

不确定性、粘性信息的 叠加效应与我国农村消费潜力释放

宋明月 臧旭恒*

摘要:我国农村短期内存在非常明显的信息滞后特征与较高的信息更新成本。在考虑持久收入与城镇居民消费观念影响的基础上,本文分析了收入不确定性、粘性信息的叠加效应对农村居民季度消费储蓄行为的影响。采用31省份2013—2016年季度面板数据估计得出农村信息粘性参数为0.85,体现出农村居民短期消费行为呈现高度惯性。采用该估计值修正了衡量短期收入不确定性的指标,并构建了衡量叠加效应的变量,从而估计得出:其他条件不变时,收入不确定性指标降低标准差的幅度后,季度消费支出增加3.79%~4.90%,此时若粘性参数降为0.80,季度消费支出将增加6.87%~7.43%。分区域研究发现西部地区农村叠加效应影响程度较中部、东部地区高。粘性信息下预防性动机挤出的消费支出不可忽略。

关键词: 不确定性;粘性信息;叠加效应;农村消费潜力

一、引言

2017年,最终消费支出对我国国内生产总值增长的贡献率达到58.8%^①,说明现阶段消费对经济增长起着重要的拉动作用。然而居民消费率却不容乐观。2016年我国人均GDP达到了8 123美元,居民消费率却只有39%,这与人均GDP 1 000美元时61%的居民消费率的国际经验水平差距过大。尽管考虑到美元币值的变化和其他一些不可比的因素,但如果再结合不同国家的横截面相关数据看,至少可以说明中国居民消费需求在近年的经济增长中并未发挥出应有的潜力。更加值得关注的因素是城乡差异。2017年全年社会消费品零售总额中,农村消费只占14.2%,换言之,城镇生活消费品总量相当于农村生活消费品总量的6.15倍。这个数值2013年为6.44,2016年降至6.14。可以看出近五年农村整体的消费增速

*宋明月,山东师范大学经济学院,邮政编码:250014,电子信箱:moon_song@163.com;臧旭恒(通讯作者),山东大学消费与发展研究所,邮政编码:250100,电子信箱:xhzhang@sdu.edu.cn。

本文得到了国家社会科学基金重大招标项目“供给侧结构性改革、异质性消费者行为与经济增长内生动力研究”(项目编号:17ZDA038)、国家自然科学基金面上项目“异质性消费者的界定、行为度量及供需结构有效匹配研究”(项目编号:71773063)、济南市哲学社会科学规划青年项目“农村居民消费潜力释放及济南市的对策研究”(项目编号:JNSK17D01)、山东师范大学青年教师科研项目“供给侧结构性改革下山东省农村居民消费潜力释放研究”(项目编号:17SQR003)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

①数据来源于国家统计局相应年度《国民经济和社会发展统计公报》,或据其推算所得。下同。

只是微快于城镇,仍然没有突破性的增长。2017 年城镇居民人均可支配收入为农村居民的 2.71 倍,2013 年该值为 2.80,说明近几年我国城乡收入差距并没有发生太大变化。因此城乡收入的绝对差距并不能完全解释城乡消费差距。我国农村政策敏感度、社会保障程度低于城镇是不争的事实,一方面短期农村宏观经济信息的滞后和更高的消费决策信息搜集成本带来了更高的信息粘性程度,从而使得农村居民消费决策效用相比完全信息而言有所偏离,导致跨期消费的不充分调整或过度调整,产生效率损失;另一方面农村居民收入波动程度较高,收入来源普遍缺乏稳定性,医疗支出保障程度较低,面临未来不确定性时的谨慎心理较强,预防性储蓄动机的强度就会更大。因此,在同时面临较高的信息粘性程度与较高的不确定性的情况下,当信息粘性程度越大时,居民的谨慎性心理是否越强,预防性储蓄是否会增加更多,两者之间的叠加产生了怎样的效应和结果,是否加剧了更多的储蓄和更少的消费,其改善能否更进一步地释放农村消费需求潜力,这是本文研究的主要内容。

二、文献综述

不确定性的研究焦点多集中在宏观政策、市场、金融等领域,而具体到微观居民家庭消费行为的分析中,则更多指的是收入不确定性。将不确定性引入居民消费行为分析跨期最优框架的代表性理论是预防性储蓄理论,所分析的焦点问题是收入不确定性取代完全预期的假设后,居民的储蓄行为发生的变化。缓冲存货模型是目前预防性储蓄理论群中较为先进和全面的一个,由 Carroll 等(2011)所构建。国内大部分研究主要依据 Dynan(1993)和 Dynan 等(2004)的模型,通过相对谨慎性系数的测定检验城镇或农村居民预防性储蓄动机的强度(易行健等,2008;袁冬梅等,2014),结果普遍认为城镇及农村居民均存在很强的预防性储蓄动机,同时在子女、养老医疗支出,房价上涨等因素的作用下,还表现出预防性储蓄行为的异质性。预防性储蓄动机是一种谨慎性心理,对于这种动机所带来的结果,即预防性储蓄在家庭财富中的具体比例方面,宋明月和臧旭恒(2016a)曾使用 CHNS(中国健康与营养调查)1999—2011 年期间的调查数据构造了微观家庭追踪面板数据,测算出居民预防性储蓄的比例总体上在 51%~55%之间,而农村居民还要高 8 个百分点,说明农村居民消费需求的释放潜力更大。在不确定性与居民的消费支出关系方面,白重恩等(2012)证明,新农合使得非医疗支出类的家庭消费增加了 5.6 个百分点,说明新农合制度可以缓解不确定性带来的冲击。而针对农民工群体的研究也证明降低其面临的收支不确定性可以释放农民工消费潜力(钱文荣、李宝值,2013),这些研究均是基于预防性储蓄理论的思想而开展的。

