

习惯形成、收入结构失衡与农村居民 消费行为演化研究^{*}

王小华 温涛 朱炯

内容提要:本文利用1993—2013年中国31个省(自治区、直辖市)的省级统计数据,将农村居民的 habit 形成、不同来源收入的非均衡增长与农村居民消费相结合,在构建农村居民消费行为的理论模型基础上,运用广义矩估计方法对其进行了实证分析。研究发现:(1)农村居民消费受到习惯形成的影响而存在明显的棘轮效应,并且棘轮效应在2004年以后表现得更为突出。(2)农村居民消费水平变动在整体上表现为对家庭经营性收入、工资性收入和财产性收入变动的过度敏感性;分阶段看,2004年后的农村居民消费对家庭经营性收入变动的过度敏感性明显增强,对工资性收入的过度敏感性略有降低,对财产性收入不再具有过度敏感性。相关政策含义是:有效提高农村居民消费水平,必须努力转变农民消费观念、促进农民持续稳定增收和优化农民收入结构;与此同时,既要保障当前农民工资性收入和家庭经营性收入稳步提升,更应尽快制定提高农民财产性收入和转移性收入的长效机制,确保当前财产性收入和转移性收入的增长惯性。

关键词:习惯形成 收入结构 农村居民消费 消费行为

一、问题的提出与文献回顾

一般认为,一国经济的持续增长需要依靠消费、投资和出口协同拉动,而目前我国经济正面临消费乏力、投资过热、外需严重不足和经济结构失调等问题。因此,一国欲实现经济发展方式转变,特别是向内生增长转变过程中,扩大内需(尤其是居民消费需求)是必不可少的。中国经济虽然已在30多年时间里保持了高速的增长势头,但是居民消费占GDP的比重却不断走低,由1978年的48.79%下降到2014年的37.92%;农村居民消费占居民总消费的比重由1978年的62.1%下降到2014年的22.5%,这其中农村消费困境的形成在一定程度上是农村居民消费能力匮乏使然。2004年至2016年,中央“一号文件”连续13年锁定“三农”,坚持工业反哺农业、城市

支持农村的强农、惠农政策和“多予、少取、放活”的总方针,使农业、农村发展取得了长足进步,农村居民收入也得到了持续、快速和稳定的增长。但由于长期以来“城乡二元结构”的偏向发展战略,使当前“三农”问题始终未能更好地解决,农村居民消费始终处于“启而不动”的状态。

回顾国外研究现状,不少学者从居民消费习惯和收入水平角度,深入分析了居民消费行为。“习惯形成”这一特殊效用理论充分考虑了消费者在消费过程中的“心理存量”,该理论认为消费者现期消费所产生的效用,既取决于消费者的现期消费水平,同时还在不同程度上取决于消费者过去的习惯存量。最早将习惯因素纳入消费者行为研究的学者是杜森贝里(Duesenberry, 1949),他指出消费者的消费支出水平不但受其当前收入水平的制约,而且还受到

^{*} 王小华、温涛,西南大学经济管理学院,邮政编码:400715,电子邮箱:55693028@163.com,wtwy@163.com;朱炯,中国人民大学农业与农村发展学院,邮政编码:100872,电子邮箱:zhujswu@163.com。本文是国家社科基金青年项目“普惠金融体系构建与农村反贫困战略协同研究”(16CJY075)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的修改意见和有益建议,文责自负。

过去实现了的消费水平的影响,即消费存在棘轮效应。之后大量经济学家从理论与实证方面对习惯形成与消费展开了研究(Deaton, 1992; Seckin, 1999; Guariglia & Rossi, 2002; Lally et al, 2010; Lally & Gardner, 2013; Kueng & Yakovlev, 2014),都认为居民消费行为存在明显的习惯形成并受过去消费经验和当期消费水平的影响(Naik & Moore, 1996)。Dynan(2000)通过使用滞后一期消费水平来衡量消费者的习惯形成,然后利用对数线性欧拉方程进行估计,结果发现消费者的习惯形成对当期消费具有重要的影响作用。Fuhrer(2000)探讨了一种具有消费者习惯形成的货币政策模型,该模型中消费者的效用部分地取决于与过去消费相关的当前消费,其实证研究结论也表明人们可以拒绝没有习惯形成的研究假设。Alessie & Lusardi(1997)、Guariglia & Rossi(2002)分别在不同的模型假设条件下推导出了居民消费的封闭解,他们的研究发现消费不仅取决于永久收入和收入风险,而且取决于过去的消费。Alonso-Carrera et al(2004)的研究表明消费者效用函数的参数是自身消费和消费溢出的当前值和过去值的线性组合,因此消费外部性必须与习惯相互作用,以免产生无效的动态平衡。Angelini(2009)同样引入风险厌恶效用函数对居民消费行为进行了研究,认为习惯形成的影响越大,消费者越谨慎,劳动收入风险对消费的影响就越小。Chetty & Szeidl(2016)分析了家庭层面的调整成本对总消费动态的影响,其结论表明:消费承诺(Consumption Commitments)可以解释消费过度敏感和过于平滑的经验规律性,这些发现通常归因于消费者的习惯形成,此外,他们还进一步区分了承诺和习惯模型,并显示这两个模型具有不同的福利影响。

国内对于消费者习惯形成的研究多用于城镇居民的消费行为分析(龙志和等,2002;杭斌,2010;贾男、张亮亮,2011;杭斌、闫新华,2013;崔海燕、杭斌,2014)。龙志和等(2002)基于城市居民家计调查平行面数据分析发现,城镇居民的消费习惯对食品消费具有显著作用,但食品消费习惯同时具有明显的周期性,如果不对家庭的异质性进行控制,其结论明显会导致对习惯作用的夸大。此后,杭斌(2010)的研究结果表明习惯形成参数是随着时间变化而不断改变的,习惯形成参数估计值在1980年至1989年

之间有正有负且接近于0,在1989年以后呈明显增大趋势,作者还从习惯形成的角度分析了近年来我国城镇居民平均消费倾向持续下降的原因。崔海燕、杭斌(2014)对不同收入等级城镇居民消费行为进行了实证分析,发现低收入等级和中等收入等级的城镇居民消费行为具有显著的习惯形成,但低收入等级城镇居民的消费习惯比中等收入等级城镇居民的消费习惯更强,即城镇居民收入越低,消费行为的习惯形成越显著,居民收入的快速稳定增长对消费水平提升越重要。

