

农村工业化、农户分层与农信社改革绩效

——来自浙江面板数据的证据

战明华,许月丽

(浙江理工大学 经管学院,浙江 杭州 310018)

摘 要:以农村工业化程度较高的浙江省为例,文章利用描述性统计与基于面板差分数据的 Poisson 和 logit 模型,考察了始于 2003 年的农信社改革对农户借贷行为的影响,得出如下的结论:尽管从总体来看,农信社改革增加了农村金融资源的供给,并降低了农户向农信社借贷的交易成本,但改革对不同从业类型农户的效果差异较大,即改革为从事非农业农户提供了更大的便利。虽然这种差异性有助于二元转型的完成,但这也似乎表明农信社改革仍未较好地体现其区别于一般商业银行的、可以充分利用区域内社会资本获取放贷信息的合作化主旨,因而对主要从事农业的农户来说,更好地满足其资金需求还需要借助于农信社的进一步改革或农村金融体系的更深层次的重构。

关键词:农村工业化;借贷行为;农信社改革

中图分类号:F832.35 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2009)06-0065-12

一、引 言

解决“三农”问题、建设新农村是现阶段我国经济发展任务中的重中之重,农信社作为我国农村金融中最重要的正规金融组织,其改革成功与否无疑具有极为重要的意义。中国农村信用社成立始于 1951 年,在 50 多年的发展中,农信社对满足农村的融资需求发挥了重要作用。然而与此同时,由于产权制度、监管体制、内控制度等环节存在着诸多问题,因而限制了其作用的进一步发挥。特别是在 1996 年农信社脱离农业银行以及其他商业银行陆续退出农村金融市场的状况下,如何改革农信社的体制,以更好地满足农村金融需求就尤为重要。为此,在江苏省农信社改革试点成功的基础上,2003 年 6 月,国务院最终出台了《深化农村信用社改革试点方案》,开始了浙江、江西、山东等 8 省农信社改革的试点工作。在改革中不同地区可以采取不同的改革形式,其

收稿日期:2009-03-18

基金项目:教育部规划基金资助项目(07JA790028);浙江省自然科学基金(Y6080177);广州市教育科学规划基金(63020)

作者简介:战明华(1971—),男,山东莱西人,浙江理工大学经管学院教授;

许月丽(1972—),女,浙江诸暨人,浙江理工大学经管学院讲师。

中浙江省主要采取的是将农村信用社改造为农村合作银行的模式。与其他省份最大的不同是,由于浙江转轨过程是以农村工业化为主要特征的(史晋川,2005),因而基于金融领域与实体经济的关系,即这种特殊的经济环境会对改革的效果产生重要影响。

在已有的实证研究中,谢平、徐忠、沈明高(2006)利用吉林、重庆、湖北等试点省份调查资料,从改革前后农村金融市场的供需主体——农信社与农户的行为特征与行为绩效变化的角度出发,比较全面地对本次农信社改革绩效进行了评价,为后续研究提供了有益的参考。但是,也应当看到,一方面,基于环境决定行为、行为决定绩效的逻辑,对处于不同环境中的对象进行特定考察,所得结论会有所差异;另一方面,尽管全面分析可以展示问题的一个更全面的图景,但基于某一角度的深入分析同样也可以提供一些新认识。基于此,本文将从农信社改革突变对农户借贷行为影响的角度展开浙江农信社改革绩效的实证研究。^①在对此问题的相关研究中,易纲提出了深化农信社改革应遵循的几个原则(2007);周天芸、李杰(2005)则利用微观分省样本数据,就正规与非正规金融组织对农户借贷行为的影响机制进行了实证研究,指出了二元金融结构在中国农村存在的合理性等;另外一些学者(史清华等,2002、2004、2006;朱守银等,2003;周小斌等,2004;李锐等,2004、2006、2007;何军等,2005;李晓明、何宗干,2006;韩俊等,2007)也从不同角度对农户借贷行为进行了卓有成效的研究。然而不同于本文,这些已有文献的研究视角并非是将农信社改革作为影响农户借贷行为的关键变量。我们认为,农信社改革便利了农户的借款、降低了借贷交易成本,并有助于农户脱离“借款金额越多、借款次数越多”的融资困境。但与此同时,在农村工业化的背景下,改革后农信社存在向从事非农产业农户贷款的较严重偏好。虽然这有助于加快二元转型的速度,但是改革似乎并未实现农信社充分利用区域内社会资本收集信息,以更好地满足各种经营形式农户融资需求的目的,而这正是以合作制为主旨特征的农信社应当区别于一般性商业银行的特质。

