

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

易行健 王俊海 易君健

内容提要: 本文选择中国农村居民 1992) 2006 年间的分省面板数据, 采用固定效应) 工具变量法(FE2IV) 对我国农村居民预防性储蓄动机强度及其地区差异、时序变化展开了详细的实证研究。结果表明, 我国农村居民存在很强的预防性储蓄动机, 并且西部农村居民的预防性储蓄动机强于中部与东部农村居民; 然而滚动回归表明, 就全国而言, 样本分析区间内我国农村居民的相对谨慎性系数起先还比较平稳, 然后呈不断上升的趋势, 到最后阶段稍有下降; 而分地区的滚动回归结果则表明, 各个地区之间存在较大的差异。本文最后在从多个角度对实证结果进行解释的基础上为缓解我国农村居民储蓄快速增长提出了若干政策建议。

关键词: 农村居民 预防性储蓄动机 相对谨慎性系数

一、引 言

近年来我国农村居民储蓄的增长速度持续高于其纯收入的增长速度, 以 1992) 2006 年数据为例: 这一期间我国农村居民人均纯收入的年均增长速度为 5106%, 但是农村居民储蓄的增长速度却高达 12117%。¹ 这种状况造成两个后果: 其一, 我国农村居民的边际消费倾向不断降低, 这在我国经济持续增长需要不断扩大消费需求来支撑的形势下尤为令人担忧; 其二, 这在目前农村储蓄资金外流的状况之下进一步造成对农村与农业投入的不足, 这对彻底解决/ 三农0问题并完成建设社会主义新农村的重大历史任务极为不利。虽然近年来国家出台了一系列支持农业发展、保护农民利益的政策措施, 并有效地提高了农民人均纯收入的增长速度, 但是农村居民的储蓄愿望依然未减, 这背后的储蓄动机又是什么? 上个世纪 90 年代以来国内外学者开始利用预防性储蓄理论来解释我国居民的储蓄与消费行为, 其中宋铮(1999)、孙凤与王玉华(2001) 认为我国城镇居民储蓄显著存在预防性动机; 同时万广华等(2003)、杭斌与申春兰(2005) 表明我国转型时期农村居民也显著存在预防性储蓄动机; 龙志和与周浩明(2000)、施建淮与朱海婷(2004) 分别对我国城镇居民的预防性储蓄动机强度进行了估计, 都认为我国城镇居民显著存在预防性储蓄动机。但到目前为止一直没

^{*} 易行健, 广东外语外贸大学国际经贸学院、国际经济贸易研究中心, 邮政编码: 510420, 电子信箱: yxjby@163. com; 王俊海, 厦门大学经济学院宏观经济研究中心, 邮政编码: 361005, 电子信箱: wjh. xmu@yahoo. cn; 易君健, 香港中文大学经济系, 浙江大学劳动保障与公共政策研究中心, 电子信箱: jack. cuhk@gmail. com。作者对联合国大学发展经济学研究所(WIDER) 万广华教授的指导与匿名审稿人的建设性意见与建议表示衷心感谢。本文为第四届金融学年会的入选论文。在论文的写作过程当中感谢芬兰赫尔辛基大学经济研究中心(HECER) 提供的研究便利; 在论文的修订过程中感谢复旦大学中国经济研究中心章元博士、北京大学中国经济研究中心杨汝岱教授提供的帮助; 同时易行健感谢广东外语外贸大学青年项目基金和创新团队基金的资助, 易君健感谢教育部重大攻关课题/ 建立城乡统一的劳动力市场, 实现城乡劳动力平等就业研究0(06JZD0014) 的资助。当然文责自负。

¹ 数据来源于5 中国统计年鉴 2007 与5 中国金融年鉴 2007, 数据均经过价格指数调整。

有文献对我国农村居民的预防性储蓄动机强度进行理论分析与实证估计。

二、相关的文献综述

(一) 国外相关理论与实证检验文献回顾

在较长一段时期内持久收入) 生命周期理论成为研究居民消费与储蓄行为的主要理论框架, 该理论框架从效用最大化原则出发揭示了消费者在生命周期内平滑其消费的动机。但是过去二十多年来的经验研究表明, 这一理论框架并不像先前认为的那样具有普遍性, 因为这一结论是在确定性条件下得出来的。目前这一理论正被预防性储蓄理论修改与补充(朱春燕、臧旭恒, 2001)。预防性储蓄理论强调风险厌恶的消费者为预防未来收入的不确定性对消费的冲击而进行的额外储蓄(Leland, 1968)。首先, Leland(1968)与Sandmo(1970)在两期模型的基础上得出结论认为: 效用函数的三阶导数大于零显示预防性储蓄动机的存在, 这表明未来收入的不确定将减少当期消费并增加当期储蓄。其次, Miller(1976)与Sibley(1975)又把该项研究扩展到多期模型, 他们得出的主要结论是凸的边际效用函数是预防性储蓄存在的必要条件。然后Kimball(1990)对风险规避与预防性储蓄动机之间关系进行了进一步的扩展, 他认为预防性储蓄是对负边际效用的风险规避, 而预防性储蓄的绝对谨慎性系数(the coefficient of absolute prudence)与相对谨慎性系数(the coefficient of relative prudence)在形式上与Arrow-Pratt的绝对风险规避系数以及相对风险规避系数相类似, 因此伴随着绝对谨慎性系数与相对谨慎性系数的上升, 给定未来收入的不确定性将导致边际消费倾向的不断降低。后来Deaton(1991)与Carroll等(1992)结合预防性储蓄与流动性约束假说, 提出了储蓄的缓冲存货模型, 该模型假设消费者进行储蓄的目的在于使消费免受未预期到的收入波动的影响。

近十多年来国外对是否存在预防性储蓄动机也进行了大量的实证检验, 但是没有得出统一的结论: Caballero(1991)的研究表明由于收入的不确定性而导致的预防性储蓄占美国居民整个生命周期储蓄的60%以上; Dardanoni(1991)利用1984年英国的家庭支出调查(FES)数据进行的实证检验也表明预防性储蓄确实是家庭储蓄的一个重要的组成部分; Carroll(1994)使用美国包括收入动态的分组统计数据(PSID)和CES的数据发现未来收入的不确定性将显著影响当期的消费, 并且预期收入的变动越大, 当期的消费将越少。Kazarosian(1997)利用美国的国民纵向调查(NLS)的面板数据进行的经验研究表明存在很强的预防性储蓄动机, 并且风险偏好是决定预防性储蓄动机强度的一个重要因素。与此相对应, Guiso等人(1992)的实证研究却表明虽然美国家庭存在预防性储蓄动机, 但是预防性储蓄只占家庭净财富的2%, 这和Caballero(1991)得出的结论存在非常大的差异。后来Dynan(1993)利用1985年美国的消费者支出统计数据(CEX)对预防性储蓄动机强度进行估计, 但是得出的参数非常小并且不显著,¹她在剔除流动性约束与家庭自选择这两个影响因素后也不能找到支持预防性储蓄动机很强的证据。但是Wilson(2003)利用美国家庭收入动态的分组统计数据(PSID), 并在假定家庭预防性储蓄动机存在异质性的前提下对预防性储蓄动机强度在Dynan(1993)的基础上进行了更加详细的实证检验, 结论表明美国家庭存在较强的预防性储蓄动机, 预防性储蓄占总储蓄的最小比例为38%, 而最大的比例则为94%。总而言之, 国际学术界对预防性储蓄动机是否存在以及该动机强度的大小并没有得出统一的结论, 这说明预防性储蓄的理论 with 实证检验仍有待深入。