国内针对农村居民习惯形成的研究相对来说起步较晚(如雷钦礼,2009;杭斌,2009;贾男等,2012;崔海燕、范纪珍,2011),但各学者的研究基本上都证实了农村居民消费表现出显著的习惯形成,只是程度上略有差异而已。但是近年来,针对农村居民收入结构与消费(张秋惠、刘金星,2010;温涛等,2013;彭小辉等,2013)和农村居民收入结构与消费结构(温涛等,2013;王小华、温涛,2015)之间的关系研究逐渐增多。其中,张秋惠、刘金星(2010)的研究表明,农村居民的基本收入(家庭经营收入与工资性收入)对其消费需求的拉动作用不明显,反而是非基本收入(转移性收入与财产性收入)对农村居民消费需求具有较强的拉动作用;彭小辉等(2013)基于东北三省2003—2008年的农户调查数研究发现,农户各种不同来源收入的消费倾向之间存在明显差异,最高的是非基本收入,其次才是家庭农业经营性收入、非农家庭经营性收入,这说明不同财富(收入)因为其性质的明显差异,在满足居民消费方面是不可替代的;王小华、温涛(2015)采用非线性最小二乘法(NLS)对中国城乡居民消费行为及其演化规律进行了跨时期分析,结果发现农村居民的收入与消费之间表现为明显的非线性关系,不遵循边际消费倾向递减规律,农民边际消费仅随工资性收入和家庭经营性收入的增加而递增,财产性收入和转移性收入对消费的影响并不显著。

通过对国内外相关文献梳理发现,学者对居民消费行为受习惯形成的影响多有研究,近年来对中国农村居民习惯形成与消费和农村居民收入结构与消费关系的研究也在不断增加。但就笔者所知,迄今为止,国内少有人将农村居民习惯形成和收入结构同时纳入模型对农村居民消费行为做实证研究,更少学者将农村居民的消费行为进行阶段性划

分,因此,从某种程度上来说,制约农村居民消费扩张的诸多因素尚未得到深入、有效和全面揭示。鉴于此,本文在前人理论与实证研究的基础上,利用1993—2013年中国31个省(自治区、直辖市)的省级统计数据,并进行了阶段性划分(包括1993—2003年和2004—2013年两个阶段),对农村居民习惯形成、收入结构失衡与农民消费行为之间的时空差异进行深入研究。

二、理论模型与计量分析方法说明

(一)基本理论与模型设定

目前,国外学者(例如 Heien & Durham,1991; Naik & Moore,1996;Chapman,1998;Dynam,2000; Lally et al,2010)提出了诸多分析居民消费行为和消费习惯的理论模型,为了更好地理解模型内容和方便数据处理,我们主要借鉴 Naik & Moore(1996)提出的具有习惯偏好的生命周期——持久收入消费模型。据此,可以将消费者的习惯水平简写为:

$$h_{it} = \beta_0 + \beta_1 c_{it-1} \quad (1)$$

其中, h_{it} 表示个体*i*在第*t*时期的习惯存量, c_{it-1} 表示个体*i*在第*t-1*时期的消费水平,说明过去消费形成的习惯只受到消费者滞后一期消费的影响。与传统的效用函数明显不同的是,习惯形成下的效用函数在时间上是不可分的(杭斌,2009;杭斌、郭香俊,2009),形式为:

$$u_{it} = u(c_{it}, h_{it}) \quad (2)$$

其中, u_{it} 表示个体*i*在*t*时期的效用, c_{it} 表示个体*i*在*t*时期的消费水平。对消费者而言,只有当前消费水平(c_{it})超过了习惯水平(h_{it})时,才会产生效用。于是可进一步得到消费者的效用函数:

$$u_{it} = u(c_{it}, h_{it}) = \frac{(c_{it} - h_{it})^{\alpha_i}}{\alpha_i} \quad (3)$$

其中, $\alpha_i (0 < \alpha_i < 1)$ 是与个人风险厌恶程度相关的参数。由于消费者是在当期收入与未来收入的贴现值以及当期资产之和的约束条件下去追求自己一生效用最大化的,因此,不妨进一步假定消费者所面临的最大化问题和受到的一生预算约束分别为:

$$\begin{aligned} \max E_{it} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{(1+\gamma)^n} u(\bar{c}_{it+n}), \\ \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^n} E_{it}(c_{it+n}) = A_{it} \\ + \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^n} E_{it} Y_{it+n} = W_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

其中, E_{it} 表示期望值, γ 表示时间偏好率, r 表示真实利率, \bar{c}_{it} 表示相对消费水平, A_{it} 表示个体*i*在第*t*期初的资产水平, W_{it} 表示个体*i*在第*t*期初的期望财富水平,是 A_{it} 与未来期望收入之和。

Constantinides(1990)在给定消费投资策略和管制条件下,证明了存在唯一的最优消费就是习惯水平和财富预期值的函数。于是有:

$$c_{it} = h_{it} + \pi_i \left[W_{it} - \frac{h_{it}}{r} \right] \quad (5)$$

其中, π_i 表示无风险资产回报率,为常数。把方程(1)代入方程(5),并进行简化,得到:

$$c_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 c_{it-1} + \alpha_2 W_{it} \quad (6)$$

由于农村居民的财富水平预期值(W_{it})难以获得,为了便于本文的进一步分析,我们沿用崔海燕、范纪珍(2011)的做法,同样用持久性收入(y_{pit})来代替财富水平的预期值,且持久收入是计划期内预期总收入的平均数(杭斌,2009),于是得到:

$$y_{pit} = \frac{1}{T+1} \left[E_{it} \sum_{n=1}^T y_{it+n} \right] \quad (7)$$

如果农村居民的预期收入平均增长率为 ρ ,是一个常数项,而 y_{it} 表示农民*i*在第*t*时期的实际收入,那么农民*i*在第*t+n*期的预期收入就可以表示为:

$$E_{it}(y_{it+n}) = (1+\rho)^n y_{it}, n = 1, 2, \dots, T \quad (8)$$

把方程(8)代入方程(7)中,得到农民的持久性收入:

$$y_{pit} = \left(\frac{1 - (1+\rho)^{T+1}}{-(T+1)\rho} \right) y_{it} \quad (9)$$

把方程(9)再代入方程(6)中,可得:

$$\begin{aligned} c_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 c_{it-1} \\ + \alpha_2 \left(\frac{1 - (1+\rho)^{T+1}}{-(T+1)\rho} \right) y_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

