

转型经济中农户储蓄行为： 中国农村的实证研究*

万广华 史清华 汤树梅

(United Nations University, Austria; 上海交通大学 20052; Griffith University)

内容提要: 本文运用大样本农户家庭调查资料,对决定中国农户家庭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:(a)流动性约束、预防性储蓄动机以及工业化等对储蓄率的上升贡献相当大,且为正值;(b)在解释区域间储蓄率的差异时,文化是一个相当重要的因素;(c)家庭生命周期的/G0型分布假说被拒绝,相反的/H0型分布被发现;(d)当家庭财富与储蓄率的相关关系表现为负时,持久收入假说也被拒绝。

关键词: 农户 储蓄率 储蓄模型 异质性

一、前人研究与本文的贡献

从 Deaton 和 Paxson (2000)、Loayza, Schmidt 和 Hebbel 和 Serven (2000) 等近期为世界银行和普林斯顿大学完成的项目及其所参阅的文献可以发现,储蓄研究是一项十分有意义的研究。在他们的研究中,一些是侧重于对各种理论的验证,如持久收入假说和生命周期假说,另一些则侧重于对储蓄率变化的决定因素的分析。另外一个明显趋势在于,家庭观察资料被采用的情况越来越普遍。

从 Krray (2000) 的总结与评述看,有关中国居民储蓄率的研究已引起学者关注,尽管有些研究结论是已正式出版或发表的文献。就其本质而论,大多数研究并没有直接触及中国储蓄这一主题,而将目标设定在商品需求和消费函数模型的构建。数据的缺乏是储蓄模型构建比较少的主要原因。由于难以取得年序列资料,Wan (1996b) 的研究侧重点转向居民财富积累,Qian (1988) 和 Krray (2000) 在构建储蓄模型时则运用了省级汇总数据。孙风 (2001) 利用的是月度平均数据。

本文对储蓄研究的贡献主要表现在:一是尝试着运用农户连续跟踪观察数据。根据 Browning 和 Lusardi (1996) 以及其他学者的研究,个体行为无法从汇总数据中获取,而个体行为又在许多研究中处于相当重要的位置。从已看到的材料看,包括 Qian、Krray 以及孙风在内,几乎所有涉及中国储蓄的研究所运用的数据,不是国家级就是省级年度或月度汇总数据。面对一个省均人口达 4300 万的中国国情,运用农户观察数据进行分析将有更好的洞察力。二是在农村居民的储蓄模型构建和参数估计方面,本模型并不完全按照持久收入假说或生命周期假说理论构建,本文估计的函数模型主要运用于评价现有信贷条件、预防性储蓄动机、税收以及其他社会经济环境等因素对中国农村居民储蓄率的影响。

二、数据处理及说明

本研究所使用的农户调查数据来自中国农业部。有关该数据的详细情况可以参看《全国农村

* 本文在国家自然科学基金(70141022 和 70173016)资助和全国农村固定观察点办公室的支持下完成。特此致谢!

社会经济典型调查数据汇编 1986) 1996)。尽管调查的覆盖面包括全国所有的省(市、区),但可用的农户数据相当有限。本文涉及的观察户为 3202 个,它们分别来自 5 个省市(山西、上海、江苏、浙江和山东),49 个不同农村。数据时间跨度为 1995) 2000 年,样本规模为 19212 个。如此大的样本规模可以使我们在模型估计中自由选用虚拟变量而不受限制。

在大多数有关储蓄率的研究中,作为因变量的储蓄率,必须有一个明确的界定并在计算上可以操作。由于该数据代表整个农户而不是单个家庭成员,且农户在经济生活中扮演着生产者与消费者的双重角色,所以,必须对传统的储蓄率计算公式做出进一步的修改或定义。

众所周知,农户生计更多依赖于其家庭经济生产活动,而不是工资,而农户的统计收入则或多或少是其经济生产活动的纯收入。由此,储蓄率可以定义为纯收入减去消费支出的余额与纯收入之比。当纯收入比消费支出低时,储蓄率变为负值。当出现纯收入为负值时,则会出现储蓄率小于 - 100% 的现象。作为一个生产单位,对农户来说这种现象是符合实际的,但在本文,农户是以一个消费单位看待的,所以最低收入不能为负。由于在纯收入为零时文中定义的储蓄率无法计算,所以在计算时,零值和负值的人均纯收入用 1 元来替代。无论按照什么标准,用 1 元钱这么一个可以忽略的量来替代几乎不会引起扭曲。事实上,替代是必要的,这样可以避开当纯收入为负值时所出现的正的且非常大的储蓄率的现象。

替代后,如果消费支出超过收入,哪怕超过 1 元,负储蓄率的现象必然出现。在一些需求弹性很低,消费水平又相对稳定的消费类别中,负储蓄率的绝对值可能会出现天文数字。例如,假定年持续消费水平为 500 元/人,当农户家庭纯收入小于家庭人口规模时,则储蓄率 $S = (1 - 500)P1 @ 100\% = - 49900\%$,显然,这一储蓄率从数量上看很高,但没有什么实际意义,所以在计算时我们给出一个 - 1000% 最高限制。关于这一限制对模拟结果以及在技术上所带来的一些曲解问题将在下文给出进一步的讨论。

