

我国农村消费行为变迁及城乡联动机制研究^{*}

周 建 杨秀祯

内容提要:本文选取 1981—2006 年农村消费支出结构数据为研究对象,构建了具有城镇“示范性”影响效应的农民消费行为理论模型。在此基础上,通过基于均值漂移的 Gibbs 抽样对所有变量进行结构突变诊断及实证检验,发现了农村消费行为中存在着显著的城乡联动机制及其重要影响因素。主要研究结论表明:诊断出的结构突变表明存在城镇对农村消费行为显著的“示范性”影响作用;农村消费行为中的预防性储蓄动机效应和攀附效应可以通过城乡联动机制表现出来;七类消费支出中的重要结构突变大小体现出城镇对农村的影响力度及其方向。建立起长久而有效的城镇“示范性”效应机制是有效启动农村消费的重要途径和措施。

关键词:农村消费 “示范性”效应 Gibbs 抽样 城乡联动

一、引言及文献回顾

从文献上来看,目前关于我国农民的消费行为分析产生了大量的研究成果。在研究消费倾向方面,例如,刘建国(1999)、钟永建(2007)等人从理论上分析了农民消费倾向偏低的情况,并对我国实际情况作出实证分析,得出结论是我国农民消费倾向低于城镇居民,并进一步分析了其原因。谢予远(2007)等用状态空间模型分析农村边际消费倾向与平均消费倾向的演变路径,并通过图形分析了农村与城镇消费行为之间的互动关系。在研究预防性储蓄动机方面,例如,杭斌(2005)等在自适应预期和持久收入假说的框架下发现,1997 年之后,我国农村的长期消费行为发生了重要改变,农民增加的持久收入中有更大的比重变成了储蓄。周建(2005)通过超敏感变参数分析表明,我国农民消费中存在着明显的“预防性储蓄”动机。朱信凯(2005)、庄贵军(2001)也都从流动性约束角度对我国农民消费行为进行了探讨。陈娟(2008)从收入水平的高低通过分位数方法对农民的消费影响因素进行了分析。

上述已有研究显著不足之处在于都是孤立地以农村市场作为研究对象,这很难准确、深入地描述我国农民的消费行为。这是因为改革开放以来农民的消费不仅取决于其自身的特征变量,同时更会受到城镇消费行为的示范性影响,农村消费市场已经不是一个孤立的市場,最直接的证据便是近二十余年来大量的农民工问题。改革开放之前,由于我国多年二元结构形成的城乡、工农业产品市场和要素市场的隔离,城乡的消费结构存在着较大的差异,它们之间没有过多的相互影响关系。但是改革开放以来,特别是 20 世纪 90 年代社会主义市场经济体制建立以来,随着农民增收愿望强烈,加上政府对待农村劳动力转移政策的逐步放宽,亿万农村劳动力开始向非农产业转移:1992—1998 年,平均每年转移 468 万人左右。1998 年以后,伴随农业和农村经济结构战略性调整步伐的加快,农村劳动力外出就业人数又开始大幅增加,1998—2004 年年均转移 380 万人,年均增长 4%。

^{*} 周建,上海财经大学经济学院,邮政编码:200433,电子信箱:zhoujqh@yahoo.com.cn;杨秀祯,中国建设银行信用卡中心,邮政编码:200021,电子信箱:xzh.yang@yahoo.com.cn。本文是周建主持的国家自然科学基金(70801040)、教育部人文社科规划项目(05JC790104)、上海市社科基金(2008BIB001)和上海财经大学“211 工程”三期重点学科建设项目资助阶段性成果。作者十分感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负,同时也感谢与陈娟等的交流工作。

2001年至2004年间,农村外出劳动力以每年500万左右的速度增长,2005年以来增长更加迅猛。

农民工的增加将会对农村消费产生重要的影响:(1)农民收入结构发生转型,工资性收入增加明显。(2)农民消费观念发生显著性变化。外出务工农民长期在城镇打工,一年中绝大多数时间都在城镇里工作,虽然他们的合法身份依然是农民,但是从事行为来看已经成为城镇中的一员,因此他们的消费习惯必然会受到城镇消费习惯的影响。一方面,农民工的文化素质普遍不高,文化素质的低下会对城镇较高生活水平产生较为强烈的羡慕感,从而产生攀比性效应并进行不切实际的超前消费。另一方面,由于住房、教育、医疗等制度改革在城镇居民中所产生的“预防性储蓄动机”效应对于未来收入和支出不确定的农民工来讲更会产生较大的“警示”性作用。

所以,考察农村的消费行为特征,除了分析其自身的演变轨迹之外,更为重要的是还要从城镇对农村的示范性影响角度或者城乡联动机制进行系统研究,所得结论对于统筹城乡协调发展、解决三农问题、逐渐消除我国城乡二元经济结构,促进和保障我国经济又好又快发展具有重要的现实意义。本文数据来源取自历年《中国统计年鉴》和中经网数据库等,样本区间为1981—2006年,所用软件为Winbugs软件和计量经济学软件Eviews5.0和SAS8.2。

二、改革以来农村消费行为特征及其变迁

(一)农村消费行为阶段性特征及其变迁分析

我们利用SAS软件对农村消费结构数据进行聚类分析,结果被分成四类:1981—1984年为第一类,1985—1992年为第二类,1993—1999年为第三类,2000—2006年为第四类。

1. 1981—1984年

改革开放前,农民的收入水平非常低,不得不把大部分收入用于生活必需品的消费。城乡二元经济结构显著存在所导致的市场分割,使农民除了家庭经营性收入和财政性转移支付收入外,没有其它的额外增收渠道,比较稳定的经济环境又使农民面临的风险很小,因而预防性储蓄动机也很弱。1981—1984年农村逐步实施家庭联产承包责任制,摆脱了集体经济的困境,经济制度变迁所释放出来的巨大能量使农业生产得到了巨大的改进,农民的人均年收入大幅度提高,消费水平及其消费结构迅速提高和改变,储蓄额也不断增加。

2. 1985—1992年

1985年到80年代末90年代初,乡镇企业异军突起,农民从农业转移到工业,其收入大幅提高,截止到1990年,农民的人均年收入比1978年提高211.2%,消费提高了129.3%,食品消费支出比重从60%左右下降到50.13%,洗衣机、电视机(彩电)、冰箱等耐用品的百户拥有量从几乎为0上升到1990年的9.12、44.44(4.72)、1.22。大量农民和家庭剩余劳动力转移到工业赚取工资性收入,农民新的生活方式开始显现,这也为1992年之后农民工大量涌入城市做好了准备。

3. 1993—1999年

1993年继邓小平“南巡讲话”后,随着城乡二元经济结构逐渐转变,大批农民工进入城镇务工。在一定的技术水平条件下,连续多年的精耕细作,已使农地的边际报酬递减,经营土地远远低于从事非农产业收入,导致部分农村精壮劳力弃农务工经商以获取工资性收入,这部分收入占农村居民纯收入的比重越来越大且增长较快。农民拥有的各种资产存量迅速扩大,由于收入路径的变化,农民开始利用储蓄来平滑其在各期的消费。由于城乡居民间收入差距不断拉大,这对刚刚从低收入中走出来的农民而言,会使其消费水平、层次及其消费观念显著地受到城镇的“示范性”影响。