二、样本与数据说明

本研究的调查对象是浙江省不同地区的农户,数据来自2006年和2007年寒暑假期间本校学生认知实践环节的问卷调查。限于课题组所处的条件并为尽可能保证样本信息的有效性,抽样的基本设计方法如下:充分利用本校学生大多随机来自浙江省不同地区农村的特点,选择了经管学院二年级学生中六个班的三个班级,对家在浙江农村的同学发放了问卷,共发放问卷223份,收回有效问卷142份。

在问卷的时间段设计上,考虑到农户接受农信社改革的信息有时间上的滞后,因而在收集数据时采取了以2003年为中心、时间上非对称的方式,即数

据收集的时间区间确定为 2002—2006 年。所拟获得信息的基本内容如下：一是所调查农户的背景资料，主要是家庭 2002—2006 年的总收入及农业收入在家庭总收入中的比重。二是农户的借贷状况。这是调查的核心，包括借钱的次数、对象、目的和利率等信息。三是关于农信社的 12 个问题，包括改革前后向农信社借款的难易变化、阻碍农民向农信社借贷的因素和农信社借贷在农民借款中的比例等。在问卷设计中，主要注意了以下原则：一是所得信息应可以满足我们对农信社改革前后农民借贷行为变化进行区分的需求；二是尽可能剔除一些既可能影响农户借贷行为，又可能与农信社改革相关的一些因素，样本数据特征见表 1。

表 1 样本的一些统计特征

变量	单位	2002				2006			
		均值	中位数	标准差	极差	均值	中位数	标准差	极差
家庭总收入	万元	1.70	0.75	1.49	4.75	2.88	2.00	1.54	4.75
家庭农业收入占比	%	34.61	25.00	18.29	50.00	34.09	25.00	16.25	50.00
家庭人口中从事非农的比例	%	21.00	0.00	23.78	66.70	21.00	0.00	23.78	66.70
有无借过款	借过=1	0.3175	0.00	0.4692	1.00	0.4844	0.00	0.5037	1.00
借款的金额	万元	0.6848	0.30	0.7761	3.00	1.1345	0.30	1.1354	3.00
有无向农信社借过款	借过=1	0.05	0.00	0.2942	1.00	0.3214	0.00	0.4756	1.00
利率改革后向农信社借款是否更容易	更容易=1					0.6250	1.00	0.4903	1.00
借款过程是否签过合同	签过=1					0.4603	0.00	0.5024	1.00
到本乡镇距离	公里					6.64	3.00	8.89	40.00
非农从业家庭中自有工商业比重(%)		76%							
样本容量	户	142							

注：部分变量的原始调查数据是一些待选区间，在统计指标的计算过程中我们取了其中间值。

三、改革前后农户关键性特征与借贷行为的变化

1. 收入变化

表 2、表 3 分别给出了样本农户 2002—2006 年总收入和农业收入占总收入比重的不同区间频数变化情况。总体来看，随着时间的推移，低收入区间农户的比例不断减少，这与浙江农村居民收入变化趋势基本一致。考虑到贷款的可得性、借贷的必要性与借款人的未来收入及资产总量是密切相关的，因而农户收入的这一变化特征可能会对农户的借贷行为产生影响，故在后面的计量模型构建中，我们将把这一因素纳入控制范围。表 2 的另外一个值得注意的特征是，在农信社改革后的几年，农户收入区间分布呈现出更为集中化的趋

势,即大多数农户的收入集中于中间的 1 万—3 万元区域,收入分布表现为“中间大、两头小”的特征。从理论上来说,农户收入的平均化表明借贷也有可能呈现出平均化特征,这是我们在下面计量分析中控制收入的另一个理由。

