic Growth and Rural Residents' Consumption

ZHANG Yong-li[1], NAN Yong-qing[2]
(1. *Business College*, *Northwest Normal University*, *Lanzhou* 730070, *China*;
2. *School of Economics*, *Shandong University*, *Jinan* 250100, *China*)

Abstract: Using the provincial panel data in rural China from 2001 to 2012, this paper inspects the effect of demographic structure transition, agricultural economic growth and the effect of their interaction on rural residents' consumption. Conclusion of this study shows that the drop in the young dependent ratio has remarkable negative effects on residents' consumption, the rise in old dependent ratio has non-significant positive effects on residents' consumption, and the current demographic structure transition in rural areas will be contributed to promoting rural residents' consumption; The growth of agricultural economy will be contributed to promoting the level of rural residents' consumption, and this contribution is strengthened following the decrease of young dependent ratio, but it is gradually weakened following the rise of the old dependent ratio.

Key Words: Young Dependent Ratio; Old Dependent Ratio; rural demographic structure; rural residents' consumption