(二) 对我国预防性储蓄及预防性储蓄动机强度进行研究的相关文献回顾

¹ 而关于相对谨慎性系数的大小, Dynan(1993)认为这一系数肯定大于相对风险规避系数, 同时 Mehre 和 Prescott(1985)总结已有研究表明相对风险规避系数至少为1, 而 Mehre 和 Prescott(1985)基于他们自己的分析认为相对风险规避系数肯定大于10; 但 Dynan(1993)的实证估计得出相对谨慎性系数的最大值为0.312, 因此她把这一悖论称为“相对谨慎性系数之谜”。

我国居民的高储蓄现象也引起国内外学术界的重视,其中不少研究人员利用预防性储蓄理论研究了我国的消费与储蓄问题。其中宋铮(1999)选取我国城市居民收入标准差作为衡量中国居民未来收入不确定性的指标,利用 1985) 1997 年的年度时间序列数据对我国城乡居民储蓄余额的年度增加值进行了回归分析,结论认为未来收入的不确定性是我国居民进行储蓄的主要原因。而孙凤与王玉华(2001)利用 1991) 1998 年的年度数据对我国城市居民的预防性储蓄动机进行了实证分析,得出结论也认为未来收入的不确定性显著减少当期消费,即居民储蓄行为中存在预防性动机。万广华等(2001)对 Hall 的消费函数进行了扩展并构建了一个包含不确定性与流动性约束的计量模型,对 1968) 1998 年包含城乡居民在内的总体消费数据进行了实证研究,结果表明随着我国经济改革的不断深入,中国居民的消费行为在上个世纪 80 年代初期发生结构性变化,流动性约束型消费者所占比重的上升以及未来收入的不确定性的增大,造成我国边际消费倾向的不断下降与内需不足。杭斌、申春兰(2005)则利用 1985) 2002 年我国农村的数据对消费函数进行了协整与误差修正估计,在模型中引入了代表预防性储蓄动机的解释变量,¹对长期边际消费倾向下降的原因做出了具体解释。他们的结论是:1997 年以来,农村服务项目费用飞涨以及农产品生产价格持续下滑是农户预防性储蓄骤然增加、消费与收入的长期均衡关系发生转折性变化的重要原因。

而在我国居民预防性储蓄强度的检验方面也有两篇文献,起初龙志和与周浩明(2000)利用 Dynan(1993)构建的理论模型框架,采用 1991) 1998 年分地区的消费、收入与物价数据构成的面板数据对我国城镇居民的相对谨慎性系数进行了估算,结果表明样本区间内我国城镇居民的相对谨慎性系数约为 512,由此得出我国城镇居民在这期间存在较强的预防性储蓄动机的结论,该文主要从制度转型这个角度来解释我国城镇居民预防性储蓄动机较强的原因。但是施建淮与朱海婷(2004)从标准的理性消费者预期效用最大化模型出发推导出消费函数的一个显式解和衡量预防性动机强度的公式,然后用我国 35 个大中城市的 1999) 2003 年的月度数据进行计量分析,结果表明相对谨慎性系数约为 01878,这表明储蓄行为中虽然的确存在预防性动机,但是预防性储蓄动机并非如人们想象的那么强,这可能是因为居民的储蓄占有结构不平衡所导致的。

以上几篇论文都是采用国家级、省级或者市级汇总数据,而以下两篇论文则采用微观家庭数据。Yoo 与 Giles(2002)运用中国农业部农村经济研究中心(RCRE)1986) 1991 年 4 个省 44 个村将近 3400 农村家户数据对从事农业的家庭在进行消费和储蓄决策中是否存在预防性动机进行了实证检验,他们构建了一个消费决策的常相对风险规避模型(CRRA),其中假定消费的波动受到农业收成风险的影响,并且把降雨量的波动性作为收益风险的代理变量,实证检验结果显示农村家庭的消费与储蓄决策背后存在预防性动机。万广华等(2003)采用了 5 个省市 1995) 2000 年的大样本农户家庭调查资料,对决定中国农户储蓄行为的影响因素进行了探索,从实际出发构建了一个具有较好解释力且能对各种类型的变量均有所考虑的储蓄模型。研究发现:流动性约束、预防性储蓄动机以及工业化等对储蓄率上升的贡献相当大,且为正值。

本文将尝试利用 1992) 2006 年我国各省、自治区农村居民的面板数据进行实证分析,估计样本区间内我国农村居民的预防性储蓄动机强度、地区差异及其时序变化,以得出更加详细的证据来判断我国农村居民预防性储蓄动机是否确实如直觉所认为的那样强烈,并从预防性储蓄动机强度的时序变化与地区差异的背后寻找动因,更深入地了解区域经济政策、工业化、城市化以及体制转轨等多个因素对我国各地区农村居民储蓄行为的影响机制,最终为缓解我国农村居民的高储蓄现象,提高农村居民的边际消费倾向,从而增加内需提出更加合适的政策建议。本文对预防性储蓄研

¹ 该文从现有统计资料中选择了两个测度预防性储蓄动机的指标:农产品生产价格总指数、农村居民服务项目价格指数与农村居民消费价格指数之差。

究的贡献主要体现在: 一是首次尝试估计我国农村居民的预防性储蓄强度。国内已有同类研究均以城镇居民为分析主体来估计预防性储蓄动机强度(龙志和与周浩明, 2000; 施建淮与朱海婷, 2004等); 同时已有对我国农村居民消费储蓄行为的研究均只得出结论认为我国农村居民存在预防性储蓄动机而尚没有对预防性储蓄动机强度进行衡量(万广华等, 2001; 杭斌与申春兰, 2005 等等); 二是首次尝试对预防性储蓄动机强度的时序变化与区域差异进行较深入的研究。由于在样本区间内, 我国农业和农村经济状况以及相关的经济政策均发生了很大的变化, 因此本文准备以 5 年为一个分析窗口来对预防性储蓄动机强度进行滚动回归估计并结合分区域分析, 以期更深入地了解样本区间内我国农村居民预防性储蓄动机强度的时序变化与地区差异及其背后的影响机制。三是本文的分析不局限于几个省市, 实证估计采用宏观数据可以整体描述我国农村居民预防性储蓄动机强度的总体特征和演变趋势。¹