关于农业收入占总收入的比重,有两个令人感兴趣的事实:一是不同于一般的预期,随着时间的推移,所调查农户农业收入占总收入比重在 25% 以下的频数并没有明显增加,而是有所减少。对这一现象的可能解释是:不同于普通的、以城乡内部同质性假定为基础的二元经济体,对浙江来说,由于农村工业化程度较高,因而农村内部就存在农业与非农的二元经济形态。从农村内部来看,虽然劳动力由农业向非农部门的转移有利于贸易条件向农业部门转移,但仍低于农村工业部门扩张给农户带来的收入增长。二是农业收入占总收入比重呈现“两头大、中间小、非对称”的特征。样本调查结果表明,平均来说,大约有 60% 以上农户的农业收入占总收入比重低于 25%;另有 15% 左右农户的总收入中,农业收入占了 75% 以上。这两个特点均表明,在农村工业化相对发达的浙江地区,农户的非农收入已占总收入的主体。可见,由于农业与非农的资金收入流在不确定性、收益周期等方面存在着差异,因而这是影响农户借贷的因素之一,也是我们下面将要控制的因素所在。

表 2 农户收入频数分布

收入范围 (万元)	频数百分比(%)				
	2002	2003	2004	2005	2006
0—0.5	23.1	15.4	7.7	4.6	3.1
0.5—1.0	29.2	29.2	23.1	16.9	13.8
1—3	29.2	30.8	40.0	41.5	36.9
3—5	10.8	12.3	12.3	16.9	26.2
>5	7.7	10.8	13.8	18.5	18.5

表 3 农户农业收入占比频数分布

农业收入占总收 入比重(%)	频数百分比(%)				
	2002	2003	2004	2005	2006
≤25	67.7	67.7	61.5	60.0	60.0
25—50	12.3	12.3	18.5	18.5	21.5
50—75	0.0	0.0	1.5	1.5	1.5
≥75	16.9	16.9	13.8	15.4	12.3

2. 借贷行为变化

本部分将从农户借贷次数、金额、对象与用途等角度分析改革前后农户借贷行为的变化。首先,根据表 4,从借贷次数来看,在改革前后,农户的借贷次数似乎没有明显的变化,二者均呈如下特征:一年中借款次数为 1—2 次的大约占 25% 左右,3 次以上的占 75%。这种非对称的现象似乎表明,农户一旦开始负债,借款频率就会较高。从逻辑上来说,导致这一现象发生的原因在于借贷渠道的开拓、恶性循环负债和扩大经营的需要等。其次,从借贷金额的变

化来看,0.1万元—0.5万元范围内的小额贷款所占比重在改革前后有下降的趋势,3万元以上的较大额度借款则有上升趋势,处于中间范围的借款变动幅度不大。这种小额借款次数随时间下降、大额借款次数随时间上升的特征源自于农户资产变化、农户资金需求变化以及大额借贷变得相对容易等原因。最后,从农户向农信社借贷频率来看,改革后频率有所升高,但这一变化究竟是由于农户抵押资产增加、对农信社更为熟悉等因素所致,还是由于改革后农信社信贷配给约束降低所致,目前尚难以判断。

为了综合来看表4中所出现的三个变量间关系,表5给出了一个简单的线性概率回归结果。由此可见,在改革以前,似乎借款金额越多,借款频率就越高,这反映了农户借贷面临“借款金额越多、借贷次数越多”的借新还旧的困境。不过,改革后借贷金额的系数估值的统计结果已极不显著,说明借贷金额与借贷频率关系不大,这表明改革有助于改变农户的上述困境。

表6给出了利率改革前后农户的借款用途。总体来看,按从高到低的顺序,农户借款的用途依次为:子女教育>其他>购买农用生产资料>购买工业

表 4 农户借贷次数、金额与对象情况

借贷次数	频数百分比(%)				
	2002	2003	2004	2005	2006
1—2	28.00	34.78	22.22	24.04	27.27
≥3	72.00	65.22	77.78	75.86	72.73
借贷金额(万元)					
0.1—0.5	65.21	50.00	55.56	48.15	46.67
0.5—1.0	13.04	25.00	11.11	11.11	16.67
1—3	13.04	20.00	18.52	22.22	20.00
≥3	8.71	5.00	14.81	18.52	16.66
是否向农信社借款					
1(借)	9.09	28.57	29.63	44.44	32.14
0(否)	90.91	71.43	70.37	55.56	67.86