因为 $\left(\frac{1 - (1+\rho)^{T+1}}{-(T+1)\rho} \right)$ 中 T 和 ρ 均为常数项,所以方程(10)就可以进一步简化为:

$$c_{it} = \beta_0 + \beta_1 c_{it-1} + \beta_2 y_{it} \quad (11)$$

生命周期假说认为不同来源的收入可以相互替代(彭小辉等,2013),方程(11)就等价于:

$$\begin{aligned} c_{it} = \beta_0 + \beta_1 c_{it-1} + \beta_2 y_{it} + \mu_{it} \\ = \beta_0 + \beta_1 c_{it-1} + \beta_2 \sum_{k=1}^4 y_{kit} \\ = \beta_0 + \beta_1 c_{it-1} + \beta_2 (y_{1it} + y_{2it} + y_{3it} + y_{4it}) \end{aligned} \quad (12)$$

其中, y_{kit} 表示农民 i 在第 t 期的第 k 项收入来源, 根据国家统计局公布的数据, 农村居民收入来源包括工资性收入、家庭经营性收入、财产性收入和转移性收入四大类, 所以有 $k=1, 2, 3, 4$ 。

行为生命周期假说理论认为不同来源的收入不能完全替代 (Shefrin & Thaler, 1988), 那么不同收入的消费倾向必然会不一致。因此, 需要将方程 (11) 进行修正, 可得:

$$\begin{cases} \delta_1 c_{it} = \beta_{01} + \beta_{11} c_{i,t-1} + \beta_{21} y_{1it} \\ \delta_2 c_{it} = \beta_{02} + \beta_{12} c_{i,t-1} + \beta_{22} y_{2it} \\ \delta_3 c_{it} = \beta_{03} + \beta_{13} c_{i,t-1} + \beta_{23} y_{3it} \\ \delta_4 c_{it} = \beta_{04} + \beta_{14} c_{i,t-1} + \beta_{24} y_{4it} \end{cases} \quad (13)$$

其中, δ_k 表示第 k 种收入来源的消费份额, $\delta_1 + \delta_2 + \delta_3 + \delta_4 = 1$ 。通常情况下, 方程 (13) 中的各公式只能加总之后才能进行估计, 于是有:

$$\begin{aligned} c_{it} &= \sum_{k=1}^4 \delta_k c_{it} = \sum_{k=1}^4 (\beta_{0k} + \beta_{1k} c_{i,t-1} + \beta_{2k} y_{kit}) \\ &= \eta_0 + \eta_1 c_{i,t-1} + \eta_2 y_{1it} + \eta_3 y_{2it} + \eta_4 y_{3it} + \eta_5 y_{4it} \end{aligned} \quad (14)$$

其中, $\eta_0 = \sum_{k=1}^4 \beta_{0k}$ 表示截距项; $\eta_1 = \sum_{k=1}^4 \beta_{1k}$ 表示农村居民的前期实际消费水平对当期实际消费水平的影响, 可以认为是农村居民的消费习惯形成对当前消费的影响大小, 即对农村居民消费棘轮效应程度的反映; η_2 、 η_3 、 η_4 和 η_5 是不同收入来源的边际消费倾向, 其结果反映农村居民当前的各项收入对当前消费的影响大小。

根据前面的理论模型, 我们设置动态面板数据实证分析模型:

$$\begin{aligned} c_{it} &= \eta_0 + \eta_1 c_{i,t-1} + \eta_2 y_{1it} + \eta_3 y_{2it} \\ &\quad + \eta_4 y_{3it} + \eta_5 y_{4it} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (15)$$

其中, i 和 t 分别表示地区和时间, c_{it} 表示第 i 个地区第 t 年的农村居民人均实际生活消费支出, $c_{i,t-1}$ 表示第 i 个地区第 $t-1$ 年的农村居民人均实际生活消费支出, y_{1it} 表示第 i 个地区第 t 年的农村居民人均实际工资性收入, y_{2it} 表示第 i 个地区第 t 年的农村居民人均实际家庭经营性收入, y_{3it} 表示第 i 个地区第 t 年的农村居民人均实际财产性收入, y_{4it} 表示第 i 个地区第 t 年的农村居民人均实际转移性收入; μ_{it} 是随机误差项。

(二) 计量方法与数据说明

对于实证分析模型 (15) 式的估计, 我们需要考虑两个问题: (1) 为了能更好地反映农村居民的消

费习惯形成, 我们在模型设定的过程中, 加入了被解释变量 (农村居民消费水平) 的滞后一期内生变量 ($c_{i,t-1}$), 因此, 该模型实际上就成了一个动态面板模型。(2) 因为被解释变量的滞后变量 ($c_{i,t-1}$) 与随机误差项 (μ_{it}) 相关, 此时如果采用最小二乘估计, 必然会导致有偏而且非一致的估计量。为了处理这些问题, 在计量分析中将使用广义矩方法 (GMM) 估计, 它包括差分广义矩方法 (DiffGMM) 和系统广义矩方法 (SYSGMM)。对于差分广义矩方法和系统广义矩方法的优劣性方面的详细介绍, 请参考 Arellano & Bond (1991)、Arellano & Bover (1995)、Blundell & Bond (1998), 在此不再详细说明。

本文所使用的数据均来自于国家统计局网站和《新中国六十年统计资料汇编》。由于国家统计局网站从 1993 年开始才公布各地区农村居民收入的详细来源数据, 再加上国家统计局从 2012 年底开始了城乡一体化住户调查, 农民各项收入 (特别是财产性收入和转移性收入) 的口径有所不同, 而 2014 年的数据在 2013 年的基础上发生了很大变化, 故本文实证分析的数据样本区间仅为 1993 年至 2013 年。另外, 实证分析所使用的 31 个省 (自治区、直辖市) 农村居民收入与消费实际值均以该地区 1985 年农村居民消费价格指数为基期进行折算, 但是折算过程中, 由于四个直辖市没有公布农村居民消费价格指数, 因此四个直辖市的农村居民实际消费水平和收入水平只能使用该地区的居民消费价格指数代替农村居民消费价格指数进行相应的折算而得到, 这一做法并不影响本文的分析。虽然重庆在 1997 年才正式成为直辖市, 但是《新中国六十年统计资料汇编》同样提供了直辖以前的相关数据, 所以本文将重庆样本与四川样本区别对待。