4. 2000—2006年

篇幅所限,未将聚类图画出。同样的原因,后文对原稿内容也进行了一定程度的压缩。

2000年以来,“三农”问题受到党中央前所未有的重视,2003年正式将其引入政府工作报告,并随之迅速成为中国政府需要解决的头号问题,各项惠农、利农政策也随之而来。2005年,国务院常务会议提出,要逐步全部免除农村义务教育费用,2006年全面取消农业税。所有惠农、利农政策的实施,加大了农民生产的积极性,提高了农民经营性收入,也保证了农民收入的稳定性。外出务工人员的生存问题、拖欠农民工工资问题、子女教育问题,政府也及时地给予了解决。各种有利因素促使农民的消费观念进一步受到城镇消费行为的影响,他们开始追求消费产品的多样化。因此,这一阶段是农村与城镇联系最为紧密的阶段。

(二)城乡居民消费结构变动度及其贡献率的对比分析

消费结构变动度是用来考察平均每年消费结构的变动程度,主要反映消费支出结构变动速度的快慢。一般用期末各类消费支出比重减去期初同类消费比重,将相减之差的绝对值相加获得一定时期的结构变动值,将结构变动值除以考察期的年数即为年均结构变动度。同时将各类消费支出比重的变动值绝对值之和除以考察期内总的结构变动值得到各项消费支出对结构变动度的贡献率。利用聚类结果,为了深入研究城乡居民消费之间的“示范性”效应和联动机制,本文分析同时期农村和城镇居民的消费结构变动度,如表1、表2所示。

表1 农村居民消费结构变动度

时间	结构变动度 (%)	农村居民各项消费支出对消费结构变动度的贡献率						
		食品	衣着	居住	家庭设备	医疗保健	交通通讯	文教娱乐
1981—1984	2.6675	6.23 %	18.80 %	10.27 %	27.76 %	3.48 %	8.86 %	24.6 %
		—,(6)	—,(3)	+, (4)	+, (1)	—,(7)	+, (5)	—,(2)
1985—1992	1.1381	2.80 %	21.73 %	25.46 %	5.08 %	13.68 %	1.09 %	30.16 %
		—,(6)	—,(3)	—,(2)	+, (5)	+, (4)	+, (7)	+, (1)
1993—1999	2.1270	36.95 %	9.11 %	5.89 %	3.94 %	6.10 %	17.30 %	20.71 %
		—,(1)	+, (4)	+, (6)	—,(7)	+, (5)	+, (3)	+, (2)
2000—2006	2.1314	47.05 %	1.29 %	10.45 %	0.31 %	12.22 %	20.05 %	8.63 %
		—,(1)	—,(6)	+, (4)	—,(7)	+, (3)	+, (2)	+, (5)

注:“+”、“—”为各项消费支出从期初到期末的变动方向,括号中数据为每一个阶段各项消费支出对结构变动度贡献率的排序。

表2 城镇居民对应阶段消费结构变动度

时间	结构变动度 (%)	城镇居民各项消费支出对消费结构变动度的贡献率						
		食品	衣着	居住	家庭设备	医疗保健	交通通讯	文教娱乐
1981—1984	0.3995	44.93 %	18.83 %	5.36 %	6.44 %	0.48 %	1.55 %	22.41 %
		+, (1)	+, (3)	+, (5)	—,(4)	+, (7)	+, (6)	—,(2)
1985—1992	1.0325	24.27 %	7.28 %	14.27 %	20.13 %	3.25 %	5.19 %	25.61 %
		+, (2)	—,(5)	+, (4)	—,(3)	+, (7)	+, (6)	—,(1)
1993—1999	0.8094	34.06 %	11.93 %	14.44 %	10.02 %	7.16 %	10.82 %	11.57 %
		—,(1)	—,(3)	+, (2)	—,(6)	+, (7)	+, (5)	+, (4)
2000—2006	0.5946	25.04 %	6.11 %	13.65 %	10.51 %	9.15 %	22.18 %	13.36 %
		—,(1)	+, (7)	+, (3)	—,(5)	+, (6)	+, (2)	+, (4)

对比城乡消费结构变动度及其贡献率可以发现：(1) 城乡消费结构变动度最接近的是 1985—1992 年，农村变动度为 1.1381%，城镇为 1.0325%。其它三个阶段存在着较大差异，农村结构变动度都大于 2%，而城镇则都远低于 1%，这反映 1981 年以来，总体上农村消费结构的变动程度大于城镇，即城镇的消费结构相对更加稳定，而农村的消费行为则发生了较大的变迁。这说明在以城镇消费及其支出结构为参照系的情况下，可能存在着对农村消费行为的“示范性”效应。(2) 20 世纪 90 年代以来农村居民食品支出比重连续下降（即变动方向连续为“-”），而交通通讯支出比重则连续增加（即变动方向连续为“+”），这反映出农村居民各项消费支出结构有了较大的变化，生活水平有了较大提高。

从贡献率来看，食品、交通通讯比重的变化对消费支出结构变动一直起着决定性的影响作用（贡献率之和占到 50% 以上），其贡献率都在 10% 以上：1993—1999 年，食品和交通通讯分别为 36.95%、17.30%；2000—2006 年，分别为 47.05%、20.05%。同时期相比较，城镇居民食品支出比例也连续下降而交通通讯比重也连续增加，并且二者比重的变化对其自身消费结构变动度也起着重要的影响作用（贡献率之和约 45% 左右）：1993—1999 年，食品和交通通讯分别为 34.06%、10.82%；2000—2006 年，分别为 25.04%、22.18%。同时期属于发展型和享受型消费的城乡居住、医疗保健、文教娱乐支出比重变动方向都是在增加且三者贡献率之和十分接近（1993—1999 年，农村贡献率之和为 32.7%，城镇为 33.17%；2000—2006 年，农村贡献率之和为 31.3%，城镇为 36.16%），这进一步说明 20 世纪 90 年代随着城乡分割被逐渐打破以来，可能在城乡消费行为中存在着一定的联动机制和效应（后文将进行详细的理论分析和实证检验）。在城镇对农村消费“示范性”影响下，农民消费呈现出新阶段的特征：(1) 食品、衣着等基本生活消费在家庭总支出份额下降；(2) 居住支出有所波动，农民建房从注重数量扩张向注重质量提高转变；(3) 文教娱乐、交通通讯、医疗保健等方面具有较高层次需求趋向，其比重不断上升。农民整体生活从保证温饱条件下的着重改善住房条件、购买一般生活用品和扩大较低层次的消费，逐步转向购买新型家电、交通通讯和装饰住宅上。

三、具有城镇“示范性”影响效应的农村消费理论模型

Duesenberry (1949) 认为消费者的消费支出不仅受其自身收入的影响，而且也受周围人的消费及收入与消费相互关系的影响，将这种消费的特征称其为“示范性”。Duesenberry 也是最早把习惯因素引入消费函数的，他认为消费习惯一旦形成是难以很快改变的，因此消费不仅取决于当前收入，还会受过去消费影响，即消费的“不可逆性”。于是，收入下降时，消费不会立即随之减少，收入提高时，消费也不会马上随之增加，即消费不会随收入的变化而发生结构突变。Carroll、Overland 和 Weil (2000) 指出“示范性”习惯形成是一种特殊的效用理论，“示范性”习惯之所以重要，是因为它会影响到预防性动机和攀比性消费等行为。