表 5 借贷频数与农户借贷金额、对象关系的线性概率模型回归结果

解释变量	number				
	2002	2003	2004	2005	2006
C	1.01 (0.10)	0.84 (0.21)	0.89 (0.11)	0.34 (0.12)	0.81 (0.12)
account	-0.24 (0.10)	-0.29 (1.13)	-0.08 (0.09)	0.11 (0.07)	0.02 (0.07)
RCCs	-0.59 (0.29)	-0.56 (0.30)	-0.077 (0.018)	-0.078 (0.016)	-0.09 (0.017)
R ²	0.26	0.39	0.04	0.008	0.07

注:括号中为标准误;number为借贷次数(1—2次为0,≥3为1),account为借贷金额,RCCs为是否向农信社借款(借=1,否则为0)。

表 6 借款用途情况

用 途	频数百分比(%)				
	2002	2003	2004	2005	2006
子女教育	37.50	36.36	38.46	34.15	31.28
购买农用生产资料 (如化肥等)	10.00	15.15	10.26	12.20	13.64
购买农用机械	1.20	2.00	0.00	2.44	2.27
购买工业生产机械	2.50	3.03	10.26	12.44	15.29
造工业用房	5.00	6.06	12.56	6.88	5.09
造自住房	22.50	12.12	5.13	4.88	4.55
红白喜事	2.50	6.06	2.56	4.88	0.00
其他	16.30	19.21	20.77	22.13	27.88

机械>造自住房>造工业用房>红白喜事>购买农用机械。其中用于子女教育的借款历年都占 30% 以上,排在后面的是用于简单再生产的农用流动生产资料投资,约占 12% 左右。而有助于农户固定资本形成,从而改变未来收入流的诸如购买工业与农业机械、建造工业用房则相对占比较小。不过,计算结果表明,自农信社改革后,用于工业的借款已有了较大幅度的上升,平均约占总借款额的 20% 左右,在各类借款中的占比已上升至第二位。根据这些结果,可以得出如下结论:第一,由于农户因教育借款占比始终很高,因而在新农村建设与解决“三农”问题的过程中,解决问题的渠道不应仅限于只对农业生产进行数额不多的直接补贴,因为这很难帮助农户跳出由于技术的不可分割性和外部融资不足所导致的“低水平均衡陷阱”(Leibenstein, 1954),而通过加大财政支持力度来解决农户的“因学致贫”问题,以及提供有助于农户固定资本形成和农户进行更优技术选择的外部融资机制则更为重要。第二,农信社改革似乎为从事非农生产的农户提供了更大的便利,而对主要从事农业的农户影响较小。如果这一结论成立,那么一方面,从转型的视角来看,这一现象有助于通过加快非农部门的发展来消除城乡二元结构,从而促进转型的完成;但另一方面,如果农信社偏重于对从事非农农户的贷款,似乎又偏离了其合作化的主旨,而趋同于一般的商业银行。这就带来一个问题:谁来为主要从事农业生产的农户提供资金?

四、农信社改革突变效应的实证分析

由于可能受到不同、但会使其具有相同变动趋势因素的影响,因而仅通过简单地观察两个变量之间的相关关系会得出谬误结论,本部分将利用一个两期面板数据来考察农信社改革对农户借贷行为的影响。反映农户借贷行为模型的一般形式设定如下:

$$y_{it} = f(\alpha_0, d_j, incom_{it}, inara_{it}, knfor_{it}, u_{it}) + \alpha_i \quad (1)$$