三、实证结果及分析

在经历了 1997—2000 年的农民收入增速连续四年逐年降低之后, 2000—2003 年的粮食又出现了逐年减产的情况, 其中 2003 年的粮食产量甚至还低于 1991 年的水平; 在此背景下, 2004 年起, 中央“一号文件”连续 13 年锁定“三农”。为了加大对“三农”的投入力度, 我国于 2004 年起逐步降低农业税 (并于 2006 年全面取消农业税), 实施工业反哺农业、城

表1 改革开放以来各时期农村居民收入与现金消费的年均实际增长情况(%)

	1985—2003	1985—2013	1993—2013	1993—2003	2004—2013
人均纯收入	4.17	5.94	7.45	5.78	9.30
人均现金消费支出	5.72	7.48	8.66	6.70	10.82
工资性收入	8.47	9.75	11.58	11.04	12.18
家庭经营性收入	2.99	3.94	4.84	3.92	5.85
财产性收入	10.12	10.90	9.95	7.74	12.39
转移性收入	0.97	7.34	11.23	3.77	19.44

市支持农村、扩大农民就业、调整农业结构、增加农业投入、加快科技进步、强化对农业支持保护、深化农村改革和坚持“多予、少取、放活”的方针等强农支农惠农政策。这一系列政策倾斜使2004年至2013年的农村居民收入实现了“十连增”，年均实际增速达到了9.30%(表1)。农村居民收入快速增长的同时，其消费会呈现怎样的变化？农村居民收入结构的逐渐变化，对消费水平又会形成什么样的影响？这些都是值得探讨的问题。为了探讨农村居民消费行为是否在2004年前后与收入一样发生结构性变化，我们分别就全样本(1993—2013年)、第一阶段(1993—2003年)和第二阶段(2004—2013年)进行实证检验。

实证过程中，我们分别用两步差分广义矩和两步系统广义矩方法对方程(15)进行了估计，估计结果如表2所示，可以看出三个模型的SYSGMM估计都明显优于DiffGMM估计。从三个模型的SYSGMM估计结果看，Sargan检验结果均表明三个模型的工具变量在整体上是有效的，联合显著性Wald检验结果均表明三个模型在总体上均是非常显著的，AR(1)检验结果和AR(2)检验结果均表明三个模型在差分变换后的残差仅仅存在一阶序列相关性。据此，我们可以断定原模型的随机误差项不存在序列相关性。因此，接下来我们将根据各模型的SYSGMM估计结果对农村居民消费行为进行详细分析。

从表2中模型一的SYSGMM估计结果来看，农村居民滞后一期消费的系数估计值是0.296，并且在1%的显著性水平上显著。由模型二与模型三的SYSGMM估计结果对比可知，农村居民滞后一期消费在第一阶段和第二阶段的系数均显著为正，并且第二阶段的系数基本上是第一阶段的两倍。农村居民工资性收入、家庭经营性收入和财产性收入

的系数估计值分别为0.554、0.467和1.609，并且均在1%的显著性水平上显著；而转移性收入的系数虽然同样为正，但其影响不显著。由模型二与模型三的SYSGMM估计结果对比可知，农村居民工资性收入和家庭经营性收入在第一阶段和第二阶段的系数均显著为正，其中工资性收入的系数由第一阶段的0.638下降到了第二阶段的0.602，家庭经营性收入的系数由第一阶段的0.410上升到了0.533；财产性收入的系数在第一阶段显著为正，但是在第二阶段为正、不显著，并且第二阶段的系数远远小于第一阶段；转移性收入的系数在两个阶段的表现均不显著，但是其影响效应由第一阶段的负向作用转变成了第二阶段的正向作用。上述实证结果表明：(1)农村居民的消费表现出了显著的习惯形成，消费存在着明显的棘轮效应，并且这一效应在2004年前后表现出了明显的差异，即农村居民当期消费对过去消费的依赖性在2004年以后有明显增强的趋势。(2)农村居民的消费水平变动在整体上呈现出对家庭经营性收入、工资性收入和财产性收入变动的过度敏感性，而转移性收入对消费的影响却并不显著；2004年后的农村居民消费对家庭经营性收入变动的过度敏感性明显比2004年之前要强，对工资性收入的过度敏感性比2004年之前略低，对财产性收入的过度敏感性却大幅度降低且不再显著；转移性收入对消费的影响虽然不显著，但是系数由第一阶段的抑制作用转向了第二阶段的正向促进作用。

另外，不少学者的研究结论表明：农村居民的转移性收入和财产性收入能显著推动农村居民消费水平的提升(Carriker et al, 1993; Whitaker & Effland, 2009; 彭小辉等, 2013; 温涛等, 2013)，因为财产性收入和转移性收入都具有暂时性、非传统收入的特征，虽然这两者在农村居民收入构成中只占了较小的比

例,但在农村居民的消费支出过程中却表现出了相对宽松的状态(温涛等,2013);再加上这些转移性收入大多属于一次性支付,而人们通常就会将一次性获得的小额收入划入现期收入账户(彭小辉等,2013),从而决定了财产性收入和转移性收入对农村居民而言都具有较高的消费倾向,因此对农民消费水平的提高起到了显著影响。表1的数据显示,虽然第二阶段的财产性收入和转移性收入的实际年均增速均明显大于同期农村居民纯收入、家庭经营性收入和工资性收入的年均实际增速,同时第二阶段的财产性收入和转移性收入的实际年均增速远远大于各自第一阶段的

年均实际增速。但是,我们的实证结果却并不支持关于“农村居民财产性收入和转移性收入在第二阶段显著推动了农村居民消费水平上升”的结论。

我们的初步解释为:(1)分阶段来看,第二阶段中的农村居民工资性收入、家庭经营性收入的年均实际增速分别为12.18%和5.85%,均明显大于第一阶段的10.04%和3.92%(表1)。再加上农村居民家庭经营性收入和工资性收入占农民纯收入的比重虽然有此消彼长的关系,但是作为农民收入的两种最主要来源,两者占农村居民纯收入的比重在1985年以来一直维持在87%以上(如图1所示),