三、衡量预防性储蓄动机强度的模型

本文参照 Dardanoni(1991)、龙志和与周浩明(2000)、Gourinchas 与 Parker(2002)、施建淮与朱海婷(2004), 主要引用 Dynan(1993) 所提出的预防性储蓄模型以得出收入不确定性条件下衡量预防性储蓄动机的公式。我们假定消费者的目标是预期效用的最大化, 再假设效用函数为时间可加的, 且 $U_c > 0$, $U_d < 0$, $U_E > 0$; 劳动收入 Y_t 是随机变量, 假设其服从这样一个过程:

$$Y_t = (1 + g) Y_{t-1} + \alpha \quad (1)$$

其中 g 是劳动收入的增长率, $0 < g < 1$; α 是一个独立同分布的随机变量, 它服从均值为 0, 方差为 σ_α^2 的正态分布。在 t 时期消费者的动态最优化问题可以表述为:

$$\text{Max}_t E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1 + D)^{-(t-i)} U(C_i) \quad (2)$$

$$\text{s. t. } W_{t+1} = (1 + r_t) W_t + Y_t - C_t \quad (3)$$

其中 E_t 代表在时间 t 所有信息可用时的条件期望, C_t 是第 t 期的消费, Y_t 为第 t 期的劳动收入, W_t 为第 t 期期初消费者拥有的财富, D 为时间偏好率, r_t 为税后实际利率。我们通过建立贝尔曼方程来求解最优消费决策条件, 对于任一时间 $t < \infty$, 定义价值函数为:

$$V(W_t) = \text{Max}_t [U(C_t) + (1 + D)^{-1} E_t[V(W_{t+1})]] \quad (4)$$

在最优条件满足的情况下, 将约束条件(3)式代入贝尔曼方程(4)式中, 得到对 C_t 的一阶条件

$$U_c(C_t) = (1 + D)^{-1} (1 + r_t) E_t[U_c(W_{t+1})] \quad (5)$$

由包络定理对(4)式中的 W_t 求导, 得到:

$$V_c(W_t) = (1 + D)^{-1} (1 + r_t) E_t[V_c(W_{t+1})] = U_c(C_t) \quad (6)$$

由上式可推出 $V_c(W_{t+1}) = U_c(C_{t+1})$, 代入(5)式即可得到欧拉方程如下:

$$\left[\frac{1 + r_t}{1 + D} \right] E_t[U_d(C_{t+1})] = U_d(C_t) \quad (7)$$

¹ 本文采取宏观数据的原因主要在于: 一是研究目的, 本文的中心思想是同时分析中国农村居民预防性储蓄动机强度的时序变化特征与地区差异。从这个角度而言, 微观数据很难替代, 因为到目前为止几乎没有公开的、覆盖全国的、跨度 1992—2006 年的农村家庭抽样调查数据; 而且微观面板数据也存在其自身的弱点, 比如说样本的流失率(attrition rate)带来的测定性误差等等; 加之, 宏观数据可以覆盖全国, 并且有较长的时间跨度, 同时采用固定效应模型, 从而可以得出更为全面的回归结果。二是数据特征差异, 微观数据虽然可以避免了加总问题, 但其主要用于估计不同主体的行为关系模型, 而本文主要是一个整体分析, 虽然省级汇总数据失去很多个体特征, 但是能够有效体现总体特征(关于这一点的计量理论讨论可以参见因特里格特、博德金、萧政(2004))。三是提高与同类研究的可比性, 比如说龙志和与周浩明(2000)、施建淮与朱海婷(2004)这两篇估计城镇居民预防性储蓄动机强度的论文均采用宏观数据。

欧拉方程 (7) 式表示最优的消费决策是使消费者当前消费的边际效用等于未来消费边际效用的贴现值。这种情形表明当效用函数的三阶导数为正时, 大的不确定性与低的消费水平相关。不确定性的增加会提高消费方差的期望值, 当边际效用为凸时低的消费水平预示着更高的边际效用。我们然后对 (7) 式的 $U_c(C_{t+1})$ 进行二阶泰勒展开得到:

$$U_c(C_{t+1}) = U_c(C_t) + U_d(C_t)(C_{t+1} - C_t) + \frac{1}{2}U_{dd}(C_t)(C_{t+1} - C_t)^2 + o((C_{t+1} - C_t)^2) \quad (8)$$

将 (8) 式代入欧拉方程 (7) 式中, 并忽略高阶无穷小量可得:

$$E_t \left[\frac{C_{t+1} - C_t}{C_t} \right] = \frac{1}{N} \left(\frac{r_t - D}{1 + r_t} \right) + \frac{Q}{2} E_t \left[\left(\frac{C_{t+1} - C_t}{C_t} \right)^2 \right] \quad (9)$$

其中, $N = C_t (U_{dd} U_c)$ 是相对风险厌恶系数, 而 $Q = C_t (U_{dd} U_c)$ 就是所谓的/ 相对谨慎性系数⁰。/ 风险厌恶⁰是一个人不喜欢不确定性和想要规避不确定性的倾向, / 风险厌恶系数⁰则是度量/ 风险厌恶⁰程度的指标; 而所谓/ 谨慎⁰是指面对不确定性时为自己准备的倾向, / 相对谨慎性系数⁰是面对风险时做出反应的敏感性的度量, 一般而言/ 相对谨慎性系数⁰要大于/ 相对风险厌恶系数⁰ (Kimball, 1990)。我们在前面假设消费者的效用函数满足 $U_c > 0$, $U_d < 0$, $U_{dd} > 0$, 因而从理论上讲, $Q = C_t (U_{dd} U_c)$ 是一个大于零的正值。因此由 (9) 式可知: 如果预期未来的消费增长率的平方 (即反映了大的不确定性) 提高了, 那么消费者对未来消费支出增长的预期也随之提高,¹ 于是消费者的理性选择就是增加当前储蓄以应付未来的不确定性所带来的负面影响。而在对未来不确定性的预期相同的情况下, 相对谨慎性系数越高, 消费者在当期就会进行更多的预防性储蓄。因此, 相对谨慎性系数是衡量消费者预防性储蓄动机强度的一个较好的方法。

(9) 式提供了一条利用有关消费的面板数据估计预防性动机强度的途径。由 (9) 式得到:

$$\frac{1}{M} \sum_{i=1}^M GC_{it} + L = \frac{1}{N} \left(\frac{r_t - D}{1 + r_t} \right) + \frac{Q}{2} \left[\frac{1}{M} \sum_{i=1}^M GC_{it}^2 \right] + v_i + G \quad (10)$$

这里 GC_{it} 是个人 i 在时期 t 的消费增长, M 代表样本中总的时期数, L 和 v_i 分别表示用样本均值替代 (9) 式中的预期值而产生的误差项, G 为影响消费者边际效用的/ 偏好⁰变化对消费增长的冲击。设 $\text{avg}(GC^2)_i$ 为消费者 i 在样本数据持续时期内消费增长率的平均值, 将其用作未来消费增长率预期值的近似, 用未来消费增长率平方的预期值作为对风险的替代, 合并误差项, 得到:

$$\text{avg}(GC)_i = \frac{1}{N} \left(\frac{r_t - D}{1 + r_t} \right) + \frac{Q}{2} \text{avg}(GC^2)_i + E \quad (11)$$

(11) 式作为一个计量检验的表达式存在两个优点: 第一, 以往的理论研究与实证检验的文献大多使用收入的不确定性来衡量理性消费者所面临的风险, 而 (11) 式则是用消费支出的波动来度量消费者所面临的风险, 这对于中国这样一个转型的发展中国家尤为适用。目前我国的养老保障、医疗体制、教育收费体制的改革给农村居民的未來消费支出带来非常大的不确定性。第二, 以往的很多研究只是分析是否存在预防性储蓄, 但是 (11) 式可以明确地估计消费者的相对谨慎性系数, 并用来定量分析消费者的预防性储蓄动机的强弱。