农户家庭消费数据也需要调整。首先,耐用品消费支出并不全部是当年消费支出,在计算时仅将其中的 20% 计算在内。使用 20% 这一比例看起来有些武断,但正是考虑到耐用消费品的特殊性才做出的。这一处理意味着农户家庭的耐用消费品消费被平均分摊到 5 年内。研究期末的耐用品数据要么被替换,要么被取消。学校教育性支出数据也被排除在外,这是因为,一般而言教育性支出是作为投资或储蓄,而不是消费看待。

其次,家庭中的特殊事件所增加的家庭支出也不能看做是家庭成员的消费。例如,在农户家庭婚嫁或生日宴会中,购置的电视、冰箱等大件耐用消费品是作为一种礼品而不是消费品看待的。但在实际家计调查时这些数据并没有单列出来,使得在这些年份里,储蓄常常被低估。这就需要家庭发生的事件有一个清晰的认识,并对其消费数据做出调整。在有大事发生时,通常食品消费支出会有一个明显的升高。如果在连续观察的上下年份,食品消费支出变动相对较小,则认为该农户家庭没有举行重大事件。通常农户家庭的重大事件发生是以庆祝宴席形式出现,如果在一个自然年内,邀请 / 五桌 0 客人以上(40 人及以上)在一起吃饭,则家庭的食品消费支出会增加很多。按照一般标准计算,一个客人一餐的开支大约相当于农户正常一餐的 10 倍左右,那么一个 4 口之家,举办一次这样的宴席,相当于该家庭增加了一个消费时间在 200) 250 天左右的成员。由此,家庭的食品预算支出则会相应增加 $13175\%) 17\%$ 。根据这一推算,对连续观察的家庭食品消费支出在上下年间起伏超过 15% 的农户定义为有重大事件发生的户。由于针对的是弹性相当小的食品消费,所以在调整有重大事件家庭的食品消费数据时,对收入数据则不必考虑。

一旦被识别为有重大事件发生的户,则该年的消费将用上下两年的平均数来替代。当上年或下年数据无法利用时,则使用其中的一个可用数据替代。根据 Wan(1996a) 的计算,用 3% 的比例进行置换调整后,在食品消费支出上的收入效应为农户实际收入平均上升 3%。这一调整是在单位

收入弹性的假定下进行。按照同样的方法,教育与耐用品支出数据也进行了调整。

虽然通货膨胀或滞胀对储蓄率的计算并没有什么影响,但在调整消费支出数据时,需要对年际间的消费数据进行平减。在模型构建中因而使用了公开发表的农村消费价格指数。

三、模型构建及说明

Browning 和 Lusardi(1996)曾经指出,大多数经验性的储蓄研究工作是描述性的、理论性的。他们研究的行为,尤其是构建的模型仅仅作为客观模型的替代。Smith(Douglas, 2000)指出,近期多数储蓄研究所给出的说明是相当一般的,对储蓄变化的决定性因素的考虑明显多于对效用最大化模型的考虑。世界银行的/全球储蓄0研究项目(Loayza, 2000b)指出,各项研究均采用了这一方法。所以,对1991年至1998年期间出版的主要研究成果予以引证,并在模型构建中也采用了这一方法(Loayza, 2000a, P166)。这一方法的一个最大优点即是将储蓄置于中心位置,而不是将其类似于收入与消费进行处理(Browning 和 Lusardi, 1996)。万广华曾经指出,建立在西方思维和社会价值观下的标准模型,其框架是不能直接应用到中国去的(Wan, 1995)。本文的研究发现同时也反驳了持久收入假说理论。

按照 Loayza(2000a)等的方法,本文将农户储蓄率作为一种因变量进行线性描述。自变量的选择按照理论的关联性和数据可用性原则进行。考虑到有关中国农户储蓄决定因素的前期研究相对缺乏,本文选择自变量依据的是包含原理,因此,标准或非标准变量均予以考虑。标准变量是优化模型框架所确定的,这些变量主要用于验证各种假说。模型中的其它变量则是非标准变量,这些变量,如果显著,可以提供一些有用的政策涵义。

就优化理论而言,持久收入假说理论建议将财富水平和预期收入作为储蓄的决定因素。许多研究将即期收入作为预期收入的一个工具变量,有些方法已被应用到中国研究中,诸如 Jian, Sachs 和 Warner(1996), Chen 和 Fleisherr(1996)以及 Kray(2000)。另一方面,生命周期假说理论所关注的年龄也是本模型中的一个变量。由于没有个人年龄可利用,所以选择户主年龄作为替代,这一变量由 Browning 和 Lusardi(1996)提出,由 Poterba(1994)付诸实践。

在中国农村,如果年龄与储蓄的关系存在,我们相信,它应当是一种/G0走势。因为,在户主年龄处于中年时,他们家庭常常养育有许多孩子,同时还要照管老人,储蓄应当很低。而年轻家庭的双方父母正处于工作年龄,有的还没有小孩,有的也很小,人口负担比较适中,所以有储蓄。当户主年龄达到50岁及以上,父母有不少已去世,而子女也已成为劳动力,其家庭人口负担非常低,储蓄自然高。与此相对,在发达国家,许多研究却发现年龄与储蓄的关系呈/H0走势(Deaton 和 Paxson, 2000)。除此之外,处于转型时期的中国农村,年龄附含的经验成份相对较少。事实上,教育和胆略使得年轻人较中老年人赚取收入的机会更多。在赚取收入能力和户主年龄被控制后,人口负担率在解释储蓄行为时,关联程度应当是很低的。