近二十余年来随着我国农民工的大量出现及城乡二元结构的逐渐缓解及破除以及电视、广播、手机、网络等信息工具的普及，我国农村居民消费习惯发生巨大的变化，他们的消费不仅与自己的收入和过去消费水平有关，而且在开放环境下还可能会显著地受到城镇的影响。在受到 Duesenberry 理论和 Carroll 习惯形成等思想启发下，通过借鉴陈娟等 (2008) 理论分析框架，本文将从我国农村消费行为的特征事实出发，通过合理的理论假设，建立我国具有城镇“示范性”效应的农村消费理论模型，进一步深入分析城乡联动机制及其途径选择，并通过实证检验来加以验证。

(一) 消费者

代表性农民可以通过生产种植或养殖的成果换取经营性收入，外出打工换取工资性收入，出租土地或者房屋获得资产的利息收入，通过购买产品和直接使用自己生产的产品进行消费，以及通过累积额外资产来进行储蓄。其效用函数为：

$$u = u(c_r, y_r, \dots)$$

其中, c_r 代表农民人均消费; y_r 代表农民人均总收入等于各种劳动收入与金融或利息收入 r , a 之和; $\frac{c_u y_r}{y_u}$ (c_u 、 y_u 、 y_r 分别表示城镇居民人均消费、人均总收入以及农民人均总收入) 反映按照城镇的收入和消费水平所决定的平均消费倾向基准下, 农民在其“示范性”影响下所应该达到的消费水平, 用 $\frac{c_u y_r}{y_u} - c_r$ 表示城镇居民对农民消费的“示范性”影响差额。

本文将消费、收入以及城镇对农村居民消费的“示范性”影响变量引进效用函数具有重要实际意义。消费会直接给人带来效用毋庸置疑, 本文同时将收入引入效用函数, 主要是从不确定性和资本两方面对效用产生影响来考虑的: 一方面收入水平越高的消费者对未来不确定性的担心越小, 降低不确定性会带来效用的增加, 这是一种间接增加效用的表现形式。对于我国农村居民来讲, 即使在同样的消费水平下, 如果他们的收入增加或者收入增长速度明显加快, 会使他们大大降低不确定性甚至不安全性的程度, 进而在精神上感到轻松愉快并对未来充满希望, 从而导致他们的满足程度或者效用增加; 另一方面, 收入的增加使资本不断积累, 资本存量(或财富)是个人社会地位和成功与否的重要衡量标志, 它能给人以强烈的自我肯定感和社会优越感, 从而收入的增加也会间接强化个人的幸福感受。龚六堂等(2005)将消费者的效用函数定义为消费、财富和其它变量的函数(本文农民的财富可以理解为其资本存量), 他们指出:“在古典的增长模型中, 人们积累财富的动力常常被认为是提高消费水平, 消费者选择消费水平来极大化他的贴现效用, 此时, 消费者的效用函数定义在消费水平上。但是, 从 Weber(1958)开始, 意识到上面提到的人们积累财富的动力是重要的, 但是这种动力显然不是惟一的。因为人首先是一个社会人, 他积累财富可以为他带来社会地位、权利和荣誉等等, 这种社会地位、权利和荣誉也可以为消费者带来效用。因此, 要把消费者的财富水平引入消费者的效用函数。这个工作最早由 Kurz(1968)完成, 他利用这种效用函数讨论了消费水平与资本存量的积累问题。”吴晓明、吴栋等(2007)也将效用函数表示为消费和资本的函数关系。由于收入的增加能够降低不确定性并使资本不断积累, 因此本文也将收入作为其效用的重要解释变量。将农村居民消费的“示范性”影响变量引入效用函数, 这是因为农民的消费行为很大程度上受到城镇消费行为的影响, 这些影响不仅会使农民消费支出总额及其支出结构发生变化, 而且还会导致农民消费习惯的改变, 这些变化都会影响到农民的效用。

(二) 生产者

依据新古典生产函数有 $y_r = f(k)$, $f'(k) > 0$, $f''(k) < 0$ 。为简化分析(当然不防碍一般性条件), 假设农民生产的产品处于完全竞争市场, 由于在完全竞争市场中, 生产者的最大化利润为零, r 为利率, δ 为折旧率(均为外生变量), 因此:

$$f(k) = \delta k + rk = y_r \quad (1)$$

Carroll 等(2000)研究结论表明“示范性”习惯形成对于预防性动机或攀比性消费具有重要的影响作用。当期产出或收入中除了进行正常的消费、资本折旧外, 往往还要“预留”一部分以处理由于预防性动机或攀比性消费所产生的不确定支出, 收入中扣除以上组成部分后再用于新的资本形成等。因此在假定储蓄扣除预留部分(相当于“预防性储蓄”)之后全部转化为资本, 则新增资本为:

$$\dot{k} = f(k) - \delta k - c_r - \dots \quad (2)$$

在(2)下, 则农民的最优选择问题:

$$\max_0^T \int_0^T u(c_r, y_r, \dots) e^{-\rho t} dt \quad (3)$$

定义汉密尔顿函数为:

$$H = u(c_r, y_r,) e^{-t} + [y_r - k + c_r -] \quad (4)$$

表示收入现值的影子价格,则(3)式所代表的选择最优化的一阶必要条件为:

$$\begin{aligned} \frac{\partial H}{\partial c_r} = 0 &\Rightarrow u_{c_r} e^{-t} - (t) = 0 \Rightarrow (t) = u_{c_r} e^{-t}; \\ \frac{\partial H}{\partial y_r} = 0 &\Rightarrow u_{y_r} e^{-t} + (t) = 0 \Rightarrow (t) = - u_{y_r} e^{-t}; \\ \frac{\partial H}{\partial } = 0 &\Rightarrow u e^{-t} - (t) = 0 \Rightarrow (t) = - u e^{-t} \end{aligned} \quad (5)$$

欧拉方程为:

$$\dot{c}_r = - \partial H / \partial k = (- r) \quad (6)$$

将(5)式两边对 t 求导,得:

$$\partial / \partial t = (u_{c_r c_r} \dot{c}_r + u_{c_r y_r} \dot{y}_r + u_{c_r} \dot{ }) e^{-t} - u_{c_r} e^{-t} \quad (7)$$

将(5)式和(7)式代入(6)式,整理可得:

$$\dot{c}_r = - \frac{u_{c_r y_r}}{u_{c_r c_r}} \dot{y}_r - \frac{u_{c_r}}{u_{c_r c_r}} \dot{ } + \frac{u_{c_r}}{u_{c_r c_r}} (+ -) \quad (8)$$

由(5)式可得:

$$u_{c_r} (c(y_r, ,), y_r,) = \frac{1}{e^{-t}} \Rightarrow \begin{cases} c_{y_r} = - \frac{u_{c_r y_r}}{u_{c_r c_r}} \\ c = - \frac{u_{c_r}}{u_{c_r c_r}} \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} u_{c_r y_r} = - c_{y_r} u_{c_r c_r} \\ u_{c_r} = - c u_{c_r c_r} \end{cases} \quad (9)$$

设效用函数是常相对风险规避效用,相对风险规避系数为:

$$= - c_r u_{c_r c_r} / u_{c_r} \Rightarrow u_{c_r} / u_{c_r c_r} = - c_r \quad (10)$$

将(9)、(10)式代入(8)式得:

$$\dot{c}_r = c_{y_r} \cdot \dot{y}_r + c \cdot \dot{ } - \frac{(+ - r)}{ } c_r \quad (11)$$

将(11)式离散化,得到 $c_n = \frac{c_{y_r}}{(+ + - r)} c_{r(t-1)} + \frac{c}{(+ + - r)} y_n + \frac{c}{(+ + - r)} t$,