其中, y_{it} 代表三个变量: 农户向农信社借贷的次数($crrat_{it}$)、农户向农信社借贷的金额($cracc_{it}$)、农户向农信社借贷是否更容易($creas_{it}$, 若是为 1), d_j 为农信社改革政策变量(2002 年为 0, 2004、2005、2006 年为 1), $incom_{it}$ 为农户总收入, $inara_{it}$ 为农户中农业收入占比, $knfor_{it}$ 为被调查农户是否知道农信社改革(是为 1), α_i 为影响 y_{it} 且与解释变量同期相关的不随时间变化的未观测效应, 假定它对因变量的影响是线性的。例如, 农户的借贷对象可能与其社会关系(资本)有关, 而这一因素无法准确描述, 但往往又在短期内具有稳定性。 U_{it} 为随机扰动项。为了消除未观测效应所带来的统计结果偏误, 在具体估计过程中, 我们将对式(1)的各变量取一阶差分。但考虑到因变量 Δy_{it} 的具体分布特征, 在估计时采取如下原则: 当因变量为 $crrat_{it}$ 或 $cracc_{it}$ 时用 Poisson 模型进行拟合; 当因变量为 $creas_{it}$ 时, 用 logit 模型进行拟合。用于估计的模型分别如下:

$$\Delta crrat_{it} = \exp(\beta + \alpha_1 \Delta incom_{it} + \alpha_2 \Delta inara_{it} + \alpha_3 \Delta knfor_{it}) + v_{1it} \tag{2}$$

$$\Delta cracc_{it} = \exp(\beta + \alpha_1 \Delta incom_{it} + \alpha_2 \Delta inara_{it} + \alpha_3 \Delta knfor_{it}) + v_{2it} \tag{3}$$

$$\Delta creas_{it} = \exp(z) / [1 + \exp(z)] + v_{3it} \tag{4}$$

其中 $z = \beta + \alpha_1 \Delta incom_{it} + \alpha_2 \Delta inara_{it} + \alpha_3 \Delta knfor_{it}$ 。表 7 给出了估计结果。

表 7 农户向农信社借贷变化情况的 QML 和 logit 估计结果

自变量	模型 1: $\triangle crrat(QML)$							
	2004		2005		2006			
	系数 估值	$P(Z \leq Z_e)$	系数 估值	$P(Z \leq Z_e)$	系数 估值	$P(Z \leq Z_e)$		
β	-1.79	0.0732	-1.53	0.0992	-1.42	0.1444		
$\Delta incom$	1.79	0.2052	0.57	0.4703	-0.52	0.7147		
$\Delta inara$	-1.79	0.9000	0.39	0.7898	0.63	0.1990		
$\Delta knfor$	-39.90	0.9000	-54.1	0.9000	-46.6	0.9000		
$R^2/\bar{R}^2$	0.49		0.46		0.44			
自变量	模型 2: $\triangle cracc(QML)$						模型 3: $\triangle creas(logit)$	
	2004		2005		2006		2006	
	系数 估值	$P(Z \leq Z_e)$	系数 估值	$P(Z \leq Z_e)$	系数 估值	$P(Z \leq Z_e)$	系数 估值	$P(Z \leq Z_e)$
β	1.02	0.0003	1.45	0.0000	1.23	0.0000	0.92	0.0600
$\Delta incom$	0.38	0.0719	-0.002	0.9893	-0.10	0.0921	0.86	0.1293
$\Delta inara$	0.15	0.0006	-0.03	0.8876	-0.30	0.0956	-0.88	0.0100
$\Delta knfor$	-2.40	0.0006	-0.066	0.8467	0.009	0.0908	1.74	0.1704
$R^2/\bar{R}^2$	0.79		0.70		0.04		0.20	

注: Z_c 表示系数估值, Z 表示服从标准正态分布的检验统计量。

先来看表 7 中参数 β 的情况。

首先, 模型 1 中 β 系数的估值表明, 农信社改革导致了农户向农信社借贷次数的增加, 但其影响随着时间的推移有减少的趋势。由表 7 可见, β 的估值在 2004 年是显著异于 0 的, 但显著性逐年下降。这里以提高借贷频数 1 次为例, 在 2004 年, 由于农信社的改革, 农户增加 1 次从农信社借贷频数的概率比

改革前提高了大约 12%，2005 年下降至 9%，2006 年这种影响则已在 10% 水平上不显著了。对此现象有两种可能的解释：一是人们对某种信息的行为反应与这种信息的突变影响程度是成正比的。遵循这一逻辑，人们可能对农信社初始改革的突变信息更感兴趣，于是大多数有需要、且有能力获得信贷的农户可能会在改革的第一时间去申请贷款。但随着时间的推移，这种信息对人们的冲击逐渐减弱，从而人们的行为也渐趋平稳。二是农户的借贷目的是满足自己的资金需求，因而尽管改革后借贷频数逐年减少，但如果借贷资金量增大，也同样可以达到目的。尽管如此，由于表 7 中其他解释变量对 $\Delta crrat$ 的影响均不显著，联系前面描述性统计分析结果，可以认为，改革后农户向农信社借贷频数的总体增加主要应归因于改革。