粘性信息是新兴不完全信息理论的研究方向之一,由 Mankiw 和 Reis(2002)创立,并不断经 Carroll(2003)等学者拓展。依据粘性信息理论,并不是所有经济单位都基于最全、最新的信息做出经济决策。粘性信息模型放松了所有经济单位每个时刻都是理性的假设,由此可以解释传统经济理论无法解释的一些现象。一些学者依据微观群体信息获取程度的不同,区分异质性群体,进而检验了美国、欧洲、中国等国家或地区居民的信息粘性程度(Carroll,2003;Pfajfar and Santoro,2013;何运信等,2014),证实了居民预期存在信息粘性是普遍现象,只是各国居民的信息更新频率存在明显差异,这是从外生信息粘性的角度来考虑的。Reis(2006)尝试将信息粘性内生化,认为消费者内生的信息粘性取决于风险、实际利率与计划成本的高低。这些结果是对粘性信息理论的有力支持。国内外学者们曾用粘性信息

解释了微观消费者行为的过度敏感性与过度平滑性、宏观通货膨胀与产出的动态关系、通胀与菲利普斯曲线及货币政策的响应等(Mankiw and Reis, 2010; Knotek, 2010; Coibion, 2010; 彭兴韵, 2011; 张成思、党超, 2015; 卞志村、胡恒强, 2016), 我国学者更多的是应用粘性信息理论解释通货膨胀领域的问题, 应用于消费及储蓄行为分析的却凤毛麟角。宋明月和臧旭恒(2016b)曾使用粘性信息的分析方法测算得出我国2000-2012年间城镇居民消费粘性系数约为0.6, 同时利用上述结果进一步研究了城镇居民的直接财富效应与累积财富效应问题。由于信息存在粘性特征, 获取需要成本, 当部分消费者无法在完全信息下做出跨期最优决策, 而只能选择理性疏忽从而使用滞后信息决策时, 整个经济中的消费者就分成了两类, 一类按照最新信息决策, 另一类按照滞后信息决策, 从而致使各类消费需求刺激政策的传导及影响力在短期内出现分化, 政策效果就会大打折扣。深入剖析粘性信息下我国农村居民的消费行为特征, 对于全面、深入认识农村居民的消费行为, 制定实施释放农村居民消费需求的政策意义重大。

有关农村居民消费的相关文献中, 第一类是分析阶段性农村消费刺激政策如“家电下乡”、农村社会保障政策如新型农村合作医疗与新型农村社会养老保险的作用效果和影响机制, 部分学者肯定了该类政策对于农村家庭消费的正向促进作用(丁继红等, 2013; 臧旭恒、贺洋, 2014; 张川川等, 2015), 也有学者推断得出新农合参合人员因医疗服务较大的需求弹性, 选择增加医疗消费而非减少医疗支出, 从而并未明显降低农村居民的医疗负担(程令国、张晔, 2012)。第二类是基于农村家庭人口统计学特征展开的研究, 认为农村地区老年抚养比的持续上升、人口老龄化、人口受教育程度普遍偏低是中国居民消费率长期走低的重要原因(刘铠豪, 2016)。第三类是外出务工收入对于农村居民消费行为的影响, 认为可以分担风险、缓解流动性冲击(易行健等, 2014); 而子女随迁政策带来的支出增加, 提升了农民工家庭的消费率和消费水平(胡霞、丁浩, 2016)。

总之, 我国学者对于低居民消费率的探讨, 大部分基于传统的生命周期-持久收入假说(LC-PIH)的理论框架, 而生命周期模型并不适用于中国农村地区(刘铠豪, 2016)。究其原因, 其一, 传统的LC-PIH分析框架是在完整预期下展开, 未纳入未来的不确定性, 难免会造成消费者的实际行为与模型预测间的偏离。其二, 现实中很多信息的获取是有成本的, 或信息的更新是缓慢的, 消费者在短期内很大程度上也受到粘性信息的影响, 这一系列对于未来信息流约束的忽略会导致相关政策刺激、收入冲击等带来的效应出现延续和滞后。而消费者不更新信息的时间越长, 预防性动机越强烈, 此时的预防性储蓄不仅取决于不确定性, 也取决于粘性信息(Reis, 2006)。所以, 在短期内, 预防性储蓄是粘性信息、不确定性共同作用的结果。从上述几方面来看, 将粘性信息糅合进预防性储蓄行为分析中, 研究两者对于居民消费与储蓄行为的叠加效应, 具有较高的理论研究价值和实践意义, 是学术研究更加贴近现实的尝试。

文中余下部分将做如下安排: 第三部分是理论分析, 首先分析收入不确定性与家庭消费储蓄行为的关系, 其次引入信息粘性, 对收入不确定性度量方法加以修正, 以引出不确定性、粘性信息对于家庭消费行为叠加效应的估计策略; 第四部分是实证分析, 包括介绍面板数据样本, 重要变量的选择依据, 以及信息粘性参数的估计、叠加效应的估计, 并依据上述结果, 对东、中、西部地区农村分别检验; 第五部分为结论。

三、理论分析

(一) 收入不确定性与家庭消费储蓄行为的关系

基于消费者的多样心理特征,缓冲存货模型同时纳入了谨慎和缺乏耐心两种心理状态。谨慎意味着更多储蓄和更少消费,缺乏耐心则恰好相反。当前心理状态为谨慎或缺乏耐心,表现为消费者选择储蓄或消费,取决于当前财富积累水平与持久收入的比值是否高于消费者心目中的目标值,而该目标的确立是基于预防性动机,目的是增加整个生命周期内的消费平滑性。由于所采用的 CRRA (Constant Relative Risk Aversion) 效用函数的性质,该模型不存在解析解,但我们可以利用缓冲存货模型的数值模拟解^①。结果表明,消费者的目标财富-持久收入比 W_t/P_t 与 t 期所面临的收入不确定性 θ_t 之间存在着如下关系。即不同程度的不确定性均对应一个与之相适应的财富-持久收入值,其中, α_0 为常数项, α_1 为收入不确定性的系数, μ_t 为残差。