因此

$$\frac{c_n}{y_n} = \frac{c_{y_r}}{(+ + - r) y_n} c_{r(t-1)} + \frac{c}{(+ + - r) y_n} y_n + \frac{c}{(+ + - r) y_n} t \quad (12)$$

$\frac{C_n}{y_n} = APC_t$ 为农民平均消费倾向, $t = \frac{C_{ut} y_n}{y_{ut}} - c_n$ 表示城镇居民对农民消费的“示范性”影响差额,

其中 c_{ut} 、 y_{ut} 分别表示第 t 期城镇居民人均消费和人均总收入。 $\frac{y_n}{y_n} = G_t$ 表示农民收入增长速度。

由于 $c_{ut} = c_{u1t} + c_{u2t} + L + c_{u7t}$, $c_n = c_{r1t} + c_{r2t} + L + c_{r7t}$, 其中 c_{u1t} 、 c_{u2t} 、 c_{u3t} 、 c_{u4t} 、 c_{u5t} 、 c_{u6t} 、 c_{u7t} 分别表示城镇居民的食品(FOOD)支出额、衣着(CLO)支出额、居住(RES)支出额、家庭设备(APP)支出额、医疗保健(HEA)支出额、交通通讯(TC)支出额、文教娱乐(ECR)支出额; c_{r1t} 、 c_{r2t} 、 c_{r3t} 、 c_{r4t} 、 c_{r5t} 、 c_{r6t} 、 c_{r7t} 分别表示农村居民的食品支出额、衣着支出额、居住支出额、家庭设备支出额、医疗保健支出额、交通通讯支出额、文教娱乐支出额。因此 $\frac{t}{y_n} = \frac{c_{ut}}{y_{ut}} - \frac{c_n}{y_n} = \left(\frac{c_{u1t}}{y_{ut}} - \frac{c_{r1t}}{y_n} \right) + \left(\frac{c_{u2t}}{y_{ut}} - \frac{c_{r2t}}{y_n} \right) +$

+ $\left(\frac{c_{ut}}{y_{ut}} - \frac{c_{rt}}{y_{rt}} \right) = DFOOD_t + DCLO_t + DAPP_t + DTC_t + DRES_t + DHEA_t + DECR_t$, 其中: $DFOOD_t$ 、 $DCLO_t$ 、 $DRES_t$ 、 $DAPP_t$ 、 $DHEA_t$ 、 DTC_t 、 $DECR_t$ 分别表示城镇居民与农村居民各自消费结构中的对应七类支出比重之差。

同时 $\frac{c_{r(t-1)}}{y_{r(t-1)}} = \frac{c_{r(t-1)} y_{r(t-1)}}{y_{r(t-1)} y_{r(t-1)}} = \frac{c_{r(t-1)} (y_{rn} - y_{rn})}{y_{r(t-1)} y_{rn}} = APC_{t-1} (1 - G_t)$, 因此(12)式可改写成

$$APC_t = \frac{c_{yt}}{(c_{yt} + c_{ut} - r)} APC_{t-1} + \frac{c_{yt}}{(c_{yt} + c_{ut} - r)} G_t - \frac{c_{yt}}{(c_{yt} + c_{ut} - r)} APC_{t-1} G_t + \frac{c}{(c_{yt} + c_{ut} - r)} DFOOD_t + \frac{c}{(c_{yt} + c_{ut} - r)} DCLO_t + \frac{c}{(c_{yt} + c_{ut} - r)} DRES_t + \frac{c}{(c_{yt} + c_{ut} - r)} DAPP_t + \frac{c}{(c_{yt} + c_{ut} - r)} DHEA_t + \frac{c}{(c_{yt} + c_{ut} - r)} DTC_t + \frac{c}{(c_{yt} + c_{ut} - r)} DECR_t \quad (13)$$

将(13)式改写成可以检验的计量经济模型为:

$$APC_t = \alpha_0 + \alpha_1 APC_{t-1} + \alpha_2 G_t + \alpha_3 APC_{t-1} G_t + \alpha_4 DFOOD_t + \alpha_5 DCLO_t + \alpha_6 DRES_t + \alpha_7 DAPP_t + \alpha_8 DHEA_t + \alpha_9 DTC_t + \alpha_{10} DECR_t + e_t \quad (14)$$

式(14)具有重要的理论意义和现实意义,它深刻揭示了在开放环境下我国农村消费行为的理论影响因素和城乡联动机制的内在机理及其路径选择:(1)从理论上讲,我国农村消费受其自身因素影响,平均消费倾向受到上一期平均消费倾向、收入增长率等因素的影响。消费行为具有类似于Duesenberry消费理论的“不可逆性”,培养农民良好的消费习惯及提高收入增长率等对于提高他们的生活水平、有效启动农村消费具有重要的理论意义。(2)在开放环境下,我国农村消费行为也会受到城镇消费行为的影响,存在着城镇对农村消费行为的“示范性”影响机制。建立良好的城镇对农村的“示范性”效应对改善农民生活、实施城乡一体化和协调发展具有重要的理论意义和现实意义。(3)城镇对农村消费行为的“示范性”影响机制途径可以通过城乡各类消费支出比重之差对于其平均消费倾向产生影响表现出来,如何加强和深化“示范性”因素对于农村的正面影响就成为解决在消费领域实施城乡联动机制的重要路径和选择。这为进一步破除城乡二元体制,深入推进城乡一体化建设提供了重要的理论源泉和政策依据。

下面我们将从多方面通过计量方法对于上述理论分析进行实证检验,以验证我国农村消费行为的影响因素及城乡联动机制的路径选择。

四、城乡联动机制分析

1. “示范性”变量的选取及度量

$\frac{c_{rt}}{y_{rt}} - \frac{c_{ut}}{y_{ut}} = DFOOD_t + DCLO_t + DAPP_t + DTC_t + DRES_t + DHEA_t + DECR_t$ 可以较好地用来分析在农民收入变动情况下,城镇消费对其影响的“示范性”度量。如果近二十年来不存在城镇对农村显著的“示范性”影响的话,那么城乡各项消费支出比重之差序列应该呈现出一般趋势变化或随机波动且较为平稳;反之,如果相应序列不平稳且存在显著的结构突变特征,就说明城镇对农村可能产生了显著的影响作用,存在着城乡联动机制,结构突变的跳跃显示出“示范性”强度。从数量特征来看即是相关序列产生了统计性质的根本变化(Hackl, 1991)。因此,在理论分析基础上,本文进一步选择城乡各项消费支出比重之差中存在结构突变点的序列作为城镇对农村的“示范

性影响变量(简称为联动变量),其思路为:对城乡各项消费支出比重之差序列做平稳性检验,对于不平稳序列进一步采用随机均值漂移模型 RLAR 的 Gibbs 抽样进行结构突变诊断,分析每个序列可能发生均值漂移(或结构突变)的时间、概率与漂移量,最终将存在结构突变的序列作为城乡联动机制的重要解释变量并进行实证检验。

2. 结构突变诊断——随机均值漂移模型(Random Level-shift Autoregressive,简称 RLAR)