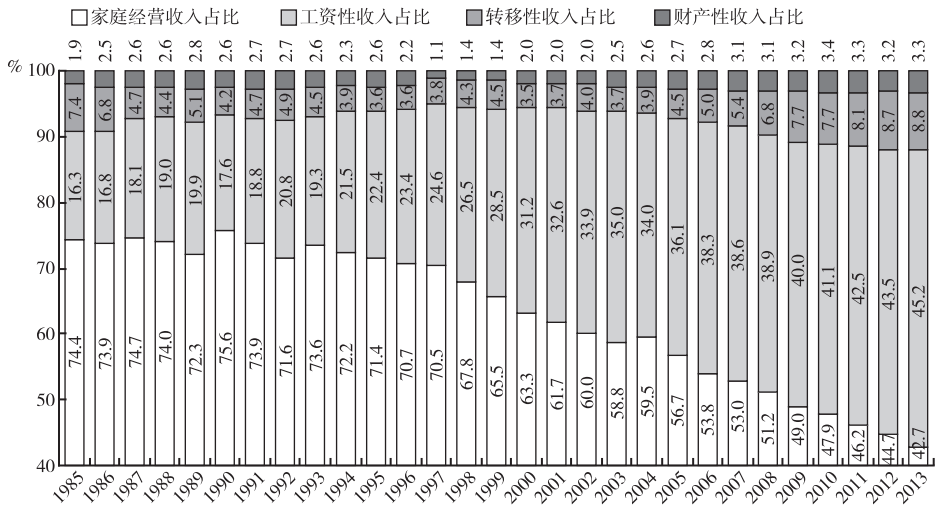


图1 1985—2013年我国农村居民收入结构变化趋势

表2 模型的GMM估计结果

	模型一:1993—2013		模型二:1993—2003		模型三:2004—2013	
	DiffGMM	SYSGMM	DiffGMM	SYSGMM	DiffGMM	SYSGMM
滞后一期消费	0.282*** (0.000)	0.296*** (0.000)	-0.066 (0.440)	0.139** (0.014)	0.059 (0.628)	0.267* (0.076)
工资性收入	0.525*** (0.000)	0.554*** (0.000)	0.744*** (0.000)	0.638*** (0.000)	0.696*** (0.000)	0.602*** (0.000)
家庭经营性收入	0.358*** (0.000)	0.467*** (0.000)	0.138 (0.512)	0.410*** (0.001)	0.446*** (0.000)	0.533*** (0.000)
财产性收入	1.610*** (0.000)	1.609*** (0.000)	3.499*** (0.000)	3.528*** (0.000)	0.400 (0.349)	0.141 (0.751)
转移性收入	0.512 (0.106)	0.132 (0.477)	-1.309 (0.181)	-0.882 (0.198)	0.875*** (0.002)	0.342 (0.241)
联合显著 Wald 检验	1545.43 (0.0000)	2010.94 (0.0000)	69.04 (0.0000)	535.70 (0.0000)	650.09 (0.0000)	2034.45 (0.0000)
Sargan 检验(P值)	0.0592	0.8160	0.0011	0.0435	0.0389	0.0747
AR(1)检验(P值)	0.0001	0.0000	0.0001	0.0000	0.4787	0.0861
AR(2)检验(P值)	0.7671	0.7997	0.3207	0.4872	0.0299	0.1156

注:本表的结果由Stata12.0计算而得,其中*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号里数字为P值。

表3 1993—2013年农村居民各项收入占比变化情况(%)

	工资性收入	家庭经营性收入	财产性收入	转移性收入	消费/收入
1993—2013	33.20	59.05	2.52	5.23	82.31
1993—2003	27.18	66.87	2.02	3.92	82.87
2004—2013	39.82	50.45	3.07	6.66	81.70

注:本表的结果由各指标名义值计算而得。

因此,这两种来源的收入对扩大农村居民消费自然有着举足轻重的作用。(2)从农村居民财产性收入的阶段性变化来看,第二阶段的增速高于第一阶段4.65个百分点。但是由于第一阶段的农村居民收入增速整体较低,甚至明显低于农村居民消费增速,而财产性收入的增速在这一阶段却仅次于工资性收入,且远远高于家庭经营性收入和转移性收入的增速,因此第一阶段的农村居民消费水平提升会更依赖于财产性收入这种暂时性、非传统收入。(3)从农村居民转移性收入的阶段变化特征来看,第二阶段的增速明显高于第一阶段,并且达到了第一阶段的5倍以上(表1);转移性收入占农村居民纯收入的比重在第二阶段达到了6.66%,第一阶段仅有3.92%(表3)。农村居民转移性收入的大幅度提升也直接说明了为什么转移性收入对消费的影响由第一阶段的抑制作用转向了第二阶段的正向促进作用,也间接地揭示出了与提高农村居民转移性收入相关的支农惠农政策在提高农村居民收入和消费水平方面不仅有所作为,而且大有作为。(4)从农村居民消费水平与收入水平的比值来看,第二阶段仅仅低于第一阶段1.17个百分点(表3),这说明不同阶段中的农村居民消费水平与收入水平几乎完全保持着相同的增长速率。由于第二阶段农村居民的工资性收入和家庭经营性收入水平保持着同步增长的态势,并且两者占农村居民人均纯收入的比重基本保持相对稳定的状态,这在一定程度上直接削弱了农村居民消费在第二阶段对财产性收入和转移性收入的依赖性。再加上这一阶段的财产性收入和转移性收入在不同农户家庭表现极不稳定,特别是财产性收入在不同农户群体当中存在极大差异且不稳定,而且农村居民的转移性收入和财产性收入所具备的暂时性、非传统收入和不可持续性等特征与农村居民工资性收入和家庭经营性收入稳步增长相比表现更突出,所以导致两者对消费的推动作用在第二阶段自然极为有限。(5)当然,我们的解释并不

意味着即使将来的农村居民财产性收入和转移性收入继续增长也不能有效促进农村居民消费水平的提升。相反,我们应该看到的是,2004年以来,随着国家一系列完善的强农惠农富农支农政策不断推出,农村居民转移性收入和财产性收入的潜在增长力度会得到充分的保障,两者增长的稳定性以及两者在农村居民人均纯收入中的比重都将会得到进一步提升,因此,两者在推动农村居民消费增长过程中的作用也必将进一步提高(王小华、温涛,2015)。

四、实证结果的进一步讨论

前面的研究表明,农村居民的消费表现出了显著的习惯形成,农村居民的消费变动对各项收入的依赖性明显各异,并且都在2004年前后表现出了明显的阶段性差异。对于以上研究结论,本文还将从三个方面进一步给出解释。