$$\ln \frac{W_t}{P_t} = \alpha_0 + \alpha_1 \theta_t + \mu_t \quad (1)$$

(二) 考虑粘性信息时,收入不确定性与家庭消费储蓄行为的关系

完全信息下的消费与储蓄行为是在生命周期内做出的跨期消费决策的无偏估计。然而现实中完全信息是可望而不可及的,表现在获取信息需要成本,更新信息需要时间,这就意味着短期与长期间消费行为决策时的信息量是不同的。Carroll (2005) 使用流行病学数学模型抽象地研究了居民预期的分布,通过渐近分析得出,居民信息更新有一定的时间间隔,而居民预期也具有粘性特征。外生粘性信息的情况下,假设将居民分为两类,一类是具有准确预期的专家组和追随专家组预期的部分公众;第二类是滞后于专家预期的公众组,该类居民意识到更新信息需要耗费成本,进而会衡量获取信息带来的边际收益与因获取信息引致的边际成本,当前者小于后者时,人们会理性地放弃更新信息,从而继续使用滞后信息决策。因此最新信息量的差别所带来的决策条件的不同,会导致上述两类居民出现异质性的消费行为。第二类居民决策信息的滞后性,引起了居民总体预期的粘性,因此总体消费与储蓄行为就会变得不同。此时的消费储蓄决策不仅决定于持久收入,还部分取决于往期消费。

给定一个季度的时间^②,第一类居民在一个季度内及时更新信息,第二类居民未及时更新信息,则第一类居民所占的比例也恰是居民整体当季更新信息的概率。借鉴 Dynan (2000) 在 CRRA 效用函数中引入消费习惯的模型^③,这里在 CRRA 效用函数中引入了粘性

①具体解释详见参考文献 11。

②跨期依赖程度依据时间间隔由短到长而逐渐减弱,因此数据频率的选取比较关键,需要考虑到各类与居民收支相关的宏观经济信息公布的频率。国家统计局数据公布的频率分别为月度、季度、年度,而月度数据中不包含国民经济核算与居民收支情况核算,因此选取了介于月度与年度数据之间的季度数据作为本文的考察频率。

③消费习惯在有些文献中也被称为消费粘性,Carroll 等 (2011) 认为不管哪种称呼更合理,均描述的是消费行为的跨期依赖性。或者说消费习惯、粘性信息均是消费行为跨期依赖的原因及表现,更进一步讲,粘性信息是更深层次的概念,信息的滞后(或不完全)导致了消费的惯性。因此,可参照习惯形成参数的处理方式,来对粘性信息所带来的跨期依赖程度进行度量。

信息,经推导得出粘性信息特征下消费增长的动态模型^①:

$$\Delta \ln C_t = \alpha_0 + x \Delta \ln C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

(2)式中, C_t 为 t 期消费者的实际消费支出, x 表示度量信息粘性大小的参数,满足 $0 < x < 1$,则居民当季更新信息的概率为 $1-x$,方程(2)体现了粘性信息因素使得本期消费增长率受到滞后一期消费增长率的影响,并呈现正的相关关系,或者说粘性信息下本期消费决策是部分取决于滞后信息。

收入不确定性和其他冲击一样,也可以看作一种经济信息,具有信息粘性的特征。第二类居民因使用滞后信息决策,而没有及时、充分地对储蓄和消费做出调整,从而延续前期对于所面临不确定性的应对模式,那么居民的消费和储蓄行为中就不可忽略这种具有粘性信息特征的收入不确定性带来的影响。粘性信息情形下,总体来看消费者的决策信息虽不完全,但单个消费者做出储蓄或消费决策时的信息量是一定的。假设消费者在考察期内各期信息粘性程度保持不变,那么在受到收入不确定性冲击的情况下,粘性信息因素不仅会使得消费行为出现粘性,储蓄行为也会表现为相同程度的粘性,且这种跨期依赖性数值上均为 x 。因此,下文中我们可以使用消费粘性参数的估计结果来衡量信息粘性的程度,并进一步修正收入不确定性的衡量指标,构造具有粘性信息特征的收入不确定性变量,而后者是通过对未来各期不确定性跨期粘性传导进行逐期累计实现的。假设估计出的消费粘性系数为0.7,则将意味着每个季度有70%比例的消费者不更新决策信息,或者每个季度有70%的消费者受到粘性信息等因素的影响,而相应的,只有30%的消费者及时使用最新信息进行决策。也可解释为,在整体消费者都是同质的情形下,每期的决策只采用30%的最新信息,另外70%的决策信息为滞后信息。根据以上分析,接下来将逐步构建不确定性与粘性信息叠加影响居民消费储蓄行为的分析框架。

居民预防性储蓄行为是基于未来收入的不确定性所采取的行动,是未来各期影响当期。即, t 期确立的目标财富收入比是为了应对未来 $t+1$ 、 $t+2$ 、 $t+3$ 、 $t+4$ 等期收入不确定性 ω_{t+1} 、 ω_{t+2} 、 ω_{t+3} 、 ω_{t+4} 的协同作用下的结果。同理,居民对未来各期收入不确定性的感知也是在信息粘性的作用下,其传导具有相同程度的跨期依赖性。首先我们设定一个当期的影响因子(即未来各期不确定性的累计值对本期目标财富收入比的影响)为 β ,如此,我们可以将 t 期所面临的收入不确定性 θ_t 做出考虑粘性信息时的修正,即当期财富目标确立为应对之后多期不确定性传导到当期后的叠加值,则公式(1)转化为:

$$\ln \frac{W_t}{P_t} = \alpha_0 + \beta(\omega_t + x\omega_{t+1} + x^2\omega_{t+2} + x^3\omega_{t+3} + x^4\omega_{t+4} + \dots) + \varepsilon_t \quad (3)$$

同时设定:

$$T\pi_t = \omega_t + x\omega_{t+1} + x^2\omega_{t+2} + x^3\omega_{t+3} + x^4\omega_{t+4} + \dots \quad (4)$$

则可以得出:

$$\ln \frac{W_t}{P_t} = \alpha_0 + \beta T\pi_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