四、计量检验

(一) 数据说明与估计方法

本文准备采用的是国家统计局公布的 5 中国统计年鉴 6 除港、澳、台以外的各省、自治区 1992)

¹ 根据 Dynan (1993) 的分析, 这一条件成立的前提是消费者的效用函数为常绝对风险厌恶型 (CARA) 或为常相对风险厌恶型 (CRRA), 但是如果效用函数为二次型, 该条件则不成立。

2006 年的年度数据, 包括各地区农村家庭人均纯收入、各地区农村家庭人均生活消费支出与各地区农村居民消费价格指数, 以及人均实际 GDP 和城市化率。首先用各时期相应的各省与自治区定基比消费者价格指数平减得到 1992) 2006 年的实际年度数据, 其中定基比消费者价格指数通过环比消费者价格指数换算而来, 其中设 1992 年为 100。然后我们再计算出各省、自治区与直辖市各年度人均消费支出增长率和人均纯收入增长率。本文的处理方法隐含地假设每个省、自治区与直辖市都有一个代表性消费者, 各省直辖市的年均数据就是该代表性消费者的行为。¹

但是从(11)式我们可以看出, 该方程的两边同时出现消费增长率这一变量, 方程右边误差项(ϵ_i 和消费增长率的平方项 $\text{avg}(\text{GC}^2)_i$) 可能存在相关, 故不宜直接采用普通最小二乘法进行估计, 因此我们准备使用固定效应) 工具变量法(FE2IV)² 来得到相对谨慎性系数的一致性估计值。以往同类研究较多使用的是家户数据中家庭成员的年龄、职业、教育等作为工具变量来进行第一阶段的回归, 也有研究(Giles 和 Joo, 2002) 使用降雨量方差作为工具变量。鉴于本文基于宏观分省面板数据, 因此我们参照龙志和与周浩民(2000)、施建淮与朱海婷(2004) 选取农村居民人均纯收入增长率和消费者价格指数变动的平方作为工具变量来估计农村居民消费支出增长率平方的系数。

(二) 1992) 2006 年全国与分地区的预防性储蓄动机强度的估计

全国预防性储蓄动机强度的估计结果报告在表 1 中, 考虑到可能存在的异方差问题, 表 1 中回归系数的标准差均为经过调整的 Huber (1967) 和 White (1980) 的异方差稳健性标准差。”同时, 为了更加精确地估计模型中的相对谨慎性系数(方程(11)), 回归方程中分别控制了省际人均 GDP 和城市化水平。另外, 为了检验回归结果的稳健性, 表 1 分别报告了应用简单 OLS、固定效应模型(FE) 和固定效应) 工具变量模型(FE2IV) 回归的结果。³

首先, 从表 1 中我们可以看到消费增长项的系数都显著为正, 而 FE 估计的结果比 OLS 估计的结果稍高。其次, 考虑到回归方程中可能存在的内生性问题, 我们在表 2 的最后两栏中分别报告了采用 FE2IV 模型第一阶段和第二阶段的估计结果。为了检验工具变量的有效性, 我们分别报告了第一阶段检验工具变量联合显著性的 F 检验值,⁴ 和第二阶段过度识别检验的 Hansen J 检验值。⁵ 从这两个检验的统计结果来看, 我们所采用的工具变量非常有效。最后, 比较 FE2IV 的回归结果与 OLS 和 FE 回归结果可以发现, 前者估计出来的回归系数显著地大于后两者所估计出来的结果。可能的原因是当统计数据中出现测定性误差(measurement errors) 时, OLS 或者 FE 回归结果可能存在衰减偏误(attenuation bias)。⁶ 因此, 我们在以下的讨论中将 FE2IV 估计结果视为基准回归结果。

综上所述, 消费增长平方项的系数在所有的模型设定中均在 5% 的水平上显著为正。其中,

¹ 这里本文参照 Dynan (1993) 将年度增长率视为代表性消费者的一年期内增长率的平均值。

² 固定效应工具变量法的主要优点在于: (1) 有效地控制了省际不可观测的异质性, 从而提高回归结果的精确度; (2) 采用工具变量以避免内生性问题; (3) 当各省之间存在不同被忽略影响因素时保持高度稳健(Murtazashvili and Wooldridge, 2005)。

» 其中, 回归系数异方差稳健性的方差) 协方差矩阵计算公式为 $(\sum \hat{u}_i^2 x_i x_i') (X'X)^{-1}$ (Wooldridge, 2003, pl 57)。

³ 我们直接采用固定效应(FE) 模型而非随机效应(RE) 模型的原因在于: (1) 消除省际不可观测到的异质性; (2) 固定效应模型可以在更一般的假设条件下保持其估计结果的一致性; (3) 便于将 FE 的估计结果与 FE2IV 的估计结果展开比较。

⁴ 第一阶段对工具变量的联合 F 检验目的是检查是否存在弱工具变量的问题。一般而言, 对工具变量的要求是在第一阶段各自单独显著, 并且其联合 F 值应该超过 10 (Staiger and Stock, 1997; Stock and Yogo, 2005)。

⁵ 当回归方程中出现过度识别情况时, 即当工具变量的个数超过内生变量的个数, 我们可以使用 Hansen J 统计量来检验工具变量的有效性。其计算方法为: 首先将第二阶段回归结果的残差对所有的外生变量(包括工具变量) 回归, 得到未调整过的拟合优度 R^2 。然后, 我们计算出 Hansen J 统计量 $N @ R^2$, 其中 N 为观测值的数量。如果所有的工具变量都是有效的, 那么 Hansen J 统计量服从自由度为被过度识别工具变量数目的 V^2 分布, 其原假设为所有的工具变量都是有效的(Hayashi, 2000, p. 407) 417)。

⁶ 关于衰减偏误的讨论, 请参阅 Wooldridge (2003, p. 265) 276)。同时, 我们也对 FE 和 FE2IV 回归结果的比较展开了 Hausman 检验, 检验结果拒绝了 FE 为一致性估计量的原假设。

FE2IV 估计出来的系数为 51767, 该系数表明其相对谨慎性系数 $Q=111534$ 。更大的 Q 值表明更强的预防性储蓄动机, 因此实证结果表明样本区间内我国农村居民存在很强的预防性储蓄动机。¹

表 1 全国农村居民消费行为的相对谨慎性系数估计(1993) 2006 年)

	OLS 模型 GCOMSUMER	固定效应模型 GCOMSUMER	固定效应) 工具变量法	
			第一阶段 GCOMSUMERSQ	第二阶段 GCOMSUMER
工具变量				
GINCOMESQ			0. 188** (0. 064)	
GPRICESQ			0. 257** (0. 111)	
自变量				
GCOMSUMERSQ	3. 053** (0. 615)	3. 135** (0. 603)		5. 767* (0. 728)
RPGDP	0. 031** (0. 006)	0. 042** (0. 012)	0. 009** (0. 003)	0. 036** (0. 011)
URBAN	- 0. 060** (0. 026)	- 0. 016(0. 049)	- 0. 001(0. 022)	- 0. 032(0. 071)
F 检验值			10. 36(0. 000)	
Hansen J 检验值				1. 172(0. 279)
相对谨慎性系数	6. 106	6. 270		11. 534
拟合优度	0. 62	0. 61	0. 42	0. 48
观测值	364	364	364	364