随机均值漂移模型由 Robert(1993)、Boualem (2004) 等提出和发展,为分析结构突变及其概率提供了重要方法,步骤为:令 $y_t = \mu_t + x_t$ with $\mu_t = \mu_{t-1} + \epsilon_t$, $x_t = \prod_{i=1}^p \phi_i x_{t-i} + a_t$ 。其中, $\{\epsilon_t\}$ 是独立同分布的贝努利随机变量,满足 $P(\epsilon_t = 1) = \theta$, $\{a_t\}$ 独立同分布服从 $N(0, \sigma_a^2)$, $\{\epsilon_t\}$ 表示漂移量,由 θ 控制,并通过 Gibbs 抽样进行估计:给定 n 个初始时序数据 y_1, L, y_n 。令 $x_1 = L = x_p = 0$, 因此 $y_p = \mu_p$ 。结构突变分析基于 y_1, L, y_p 进行诊断:令 $Y = (y_1, y_2, L, y_n)$, $\mu = (\mu_{p+1}, L, \mu_n)$, $\phi = (\phi_1, L, \phi_p)$ 。其先验分布为: $\phi: N(\phi_0, A^{-1})$, $\sigma_a^2: \chi^2(v)$, $\theta: \text{beta}(\theta_1, \theta_2)$, $\epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$ 。其中超参数 $(\phi_0, A, v, \theta_1, \theta_2, \sigma_\epsilon^2)$ 假设已知, Gibbs 抽样解决的问题就是在此假设上找到未知变量 $(\phi, \mu, \theta, \sigma_\epsilon^2)$ 的后验分布(Geman, S. and Geman, D., 1984)。将超参数的初始值输入 Winbugs 进行迭代,最终得到参数的收敛值。本文中关注的变量为 θ , 在若干次迭代收敛后, θ 取 1 的频率即被认为是稳定状态时发生均值漂移为 θ 的概率,进而就可以对时序数据结构突变及其概率进行分析。

3. 城乡消费支出比重之差序列的结构突变诊断分析

ADF 检验结果显示:上述七个序列在 10% 显著性水平下都不是平稳序列,因此,对七个序列都进行结构突变诊断发现它们均发生了不同程度的结构突变。检验结果如表 3 所示:漂移发生较多的年份为 1989 年与 1990 年、1992 年与 1993 年。其中,1989 年与 1990 年发生漂移概率较大的是:食品、衣着、居住、家庭设备。在 1992 与 1993 年发生漂移概率较大的是:食品、衣着、居住、交通通讯、文教娱乐。同时漂移量 μ 在方向和大小上均不尽相同,这说明不同时期城镇在消费支出各个方面都对农村产生了重要影响,而且影响领域和强度 μ 不尽相同。

(1) 城乡食品支出比重之差 $DFOOD_t$ (单位:%) (图 1)

城乡食品支出比重之差一直小于零,在 1990、1993、1999 年均有大于 0.6 的概率漂移,漂移量均为负,分别为 - 1.10、- 1.13、- 1.24。图 1 中,城乡食品支出所占比重均呈下降趋势,出现负的漂移不仅意味着农村的食品支出比重下降慢于城镇,而且更表明城乡生活水平的差距越来越大。三个漂移点将序列分为四个阶段,各个阶段的均值分别是: - 2.07、- 4.33、- 7.05、- 8.97,其绝对值越来越大,这说明上个世纪 90 年代以来,特别是 1999 年以来,农村的食品支出相对于城镇而言总体偏大,城乡差距进一步拉大,农村总体生活水平较低。因此,新世纪以来随着城乡一体化的深入推进和二元经济结构的逐渐破除,城镇较高的生活水平势必会对农村产生重要的示范性影响。

(2) 城乡衣着支出比重之差 $DCLO_t$ (单位:%) (图 2)

城乡衣着支出比重之差始终大于零,这说明农村在衣着上的支出比重始终小于城镇。漂移点发生在 1984、1989、1993、1999 年,漂移概率均大于 0.7。各个阶段的均值为 2.99、5.06、5.86、6.63、4.25,其波动过程呈现出城乡差距先拉大后缩小的变化趋势,均值漂移量 μ 分别为 1.72、0.66、0.86、- 1.66。这说明在衣着方面,城镇对农村产生了重要的影响作用,但是不同时间的示范性方向和强度有所差异。

(3) 城乡居住支出比重之差 $DRES_t$ (单位:%) (图 3)

城乡居住支出比重之差一直为负,城镇支出比例一直小于农村,这是由于农民的现金收入较

篇幅所限,详情请参阅 Boualem and Susan(2004)、Chen and Tiao(1990)、Robert et al(1993)。

低,而且住房不享有城市职工的补贴,因此建房也就事实上成为农民一种很重要的实物储蓄形式。图3表明农村的居住支出比重很大且波动不明显,然而城镇的居住支出比重从1987年开始明显上升。在1987、1990、1993年发生均值漂移,漂移量均为正,这说明农村与城镇在居住支出的比重上越来越接近。在1993年之后,二者之差较为稳定,没有出现较大的波动。

表3 城乡消费支出比重之差序列结构突变检测结果

年份	食品		衣着		居住		家庭设备		医疗保健		交通通讯		文教娱乐	
	Pro.		Pro.		Pro.		Pro.		Pro.		Pro.		Pro.	
1982	0.12	0.02	0.34	0.03	0.10	0.02	0.23	0.05	0.07	0.02	0.04	-0.02	0.47	0.48
1983	0.12	0.04	0.22	0.13	0.16	-0.06	0.31	-0.29	0.16	0.06	0.50	-0.55	0.42	0.36
1984	0.11	-0.04	1.00	1.72	0.25	-0.25	0.09	0.00	0.05	0.01	0.09	-0.05	0.15	0.05
1985	0.18	-0.16	0.08	-0.01	0.23	-0.26	0.40	0.46	0.03	0.02	0.27	-0.23	0.66	0.86
1986	0.10	-0.01	0.07	-0.01	0.16	-0.08	0.15	0.05	0.03	-0.02	0.05	-0.01	0.17	-0.04
1987	0.11	0.00	0.18	0.08	0.70	1.58	0.15	0.06	0.07	0.06	0.06	0.03	0.27	-0.22
1988	0.13	-0.06	0.16	0.05	0.14	0.04	0.14	0.06	0.04	-0.01	0.05	0.02	0.76	-1.22
1989	0.11	-0.02	0.72	0.66	0.33	0.43	0.96	-2.10	0.03	0.02	0.13	0.10	0.33	-0.30
1990	0.61	-1.10	0.16	-0.05	0.56	1.14	0.14	0.02	0.03	0.02	0.06	0.01	0.35	0.34
1991	0.23	-0.27	0.07	0.02	0.20	0.16	0.17	-0.17	0.04	0.02	0.08	0.04	0.34	-0.30
1992	0.35	-0.49	0.23	0.14	0.20	0.17	0.37	-0.34	0.08	0.02	0.50	0.65	0.65	-0.88
1993	0.60	-1.13	0.79	0.86	0.56	1.12	0.15	-0.09	0.12	0.08	0.30	0.31	0.39	-0.33
1994	0.24	-0.27	0.23	-0.13	0.18	0.14	0.13	-0.02	0.44	0.42	0.40	0.48	0.14	-0.02
1995	0.15	-0.09	0.15	-0.08	0.34	0.44	0.23	-0.12	0.04	0.00	0.09	0.04	0.10	0.00
1996	0.14	-0.06	0.31	-0.21	0.15	0.08	0.12	-0.04	0.04	0.00	0.04	0.00	0.14	0.00
1997	0.12	0.01	0.09	0.01	0.28	0.30	0.12	0.03	0.34	0.55	0.16	0.12	0.32	0.23
1998	0.14	-0.06	0.21	-0.14	0.16	0.07	0.11	0.02	0.07	0.04	0.08	0.01	0.24	0.07
1999	0.66	-1.24	0.98	-1.66	0.12	0.05	0.11	-0.09	0.03	0.03	0.05	0.04	0.15	0.01
2000	0.13	-0.08	0.20	-0.10	0.13	0.05	0.16	-0.09	0.04	0.03	0.15	0.10	0.16	0.07
2001	0.12	-0.04	0.09	-0.02	0.09	0.04	0.22	-0.15	0.04	-0.01	0.07	0.03	0.33	0.25
2002	0.11	0.02	0.11	-0.03	0.14	-0.07	0.28	-0.24	0.13	0.07	0.06	0.00	0.16	0.05
2003	0.11	-0.02	0.08	-0.01	0.13	0.06	0.19	-0.12	0.02	0.01	0.06	-0.01	0.13	-0.02
2004	0.12	-0.03	0.07	-0.01	0.13	0.06	0.21	-0.13	0.03	0.00	0.05	0.02	0.13	-0.01
2005	0.11	-0.03	0.08	-0.02	0.12	0.03	0.14	-0.09	0.04	-0.03	0.04	0.02	0.15	-0.05
2006	0.12	0.02	0.08	0.01	0.21	-0.15	0.17	0.34	0.95	3.45	0.03	0.01	0.13	-0.54