(3)、(4)式中: x 为信息粘性参数, ω_t 为收入不确定性。 $T\pi_t$ 为收入不确定性在粘性信息影

^①具体推导过程详见参考文献12。

响下的一个逐期叠加累计值,可以衡量出当未来各期不确定性的冲击波及到当期后,造成的累积影响,可看作收入不确定性指标考虑粘性信息时的修正,也是衡量不确定性、粘性信息叠加效应的变量, β 为其系数。

(三) 修正后的收入不确定性指标 $T\pi_t$ 的构建

在构建收入不确定性统计量的过程中,我们发现,消费者对于未来不确定性程度的判断,均是基于当期或过去已掌握信息,即消费者 t 期所面临的不确定性 ω_t 作为一种经济信息,会以 x 的粘性强度传递到 $t+1$ 期,则粘性预期下消费者预期 $t+1$ 期的不确定性强度传递到当期后将为 $x\omega_t$;也会以 x^2 的粘性强度传递到 $t+2$ 期,则粘性预期下消费者预期 $t+2$ 期的不确定性强度将为 $x^2\omega_t$,以此类推。因此, t 期财富与持久收入比的调整是为了应对未来各期累计不确定性的渐进结果。综上,在将未来各期无限扩展之后,我们将式(3)做出变化如下:

$$\ln \frac{W_t}{P_t} = a_0 + \beta(\omega_t + x\omega_t + x^2\omega_t + x^3\omega_t + x^4\omega_t + \cdots) + \varepsilon_t \quad (6)$$

则, $T\pi_t = \omega_t(1+x+x^2+x^3+x^4+\cdots) = \frac{\omega_t}{1-x}$, 由于 $0 < x < 1$, 可以看出,粘性信息的存在,使得当期面临的不确定性呈倍数放大,即粘性信息下居民面临的不确定性要数倍于不考虑粘性信息的情况。当粘性程度 x 降低,逐期累积的不确定性 $T\pi_t$ 减少,反之亦然。说明粘性信息强化了实际面临的不确定性程度,增加了预防性储蓄。为与式(5)做一个区分,我们分别将常数项与估计系数改为 γ_i 和 g ,则式(6)转化为:

$$\ln \frac{W_t}{P_t} = \gamma_i + gT\pi_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

进一步,推导得出:

$$\ln W_t = \gamma_i + gT\pi_t + k \ln P_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

(8)式中, k 为持久收入的估计系数。综上,度量跨期间的信息粘性程度及收入不确定性叠加效应的步骤分别为:

第一步,估计方程(2),得出信息粘性参数 x ;

第二步,选择衡量收入不确定性的变量 ω_t ,依据(4)式及信息粘性参数 x 的估计结果构建估计量 $T\pi_t$;

第三步,估计方程(8),测度粘性信息、不确定性的叠加效应。

四、实证分析

(一) 季度面板数据及描述性统计

考虑到统计数据的口径变更与样本期数问题,为增加信息量,提高估计和检验统计量的自由度,同时增加动态分析的可靠程度,本文在上述理论分析中时间序列模型的基础上,增加了横截面维度,样本区间选择了31个省份2013-2016年全国、城镇、农村居民的面板样本,数据频率为季度。为与上述居民消费行为的理论分析相一致,可将下列人均值视为各省份的一个典型消费者数据,人均消费使用了城镇、农村的居民人均消费支出,人均收入使用了城镇、农村的居民人均可支配收入。由于无法得到与家庭财富或家庭资产相关的省际季度数据,同时考虑到消费支出与家庭财富的逆向相关性,我们参考杭斌(2009)的做法,采用

消费支出 C 替换家庭财富 W 。不难理解,当预期收入不确定性增加时,人们扩大财富积累、提高财富目标,会使得消费支出受到挤出,进而相应减少。因此,式(8)转换为:

$$\ln C_t = g_i + gT\pi_i + k\ln P_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

相关数据的处理均剔除了以 2013 年为基期的居民消费价格指数,同时有季节趋势的数据用 Eviews 做了 X12 法季度调整以剔除季度因素及个别不规则因素的影响。数据来源为国家统计局网站。各变量的总体统计特征见表 1。

从表 1 可以看出我国城乡间、区域间收入水平与消费水平的差异。东部地区^①农村与中西部地区也呈明显的梯度差异;从四年的平均消费倾向^②来看,农村居民的平均消费倾向比城镇居民高约 10 个百分点,且由东部、中部、西部地区依次递进,西部地区农村居民平均消费倾向比东部地区农村居民高 12 个百分点。各项最小值与最大值之间也体现了上述差异,农村东中西部区域间消费行为显著不同。

表 1 全国 31 省份 2013–2016 年季度面板数据总体统计特征(单位:元)

	变量名	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
人均消费支出(C)	全国	3 712.33	1 518.95	1 338.57	9 229.47	496
	城镇	4 872.69	1 344.73	3 022.48	9 869.92	496
	农村	2 231.78	787.98	619.27	4 925.65	496
	东部地区农村	2 815.88	819.26	1 362.69	4 925.65	176
	中部地区农村	2 024.54	446.90	1 198.41	3 267.28	128
	西部地区农村	1 834.53	599.67	619.27	3 563.84	192
人均可支配收入(y)	全国	5 107.81	2 211.49	1 780.78	13 855	496
	城镇	6 987.36	1 922.38	4 224.56	14 589.18	496
	农村	2 761.91	1 223.53	150.35	7 529.66	496
	东部地区农村	3 675.69	1 253.89	1 747.77	7 529.66	176
	中部地区农村	2 547.25	726.37	1 071.02	3 973.06	128
	西部地区农村	2 067.38	896.19	150.35	6 620.04	192