注: 回归系数括号中为 Hube2White(1980) 异方差稳健性(heteroscedast ic2robust) 标准差;/**0 表示在 5% 水平上统计性显著; 所有回归中均包括截距项; 其中 GCOMSUMER 表示消费增长率, GCOMSUMERSQ 表示消费增长率平方, GINCOMESQ 表示人均纯收入增长率平方, GPRICESQ 表示消费者价格指数增长率平方, RPGDP 表示人均实际 GDP, URBAN 表示城市化率; F 统计量检验固定效应) 工具变量法第一阶段中的工具变量的联合显著性, 括号中为 p 值; Hansen J 统计量为固定效应) 工具变量法中过度识别检验, 括号中为 p 值。

由于我国的经济
发展水平存在较
大的地区差距, 因
此有必要分开计算
各个地区农村居民
消费行为的相对谨
慎性系数以得出我
国各个地区农村居
民的预防性储蓄动
机强度是否存在显
著的差异。我们在
表 2 中报告了应用
FE2IV 模型分地区
估计农村居民消费

表 2 1993) 2006 年分地区农村居民消费行为的相对谨慎性系数估计

	因变量: GCOMSUMER		
	东部地区	中部地区	西部地区
GCOMSUMERSQ	4. 812** (0. 553)	5. 160** (1. 299)	7. 347* (3. 555)
RPGDP	0. 005(0. 008)	0. 041** (0. 028)	0. 058* (0. 018)
URBAN	0. 078(0. 079)	0. 148** (0. 59)	- 0. 207(0. 216)
Hansen J 检验值	0. 723(0. 125)	2. 003(0. 157)	1. 177(0. 278)
相对谨慎性系数	9. 642	10. 320	14. 694
拟合优度	0. 71	0. 68	0. 42
观测值	126	112	126

注: 回归系数括号中为 Hube2White(1980) 异方差稳健性(heteroscedast ic2robust) 标准差;/**0 表示在 5% 水平上统计性显著; 所有回归中均包括截距项; 变量定义请见表 1; Hansen J 统计量为固定效应) 工
具变量法中过度识别检验, 括号中为 p 值。

行为的相对谨慎性系数, 其中, Hansen J 检验值的结果表明不能拒绝工具变量有效的原假设。另

¹ 考虑到地区的可比性以及与国内研究中国经济增长和地区差距文献保持一致(Li and Zhang, 2007), 在本文的回归分析中排除了北京、天津和上海三个直辖市和西藏自治区。但是, 我们也同时估计了包含西藏与三个直辖市的谨慎系数, 其结果为 $Q=7115$, 这表明预防性储蓄动机强度在不同地方、不同收入水平均存在较大差异。而国内已有的两篇同类研究也得出截然不同的结论, 但是本文得出的结果相对而言与 Mehre 和 Prescott(1985) 得出的实证结论比较接近。

外, 回归结果表明消费增长平方项的系数在三个地区均显著为正, 这进一步表明全国的农村居民都存在很强的预防性储蓄动机。但是, 比较东中西三个地区的相对谨慎性系数可以发现, 经济相对发达的东部, 农村居民的预防性储蓄动机也较弱, 而经济相对落后的西部地区的预防性动机则最强, 预防性储蓄动机强度与地区经济发达程度呈负相关关系。

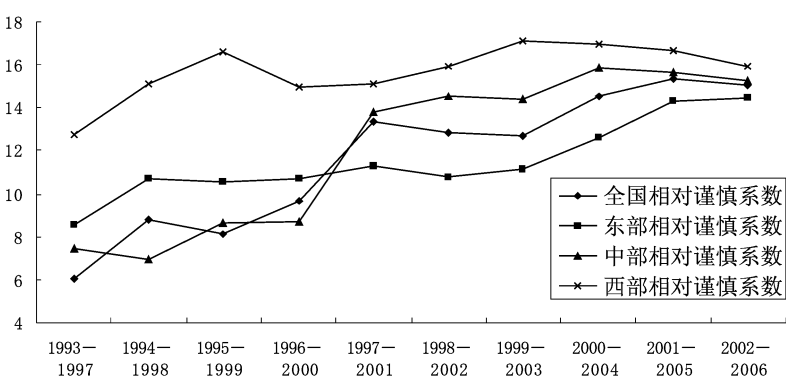


图 1 全国与分地区农村居民预防性储蓄动机强度的时序变化

(三)1996) 2006 年全国及分地区农村居民预防性储蓄动机的时序变化

由于在样本区间内我国的社会经济制度、收入水平以及区域经济政策发生了很大的变化, 因此在这一段时期内我国农村居民预防性储蓄动机的强度可能存在结构性差异与变化。本小节准备以 5 年为一个窗口对相对谨慎性系数进行滚动回归估计以观察样本区间内全国与分地区农村居民的预防性储蓄动机强度的时序变化, 其回归结果报告在表 3 中。从结果可以看出绝大多数的回归结果在 5% 和 10% 的水平上显著。基于滚动估计的结果, 图 1 描述了全国及分地区农村居民预防性储蓄动机的时序变化。从图 1 中可以清楚地看出: 就全国而言, 1993) 2006 年期间农村居民的相对谨慎性系数起先还比较平稳, 然后呈不断上升的趋势, 到最后阶段稍有下降。而分地区的滚动回归结果则表明各个地区之间存在较大的差异, 其中中部地区农村居民的预防性储蓄动机与全国的趋势比较接近; 而东部地区在 20 世纪 90 年代末以来预防性储蓄动机显著增强; 然而西部地区农村居民的预防性储蓄动机则在高位稍有上升并在最后阶段稍有下降。

表 3 全国与分地区农村居民消费行为相对谨慎性系数时序变化(1993) 2006 年)

	因变量: GCOMSUMER			
	全国	东部地区	中部地区	西部地区
1993) 1997	3. 028* (1. 286)	4. 298* (1. 745)	3. 718* (1. 334)	6. 382* (2. 047)
1994) 1998	4. 389* (2. 583)	5. 338* (2. 779)	3. 478* (2. 091)	7. 562* (2. 941)
1995) 1999	4. 071** (1. 662)	5. 289** (2. 571)	4. 324(3. 383)	8. 291(5. 841)
1996) 2000	4. 831** (1. 386)	5. 338* (1. 626)	4. 372* (1. 392)	7. 505* (2. 101)
1997) 2001	6. 676* (2. 971)	5. 634* (1. 827)	6. 897* (1. 636)	7. 562* (2. 047)
1998) 2002	6. 418* (3. 875)	5. 383(3. 427)	7. 254(4. 577)	7. 984* (2. 106)
1999) 2003	6. 334* (1. 776)	5. 561** (1. 671)	7. 186* (2. 179)	8. 571** (4. 101)
2000) 2004	7. 282* (4. 212)	6. 315(4. 375)	7. 925* (3. 131)	8. 487* (3. 222)
2001) 2005	7. 663** (1. 875)	7. 149* (2. 747)	7. 828* (2. 856)	8. 353** (2. 209)
2002) 2006	7. 542** (3. 570)	7. 217* (3. 081)	7. 652* (2. 067)	7. 982* (3. 554)