(一)农村改革的不确定性直接导致了农村居民收入增长不稳定

由于中国经济改革率先由农村发起,家庭联产承包责任制的确立打破了人民公社时期农村居民人均纯收入长期处于徘徊与停滞的状态,随着农村经济改革和发展,农村居民收入水平快速增长,1978—1984年的农村居民实际人均纯收入(农村居民收入实际值和实际增长率均以1978年农村居民消费价格指数进行折算,下同)的年均增速高达14.06%,学术界与实务界均认为以家庭联产承包制为起点的改革造就了举世瞩目的“超常规增长”(农牧渔业部经济政策研究中心经济增长问题课题组,1987;温涛等,2015;王小华、温涛,2016)。但是,在经历农村经济改革的快速成功之后,1984年10月党的十二届三中全会召开,发布了《中共中央关于经济体制改革的决定》,于是,中国经济体制改革至此由农村全面转向城市,而“立竿见影”的结果便是1985—2003年的农民收入增长出现剧烈波动,年均实际增速下降

到了 4.17%，这一年均增速还不及“超常规增长”阶段的 30%，比同期城镇居民低 2.28 个百分点。从图 2 可以看出，1985—2003 年的农村居民人均纯收入实际增速先后分别经历了增长缓慢阶段（年均增速只有 1.88%）、增长停滞阶段（年均增速只有 0.87%）、增长恢复阶段（年均增速为 7.90%）、增长持续下滑阶段（年均增速为 4.06%）和增长恢复阶段（年均增速为 4.48%）。直到 2004 年之后的农民收入增速才逐渐得以恢复，并在这一阶段成功实现了“十连增”，年均增速达到了 9.30%（表 1）。很明显，农民收入增速的剧烈变动和中国经济改革是密不可分的，因为改革过程中所产生的不确定性和不适应性直接影响到了农民收入增长的稳定性和收入结构变动的平稳性，据此进一步渗透到了农村居民的消费行为当中，再加上城乡居民收入差距长期处于高位运行状态、农村居民社会保障制度不健全、农业基础设施严重落后等诸多问题，使缺乏抵御风险能力的农民表现出更强烈的消费习惯。

（二）农村居民收入结构严重失衡

改革开放以来，随着农村改革的巨大成功和国家工业化、城镇化进程的全面推进，农村居民收入水平在整体上保持了较快的增长。同时，农村居民收入的来源也渐趋多元，除传统的家庭经营（不少农户主要以农业为主）收入外，工资性收入也逐渐成为农村居民收入中主要的来源之一。此外，从表 1 不难发现，农村居民的财产性收入和转移性收入在近年来成为农民收入增长的突破点。其中，2004—2013 年，农村居民财产性收入的年均实际增速达到了 12.39%，转移性收入的年均实际增速达到了 19.44%。但是，我们应该看到，当前农村居民收入结构仍然不合理，不同来源的收入增长波动存在较大差异，不同来源收入占农村居民人均纯收入的比重也极不平衡。根据图 1 中关于 1985—2013 年各项收入占人均纯收入比重的变化情况，发现：（1）农村居民家庭经营性收入比重在整体上呈现出快速下降的趋势，从 1985 年的 74.45% 下降到了 2013 年的 42.67%，不到 30 年的时间下降了近 28 个百分点。即便如此，农村居民家庭经营性收入在 1985—2012 年一直在农村居民收入来源中占居首要的地位。（2）工资性收入比重与家庭经营性收入的变化恰恰相反，一直保持着持续上升的趋势，同期由 16.27% 上升到了 45.23%，上升了近 29 个百分点。

在 2012 年及以前，工资性收入占比一直低于家庭经营性收入，这一现象直到 2013 年才最终发生了逆转。引起农村居民家庭经营性收入和工资性收入这种此消彼长巨变的主要原因在于城镇化的快速推进、农村劳动力大量外出务工以及农民工工资水平的逐步增长。（3）从农村居民的财产性收入和转移性收入的变化情况来看，两者所占农村居民人均纯收入比重一直处于一个很低的水平，直到 2010 年才突破 10%，因此可以说两者基本上只能算是农村居民收入的额外补充性来源。其中，财产性收入在不断波动过程中从 1985 年的 1.87% 下降到了 1997 年的最低值 1.13%，随后又一波三折地上升到 2013 年的 3.29%；转移性收入同样在不断波动过程中由 1985 年的 7.41% 下降到了 2000 年的最低值 3.50%，之后逐渐上升到了 2013 年的 8.82%。农村居民各项收入的剧烈波动和各项收入之间的严重失衡，直接导致了农村居民收入来源的高度不稳定，因此加剧了农民消费的不确定性，进一步直接影响农村居民消费水平的提高，最终制约了内需的扩大和经济发展方式的转变。

（三）城乡居民转移性收入差距和财产性收入差距过大

城乡居民之间福利的巨大差距也直接影响了农民消费水平的提升，在此，我们仅以城乡居民的转移性收入为例对其进行粗略说明。虽然 1985 年的城乡居民人均转移性收入分别只有 114.10 元和 29.47 元，其差距的绝对值也只有 84.63 元，但是两者之比为 3.87，这一比值不仅远高于城乡居民收入比，而且在之后的二十年中持续向上攀升，于 2003 年上升为最大值 21.81，从 2004 年才开始呈现出快速下降的趋势，但是在 2013 年仍高达 8.94（图 3）。从 2013 年的城乡居民人均转移性收入来看，城镇居民为 7014.74 元，占其可支配收入的 26.02%；同时，农村居民只有 783.52 元，不到城镇居民人均转移性收入的 12%，仅占农村居民人均纯收入的 8.81%，以致当年仅由于转移性收入差距因素就使城乡居民收入差距扩大了 6226 元，占该年城乡居民收入绝对差距的 34.48%（王小华、温涛，2015）。目前对城乡居民的财产以及财产性收入状况尚无准确的统计，因此无法进行准确的对比。囿于数据的可获得性，我们只能简单地从城乡居民人均年末储蓄存款余额和农村居民财产性收入差距分别进行对

比。《中国金融年鉴 2014》数据显示,1985 年的城乡居民人均储蓄存款分别为 421.54 元和 69.94 元,二者之比为 6.03,其绝对差距为 351.60 元;虽然 2013 年的城乡居民人均储蓄存款分别增长到了 47370.51 元和 16084.48 元,但是其绝对差距扩大到了 31286.03 元。据国家统计局网站公布的数据计算可知,1985 年以来,与城乡居民转移性收入差距相比,城乡居民财产性收入比的波动幅度其实并不大,由 1985 年的 0.50 逐渐上升到了 1997 年的 5.27,之后逐渐降低并保持相对平稳的态势(如图 3 所示)。虽然城乡居民财产性收入比明显小于城乡