根据预防性储蓄动机理论,模型中还增加了三个变量。一是农户家庭中有没有在政府或国有企业中有稳定工作的人,这是一个虚拟变量,代表农户对收入不稳定所引起风险的抗击能力。当然,这些在外人员常常只对家庭收入做贡献而不在家消费,因此这一变量有正或负系数,判定时可依据预防性储蓄能力与收入贡献中的零消费偏好程度的抵销情况而定。二是农户家庭的财富水平,用人均非生产性固定资产额表示。通常认为富人对风险的规避相对较小。然而,在中国,无论在农村,还是城市,富裕家庭需要做许多装饰自家富有的工作。由此,在其它条件相同的情况下,开支明显多于储蓄。因此,财富与储蓄的关系应当为负值,而 Browning 和 Lusardi(1996)的发现却为正值。三是农户家庭经营非农化程度,一般认为,家庭经营中农业的成份过高面对的风险也将增大,由此以农业经营为主的农户家庭储蓄要高于非农户(史清华, 1999)。

在预防性储蓄动机的新角度上,我们认为,运用虚拟变量来代表不确定性并非十分必要。Browning 和 Lusardi 对与虚拟变量构建相关的各种问题均进行了讨论。本模型对流动性约束、资本或信贷市场现状等的影响均予以了考虑。尽管由于农村金融市场零碎、效率低下,这一市场可能根本不存在。事实上,中国农村金融市场是一个典型的二元市场))) 正规而有组织的与非正规或地下的同时并存。尽管这一问题已超出本文的研究范围,但也需要了解对农村金融市场的变化,特别是农村正规金融组织的萎缩与非正规金融组织的崛起这一背景。然而,无论正规与否,任何金融市场均期望增强其信贷的可接近性,减少其流动性约束。考虑到上述原因,当年借贷也作为变量列入本模型。这一变量与借贷频度以及信贷限制应当都是一个非常好的流动性约束指标。

城市化和工业化带来的更多投资机会刺激农户储蓄。事实上,农民进城和乡村企业的发展常常需要资金,名义上的银行储蓄实际上已变成投资。由此我们相信,非农化进程的加快意味着农村储蓄率的上升。在评价非农化的储蓄效应方面,两个指标是非常有用的,一个是农户家庭非农化用工比例,另一个是农户家庭非农化投资比例。这两个变量被认为与农户家庭是否从事种植业的虚拟变量相关。后一变量是一个或 0 或 1 变量,不会有多重共线性问题存在。即使存在,足够大样本也可以帮助我们避开共线性问题。

当储蓄被看作是投资的一种替代时,一般认为税收对储蓄的影响为负。在中国农村,农民家庭各种费的负担已经引起社会巨大的关注。朱希刚等人(1996)的研究发现,费的收取已远远超过政府支持农业的开支。实际上,在 WTO 谈判中,柯柄生和万广华(2002)曾将此作为建议中国保持一定的农业支持水平承诺的一个重要理由。尽管这些费用还没有列入强制收取之列,但它已变成地方政府最重要的收入来源。保守估计,数额已达 8000 亿。由此,人均税和费负担水平也包括在本模型中。我们知道,很多负担是与收入无关的,但对此做些解释是很有必要的,而对于农户家庭人口规模以及承包的农地多少等与负担的收取关系则未考虑。根据这一观察,当家庭为了预期支出必须储蓄时,这些变量可以帮助其提高储蓄率(类似为了未来的开支,诸如退休、住房等而储蓄)。将两者结合在一起考虑,那么税收对储蓄的影响将有望为正。

除此之外,受 Browning 和 Lusardi(1996)启发,教育水平也被列在本模型中。在模型中,教育以家庭成员的平均受教育时间来代表。当然,受教育时间优于入学注册率(史清华,1999),因为注册了的学生在许多年后并没有达到计划学习年限。换言之,运用最流行的注册率这一指标测算人力资本对生产、消费以及储蓄的影响时,发现其影响很小,且其符号同样是不确定的。受到良好教育的家庭所面对的确性越来越大,由此用于储蓄的比例也就越少(Wan, 1995)。另一方面,受到良好教育的人口将会把更多的开支作为投资放在对下一代教育上,由此储蓄的比例又会增加。判断这一符号是正还是负需要根据这两种力量的抵销情况而定。

人口统计学上的一些因素对储蓄可能也有影响。本文模型考虑了三个变量,分别是家庭人口规模、家庭劳动人口负担率、家庭结构类型。我们将家庭分为两类,一类是完整家庭,包括核心家庭、直系家庭和扩展家庭,另一类为不完整家庭和其它家庭。不完整家庭指没有完整夫妻关系存在的家庭,其它家庭指上述四类家庭以外的家庭。因为在完整家庭中心理差异基本不存在,储蓄比较简单。家庭劳动人口负担率通常对储蓄的影响是负的,模型中负担率的计算方法为:负担率=(家庭人口数-家庭劳动力数)/家庭人口数。这一计算方法与传统的以劳动力总数为分母的计算方法只有微小差异。尽管我们也发现运用家庭人口作分母计算准确程度会下降,无奈在一些农户家庭中缺乏劳动力,所以不得不选用家庭人口作分母来计算。选用家庭人口规模变量还可以了解农户家庭在消费和储蓄方面的规模经济情况。当家庭规模、人均纯收入、人均财富以及其它变量一定时,负担程度则不显著,这一结果将在模型中给出。