注:Pro.为在时间*t*发生漂移(或结构突变)的概率,为在时间*t*发生的漂移数量。漂移概率不小于0.5的样本点作为可能的结构突变点,用黑体标出。需要说明的是:如果城乡支出比重之差大于零,漂移数量大于零说明城乡差距拉大;如果比重之差小于零,漂移数量大于零说明城乡差距缩小。

(4) 城乡家庭设备支出比重之差 $DA P P_t$ (单位:%) (图4)

城乡家庭设备支出比重之差始终为正,农村的家庭设备支出比重始终低于城镇。结构突变点发生在1989年,漂移量为-2.1,两个阶段的均值分别为:5.50、2.83。这说明城镇对农村产生了正向影响,两者之间的差距逐渐缩小。农民整体生活从保证温饱条件下的购买一般生活用品和扩大较低层次的消费,逐步转向购买新型家电、家庭设备用品。

(5) 城乡医疗保健支出比重之差 $D H E A_t$ (单位:%) (图5)

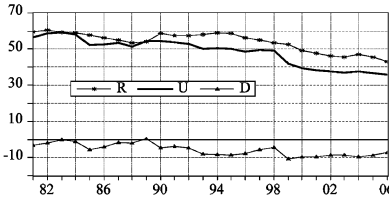


图1 城乡食品支出比重及差

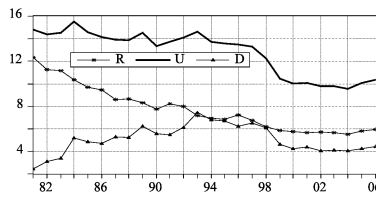


图2 城乡衣着支出比重及差

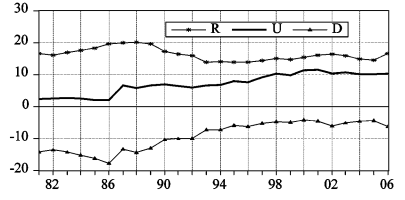


图3 城乡居住支出比重及差

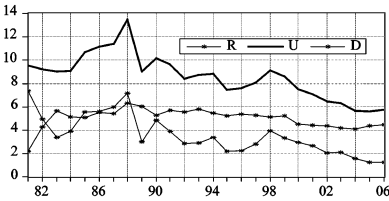


图4 城乡家庭设备支出比重及差

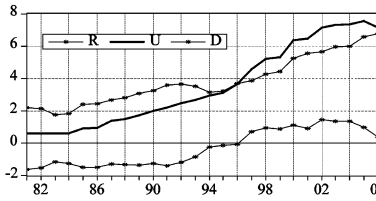


图5 城乡医疗保健支出比重及差

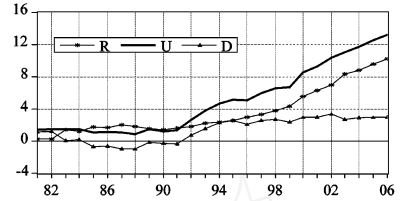


图6 城乡交通通讯支出比重及差

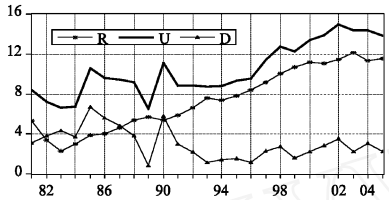


图7 城乡文教娱乐支出比重及差

(注:图1—7中,R、U分别表示农村、城镇各项消费支出比重;D表示城镇与农村消费支出比重之差序列。)

城乡医疗保健之差经历了先负后正的变化过程,农村医疗支出比重先是高于城镇,尔后逐渐下降并且在1996年低于城镇,其后差距逐步拉大,2004年后又呈现缩小趋势。随着近年来城镇医疗保险的逐渐完善,相比较农村自费医疗而言,医疗保障制度的不完善势必会对农民产生较大的预防性储蓄动机效应。

(6) 城乡交通通讯支出比重之差 DTC_t (单位: %) (图6)

城乡交通通讯支出比重差距先缩小,于1992年拉大后基本维持在2%左右不变。漂移点发生在1983年与1992年,这反映出随着城乡信息渠道的畅通及交通设备的完善,特别是近年来电视、手机等信息通讯工具在农村地区大量的使用和普及,城镇的现代化生活方式势必将会在很大程度上对农村产生重要影响,引领农民特别是年轻一代的物质和精神追求。

(7) 城乡文教娱乐支出比重之差 $DECR_t$ (单位: %) (图7)

城乡娱乐支出比重之差经过较大振幅后于1992年开始逐渐趋向稳定。改革开放初期,由于城乡收入水平差距以及消费环境的差异,在文教娱乐支出方面,城镇居民支出额和支出比重均高于农村居民。检测出的结构突变点出现在1985、1988、1992年,目前我国居民教育支出是文教娱乐支出的主要部分,在教育观念方面,农村受到城镇的影响,逐渐重视孩子的教育,子女教育费用的大额支出也势必将会使农民产生较大的预防性储蓄动机效应。

五、具有城镇“示范性”影响效应的农村消费行为的实证检验

通过 ADF 单位根法检验 (14) 式中相关变量的平稳性,发现其中所有变量在 5% 的显著性水平下都是 I(1) 序列。通过 E—G 两步法,对 (14) 式的残差序列进一步进行 ADF 检验,发现其在 5% 显著性水平下平稳。因此变量 APC 与其它变量之间存在着协整关系,在剔除十分不显著的变量后,得到最终基于 OLS 的误差修正模型 ECM,如表 4 所示。

表 4 基于 OLS 的 ECM 模型与对数线性模型

ECM 模型						对数线性模型 (因变量: $\ln APC_t$)		
长期均衡(因变量: APC_t)			短期波动(因变量: APC_t)					
自变量	系数	P 值	自变量	系数	P 值	自变量	系数	P 值
APC_{t-1}	0.2836 (1.6196)	0.121	APC_{t-1}	0.9941*** (3.1213)	0.005	$\ln APC_{t-1}$	0.2644 (1.5024)	0.148
G_t	0.1916* (1.8860)	0.073	G_t	0.0983* (1.7631)	0.093	$\ln G_t$	0.1286* (1.9623)	0.063
$DRES_t$	0.7096** (2.4201)	0.025	$DRES_t$	1.4510*** (3.3365)	0.003	$\ln DRES_t$	0.3541** (2.4377)	0.024
DTC_t	-3.5648*** (-4.1565)	0.000	DTC_t	-2.3203*** (-2.0896)	0.049	$\ln DTC_t$	-2.0144*** (-4.1731)	0.000
C	66.6519*** (4.7012)	0.000	ecm_{t-1}	-1.6863*** (-5.1498)	0.000	C	10.922*** (4.9939)	0.000
R-squared		0.700	R-squared		0.682	R-squared		0.702
Adjusted R-squared		0.640	Adjusted R-squared		0.635	Adjusted R-squared		0.642
D. W		2.325	D. W		1.991	D. W		2.362