注: 括号中为Huber2White(1980)异方差稳健性(heteroscedasti2robust)标准差;/**0表示在 5% 水平上统计性显著,/ * 0表示在 1% 水平统计性显著; 所有回归中均包括截距项, 人均实际 GDP 和城市化率; 变量定义请见表 1。

五、计量结果的分析

(一) 我国农村居民预防性储蓄动机强于城市居民预防性储蓄动机以及我国农村居民预防性储蓄动机强度存在显著的地区差异的原因分析

对我国各省农村居民 1992 年到 2006 年年度数据的计量检验结果验证了一般的直觉认识,即中国农村居民确实存在着很强的预防性储蓄动机,且从估计出的相对谨慎性系数来看农村居民的预防性储蓄动机要比龙志和、周浩明(2001)和施建淮、朱海婷(2004)所估计的城镇居民预防性储蓄动机要强。从分地区的实证结果来看,中部地区农村居民的预防性储蓄动机要强于东部地区农村居民,而西部地区农村居民的预防性储蓄动机又强于中部地区农村居民。造成这种状况的原因很多,本文认为主要原因如下:

首先,我国的城乡二元经济体系以及农业本身更大的风险等因素造成我国农村居民收入增长缓慢以及更大的不确定性,这导致农村居民更强的预防性储蓄动机。我国目前仍然具有典型的二元经济结构特征,还未完全实现工业化与城市化。农业与制造业以及服务业之间的较大的生产率差异造成我国农民收入增长缓慢,城乡收入分配结构日益失衡。样本区间内我国农村居民人均纯收入的年均增长速度为 5106%,远低于该时期城镇居民的人均可支配收入的年均增长速度 7185%,从而城乡收入比例由 1992 年的 21.59 上升到 2006 年的 31.28。¹ 另一方面我国农民预期收入的不确定性要大于城镇居民预期收入的不确定性。虽然伴随着市场经济体制改革的深化,我国农民收入的来源日益多元化,目前农业收入与工资性收入已经占农村居民纯收入的绝大部分。² 然而这两部分收入的预期增长都呈现出非常大的不确定性:其一,农业本身是一个风险较高的产业,它既要面对自然风险,又要面对技术风险与市场风险,加之我国的农产品价格与农业生产率都难以大幅度提高,因此未来我国农村居民来自农业的收入将难以得到大幅度提高并仍将呈现很大的波动性。”其二,另外一块将成为占农村居民纯收入最大比例的工资性收入则由于户籍管理所导致的候鸟式的人口流动以及制造业与服务业吸纳农村剩余劳动力的速度缓慢下降等多重因素将会呈现较大的不确定性。这几个因素综合决定了农村居民在心理上对收入的不确定性因素呈现更高的厌恶程度。

第二,我国农村社会保障体系的缺位、更强的流动性约束、预期消费支出的不确定性,导致农村居民更强的预防性储蓄动机。样本区间内,我国城市正在逐步建立较为完善的社会保障体系,而我国农村则缺乏有效的社会保障体系,农村居民在住房、医疗、劳保、养老方面的支出完全由农户自己承担,因此在农村,养儿防老、攒钱养老目前仍然非常普遍。同时在目前预期医疗支出与孩子的预期教育支出出现迅猛增加的情况下,一人一生病,全家破产、一人上学,全家拖垮的情况时有发生,这在目前农村的总抚养比日益上升的情况下显得更加严重。另外就金融市场完善程度而言,农村远不如城市,从而农村居民在遭受流动性冲击时难以获得正规的外部融资,³ 因此农村居民只有维持很高的储蓄水平,才能够在受到融资约束的情况下自我抵抗不确定因素造成的流动性冲击(田岗,2005)。另外农村居民的收支周期与城镇居民有较大的差异,城镇居民一般每个月都有较为固定的收入,而农村居民的投入产出周期则相对要长一些。以种植业、畜牧养殖业为例,较短的都

¹ 数据来源于《中国统计年鉴 2007》与《新中国五十五年统计资料汇编》。

² 以 2006 年的数据为例,工资性收入与农业收入占农村家庭人均纯收入的比重分别为 38.3% 与 32.13%。

³ 例如 Jacoby et al (2002) 的研究结果表明,农村土地被征用的风险降低了农民对土地和农业进行投资的比例,从而提高了储蓄倾向。

⁴ 田岗(2005)表明,2003 年我国农村居民平均每户的借款余额为 1806 元,并且其中 64% 来自民间借贷,这显示了农村居民获取正规融资的难度。

需要数月, 较长的则需要数年不等, 并且呈现出很大的不确定性。加之获取外部融资的难度, 农村居民的储蓄还表现出一个共性: 自身长期积累, 一次性大额支出, 比如婚丧支出、建房支出、应付大病大灾支出等等(孙凤, 2002)。

第三, 我国东中西部农村居民存在较大的收入差距, 并且中西部农村居民主要依赖以农业收入为主的家庭经营收入, 从而中西部农村居民更强的预防性储蓄动机。东、中、西部地区农民收入差距较大, 以 2006 年的收入数据为例: 东部地区农民人均纯收入远远高于全国平均水平, 分别是中、西部地区农民人均纯收入的 1140 倍和 1187 倍;¹ 以绝对贫困人口与低收入人口占各地区农村居民的比重来看, 2006 年东中西部这一比例分别为 118%、515% 与 1317%,² 中西部这一比重明显高于东部。其次, 从农村居民的收入结构来看, 东部地区由于工业化与城市化程度明显高于中西部, 因此农村居民有更多的机会在城镇就业。以 2006 年的工资收入占农村居民纯收入的比重来看, 东、中、西部地区这一比例分别为 4313%、3414% 与 3117%, 东部地区这一比例明显高于中西部地区。由于中西部地区农村居民收入明显低于东部地区农民居民收入, 同时中西部农民仍然主要依赖以农业收入为主的家庭经营收入, 这大大增加了其收入以及收入增长的不确定性; 加之就工资性收入以及工资性收入增长的不确定性而言, 东部地区由于城市化与工业化程度远高于中西部, 因此东部地区这一不确定性相对要低于中西部地区, 这决定了中西部农村居民在心理上对收入的不确定性因素呈现更高的厌恶程度。

(二) 我国农村居民预防性储蓄动机强度时序变化的原因分析

从图 1 我们可以看出全国与分地区农村居民预防性储蓄动机的时序变化不但体现一定程度的不同步性, 而且连大趋势都存在较大的差异, 要解释这种不同步性与差异需要结合样本区间内全国的农业与农村经济状况、农业与农村经济政策以及区域经济发展与政策等多方面的因素。