其次，由模型 2 的 β 估值来看，政策变量对农户借贷资金增量 $\Delta cracc$ 的影响在各年中均是极显著的，表明农信社改革确实改变了农村资金的供给局面。根据表 8，各年借款区间档次变化可能性大小的一个共同特征是， $i \leq 0$ 出现的增量概率均为负或接近于 0。其中，2004 年和 2006 年的值全为负，2005 年中 i 为 -3 和 -2 时为负； i 为 -1 和 0 时分别为 0.06 和 0.05。这意味着仅就农信社改革这一影响因素而言，改革降低了农户从农信社借款金额出现减少的可能性。以 2004 年为例，在不考虑农信社改革这一影响因素时，农户借款金额下降 3 个区间、2 个区间、1 个区间和不变的可能性分别是 5%、14%、22%、22%，但考虑这一因素后则分别是 2%、7%、14%、19%，分别降低了 3 个百分点、7 个百分点、8 个百分点和 3 个百分点。

表 8 改革前后借贷金额区间的概率变化 excel 计算结果

$i^{②}$	$P(\Delta cracc=i)=\lambda_j^{i+3}e^{-\lambda_j}/(i+3)!\ (j=0,1)$								
	2004			2005			2006		
	$\lambda_1=4.094$	$\lambda_0=3.075$	差分	$\lambda_1=1.333$	$\lambda_0=0.941$	差分	$\lambda_1=3.733$	$\lambda_0=2.499$	差分
-3	0.02	0.05	-0.03	0.26	0.39	-0.13	0.02	0.08	-0.06
-2	0.07	0.14	-0.07	0.35	0.37	-0.02	0.09	0.21	-0.12
-1	0.14	0.22	-0.08	0.23	0.17	0.06	0.17	0.26	-0.09
0	0.19	0.22	-0.03	0.10	0.05	0.05	0.21	0.21	-0.01
1	0.20	0.17	0.02	0.03	0.01	0.02	0.19	0.13	0.06
2	0.16	0.11	0.05	0.01	0.00	0.01	0.14	0.07	0.08
3	0.16	0.05	0.11	0.00	0.00	0.00	0.09	0.03	0.06
4	0.06	0.02	0.04	0.00	0.00	0.00	0.05	0.01	0.04

注： λ_j ($j=0,1$) 为 $\Delta cracc$ 拟合值均值。其中， λ_0 表示 $\beta=0$ 时的拟合值，而 λ_1 表示 β 取其估计值时的拟合值，二者的概率之差即表示政策的影响。

与借款金额区间下降 ($i \leq 0$) 相对应的是，表 8 中的回归结果表明，无论从哪一年来看，农信社改革均增加了借款金额区间上升 ($i > 0$) 的概率，即改革提高了农户借款金额增加的可能性，而且这种增加呈现出动态的一致性。具体

来看,农信社改革分别在 2004、2005、2006 年使农户借款金额区间上升的可能性增加了 2%—11%、1%—2%和 4%—8%,这印证了前面关于农户向农信社借贷次数增量逐年减少可能源于一次性借贷数量增大的推断。从平均水平来看,改革对 2006 年影响最大,其次是 2004 年,而对中间年份的 2005 年影响最小。这种波动反映了农户借贷的周期性特征,当然,要更准确地了解农信社改革对农户借款资金流的影响,还需要跟踪更长时期的农户借贷情况。

最后,根据模型 3 中的 logit 回归结果,农信社改革确实使得农户向农信社借款变得更加容易。利用 excel 的计算结果表明,改革使得农户从农信社借贷更容易的概率提高了 12%,而不变的概率则下降了 7%,说明改革降低了农信社借贷的交易成本,符合理论预期。