(二) 变量说明与面板估计方程的确立

1. 收入不确定性 ω_t 衡量变量 ery_{it} 、 erc_{it} 的说明

学术界对于收入不确定性的度量并未达成共识。常见的方法主要有衡量收入波动程度和稳定程度的变量,如失业率、职业、收入增长率等;还有衡量消费支出波动程度的变量,如消费增长率等。考虑到数据限制,我们计算并对比了表 1 中数据样本期间农村居民收入与消费支出的标准差,发现各项收入的总体标准差均高于消费支出。而 2013–2016 年间各省份收入增长率与消费增长率的总计方差分别为 0.248569、0.073846^③。因此相比较而言,农村居民收入增长率波动程度更大一些。一方面农村居民消费支出具有较大的惯性,另一方面农村居民的收入缺乏稳定性,季节性明显。因此,这里优先采用预期收入波动率作为收入不确定性替代变量。考虑到数据可得性及影响程度的强弱,我们使用了 $t-1$ 、 $t-2$ 、 $t-3$ 、 $t-4$ 期的数值来构建预期收入波动率。即 i 省 t 期收入不确定性 ω_t 的衡量变量预期收入波动率

①东部地区指北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 省份;中部地区指黑龙江、吉林、山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 省份;西部省份指其余 12 省份。

②由各地区人均消费支出与人均可支配收入的比值计算得出。

③对 2013–2016 年各季度、各省份的收入增长率与消费增长率按方差进行分类汇总后计算得出。

ery_{it} 为 $t-1$ 、 $t-2$ 、 $t-3$ 、 $t-4$ 期收入增长率的均值。即,农村居民收入越稳定,收入不确定性就越小,反之亦然。这是符合现实情况的。

作为对比,我们也用相同方法构建了预期消费支出波动率 erc_{it} 。其中, ery_{it} 的均值为 1.89%,标准差为 0.51%^①; erc_{it} 的均值为 2.05%,标准差为 1.32%。此处预期增长率的统计结果包含了一个自然年度中四个季度的增长率,可以看出,农村居民收入虽季节性明显,然而各年度间收入仍然相对稳定。因此后文有必要将预期消费支出波动率 erc_{it} 作为衡量收入不确定性的另一变量,予以补充。

2.持久收入衡量变量的说明

农村居民持久收入使用过去四个季度人均可支配收入实际值的均值来表示,即 P_{it} 为 $t-1$ 、 $t-2$ 、 $t-3$ 、 $t-4$ 期 i 省份人均可支配收入均值,再取对数。

3.面板估计方程的确立

公式(2)-(9)均为计算时间序列数据的公式,在具体应用到本文的面板数据中时,各个省份作为个体,每个个体都适用上述时间序列的公式,各个体间组成的面板则需要添加横截面维度。

则式(2)转化为:

$$\Delta \ln C_{it} = \alpha_i + x \Delta \ln C_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

式(6)转化为:

$$\ln \frac{C_{it}}{P_{it}} = \gamma_i + g(ery_{it} + xery_{it} + x^2ery_{it} + x^3ery_{it} + x^4ery_{it} + \dots) + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

衡量粘性信息、不确定性叠加效应的变量 $T\pi_t$ 转化为 $Tery_{it}$:

$$Tery_{it} = ery_{it}(1+x+x^2+x^3+x^4+\dots) = \frac{ery_{it}}{1-x} \quad (12)$$

综合上述结果,以及城镇居民消费对于农村居民的示范效应,加入了城镇居民的平均消费倾向作为控制变量,具体地, $Eapcc_{it}$ 为 $t-1$ 、 $t-2$ 、 $t-3$ 、 $t-4$ 期 i 省份城镇居民平均消费倾向的平均值, j 为其估计系数,式(11)最终转化为:

$$\ln C_{it} = \gamma_i + gTery_{it} + k \ln P_{it} + jEapcc_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

本文的以下估计均使用了 Stata12 统计分析软件。样本时间维度 $T=16$,横截面维度 $N=31$,虽为短面板,但是考虑到数据频率较高,仍选择了 LLC 检验方法检验了面板数据的平稳性,结果证明本文研究中所有变量均严格平稳。

(三)信息粘性参数的估计

本文将使用式(10)来估计信息粘性参数 x 。针对式(10)模型设定中可能存在的内生性,我们使用了豪斯曼方法予以检验,对应 p 值为 0.0000,因此需采用动态面板工具变量法进行估计。各种经验研究证明,收入是影响消费的重要因素,因此除了选用消费增长率的二阶滞后、三阶滞后作为消费增长率一阶滞后的工具变量外,还选用了收入增长率的二阶与三阶滞后。采用针对动态短面板数据的系统 GMM 与差分 GMM 分析方法,综合使用 xtabond2 命令,以检验估计方法的有效性和工具变量的有效性,得出结果见表 2。

^①根据上述计算方法得到 ery_{it} 后,使用 Stata 数据统计功能计算得出。下同。

表 2 信息粘性参数估计结果

序号	工具变量	粘性参数 x	常数项	AR(2)	Hansen 统计量	Obs.
I	$\Delta \ln C_{i,t-2}、\Delta \ln C_{i,t-3}、\Delta \ln y_{i,t-2}、\Delta \ln y_{i,t-3}$	0.85058*** (0.04112)	0.00424*** (0.00155)	-0.76 (0.445)	6.44 (0.092)	372
II	$\Delta \ln C_{i,t-2}、\Delta \ln C_{i,t-3}、\Delta \ln y_{i,t-3}$	0.89232*** (0.03745)	0.00351*** (0.00151)	-0.76 (0.446)	4.64 (0.098)	372
III	$\Delta \ln y_{i,t-2}、\Delta \ln y_{i,t-3}$	0.79739*** (0.27691)	0.00488* (0.00483)	-0.81 (0.417)	4.49 (0.034)	372
IV	$\Delta \ln C_{i,t-2}、\Delta \ln C_{i,t-3}$	0.89229*** (0.03189)	0.00318** (0.00149)	-0.76 (0.446)	3.78 (0.052)	372