区域间的文化差异也是一个重要因素。我们相信,在解释一些经济行为时文化是最基本的因

素,特别在解释行为的区域差异时,文化尤其重要。例如,浙江人精于经商,而山西人对开支则是精打细算,并有较强的储蓄愿望(史清华和陈凯,2002)。由此,将一个省定义为一个区域文化单元。在模型中用虚拟变量来代表区域间文化差异。当村际间或户际间的影响一定时,省际差异将不再显著。省虚拟变量既不代表省际间政策也不代表省际间文化。众所周知,中国的储蓄政策是由中央统一制定,省级政府很少能改变它,特别是农村储蓄政策。我们通过模型中设置的收入、教育、税收以及其它变量,可以获取包括地区信贷市场情况在内的间接政策对储蓄的影响。由此,我们希望省虚拟变量成为多余变量,如果结果相反,将把这些看作是区域文化带来的结果。

在中国农民中,存在)))尽管比例很少)))一些由于预期收入不好而被迫借贷消费的现象。负储蓄率代表了这些农户的纯收入不能保证其消费,或作为一个经营单位的家庭,其运转是在一种负债状态下进行。在这种情况下,全部收入不够用于支付各种可变的成本和主要劳动用工成本。想象一下,一个收入为负值或处于负债经营状态下的人,与其他人在消费储蓄方面会有什么不同。考虑到这些,在模型中定义了一个虚拟变量,即是负债生活者还是正常消费者。尽管前文中有关负储蓄率最高限制带来了一些扭曲,这一虚变量的设置将大大消除其影响。需要说明的是,这些都是做模型中的一些技术处理,它不会影响到对储蓄率的各个决定因素的评价结果。

另外,时间(年份)作为虚拟变量也被考虑在模型中,主要用于考察国家社会经济等大的体制变革或转型对储蓄率的可能影响。

总之,我们建立的储蓄模型为: $S_{it} = cX_{it} + cD + cCD + e_{it}$

这里, X 是一组经济与人口统计变量,诸如上面讨论的。 D 是一组村庄、省市、年份以及其它虚拟变量。 CD 是一组控制变量。扰动项为户际间、年际间、在整个时期内模型允许的一级自回归以及农户间的异方差性,进一步的解释将在下一部分进行。

四、模型估计与结果

从上文分析发现,异方差性是模型估计所遇到的最大挑战。这种异方差性不只在同一村庄农户间、在同一省份的农户间存在,同时在村际间、省际间也存在。为了处理异方差性问题,在模型估计过程中,定义了许多虚拟变量。村庄和省市虚拟变量的设计就是为了处理村际间(区域)和省际间(文化)的异方差性问题。如果不需要假定回归变量和扰动项是独立的,则固定效应方法要明显优于误差构成的方法。

考虑到农户间的异方差性存在,在设置农户类别变量时已做了部分处理。余下的异方差性处理可通过农户规模变量或农户类别变量的扰动项进行。前者在运用以前定义的虚拟变量和大样本时并未采用。农户间的异方差性与在整个回归期内农户的自回归性允许存在时, $Kmenta$ 方法就可容忍农户间的异方差性或识别农户间的数据误差。假定农户的异方差性能够被归结到一个确定的或随机的因素中,当随机因素以农户类别误差被纳入模型中时,意味着可以用家庭类别变量来处理确定的或系统的因素。根据 Baltagi 对 $Kmenta$ 方法的评价,在处理 panel data 数据时,这一方法较其它模型估计方法有明显的适应性。有关这方面的知识可参见 Wan (1996)。

在完成有限检验和模型改造前,我们不能放松对数据的处理。检验之一:对校正了的 White 异方差性的 OLS 结果与运用 $Kmenta$ 非迭代方法结果进行比较。这是农户异方差性存在的最基本检验。比较发现,运用 $Kmenta$ 方法生成的极大似然值要较 OLS 方法生成的值大。很明显,按照 Pollack 和 Wales(1991)的似然值重要性标准和 Wan(1996)进行的 V^2 检验, $Kmenta$ 方法是比较优秀的。

需要引起注意的是运用 OLS 计算生成的调整后的 R^2 值为 0.129,较 Wan 在缺乏储蓄扰动项下对财富的估计结果更为优秀(EDCC, p. 535)。同时也较 Kray(2000)获得的结果更高,尽管他运用

的是一组汇总数据。就显著性看, OLS 估计形成的结果是可以接受的。然而, 多数估计似乎太不精确以至于不现实。例如, 税和费负担 1% 的增减变化将会导致储蓄 0.19% 的反向变化。完整家庭较非完整家庭的储蓄平均要高出 11.9%。农户家庭规模增加一人将会引起储蓄 0.12% 的下降。很清楚, 这一结果出乎我们的预料, 同时在估计过程中也缺乏指向。

采用 Kmenta 方法在没有迭代的情况下收敛明显对结果有所改进。尽管在小样本情况下, 迭代是不会产生效率的, 但是在一个样本规模为 19212 个的情况下, 完全可以进行一些迭代。事实上, 迭代估计使 log2likelihood 值增加了 796。同时, Buse Raw2moment R^2 值也有了少许提高, 从 0.1918 到 0.1928。因为没有其它参数被估计, 这一微小的变动也不能忽略。看一下估计值, 在没有迭代情况下教育对储蓄率的影响是负值(- 0.126), 参数也显著不为零。而在迭代后参数变为- 0.104, 且不显著。作为一种可能的解释, 教育在储蓄中扮演一个非负作用, 据此, 稍后的讨论仅仅是根据迭代后的结果进行。