居民转移性收入比,但财产性收入差距同样不可忽视,因为一旦考虑了城镇居民的隐性财产收入,这一差距必将更大(王小华、温涛,2015),更何况城镇居民所享受的金融服务质量和数量都远远高于农村居民。此外,随着城镇化的快速推进,城市土地已被完全激活,并在一定程度上实现了财产化,直接推动了城镇居民财产性收入的快速增长;相反,农村地区产权权属不清、土地流转不顺、土地制度不合理等问题仍未彻底解决,导致农村居民的住房和房产等不动产无法财产化,严重地制约了农村居民财产性收入增长。

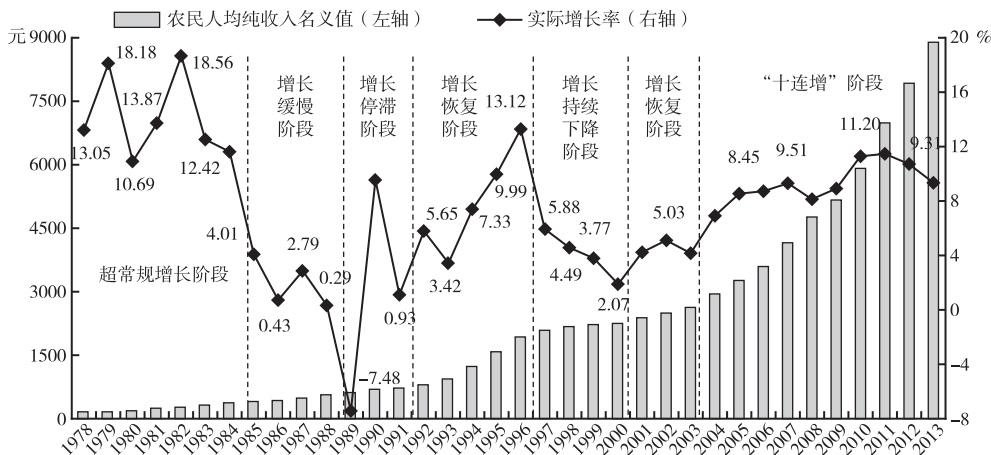


图2 1978—2013年中国农村居民人均纯收入名义值和实际增长率

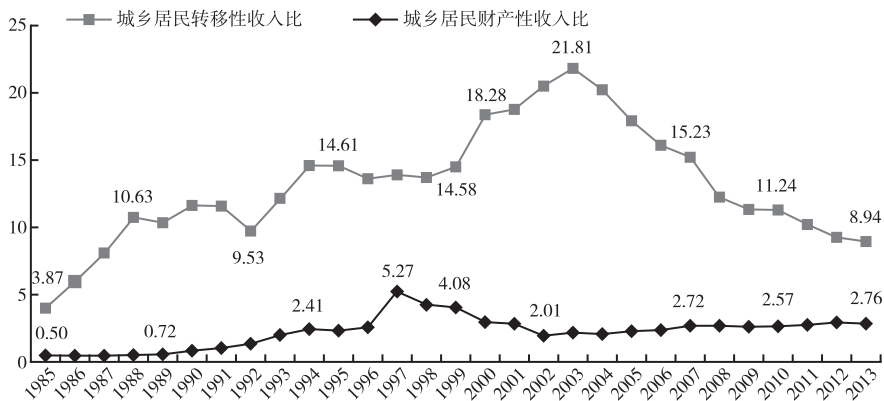


图3 1985—2013年中国城镇与农村居民结构性收入比值变化情况(名义值)

五、结论与启示

我国农村居民收入在 1978—1984 年实现“超常规增长”之后,在 2004—2013 年又成功实现了连续 10 年快速增长。与此同时,农村居民收入结构也发生了很大变化,不再是过去那种家庭经营性收入“一

枝独大”的局面,而是家庭经营性收入和工资性收入“齐头并进”地主导农村居民收入总量的不断提升。虽然如此,农村居民消费水平低下的困境却迟迟未能摆脱。基于此,本文利用 1993—2013 年中国 31 个省(自治区、直辖市)的数据,将农村居民的消费习惯形成、不同来源收入的非均衡增长与农村居民消

费相结合,运用广义矩估计方法对其进行了实证分析。结果表明:农村居民的消费不但表现出了显著的习惯形成,还存在着明显的棘轮效应,并且这一效应在2004年前后表现出了明显的差异,农村居民当期消费对过去消费的依赖性在2004年以后有明显增强的趋势。总体来看,农村居民消费变动对其工资性收入、家庭经营性收入和财产性收入变动表现为过度敏感性,转移性收入对农村居民消费的影响却并不显著;分阶段来看,2004年后的农村居民消费对家庭经营性收入变动的过度敏感性明显比2004年之前更强,对工资性收入的过度敏感性比2004年之前略有降低,对财产性收入的过度敏感性却大幅度降低且不再显著,转移性收入对农村居民消费的影响同样不显著。

上述分析表明,目前中国持续较高的城乡居民收入差距和严重失衡的农村居民收入结构,使农村居民持续稳定增收比城镇居民面临更大的不确定性,致使农村居民消费存在明显的棘轮效应且消费始终处于一个较低的水平。基于这一现实条件,若要提高农村居民的消费水平且减少消费的习惯性依赖,最首要的任务是确保农村居民收入持续、快速、稳定增长和收入结构持续优化,这不仅需要国家进一步深化经济社会体制改革,进而创造更有利于市场竞争的宏观政策环境,并承担更多的社会管理和基本公共服务职能,据此陆续出台重大政策和改革措施,如全面落实供给侧结构性改革,建立农民增收长效机制;而且需要在保护家庭经营性收入等传统收入稳定增长的情况下,高度重视非农就业对提高农村居民收入水平的重要作用;确保2004年以来农村居民财产性收入和转移性收入的高速增长惯性,使其成为农村居民不断提高生活水平、分享经济发展成果的重要抓手。既要做到加快形成政策组合拳,支持农民创业就业发展,实现农村居民劳动性收入可持续增长,更要注重农民财产权益保护和实现城乡基本公共服务均等化,实现农村居民财产和转移性收入可持续增长。具体地,要加快建立健全城乡统一的就业制度和政策,推动城乡融合发展;加快推进有利于农民工市民化的户籍制度改革,促进其公平发展;以新型城镇化培育就业机会,创造良好的非农就业环境;加快培育新型农业经营主体,释放农村人力资本红利;依托大众创业万众创新的新形势,创造农村居民增收机会;通过制度创新激活农村土