注:括号内为标准误差,其中 AR(2)、Hansen 统计量两列括号内为 p 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表 2 中四个估计方程使用了不同的工具变量,粘性参数 x 均显著,且相差较小,我们可以认为粘性参数 x 的估计结果是稳健的。估计方程 I 是以消费增长率和收入增长率的二阶滞后、三阶滞后共同作为消费增长率一阶滞后的工具变量,估计得出的信息粘性参数 x 为 0.8506,AR(2) 检验 p 值为 $0.445 > 0.05$,表明可以在 5% 的显著性水平上接受“扰动项差分的二阶自相关系数为 0”的原假设,即所选用的估计方法有效。同时异方差稳健的 Hansen 统计量较适合检验工具变量较少的情形, p 值为 $0.092 > 0.05$,即可以在 5% 的显著性水平上接受“所有工具变量都有效”的原假设,即所选用的工具变量均有效。估计方程 II 是以消费增长率的二阶滞后、三阶滞后,收入增长率的三阶滞后共同作为工具变量,得出的粘性参数估计值为 0.8923。估计方程 III 以收入增长率的二阶滞后、三阶滞后作为工具变量,得出的粘性参数估计值为 0.7974,然而 Hansen 统计量的值显示未通过工具变量有效性检验。估计方程 IV 以消费增长率的二阶滞后、三阶滞后作为工具变量,得出的粘性参数估计值为 0.8923,然而 Hansen 统计量 p 值较低。因同时考虑收入增长率二阶滞后要更全面一些,因此综合考虑,在方程 I 和方程 II 中,选取估计方程 I 的估计值构建不确定性指标,即 0.8506。即每个季度,平均只有约 15% 的农村居民会及时更新信息,而剩余的 85% 均使用滞后信息决策。这比 Carroll (2011) 所估计的美国居民季度消费粘性参数 0.71 要高,且高于宋明月和臧旭恒 (2016b) 对于 2000–2012 年期间城镇居民季度粘性参数为 0.6 的估计。相比较信息获得渠道较通畅的城镇居民而言,农村居民短期的信息粘性程度要高得多,消费行为高度路径依赖致使农村居民的跨期决策效率低下。同时也说明,短期内农村居民的消费波动呈跨期显著相关,且会对后续的消费施加渐少、持续的影响。

(四) 粘性信息、不确定性对农村消费需求增长的叠加效应估计

根据以上粘性系数的估计结果,我们接下来采用式 (12) 构建统计量,并对式 (13) 可能存在的内生性问题进行了豪斯曼检验^①,接受所有变量均为外生的原假设。接下来使用短面板的估计策略估计了未来各期不确定性的粘性累计值对于当期消费储蓄行为的影响。首先使用混合回归模型与固定效应模型,认为固定效应模型明显优于混合回归模型^②。进一步添加省份为虚拟变量,使用 LSDV 法考察后发现所有个体虚拟变量均很显著,即确定存在

① 此处豪斯曼检验结果 χ^2 值为 3.18, p 值为 0.5289。

② 使用固定效应模型估计时,如果不使用聚类稳健标准误,则输出结果中包含一个 F 检验,其原假设为混合回归可以接受,此处 F 统计量的 p 值为 0.0000,即认为固定效应模型明显优于混合回归模型。

个体效应,因此重新估计了使用聚类稳健标准误的固定效应模型 FE-R。这里需要关注的是,30 个虚拟变量中,19 个相关系数估计值为负,而重庆、甘肃、贵州、湖南、内蒙古、宁夏、青海、陕西、四川、新疆、云南的相关系数估计值为正,均为中西部省份,说明了东中西部地区的差异不仅体现在表 1 中的收入与支出的绝对数上,也体现在消费者跨期消费储蓄行为上,有必要在后文对东中西部地区农村进行分别估计。其次,对于个体效应的随机效应形式进行豪斯曼检验^①,认为应该使用随机效应模型。再次,使用聚类稳健标准误估计随机效应模型后,LM 检验的 p 值为 0.0000,强烈拒绝不存在个体随机效应的原假设。

我们同时使用式(12)中的相同方法构建了 $Terc_{it}$,并将两种衡量变量按式(13)所形成的随机效应模型估计,结果汇总如表 3 所示。

表 3 粘性信息、不确定性对农村消费需求增长的叠加效应估计结果

变量名	$Tery_{it}$	$Terc_{it}$	$\ln P_{it}$	$Eapcc_{it}$	$Constants$	Obs.	R^2
估计结果	-1.09482 *** (0.30295)		0.85361 *** (0.04724)	0.99706 *** (0.28212)	0.41238 (0.37595)	341	0.6309
		-0.54362 *** (0.11273)	0.87561 *** (0.04547)	0.83995 *** (0.27517)	0.28534 *** (0.37719)	341	0.6417

注:括号内为标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。下同。

由表 3 可知,不论使用哪种不确定性衡量变量, $\ln P_{it}$ 、 $Eapcc_{it}$ 的估计系数相差均不太大,表明持久收入仍在农村居民消费中起着很关键的作用,城镇居民的消费观念对于农村居民有着正向的带动作用。 $Tery_{it}$ 、 $Terc_{it}$ 的估计系数分别为 -1.09482、-0.54362,这意味着,当农村居民判断未来各季度收入不确定性将增加时,会缩减当季度开支,进而应对今后可能的消费波动,以达到消费平滑的目的。变量参照式(12)构建所得,因此我们不对比其数值大小,而是按以下方式予以分析。341 个样本中,如前所述, ery_{it} 的均值为 1.89%,标准差为 0.51%; erc_{it} 的均值为 2.05%,标准差为 1.32%。当其他条件不变,假设 ery_{it} 由均值 1.89%增加标准差值的幅度而变为 2.40%时,经换算,季度消费支出 C_{it} 将减少 3.65%^②。同理,当 ery_{it} 由 2.40%减少标准差值的幅度时,季度消费支出 C_{it} 将增加 3.79%,而此时若 x 由 0.85 降为 0.80 时,季度消费支出 C_{it} 将增加 7.43%。当 erc_{it} 由 3.37%减少标准差值的幅度至 2.05%时,季度消费支出 C_{it} 将增加 4.90%,而此时若 x 由 0.85 降为 0.80 时,季度消费支出 C_{it} 将增加 6.87%。可以看出,短期内我国农村居民的预防性储蓄不仅取决于不确定性,也取决于粘性信息,且由于粘性信息与未来不确定性的叠加影响,不确定性的加剧挤出了较多的消费支出,引致了更多的预防性储蓄。粘性信息与不确定性的叠加效应对于当期农村居民消费行为影响的强度不容忽视。