最终的估计结果列于表 1。在有大量储蓄数据, 且为 panel data 数据前提下, 较高的 Buse raw2moment R^2 值预示着经济计量工作运行是比较成功的。在 5% 或 10% 显著水平下, 大多数参数不为零。一些估计的符号与我们预先的期望不一致。所有的省级虚拟变量在 10% 水平下均显著, 意味着区域间文化因素对储蓄的确有影响。

根据前面的讨论, 收入在储蓄率决定中将会起一个重要的作用。尽管统计上十分显著, 但收入的平方项得到的参数却非常小, 仅为- 0.1004。如果忽略平方项, 收入变化百元将会使储蓄率在同一方向上变化 21.3%。平方项的负值意味着收入变化对储蓄率的边际影响为负。反过来讲, 总储蓄率的变化将会受到收入的立方项影响。按照我们的期望, 农户家庭规模对储蓄的影响应当是正值, 因为家庭规模在消费中有较大的经济贡献。当家庭规模和人均收入被控制时, 得出一个期望的对储蓄不显著的负担率并不困难。

流动性约束在统计上是显著的, 且数值比较大。这一估计预示着, 如果能增加有效信贷 100 元/人, 储蓄率将会下降 11.1%。假定平均借贷期是六个月而不是一年, 那么储蓄率将下降 21.2%。很明显, 在中国农村, 对储蓄来说, 流动性约束是一个非常重要的决定因素。这一研究结果与万广华等(2002)的宏观模型结果是一致的, 他们认为流动性约束形成刺激国内需求的可怕障碍。

考虑到储蓄动机的存在, 本文的结论是综合的。在支持财富效应作为储蓄动机变量的同时, 离家外出赚钱的变量则未获支持。且后者对储蓄的影响是正值而不是期望的负值。它意味着, 家庭中有在国家机关或国有企业工作的农户, 其对储蓄的影响是增加而不是减少。一个可能解释就是这些在外人员尽管作为家庭一个成员, 对家庭收入做出了贡献, 但并不在家庭消费, 也就是说不是一个完整意义上的家庭消费成员。众所周知, 政府职员很少花自己的钱, 而是经常出席或参加宴请。尽管许多政府工作人员并不富有, 但他们有类似津贴性的内部补助。

预防性储蓄动机对此的支持尽管相对较弱, 但其正的估计结果与农户非农化的虚拟变量估计

表 1 储蓄函数的估计结果

变量	估计参数值	T2值
劳动人口负担程度	0.104	0.186
收入水平	21.31	981.54
财富水平	- 0.120	- 271.56
受教育年限	- 0.104	- 0.164
税费负担	0.122	11.03
户主年龄	- 11.66	- 31.79
家庭借贷	- 11.11	- 291.67
家庭规模	11.61	191.17
家庭经营非农投工比例	0.144	131.39
家庭经营非农投资比例	0.101	21.40
家庭类别虚变量	- 0.131	- 0.170
家庭负债虚变量	0.167	11.87
年龄的平方	0.134	41.83
收入平方	- 0.1003	- 361.49
家庭种植业虚变量	0.124	0.195

是一致的。假定其它情况均相同的条件下, 农业本身存在着更多的风险, 使得发展中国家农民对储蓄的偏好明显高于非农民, 然而, 这一参数并不显著。

对城市化与工业化的两个替代变量估计表明它们对储蓄的影响是正的, 且统计上是相当显著的。这意味着, 劳动投工由农业向非农业转移增加 10%, 储蓄率将增加 014%。资金投入由农业向非农业转移增加 10%, 储蓄率将增加 0107%。按照前面的讨论, 随着农户经济非农化程度的提高, 这些正效应将会增加且带来更多的投资机会。

模型的结果支持了生命周期假说中年龄对储蓄的影响, 且对储蓄影响的解释是显著的。进一步看, 年龄的平方作为变量也是显著的, 且存在着一个轻微的非线性关系。然而与年龄相关的参数符号与 Deaton 以及其它研究者的研究结果相反, 他们的结果是年龄对储蓄的一次方影响为负值, 二次方影响则为正值。它显示的是一条 $G0$ 曲线, 而不是 $H0$ 曲线。这一结果与史清华 (1999) 以及我们的预期是一致的。需要说明的是, 当把负担率从模型中去掉后, 这些结果没有变化。按照早期的结论, 在中国农村, 年龄不能作为经验和赚钱能力的代表。大多数还处于为生存而疲于奔命的农户的存在, 意味着在不同时期采用替代十分困难。一个人不能老是用未来的钱而补贴当前消费。这就是为什么现期收入不能被用作未来收入替代, 收入效应不仅显著且程度较大之原因。如果后者是按照 Paxson (1996, p. 258) 建议的沿着一条直线在变化, 那么年龄- 储蓄的关系就只能用发展中的人口统计学做些解释, 且与持久收入假说不一致。

对税收的估计与标准经济理论的结果是一致的, 估计参数为正值。然而, 正像以前提到的, 在中国农村, 税费的收取是按照人头和地亩为标准的, 很少有免除或减让之说。许多农户的储蓄为的是来年避开物质或经济上的惩罚。税收对储蓄率有较大的负的影响, 会影响到农民的收入。然而, 对模型中的收入进行控制后, 税收增加可能导致可支配收入的减少, 因此减少了消费与储蓄。如果负效果可用正效果来抵销的话, 则会产生一个期望结果。由此, 一个正的参数值并不完全是可预期的。这就是说, 这个参数不显著为零, 它仅是该变量抵销效应的指示器。随着农村/ 费改税制度的逐步推进, 有关税费对农村储蓄率的影响作用将需要重新评估。