首先, 本文从样本区间的农业与农村经济状况以及相关的制度背景来分析全国 1992) 2006 年农村居民预防性储蓄动机强度的时序变化。1992) 1995 年是我国近十多年来经济增长速度最快的一段时期, 同时 1992 年与 1993 年也是我国农民工外出就业与农村居民纯收入增长最快的两年, 此后则进入相对稳定增长的阶段。但是从 1996 年宏观经济软着陆一直到 2002 年, 农民收入持续低速增长。从 1997 年到 2003 年, 全国农村居民人均纯收入的增幅连续 7 年没有一年超过 5%, 最高的年份增长 418%, 最低的只增长 211%, 年均增长 4%, 仅相当于同期城镇居民收入年均增长幅度的一半。与此同时, 上个世纪 90 年代中期开始大规模的教育收费体制改革与医疗体制改革, 导致农村居民预期的教育支出以及医疗支出大幅度上涨,³ 增强了预防性储蓄动机。这一状况自 2004 年以来有所缓解, 2004 年中共中央、国务院 1 号文件⁴ 关于促进农民增收收入若干政策的意见⁵, 强调增加粮食产量与促进农民增收两个重点, 其后从中央到地方相继制定与出台了一系列支农的政策与措施, 加之粮食市场价格回升和气候较好等有利因素, 2004) 2006 年我国农村居民人均纯收入年均实际增长 6180%, 其中低收入农村家庭人均纯收入年均实际增长 7190%。同时近几年来我国农村社会保障工作的推进力度明显加大, 社会保障体系的覆盖范围逐渐增大, 这可能在一定程度上降低了预防性储蓄动机。因此 1992) 2006 年全国农村居民预防性储蓄动机强度的时序变化就比较容易理解了, 开始阶段比较平稳, 然后逐渐上升, 最后又开始小幅度下降。

然后, 本文从区域经济发展、区域经济政策以及城市化等多方面的因素来分析我国 1992) 2006

¹ 根据 5 中国统计年鉴 2007 计算所得, 其中计算过程采用了以各省人口占区域之比为权重进行加权平均。

² 来源于中国三农信息网 2006 年末全国农村绝对贫困人口 2148 万人 6。

³ 杭斌与申春兰(2005)的研究表明, 1989 年以前农村居民服务项目价格指数与消费价格指数的变化幅度大体相当, 1990 年以后前者开始大于后者, 而从 1997 年开始这种差距逐渐拉大, 并且农村居民服务项目价格上涨主要由医疗保健费、学杂费以及保育费的飞速上涨拉动的。

年不同区域农村居民预防性储蓄动机强度时序变化的差异。从图 1 我们可以看出东部地区与西部地区农村居民预防性储蓄动机强度的走势在各个地区之间存在较大的差异(特别是西部)。我国于 2000 年开始实施西部大开发战略,国家在多方面加大了对西部地区的支持力度,这几年成为西部地区自新中国成立以来社会经济发展最快的时期。统计数据显示 2000) 2006 年西部地区农村居民纯收入增长逐年加快,同时国务院于 2004 年颁发 5 国务院关于进一步推进西部大开发的若干意见⁶,因此西部农村居民对未来一段时期的预期较上个世纪 90 年代末有所好转。但西部地区的城市化进程相对滞后于东部与中部,因此西部地区虽然其预防性储蓄动机始终较强,但其上升幅度较小并在最近一段时期稍有下降。就全国与中东部地区而言,由于上个世纪 90 年代末以来中部与东部(特别是东部)城市化与工业化正日益加速,城市化与工业化将给目前的农村居民带来较大的、更加不确定的转移成本,¹ 因此总体而言,在样本区间内其预防性储蓄动机强度日益上升。

六、简短的结论与政策建议

本文对 1992) 2006 年我国农村居民预防性储蓄动机的地区差异与时序变化进行了深入的理论与实证分析,得出了以下几点结论:

结论 1: 样本区间内我国农村居民确实存在很强的预防性储蓄动机,并且这一动机要强于同类研究得出的城镇居民预防性储蓄动机。其原因可能在于:我国的/城乡二元经济体系⁰以及农业本身更大的风险等因素造成我国农村居民收入增长缓慢以及未来更大的收入不确定性;我国农村社会保障体系的缺位,农村居民面临比城镇居民更强的流动性约束以及更大的预期消费支出的不确定性。

结论 2: 本文对样本区间内我国农村居民预防性储蓄动机的地区差异进行实证检验,结果表明我国东部农村居民的预防性储蓄动机相对较弱,而中西部地区农村居民的预防性储蓄动机则较强。其原因可能在于:我国东中西部农村居民存在较大的收入差距,东部农村居民人均纯收入远高于中西部农村居民的人均纯收入,并且中西部农村居民主要依赖以农业收入为主的家庭经营收入,这大大增加了中西部农村居民收入增长的不确定性,于是中西部农村居民在心理上对不确定性因素呈现更高的厌恶程度与更强的预防性储蓄动机。

结论 3: 对样本区间内我国农村居民预防性储蓄动机的时序变化进行实证分析的结果表明,开始阶段我国农村居民预防性储蓄动机强度比较平稳,然后逐渐上升,最后又开始小幅度下降,这可能与样本区间我国农业与农村经济状况以及相关的体制改革紧密相关。最后本文对分地区的农村居民预防性储蓄动机强度的时序变化进行的实证研究表明,中部地区农村居民的预防性储蓄动机与全国的趋势比较接近;而东部地区在 20 世纪 90 年代末以来预防性储蓄动机显著增强;然而西部地区农村居民的预防性储蓄动机则在高位相对平稳并在最后阶段稍有下降。这可以用样本区间内我国的区域经济发展、区域经济政策以及城市化与工业化的加速等来加以解释。

基于本文对我国农村居民预防性储蓄动机强度的理论与实证分析,我们对缓解我国农村居民储蓄快速增长,有效提高我国农村居民边际消费倾向,从而增强内需提出如下政策建议:

政策建议 1: 通过采取综合性措施,力争实现农村居民收入较快、持续与稳定的增长,并有效扭转城乡居民收入差距不断扩大的趋势,这确实是缓解农村居民储蓄快速增长的根本途径;但另一方面更加需要重视的是如何降低农村居民未来消费增长的不确定性,稳定消费支出预期。从这个角度而言,承诺并尽快建立起覆盖整个农村居民的社会保障体系将减弱农村居民的预防性储蓄动机并直接减少其预防性储蓄。

¹ 万广华等人(2003)的研究结果也表明城市化与工业化的替代变量对农村居民储蓄的影响显著为正。

政策建议 2: 继续坚定不移地实施/西部大开发战略⁰, 大力推进/东北老工业基地振兴战略⁰与/中部崛起战略⁰, 尽快扭转地区收入差距, 可以有效降低中西部农村居民未来收入不确定性并减弱中西部农村居民的预防性储蓄动机。另一方面完善城市化与工业化进程中的征地补偿制度, 降低城市化与工业化给现有农村居民带来的转移成本可以有效减弱东部农村居民的预防性储蓄动机。