(五) 东、中、西部地区农村叠加效应的分别估计

根据表 1 的统计性描述及总体样本叠加效应估计中体现出的问题,再结合表 4 关于东中西部地区农村 ery_{it} 、 erc_{it} 的样本均值与标准差来看,我国农村区域间差异不可忽略。下面将使用总体样本中的估计方法,对我国东中西部地区农村不确定性、粘性信息的叠加影响分别进行估计,估计中同时使用了 $Tery_{it}$ 、 $Terc_{it}$,结果见表 5。

①此处豪斯曼检验结果 χ^2 值为 2.10, p 值为 0.5516。

②此处结合方程(12)、(13)与表 3 的估计结果计算得出。下同。

由表 4、表 5 可知,中部地区农村 $Tery_{it}$ 的估计系数虽不显著,但也能大致分析出各区域间农村居民的消费增长对于不确定性的反应是不同的。当 ery_{it} 由均值水平减少标准差值的幅度时,东、西部地区农村居民季度消费支出将分别增加 3.78%、4.57%。当 erc_{it} 由均值水平减少标准差值的幅度时,东、中、西部地区农村居民季度消费支出将分别增加 2.21%、5.30%、6.10%。西部地区农村居民普遍面临着较大的收入不确定性,且不确定性对于消费增长的影响也是最大的,其次为中部地区农村,东部地区农村居民则较小。就持久收入的影响看,中部地区农村程度最高。由表 1 可知,无论是人均可支配收入还是人均消费支出,中部地区农村的样本标准差都是最小的,说明中部地区农村收入与消费相比东部、西部地区来说波动较小,相比而言,持久收入起主要促进消费的作用。就农村居民消费受城镇居民的影响来看,只有东部地区农村居民显著为正。计算城镇和农村居民的平均消费倾向均值后,发现东部地区城乡间差异最小,中部地区次之,西部地区最大。

表 4 东、中、西部地区农村居民不确定性变量统计性描述

变量名	东部地区农村		中部地区农村		西部地区农村	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
ery_{it}	1.81%	0.39%	1.75%	0.62%	2.05%	0.48%
erc_{it}	2.01%	1.16%	2.00%	1.27%	2.12%	1.47%

表 5 东、中、西部农村居民不确定性、粘性信息的叠加效应估计结果

变量名	东部地区农村		中部地区农村		西部地区农村	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$Tery_{it}$	-1.42872 *** (0.40536)		-0.12839 (0.20504)		-1.39656 ** (0.66048)	
$Terc_{it}$		-0.28258 *** (0.09520)		-0.61002 * (0.31399)		-0.60464 *** (0.16451)
$\ln P_{it}$	0.95687 *** (0.08080)	0.94993 *** (0.07297)	1.35427 *** (0.13117)	1.35356 *** (0.12089)	0.98203 *** (0.18125)	1.13215 *** (0.15448)
$Eapcc_{it}$	0.83928 ** (0.38179)	0.89606 ** (0.40277)	-0.61543 (0.46944)	-0.41302 (0.51099)	0.78229 (0.68019)	0.60421 (0.64135)
Constants	-0.29952 (0.70028)	-0.41737 (0.66768)	-2.56414 *** (0.77146)	-2.62844 *** (0.71660)	-0.34092 (1.36037)	-1.46313 (1.02342)
Obs.	121	121	88	88	132	132
R^2	0.8047	0.8007	0.2631	0.3142	0.2938	0.3134

五、结论

不可否认,与城镇居民相比,我国农村居民消费需求潜力更大。鉴于我国农村短期内有着更加明显的信息滞后特征与更高的信息搜集与更新成本,在考虑持久收入的基础上,本文将不确定性、粘性信息引入消费者行为分析框架,以此分析了粘性信息作用下,季度间收入不确定性的叠加效应对于农村居民消费储蓄行为的影响。

实证分析首先估计出信息粘性的强度,即信息粘性参数,根据该参数所代表的跨期依赖程度,估算不确定性在各期之间逐期缓冲传播后的累计值,进而确定能反映粘性信息与不确定性叠加效应的替代变量,以此来分析此种情形下农村居民的消费储蓄行为。文中采用 31 个省份 2013-2016 年 16 个季度的面板数据,经过估计得出农村信息粘性参数的大小为 0.85 左右,体现出农村居民消费行为的高度路径依赖特征,以及农村居民跨期决策效率的低下。

同时说明短期内农村居民的消费波动呈跨期显著相关,且会对后续的消费施加渐少、持续的影响。接下来利用信息粘性参数的估计值,使用预期收入波动率、预期消费支出波动率分别构建了衡量所面临收入不确定性逐期累计值的替代变量,发现粘性信息下居民面临的不确定性要数倍于不考虑粘性信息时的情况。使用聚类稳健标准误的随机效应模型估计得出,持久收入、城镇居民消费观念对农村居民消费支出有着高度显著的正效应。且由于粘性信息与未来不确定性的叠加影响,不确定性的加剧挤出了较多的消费支出,引致更多的预防性储蓄。由此可以看出,我国农村居民的预防性储蓄不仅取决于不确定性,也取决于粘性信息。进一步地,对东中西部地区农村的分析发现,农村居民的消费增长对于不确定性的反应是有差异的,西部地区敏感性程度最高,其次为中部地区,最弱为东部地区。

上述研究结果带来的政策启示为,政府应通过缩小城乡社会保障程度、消费金融供给等差距,降低农村家庭的预防性储蓄动机,使农村居民家庭的消费预期更加乐观,农村家庭决策更加理性;同时在决策信息完整性方面,应增加农村地区的宏观政策、各类经济信息、市场信息的宣传力度,及时扩大农村居民的信息量,引导农村居民形成渐进理性的预期;加快收入结构升级与多样化的进程,提高农村家庭收入。分区域来看,针对西部地区农村居民,可着重从减少收入不确定性程度入手;中部地区着重于增加农村居民稳定的收入来源,东部地区则着重于加深城乡一体化程度。以最大限度地促进农村消费需求增长,释放农村居民的消费潜力。