另一非常有趣的结果是: 完整家庭的储蓄率较其它家庭要低。这也不是期望的结果, 作为一个不完整家庭, 无论贫穷与否, 在大多数家庭生活还处于不稳定状态, 且缺乏明智决策的情况下, 储蓄愿望是没有的。如果这一虚拟变量不是出于预防性储蓄动机, 那么这一负值则是没有任何理由的。类似税收, 在任何一个完整家庭状态下, 家庭类型虚拟变量不显著。

对教育的估计发现其对储蓄是弱相关, 其估计参数为 - 0104, 且统计上也不显著。在中国农村教育对储蓄的影响表现为两个相反的方面。一方面受教育程度越多的家庭, 其储蓄偏好就越高, 主要是为了下一代的教育。受教育程度越少的家庭, 其储蓄动机就越小。对一些已受过一定教育的农民来说, 储蓄的目标还包含进一步的接受技术培训和学习。这一点与 Bardham 和 Uryg (2000) 对发展中国家的人力资本模型估计的结果是一致的。另一方面, 受教育更像是一种获得稳定收入与良好预期工作职位的一种安全保障。正是基于这一判断, 农民面对的压力较少, 储蓄动机也较小。对于得出教育变量对储蓄作用不显著的这一结果我们并不感到惊讶。不管怎样, 教育作为一种投资, 对社会、个人以及激励的获取是有益的。中国政府已尝试着用扩大高等教育的方式来刺激国内需求。从长期看, 当教育与储蓄呈弱相关时, 它对储蓄的作用很小。改革教育体制, 特别是大力发展职业技术学院与综合性大学, 将有助于人们减轻为教育而储蓄的压力, 同时也有利于刺激国内需求。

与 Browning 和 Lusardi (2000) 的分析结果比较, 本文的结论部分与其一致, 诸如收入与储蓄的正向关系。然而, 中国农村储蓄并没有按照他们的发现))) 随着教育水平的提高, 财富的增长))) 而提高, 储蓄的目标既没有集中在教育方面, 也没有集中在致富方面(为了获取利息)(史清华和陈凯,

2002)。相反, 农村居民的财富水平每增加 100 元, 储蓄率将下降 0.12%。对风险态度以及名义储蓄的考虑一直是公开讨论与进一步调查的主题, 根据前面的解释, 在没有惯例和理论的情况下, 我们的发现支持财富与储蓄同向演变的关系。他们所得出的结论之所以与我们的结果相反, 根源在于其研究局限于二维思维: 在获得财富与储蓄的正向关系结论之前, 对收入效应未加控制。

在以往的研究中, 大量的文献指明在储蓄与消费方面存在少量的且对风险是厌恶的现象 (Ludvigson and Paxson, 2001)。Ludvigson 和 Paxson 还利用 Euler 方程对近似性偏见研究作出了贡献。运用不乐观思维以及非人工风险测量技术, 我们的结论肯定了风险厌恶的关联性与重要性, 且拒绝了 Browning 和 Lusardi 的发现。

在上文已提到, 由于家庭重要事件的存在, 一些家庭的调查数据被调整。用 15% 的比例做调整似乎有些武断。特别地, 在未知整个农户的情况下运用这一比例对小规模农户进行数据调整可能存在一些偏差。当然, 如果一个家庭人口规模不少于 4) 5 人, 这一比率可能高了点, 事实上, 受计划生育政策影响, 在中国农村, 人口规模较小的家庭明显多于大家庭。由此, 我们选定 20%、25%、30% 三个比例, 分别进行估计, 估计结果见表 2。从估计结果看, 他们在符号上是相同, 方差的大小也没有实质性的差异。不论在何种情况下, 我们的结果与讨论都与上文阐述一致, 所以不再对各个变量有限的敏感性变化作新的陈述。

表 2 不同数据调整比例下的储蓄函数估计结果

变量	因家庭重大事件而调整数据资料的比例					
	20%		25%		30%	
	参数值	T- 值	参数值	T- 值	参数值	T- 值
劳动人口负担程度	2134E- 03	0145	1194E- 03	0137	5159E- 04	0111
收入水平	212793	95181	212459	94127	212116	92112
财富水平	- 011965	- 26183	- 012007	- 27164	- 012027	- 28112
受教育年限	- 7183E- 02	- 1110	- 011696	- 2134	- 012197	- 3101
税费负担	012319	1109	014513	2110	015624	2161
户主年龄	- 112168	- 2175	- 110473	- 2136	- 019843	- 2119
家庭借贷	- 111762	- 30172	- 112118	- 31122	- 112256	- 31188
家庭规模	116034	18182	113360	15179	112483	14160
家庭经营非农投工比例	4119E- 02	12169	4130E- 02	12177	4130E- 02	12163
家庭经营非农投资比例	4156E- 03	1160	4197E- 03	1172	3125E- 03	1112
家庭类别虚变量	- 8160E- 02	- 0119	- 012733	- 0162	- 014486	- 1104
家庭负债虚变量	019941	2175	111542	3109	014760	1129
年龄的平方	012788	3192	012370	3131	012187	3100
收入平方	- 3190E- 03	- 35175	- 3184E- 03	- 35163	- 3177E- 03	- 38188
家庭种植业虚变量	013352	1132	012374	0195	012283	0190