参考文献

- 杭斌、申春兰, 2005: 中国农户预防性储蓄行为的实证研究⁶, 5 中国农村经济⁶第 3 期。
- 刘建国, 1999: 我国农户消费倾向偏低的原因分析⁶, 5 经济研究⁶第 1 期。
- 龙志和、周浩民, 2000: 中国城镇居民预防性储蓄实证研究⁶, 5 经济研究⁶第 11 期。
- 施建淮、朱海婷, 2004: 中国城市居民预防性储蓄及预防性储蓄动机: 1999—2003⁶, 5 经济研究⁶第 10 期。
- 宋铮, 1999: 中国城镇居民储蓄行为研究⁶, 5 金融研究⁶第 6 期。
- 孙凤、王玉华, 2001: 中国居民消费行为研究⁶, 5 统计研究⁶第 4 期。
- 孙凤, 2002: 消费者行为数量研究⁾⁾⁾ 以中国城镇居民为例⁶, 上海三联书店与上海人民出版社。
- 田岗, 2005: 不确定性、融资约束与我国农村高储蓄现象的实证分析⁾⁾⁾ 一个包含融资约束的预防性储蓄模型及检验⁶, 5 经济科学⁶第 1 期。
- 万广华、史清华、汤树梅, 2003: 转型经济中农户储蓄行为: 中国农村的实证研究⁶, 5 经济研究⁶第 5 期。
- 万广华、张茵、牛建高, 2001: 流动性约束、不确定性与中国居民消费⁶, 5 经济研究⁶第 11 期。
- 因特里格特、博德金、萧政, 2004: 经济计量模型、技术与应用⁶(中译本), 中国社会科学出版社。
- 中国社会科学院农村发展研究所, 2005: 2004—2005 年: 中国农村经济形式分析与预测⁶, 社会科学文献出版社。
- 朱春燕、臧旭恒, 2001: 预防性储蓄理论) 储蓄(消费)函数的新进展⁶, 5 经济研究⁶第 1 期。
- Caballero, R. J., 1990, / Consumption Puzzles and Precautionary Savings⁰, Journal of Monetary Economics, Vol. 25, pp. 113) 136.
- Carroll, C. D., Hall, R. E. and Zeldes, S. P., 1992, / The Buffer-Stock Theory of Savings: Some Macroeconomic Evidence⁰, Brookings Papers on Economic Activity, No. 2, pp. 61) 135.
- Carroll, C. D., 1994, / How Does Future Income Affect Current Consumption⁰, Quarterly Journal of Economics, Vol. 109, pp. 111) 147.
- Carroll, C. D., 1995, / How Important Is Precautionary Saving⁰, NBER Working Paper, No. 5194.
- Dardanoni, V., 1991, / Precautionary Savings under Income Uncertainty: A Cross-sectional Analysis⁰, Applied Economics, Vol. 101, pp. 1104) 1113.
- Deaton, A. S., 1991, / Saving and Liquidity Constraints⁰, Econometrica, Vol. 59, pp. 1121) 1148.
- Dreze, J. and Modigliani, F., 1972, / Consumption Decisions under Uncertainty⁰, Journal of Economic Theory, Vol. 5, pp. 308) 335.
- Dynan, K. E., 1993, / How Prudent Are Consumers⁰, Journal of Political Economy, Vol. 101, pp. 1104) 13.
- Gourinchas, P. and Parker, J., 2002, / Consumption over the Life Cycle⁰, Econometrica, Vol. 70, pp. 47) 89.
- Guiso, L., Jappelli, T. and Terlizzese, D., 1992, / Earnings Uncertainty and Precautionary saving⁰, Journal of Monetary Economics, Vol. 30, pp. 307) 337.
- Hayashi, F., 2000, Econometrics. Princeton: Princeton University Press.
- Huber, P., 1967, / The Behavior of Maximum Likelihood Estimates under Nonstandard Conditions⁰, in Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium in Mathematical Statistics, Vol. 1. Berkeley: University of California Press.
- Jacoby, Hanan, Guo Li and Scott Rozelle, 2002, / Hazards of Expropriation: Tenure Insecurity and Investment in Rural China⁰, American Economic Review, Vol. 92, pp. 1420) 1447.
- Kazarosian, M., 1997, / Precautionary Savings) A Panel Study⁰, Review of Economics and Statistics, Vol. 79, pp. 241) 247.
- Kimball, M. S., 1990, / Precautionary Savings in the Small and in the Large⁰, Econometrica, Vol. 58, pp. 53) 73.
- Leland, H. E., 1968, / Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving⁰, Quarterly Journal of Economics, Vol. 82, pp. 465) 473.
- Li, Hongbin, and Zhang Junsen, 2007, / Do High Birth Rate Hamper Economic Growth⁰, Review of Economics and Statistics, Vol. 89, pp. 110) 117.

- Mehra, R. and Prescott, E. 1985, / The Equity Premium: A Puzzle, Journal of Monetary Economics, Vol. 15, pp. 145) 161.
- Miller, R. L., 1976, / The Effect on Optimal Consumption of Increased Uncertainty in Labour Income in the Multiperiod, Journal of Economics Theory, Vol. 13, pp. 154) 167.
- Murtazashvili, I. and Wooldridge, J. M., 2005, / Fixed Effects Instrumental Variables Estimation in Correlated Random Coefficient Panel Data Models, Michigan State University Working Paper.
- Sandmo, A., 1970, / The Effect of Uncertainty on Saving Decisions, Review of Economics Studies, Vol. 37, pp. 353) 360.
- Sibley, D. S., 1975, / Permanent and Transitory Income Effects in a Model of Optimal Consumption with Wage Income Uncertainty, Journal of Economics Theory, Vol. 11, pp. 68) 82.
- Skinner, J., 1988, / Risky Income, Life Cycle Consumption, and Precautionary Savings, Journal of Monetary Economics. Vol. 22, pp. 237) 55.
- Staiger, D. and Stock, G., 1997, / Instrumental Variables Regression with Weak Instruments, Econometrica, Vol. 65, pp. 557) 586.
- Stock, J. H., and Yogo, M., 2005, / Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression, NBER working Paper, No. 0284.
- White, H., 1980, / A Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, Econometrica, Vol. 50, pp. 817) 838.
- Wilson, B. K., 2003, / The Strength of the Precautionary Saving Motive when Prudence is Heterogeneous, Enrolled paper of 37th Annual Meeting of the Canadian Economics Association.
- Wooldridge, J., 2002, Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Yoo, K. and Giles, J., 2002, / Precautionary Behavior and Household Consumption and Savings Decisions: An Empirical Analysis Using Household Panel Data from Rural China, Preliminary Draft for NEUDC.

The Fluctuation and Regional Difference of the Strength of Precautionary Saving Motive

Yi Xingjian, Wang Junhai and Yi Junjian

(1st: School of International Trade and Economy, Research Center for International Trade and Economy, Guangdong University of Foreign Studies;
2nd: Center for Macroeconomic Studies, Xiamen University;
3rd: Department of Economics, Chinese University of Hong Kong;
Research Center of Labor Economics and Public Policy, Zhejiang University)

Abstract: This paper empirically examines the fluctuation and regional difference of the strength of precautionary saving motives in rural China by employing the fixed effects instrumental variables model on a panel data set from 1992 to 2006. It is found that there does exist a strong precautionary saving motive in Chinese rural inhabitants and that the strength of western rural inhabitants is stronger than that of the central and eastern rural ones. However, the rolling estimates reveal a considerable variation across different geographic regions in rural China. Lastly, based on the explanation for the empirical findings, the paper proposes policies to mitigate the high growth rate of rural inhabitants saving in China.

Key Words: Rural Inhabitants; Strength of Precautionary Saving Motive; Coefficient of Relative Prudence

JEL Classification: R22, E21, C23

(责任编辑: 松 木)(校对: 子 璇)