注: (1) $ecm_t = APC_t - (66.6519 + 0.2836APC_{t-1} + 0.1916G_t + 0.7096DRES_t - 3.5648DTC_t)$; (2) 回归系数下面括号内为变量的 t 值; (3) ***表示在 1% 的水平上显著, **表示在 5% 的水平上显著, *表示在 10% 的水平上显著; (4) C 表示截距项; (5) Δ 表示一阶差分。表 5 含义与此同。

在长期均衡模型中保留了上一期的平均消费倾向 APC_{t-1} 与收入增长率 G_t 。反映城镇对农村“示范性”影响的联动变量中,住房支出比重之差 $DRES_t$ 、交通通讯支出比重之差 DTC_t 极其显著地被保留在最终模型中。这深刻说明我国农民的消费行为不仅取决于其自身特征变量,而且还显著地受到城镇的影响,城乡之间存在着联动机制。

短期波动模型中, APC_{t-1} 的系数为正,说明农民的平均消费倾向较为显著地受到上一年消费习惯的正向影响,上一期的平均消费倾向变动 1%,会导致下一期该变量同向变动 0.99%,农民自身消费观念的不断优化会对其消费水平产生重要的影响。因此,宏观政策制订上要加强农村消费者教育的相关措施,具体通过对广大农民有目的、有计划、有组织地传授有关的消费知识和技能,培养他们科学、文明的消费观念,通过合理消费提高其生活水平。

G_t 的系数为正反映出提高农民收入增长率可以较为显著地提高农民的消费倾向,增加他们的生活水平。收入增长率反映了农民对未来收入增长的预期,其数值越高,就越会使农民增强未来预期的乐观程度。因此,要不断增加农民收入,通过缩小城乡居民收入差距来提高农民的生活水平。

$DRES_t$ 的系数为正反映出随着城镇居民通过货币化手段快速改善自己的居住条件对农民产生了重要的“示范性”影响。城镇住房货币化改革对农村产生的“预防性动机影响”不仅体现在农民自建或购买住房的面积上,而且更多地则是在住房质量上。城乡联动机制影响中,居住变量对农村消费倾向的影响最为显著, t 值高达 3.3,说明城镇在“预防性储蓄动机”效应对农村的影响主要集中在居住方面,在医疗、教育等方面需要较大货币支出并没有引起他们的足够关注和担心,农民的大额支出主要用来改善居住条件。虽然近年来农民的医疗支出加大,但增加缓慢,重要原因之一是

高额的医药费使得农民看不起病,出现“有病不治”、“大病等死”的现象。教育支出由于周期长、投入大、见效慢的特点,对于文化水平低且较为短视的农民来讲普遍不愿意像改善居住一样进行大额投入。因此,在经济政策制订上,应尽快建立和完善覆盖面广、安全、规范的农村医疗保障体系,使农民增强消费信心,减少其后顾之忧。同时应加大对义务教育及公共设施的投入,形成与市场经济体制相适应并更为理性的心理预期,增加农民的消费水平。

DTC_t 的系数为 - 2.32, t 检验值为 - 2.09, 十分显著, 它说明城乡差距缩小一个百分点, 将会促进农民消费提高 2.32 个百分点, 因此交通通讯领域的建设和完善将会对于有效启动农村消费起到重要影响作用。城镇的通讯基础设施已经较为齐全和完善, 而农村地区, 没有覆盖通达有线电视、网络设施的地方还普遍存在, 水电、交通、通讯等基础设施远远不能满足消费的需要, 即使农民有强烈的消费愿望, 客观条件上也会受到较多的限制。缩减城乡在交通通讯领域的差距, 国家就必须加强和完善农村的交通通讯设施基础设施建设。

短期波动模型中 ecm 的大小反映了经济系统对农民消费偏离长期均衡的调整力度, 从估计系数 (- 1.69) 看, 调整力度较大, 且变量极为显著, t 值为 - 5.15。说明在受到城镇“示范性”影响情况下, 我国农民消费行为具有自动校正机制, 当上一期偏离均衡 1%, 则下一期会产生 1.69% 的修正幅度, 因此宏观政策制订上要加强对城镇对农村的正面示范影响作用。

对于不平稳序列数据的另一种处理方法是采用对数线性模型。一般地, 对原回归模型中的变量取对数后, 能够使得变量变得更加平稳, 考虑到原模型中变量最高的单整阶数仅为 1 阶, 因此通过构造对数线性模型, 可能会比较好地解决回归中变量非平稳的问题。由于城乡支出比重之差可能为负数, 将回归变量都加 100 后 (由于各解释变量数值极小, 进行泰勒级数展开后只会影响到常数项, 不影响其它变量的系数), 剔除十分不显著的解释变量, 最终结果如表 4 所示。可以看出, ECM 和对数模型所选变量一致, 且符号相同, 即在两个模型中, 各个解释变量对农民消费的影响方向没有变化, 这增加了本文研究结论的可信度。

由于模型 (14) 中随机解释变量 APC_{t-1} 可能与残差项 e_t 存在相关关系, 故 OLS 是有偏且非一致的, 表 4 中 APC_{t-1} 并不十分显著可能就是源于此问题的影响。解决办法之一是采用广义矩估计法 (GMM), 通过选择适当的工具变量, GMM 就可以得到正确的估计结果。经反复比较, 最终确定上一期的消费 CON_{t-1} 为 APC_{t-1} 的工具变量, 其结果如表 5 所示。

对比表 4 和表 5 可以发现, 基于 OLS 和 GMM 两种方法检验得出的结论在解释变量的取舍、对农村消费的影响方向和强度上都保持了高度一致, 说明本文所建立的农民消费理论模型具有较强的解释能力, 符合经济现实情况。同时, GMM 方法得出的 APC_{t-1} 的显著性明显提高, 而且在短期波动模型中, G_t 显著性得到明显提高。

六、主要结论

本文通过构建具有城镇“示范性”影响效应的农村消费理论模型和实证检验, 发现我国农民的消费行为不仅取决于其自身特征变量, 而且还显著地受到城镇的影响, 城乡之间存在着联动机制。在 7 类反映联动机制的变量中, 交通通讯变量极其显著并且回归系数为负, 说明缩小城乡差距, 加强城镇的示范性会对农村提高消费水平起到重要的影响作用。城乡联动机制影响中, 居住变量对农村消费影响较为显著, 说明城镇在“预防性储蓄动机”效应对农村的影响方面主要集中在居住方面。在医疗、教育等方面需要的较大货币支出并没有引起他们的足够关注和担心, 农民的大额支出主要用来改善居住条件。在考察受自身变量影响的程度时, 农民平均消费倾向会显著地受到其自身上一期的正向影响, 说明农民的消费水平受到自己消费习惯的影响非常明显。同时, 农民的消费