最后我们需要说明的是, 虚拟变量系数没有进行阐述不仅仅是业内都这么做, 更为重要的是将村庄和省变量引入模型的计算结果很难解释清楚。尽管这些系数的显著性已表明其对储蓄影响的存在, 但其数值之大是无法解释的。

五、结论与进一步讨论

这是一篇将储蓄率置于中心位置直接进行储蓄研究的论文。同时也是根据需要进行探索形成中国农村高储蓄的决定因素的一篇论文。由于自1997年以来国内需求持续低迷,给政府和企业政策选择带来许多烦恼,本文将在政策选择上给解决这些问题提供一些参考。

本文的一个主要结论即是:农村居民的流动性约束将继续存在。农村金融市场的发展,尽管需要一定的时间并需要在政策上精心设计,但其确实对拓宽农村消费市场,启动国内需求市场有很大的帮助。在中国,非正规金融市场上的任何取缔或禁止措施都将会抑制消费与国内需求,这与减少非正规性操作是不同的。与此同时,政府应当重点考虑规范正规金融市场与强化农村正规信贷市场。

预防性储蓄动机的存在呼吁社会保障系统的启动或发展,呼吁为农民提供一个安全的环境。在过去10多年内,当中国城市居民的许多特许权被逐步取消后,他们仍然得到一个更加良好的社会福利机构来保护,并由政府提供的足够服务来保障。与此相对,这些保护或保障在农村却不存在。而在农村经济的自然风险没有消除的前提下,与城市居民不同,农村居民对降低风险的支持政策需求更加迫切。城乡户籍隔离制度的废除将会减轻制度对农民的歧视。

省及村虚拟变量的显著性,充分表明区域文化对储蓄行为的影响是十分重要的。从长期看,随着经济的发展,交通通讯的改善,区域间文化的差异将会缩小。然而,面对一个拥有长达五千年历史的中国农村,完成这一使命还需要相当长的时间,也许经过不懈的努力,不同区域的农村文化会有所趋同。对此,本文是不可能完成的,因为在评价文化对储蓄的影响程度时,需要掌握大量而有价值的与储蓄以及其它经济指标相关的文化因子资料。

通过精心的数据处理与模型构建,论文在许多方面得到改进。首先,经过数据处理,负收入与负储蓄率得到改进;其次,经过数据调整,家庭主要事件发生所带来的调查数据对家庭正常运转的影响得到良好的处理。例如,百分数的确定可以考虑与家庭规模结合进行。最后,在必要时,增加一些虚拟变量可以有效地改善数据的相关性与标准化条件。

参考文献

- 史清华, 1999: 5 农户经济增长与发展研究6, 中国农业出版社。
- 史清华, 2001: 5 农户经济活动及行为研究6, 中国农业出版社。
- 史清华, 2002: 5 农户家庭储蓄与借贷行为及演变趋势研究6, 5 中国经济问题6第6期。
- 史清华、陈凯: 5 2002, 欠发达地区农户借贷行为的实证分析6, 5 农业经济问题6第10期。
- 孙风, 2001: 5 预防性储蓄理论与中国居民消费行为6, 5 南开经济研究6第1期。
- 万广华、张茵、牛建高, 2001: 5 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。
- 中共中央政策研究室、农业部农村固定观察点办公室, 2001: 5 全国农村社会经济典型调查数据汇编(1986) 1999)6, 中国农业出版社。
- 朱希刚、万广华、刘晓展, 1996: 5 我国1993年和1994年农产品生产者补贴等值的测算6, 5 农业经济问题6第11期。
- Baltagi, Badi H. 1981. Pooling: An Experimental Study of Alternative Testing and Estimation Procedures in a Two-Way Error Component Model, *Journal of Econometrics*. Vol. 17 (1): 21) 49. Sept.
- Bardhan, Pranab; Udry, Christopher. 1999. *Development Microeconomics*. Oxford and New York: Oxford University Press.
- Browning, M. And Lusardi, A. 1996, - Household Saving: Micro Theories and Micro Facts., *Journal of Economic Literature*. Vol. 34 (4), pp. 1797) 1855.
- Browning, Martin; Crossley, Thomas F. 2001, - The Life Cycle Model of Consumption and Saving., *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 15 (3). pp 3) 22.
- Chen, J. and Fleisher, B.M. 1996, - Regional Income Inequality and Economic Growth in China., *Journal of Comparative Economics*, Vol. 22(1), pp. 141) 64.