参考文献:

- 1.白重恩、李宏彬、吴斌珍,2012:《医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据》,《经济研究》第2期。
- 2.卞志村、胡恒强,2016:《粘性价格、粘性信息与中国菲利普斯曲线》,《世界经济》第4期。
- 3.程令国、张晔,2012:《“新农合”:经济绩效还是健康绩效?》,《经济研究》第1期。
- 4.丁继红、应美玲、杜在超,2013:《我国农村家庭消费行为研究——基于健康风险与医疗保障视角的分析》,《金融研究》第10期。
- 5.杭斌,2009:《习惯形成下的农户缓冲储备行为》,《经济研究》第2期。
- 6.何运信、沈宏、耿中元,2014:《居民与专家通货膨胀预期的差异及两者间的关系——流行病学模型在中国的检验》,《金融研究》第5期。
- 7.胡霞、丁浩,2016:《子女随迁政策对农民工家庭消费的影响机制研究》,《经济学动态》第10期。
- 8.刘铠豪,2016:《人口年龄结构变化影响城乡居民消费率的效应差异研究——来自中国省级面板数据的证据》,《人口研究》第2期。
- 9.彭兴韵,2011:《粘性信息经济学——宏观经济学最新发展的一个文献综述》,《经济研究》第12期。
- 10.钱文荣、李宝值,2013:《不确定性视角下农民工消费影响因素分析——基于全国3679个农民工的调查数据》,《中国农村经济》第11期。
- 11.宋明月、臧旭恒,2016a:《我国居民预防性储蓄重要性的测度》,《经济学家》第1期。
- 12.宋明月、臧旭恒,2016b:《消费粘性视角下我国城镇居民财富效应检验》,《经济评论》第2期。
- 13.易行健、王俊海、易君健,2008:《预防性储蓄动机强度的时序变化与地区差异——基于中国农村居民的实证研究》,《经济研究》第2期。
- 14.易行健、张波、杨碧云,2014:《外出务工收入与农户储蓄行为:基于中国农村居民的实证检验》,《中国农村经济》第6期。
- 15.袁冬梅、李春风、刘建江,2014:《城镇居民预防性储蓄动机的异质性及强度研究》,《管理科学学报》第7期。
- 16.臧旭恒、贺洋,2014:《农村居民消费政策影响机制及政策效力分析》,《经济学动态》第5期。
- 17.张成思、党超,2015:《异质性通胀预期的信息粘性与信息更新频率》,《财贸经济》第10期。
- 18.张川川、John Giles、赵耀辉,2015:《新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给》,《经济学(季刊)》第1期。

19. Carroll, C. D. 2003. "Macroeconomics Expectations of Households and Professional Forecasters." *Quarterly Journal of Economics* 118(1): 269–298.
20. Carroll, C. D. 2005. *The Epidemiology of Macroeconomic Expectations*. Oxford: Oxford University Press.
21. Carroll, C. D., O. Misuzu, and J. Slacalek. 2011. "How Large Are Housing and Financial Wealth Effects? A New Approach." *Journal of Money, Credit and Banking* 43(2): 55–79.
22. Coibion, O. 2010. "Testing the Sticky Information Phillips Curve." *The Review of Economics and Statistics* 92(1): 87–101.
23. Dynan, K. 1993. "How Prudent are Consumers?" *Journal of Political Economy* 101(6): 1104–1113.
24. Dynan, K. 2000. "Habit Formation in Consumer Preferences: Evidence from Panel Data." *American Economic Review* 90(6): 391–406.
25. Dynan, K., J. Skinner, and S. P. Zeldes. 2004. "Do the Rich Save More?" *Journal of Political Economy* 112(2): 397–444.
26. Knotek, S. Edward. 2010. "A Tale of Two Rigidities: Sticky Prices in a Sticky–Information Environment." *Journal of Money, Credit and Banking* 42(8): 1543–1564.
27. Mankiw, N. G., and R. Reis. 2002. "Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve." *The Quarterly Journal of Economics* 117(4): 1295–1328.
28. Mankiw, N. G., and R. Reis. 2010. "Imperfect Information and Aggregate Supply." NBER Working Paper 15773.
29. Pfajfar, D., and E. Santoro. 2013. "News on Inflation and the Epidemiology of Inflation Expectations." *Journal of Money, Credit and Banking* 45(6): 1045–1067.
30. Reis, R. 2006. "Inattentive Consumers." *Journal of Monetary Economics* 53(8): 1761–1800.

The Additive Effect of Uncertainty and Sticky Information on the Release of Rural Potential Consumption in China

Song Mingyue¹ and Zang Xuheng²

(1: School of Economics, Shandong Normal University;

2: Institute of Consumption and Development, Shandong University)

Abstract: In consideration of the characteristics of information lags and higher information collecting and updating cost in rural areas, this paper analyzes the additive effect of uncertainty and sticky information on rural consuming and saving behavior on the basis of permanent income and urban consumption attitudes. Using quarterly panel data of 31 provinces from 2013 to 2016, we estimate the information sticky parameter is around 0.85, which indicates the feature of high consuming behavior path dependence in rural areas. Applying the above-mentioned parameter and subsequently, we amend the short period measurement of income uncertainty, and establish the substitute variables of the additive effect of uncertainty and sticky information. Afterwards, we estimate that the quarterly consumption will increase by 3.79%–4.90% if the expected income fluctuation ratio decreases standard deviation difference, and the value will be 6.64%–7.43% if the information sticky parameter decreases to 0.80 at the same time when the other conditions remain unchanged. In the followed regional analysis, we find that the western rural region has the highest additive effect degree than the eastern and the central. Generally speaking, the crowding-out of precautionary motive on consumption under the sticky information should be pay high attention.

Keywords: Uncertainty, Sticky Information, Additive Effect, Rural Potential Consumption

JEL Classification: E21, D12

(责任编辑:彭爽)