地价值,通过政策引导农村土地要素优化配置,通过实践指导提高农村土地流转效率;建立城乡一体化的社会保障制度;改革种粮补贴制度,真正做到“谁种粮、谁受益”;实现城乡公共资源配置一体化,建设好农村和城乡结合部的消费市场,促进城市消费市场向农村延伸。

参考文献:

- 崔海燕 杭斌,2014:《收入差距、习惯形成与城镇居民消费行为》,《管理工程学报》第3期。
- 崔海燕 范纪珍,2011:《内部和外部习惯形成与中国农村居民消费行为——基于省级动态面板数据的实证分析》,《中国农村经济》第7期。
- 杭斌,2009:《习惯形成下的农户缓冲储备行为》,《经济研究》第1期。
- 杭斌 郭香俊,2009:《基于习惯形成的预防性储蓄——中国城镇居民消费行为的实证分析》,《统计研究》第3期。
- 杭斌 闫新华,2013:《经济快速增长时期的居民消费行为——基于习惯形成的实证分析》,《经济学(季刊)》第4期。
- 杭斌,2010:《城镇居民的平均消费倾向为何持续下降——基于消费习惯形成的实证分析》,《数量经济技术经济研究》第6期。
- 雷钦礼,2009:《财富积累、习惯、偏好改变、不确定性与家庭消费决策》,《经济学(季刊)》第3期。
- 龙志和 王晓辉 孙艳,2002:《中国城镇居民消费习惯形成实证分析》,《经济科学》第6期。
- 贾男 张亮亮,2011:《城镇居民消费的“习惯形成”效应》,《统计研究》第8期。
- 贾男 张亮亮 甘犁,2012:《不确定性下农村家庭食品消费的“习惯形成”检验》,《经济学(季刊)》第1期。
- 王小华 温涛,2015:《城乡居民消费行为及结构演化的差异研究》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 王小华 温涛,2016:《农民收入“超常规增长”的理论依据、积累效果与政策启示》,《西南大学学报(社会科学版)》第1期。
- 农牧渔业部经济政策研究中心经济增长问题课题组,1987:《常规增长,抑或发展迟滞——对农村经济发展的现实判断》,《经济研究》第9期。
- 彭小辉 史清华 朱喜,2013:《不同收入的消费倾向一致吗?——基于全国农村固定观察点调查数据的分析》,《中国农村经济》第1期。
- 温涛 田纪华 王小华,2013:《农民收入结构对消费结构的总体影响与区域差异研究》,《中国软科学》第3期。
- 温涛等,2015:《新形势下农户参与合作经济组织的行为特征、利益机制及决策效果》,《管理世界》第7期。

- 张秋惠 刘金星, 2010:《中国农村居民收入结构对其消费支出行为的影响——基于1997—2007年的面板数据分析》,《中国农村经济》第4期。
- Alessie, R. & A. Lusardi (1997), “Saving and income smoothing: Evidence from panel data”, *European Economic Review* 41(7):1251—1279.
- Angelini, V. (2009), “Consumption and habit formation when time horizon is finite”, *Economics Letters* 103(2):113—116.
- Alonso-Carrera, J. et al (2004), “Consumption externalities, habit formation and equilibrium efficiency”, *Scandinavian Journal of Economics* 106(2):231—251.
- Arellano, M. & S. Bond(1991), “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”, *Review of Economic Studies* 58(2):277—297.
- Arellano, M. & O. Bover(1995), “Another look at the instrumental variable estimation of error-components models”, *Journal of Econometrics* 68(1):29—51.
- Blundell, R. & S. Bond(1998), “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models”, *Journal of Econometrics* 87(1):115—143.
- Carriker, G. L. et al(1993), “Propensity to consume farm family disposable income from separate sources”, *American Journal of Agricultural Economics* 75(3):739—744.
- Chetty, R. & A. Szeidl (2016). “Consumption commitments and habit formation”, *Econometrica* 84(2):855—890.
- Chapman, D. A. (1998), “Habit formation and aggregate consumption”, *Econometrica* 66(5):1223—1230.
- Constantinides, G. M. (1990), “Habit formation: A resolution of the equity premium puzzle”, *Journal of Political Economy* 98(3):519—543.
- Deaton, A. (1992), “Saving and income smoothing in Cote d’Ivoire”, *Journal of African Economies* 1(1):1—24.
- Duesenberry, J. S. (1949), *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior*, Harvard University Press.
- Dynan, K. E. (2000), “Habit formation in consumer preferences: Evidence from panel data”, *American Economic Review* 90(3):391—406.
- Fuhrer, J. C. (2000), “Habit formation in consumption and its implications for monetary-policy models”, *American Economic Review* 90(3):367—390.
- Guariglia, A. & M. Rossi(2002), “Consumption, habit formation, and precautionary saving: Evidence from the British Household Panel Survey”, *Oxford Economic Papers* 54(1):1—19.
- Heien, D. & C. Durham(1991), “A test of the habit formation hypothesis using household data”, *Review of Economics and Statistics* 73(2):189—199.
- Kueng, L. & E. Yakovlev(2014), “How persistent are consumption habits? Micro-evidence from Russia’s alcohol market”, NBER Working Paper, No. w20298.
- Lally, P. et al(2010), “How are habits formed: Modelling habit formation in the real world”, *European Journal of Social Psychology* 40(6):998—1009.
- Lally, P. & B. Gardner(2013), “Promoting habit formation”, *Health Psychology Review* 7(S1):137—158.
- Lin, J. Y. (1992), “Rural reforms and agricultural growth in China”, *American Economic Review* 82(1):34—51.
- Naik, N. Y. & M. J. Moore(1996), “Habit formation and intertemporal substitution in individual food consumption”, *Review of Economics and Statistics* 78(2):321—328.
- Seckin, A. (1999), *Essays on Consumption with Habits Formation*, Ph. D. Dissertation, Carleton University, Ottawa, Canada.
- Whitaker, J. B. & A. Effland(2009), “Income stabilization through government payments: How is farm household consumption affected?”, *Agricultural & Resource Economics Review* 38(1):36—48.

(责任编辑:何伟)