- Deaton, A. and Paxson, C. 2000, - Growth and Saving among Individuals and Households , *Review of Economics & Statistics*, Vol. 82 (2), pp. 212) 25.
- Kmenta, J. 1986, *Elements of Econometrics*, 2nd ed. , Macmillan, New York, NY.
- Kirray, A. 2000, - Household Saving in China , *World Bank Economic Review*. Vol. 14 (3), pp. 545) 70.
- Loayza, N. , Schmidt) Hebbel, K. and Serven, L. 2000a, - What Drives Private Saving across the World?. , *Review of Economics and Statistics*, Vol. 82 (2): 165) 81.
- Loayza, N. , Schmidt) Hebbel, K. and Serven, L. 2000b, - Saving in Developing Countries: An Overview , *World Bank Economic Review*, Vol. 14 (3): 393) 414.
- Loayza, Norman; Schmidt) Hebbel, Klaus; Serven, Luis. 2000, - What Drives Private Saving across the World?. , *Review of Economics & Statistics*. Vol. 82 (2). p 165) 81.
- Loayza, Norman; Shankar, Rashmi. 2000, - Private Saving in India, *World Bank Economic Review* . Vol. 14 (3). pp 571) 94.
- Jian, Tianlun, Sachs, Jeffrey and Warner, Andrew, 1996. - Trends in Regional Inequality in China. , NBER Working Paper 5412, Cambridge, Mass.
- Ke, B. S. and Wan, G.H. (2002). - China's WTO Entry and Its Impacts on the Agricultural Sector. , Paper presented at the Australian Agricultural and Resource Economists Society Annual Conference, Canberra, February 13) 15, 2002.
- Ludvigson, Sydney and Paxson, Christina H. , 2001, Approximation Bias in Linearized Euler Equations, *Review of Economics and Statistics* 83 (2): 242) 56.
- Paxson, C. 1996, Saving and Growth: Evidence from Micro Data, *European Economic Review* 40: 255) 288.
- Pollak R. A. and Wales, T. J. 1991, - The Likelihood Dominance Criterion: A New Approach to Model Selection. , *Journal of Econometrics*, Vol. 47, pp. 227) 42.
- Poterba, James. ed. 1994, - International Comparisons of Household Saving , NBER Project Report Series, University of Chicago Press, Chicago, IL.
- Smith, Douglas. 2001, - International Evidence on How Income Inequality and Credit Market Imperfections Affect Private Saving Rates. , *Journal of Development Economics*, Vol. 64 (1), pp. 103) 27.
- Qian, Yingyi. 1988, - Urban and Rural Household Saving in China. , *International Monetary Fund Staff Papers*. Vol. 35 (4). Pp. 592) 627.
- Tianlun, Jeffrey and Andrew, - Trends in Regional Inequality in China , NBER Working Paper 5412, Cambridge, Mass.
- Wan, G. H. 1995, - Peasant Flood in China: Internal Migration and Policy Determinants , *Third World Quarterly*, Vol. 16(2), pp. 105) 28.
- Wan, G. H. 1996a, - Using Panel Data to Estimate Engel Functions: Food Consumption in China. , *Applied Economics Letters*, 3, pp. 621) 24.
- Wan, G. H. 1996b, - Income Elasticities of Household Demand in Rural China: Estimates from Cross) sectional Survey Data. , *Journal of Economic Studies*, 23, pp. 18) 34.
- Wan, G. H. 1999, - An Empirical Assessment on Alternative Functional Forms of the Lorenz Curve , *Applied Economics Letters*, 6, pp. 597) 99.
- Wang, Y. 1995, - Permanent income and Wealth Accumulation: A Cross) Sectional Study of Chinese Urban and Rural Households. , *Economic Development and Cultural Change*, 52(3) 550.
- Zhang, Y. and Wan, G.H. 2002, - Monetary Policy and Sluggish Demand in China , *China Economic Review*, forthcoming in June 2002.

(责任编辑: 雪 甫)(校对: 林)

Abstracts of Papers in English

Saving Behavior in a Transition Economy: An Empirical Case Study of Rural China

Wan^a Guanghua, Shi^b Qinghua & Tang^c Sumei

(United Nations University, Australia) (Shanghai Jiaotong University) (Griffith University, Australia)

Using a large set of household level survey data, this paper explores determinants of saving behaviour in rural China. The rich specification of the model, necessarily ad hoc, enables consideration of an extensive array of variables. It is found that (a) liquidity constraints, precautionary motives and industrialisation contribute positively to the unusually high saving rate in China; (b) culture is a significant factor in helping explain inter-regional differences in saving rate; (c) the life cycle hypothesis is rejected since a \bar{U} pattern, contrary to the commonly claimed hump, is discovered; and (d) the permanent income hypothesis is not accepted as wealth is found to be negatively related to savings.

Key Words: household saving; ad hoc model; heterogeneity; China

JEL Classification: D910, P340, Q120

Opportunistic Restructuring and Regulation Rigidity

Chen Xinyuan, Ye Pengfei, Chen Donghua

(Shanghai University of Finance and Economics, University of Wisconsin)

Using 1202 restructuring samples of companies listed in Shanghai Stock Exchange, this paper intends to explore the relation between restructuring and government regulation. We find that the regulator sticks to ROE, which was set up during the period of economy overheat, to regulate firm level SEO activities, although the real economy growth has decreased a lot during late 1990s. The rigidity of regulation motivates listed companies to restructure opportunistically. Our findings can be viewed as new evidence against substituting regulation.

Key Words: Opportunistic; Restructuring; Regulation Rigidity

JEL Classification: G340, G380

Framework on China's Fiscal Risk

Liu Shangxi

(Institute of Fiscal Research, Ministry of Finance)

In this paper, the author presents a fiscal risk framework based on the conception that the government is a public entity instead of an economic entity. In the opinion of the author, fiscal risk emerges when private risk develops into public risk, and it is relevant to institutional evolution. Two aspects will be discussed when evaluating fiscal risk. The first is about public resources owned by the government, and the second is about its responsibility and obligation on public expenditure as it is meaningless to only concern the public debt. The author also points out that fiscal risk in China spreads widely due to institutional flaws where the basic rule for the symmetry of return and risk has already been destroyed and various risks are thus generated and centralized. Finally, the author argues that the emphases of reform in the near future are to create risk.

Key Words: Public Entity; Public Risk; Responsibility and Obligation on Public Expenditure; Risk Constraining Mechanism

JEL Classification: H540, H620, H630