表 5 基于 GMM 的 ECM 模型与对数线性模型

ECM 模型						对数线性模型 (因变量: $\ln APC_t$)		
长期均衡(因变量: APC_t)			短期波动(因变量: APC_t)					
自变量	系数	P 值	自变量	系数	P 值	自变量	系数	P 值
APC_{t-1}	0.3579*** (3.0196)	0.006	APC_{t-1}	0.7629*** (4.7702)	0.000	$\ln APC_{t-1}$	0.3352** (2.7066)	0.013
G_t	0.1640** (2.8304)	0.010	G_t	0.0879* (1.9768)	0.076	$\ln G_t$	0.1107*** (2.7814)	0.001
$DRES_t$	0.5999*** (3.1877)	0.004	$DRES_t$	0.7618*** (8.0511)	0.000	$\ln DRES_t$	0.3041*** (3.1688)	0.004
DTC_t	-3.3291*** (-7.2186)	0.000	DTC_t	-1.9092*** (-3.9434)	0.000	$\ln DTC_t$	-1.8907*** (-6.9921)	0.000
C	59.4537*** (5.9511)	0.000	ecm_{t-1}	-1.5330*** (-8.8665)	0.000	C	10.2917*** (7.5258)	0.000
R-squared		0.692	R-squared		0.667	R-squared		0.695
Adjusted R-squared		0.630	Adjusted R-squared		0.597	Adjusted R-squared		0.635
D. W		2.385	D. W		2.230	D. W		2.412

注: $ecm_t = APC_t - (59.4537 + 0.3579APC_{t-1} + 0.1640G_t + 0.5999DRES_t - 3.3291DTC_t)$, 其余符号含义见表 4。

行为还显著地受到收入增长率的正向影响,说明农民消费对收入的增长率较为敏感,因此要不断通过增加农民收入,缩小城乡居民收入差距等政策途径来提高农民生活水平。以上结论对于统筹城乡协调发展、解决三农问题、逐渐消除我国城乡二元经济结构具有重要的现实意义。

参考文献

陈娟、林龙、叶阿忠,2008:《基于分位数回归的中国居民消费研究》,《数量经济技术经济研究》第 2 期。
 龚六堂、邹恒甫、叶海云,2005:《通货膨胀与社会福利损失》,《财经问题研究》第 8 期。
 杭斌、申春兰,2005:《中国农户预防性储蓄行为的实证研究》,《中国农村经济》第 3 期。
 刘建国,1999:《我国农户消费趋向偏低的原因分析》,《经济研究》第 3 期。
 吴晓明、吴栋,2007:《我国城镇居民平均消费倾向与收入分配关系的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第 5 期。
 谢子远、王合军、杨义群,2007:《农村居民消费倾向的变参数估计及其演化机理》,《数量经济技术经济研究》第 5 期。
 钟永建、肖梁,2007:《我国农村居民的平均消费倾向及需求收入弹性分析》,《农村经济》第 1 期。
 周建,2005:《中国农村居民预防性储蓄行为分析》,《统计研究》第 9 期。
 朱信凯,2005:《流动性约束、不确定性与中国农户消费行为分析》,《统计研究》第 2 期。
 庄贵军,2001:《收入增长趋势与不稳定性对中国农户消费趋向影响》,《经济理论与经济管理》第 1 期。
 Boualem Kezim, Susan E. Pariseau, 2004, "Bayesian Analysis of a Structural Change in Volatility Using the Gibbs Sampler with an Application to Stock Market Returns", *Journal of Business and Economics Studies*, Vol 10, No1, pp1—11.
 Carroll, C., Overland J., and Weil, D., 2000, "Saving and Growth with Habit formation", *American Economic Review* 90(3), pp. 341—355.
 Chen C. and Tiao G. C., 1990, "Random Level-Shift Time Series Models, ARIMA Approximations, and Level-Shift Detection", *Journal of Business & Economic Statistics* 8, pp. 83—97.
 Duesenberry J. S., 1949, *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*, Harvard University Press.
 Geman, S., and Geman, D., 1984, "Stochastic Relaxation, Gibbs Distributions, and the Bayesian Restoration of Images", *IEEE Transaction on Pattern Analysis and Machine Intelligence* 6, pp. 721—741.
 Hackl, P., 1991, *Economic Structural Change: Analysis and Forecasting*, Berlin: Springer-Verlag, pp. 43—79.
 Robert E. McCulloch, R and Ruey S. Tsay, 1993, "Bayesian Inference and Prediction for Mean and Variance Shifts in Autoregressive Time Series", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 88, No. 423, pp. 968—978.

(下转第 105 页)

- Levin, A. , Lin C. F. , and C. Chu , 2002 , “ Unit Root Tests in Panel Data : Asymptotic and Finite-Sample Properties ” , *Journal of Econometrics* , 108 , pp. 1 —24.
- Lusardi , A. , 1998 , “ On the Importance of the Precautionary Saving Motives ” , *AER Papers and proceeding* , 88(2) , pp. 449 —453.
- Maddala , G. S. and Wu , S. , 1999 , “ A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Sample Test ” , *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* , 61 , pp. 631 —651.
- Meghir , C. and G. Weber , 1996 , “ Intertemporal Nonseparability or Borrowing Restrictions ? A Disaggregate Analysis Using a U. S : Consumption Panel ” , *Econometrica* , Vol. 60(5) , pp. 1151 —1181.
- Muellbauer , J. , 1988 , “ Habits , Rationality and Myopia in the Life-Cycle Consumption Function ” , *Annales d ' Economie et de Statistique* 9 , pp. 47 —70.
- Seckin , A. , 1999 , “ Essays on Consumption with Habits Formation ” , Ph. D. Dissertation , Carleton University , Ottawa.

Rural Households ' Buffer-stock Saving with Habit Formation

Hang Bin

(Shanxi University of Finance and Economics)

Abstract: This paper incorporates buffer-stock saving model with habit formation and the data of rural households in China 's 25 provinces from 1992 to 2005 are used for an empirical study. Estimated results show that : 1. Both of habit formation and income uncertainty are important explanatory variables for rural households ' consumption behavior. 2. The larger habit formation parameter becomes, the lower MPC is. That means consumer behavior under habit formation is similar to the behavior induced by prudence. 3. In addition , high saving rate also increases ability to resist risk , so the stronger habit is , the less income uncertainty will influence consumption. 4. Buffer-stock saving model without habit formation largely underestimated rural households ' prudence and patience , for households will have higher wealth targets if their consumption follows a habit.

Key Words: Habit Formation ; Buffer-Stock Saving ; Consumer Behavior of Rural Households

JEL Classification : D81 , D91 , E21

(责任编辑 :成 言) (校对 :梅 子)

(上接第 95 页)

China 's Rural Consumption Behavior Changes and Rural-Urban Mechanism

Zhou Jian^a and Yang Xiuzhen^b

(a : School of Economics , Shanghai University of Finance and Economics ; b : China Construction Bank)

Abstract: This paper analyzes rural consumption structural of China through building a model with demonstrating function and tests all the involved variables using Gibbs sampling on random level-shift model. We found the important factors accounting for rural consumption behavior , Through analyzing , we conclude : the structural changes indicate that the influence of urban consumption behavior on the rural has changed ; rural preventive saving motivation can be explained by Urban-rural linkage mechanism ; the important structural changes of seven consumption variables can indicate the degree of urban influence on rural behavior.

Key Words: Rural Consumption ; Demonstrate Effect ; Gibbs Sampling ; Rural and Urban Linkage

JEL Classification : C22 , E21 , R58

(责任编辑 :詹小洪) (校对 :晓 鸥)