除了关注参数 β 以外,表 7、表 8 中的结果还表现出两个特征:一是如果没有农信社改革的影响,农户借贷金额下降的可能性比上升的可能性更大。由表 8 可知,2004、2005、2006 年农户向农信社借贷增加的概率分别为 35%、1%和 24%,而下降的概率则分别是 41%、93%和 55%。二是在不考虑农信社改革的条件下,农户中从事非农业的比重提高将增加农户向农信社借款数额的可能性,而农户总收入的提高则会减少这种可能性。由表 7 可知,除 2005 年外,这两个因素对农户借贷资金数额变化的影响是显著的且均为负,即这两个值的增加都会减少农户向农信社借贷的数额。

从上述两个特征我们发现:特征一可以从特征二及前面的描述性统计得到解释。由于农户总收入和农户非农收入比例对从农信社借款数额增加的可能性的影响分别是负的和正的,且根据前面描述性统计,农户非农收入比例并未随时间的推移而明显上升,因而二者加总后的效应导致农户借贷可能性的下降。其次,由于农户在资产总量增大的同时也意味着可抵押资产的增加,因而 Δincom 对 Δcracc 的概率影响为负则多少有些异常。这一结果的出现既与我国农户大多不愿负债经营的传统文化有关,又与投资机会缺失、农信社对农户的收入流监控难等因素有关。最后,农户收入结构变化对农信社借贷有显著影响的结论表明,农村工业化需要更多的资金注入。对于这一需求,由于易于监督的资金流与抵押资产相对较多,因而农信社也愿意向从事非农的农户贷款。为了进一步验证,我们利用 2006 年数据对式(3)按农户从业情况进行了分组估计,结果表明,无论是显著性还是实际影响效果,改革对从事非农产业农户的正向影响效果都远大于主要从事农业的农户,这支持了前面描述性统计中关于农信社改革为从事非农产业的农户提供了更大便利的结论。特别是考虑到估计过程中利用差分法消除了可能会导致估计结果非一致性的不随时间变化的因素,故这种政策影响效果的较严重差异更值得引起关注。

五、结 论

以农村工业化程度较高的浙江为对象,本文运用描述性统计与计量经济学方法分析了浙江农信社改革对农户借贷行为的影响,得出如下结论:第一,农信社改革有助于农户走出“借款金额越多、借贷次数越多”的恶性循环。描述性统计分析结果表明,如果不考虑农信社改革的因素,那么农户借贷就呈现“借款金额越多、借贷次数越多”的特征,但在控制了农信社改革这一因素后,二者之间的这种关系已不显著。这一点也得到了基于面板差分数数据计量结果的支持。第二,改革提高了农户向农信社增加借款金额的可能性,并使农户向农信社借款变得更为容易。改革虽然也增大了农户向农信社借贷次数的可能性,但这种增加随时间递减。第三,虽然农户总收入的增加总体上有减少农户向农信社借债的倾向,但非农收入增加的效果则相反。第四,农信社改革为从事非农产业的农户融资提供了更大的便利,而对主要从事农业的农户影响则较弱。第五,无论是在改革前还是改革后,用于子女教育的借款始终在农户借款中占有较高的比重,而用于改善农户的未来收入流、特别是用于农业固定资本形成的借款所占比重较小。

从总体来看,始于 2003 年的浙江农信社改革确实起到了为农村居民提供更多金融资源的作用,而且改革也降低了农户从农信社借贷的交易成本。然而,进一步的结构分析表明,改革仍存在如下问题需要作深入探讨:一是改革对从事非农产业农户的影响要远大于主要从事农业的农户;二是改革也没有达到通过大幅改变主要从事农业农户的借款运用状况以增加农户未来利润流的目的。对此,如果将农业部门劳动力向非农部门的转移视为是实现二元经济转型的必由之路,那么应当说,农信社改革的这一成果有助于通过促进非农部门的优先发展来加快二元转型的完成。但是,真正的问题在于,如果农信社的这种放贷模式逐渐得以强化,那么它在经营模式上将趋同于一般的商业银行,这又违背了农信社设立的初衷,因为合作化是农信社的主旨。实际上,不同于一般的商业银行主要由抵押品数量来决定放贷金额的经营模式,农信社的优势及特点应在于充分利用本区域或社区范围内的社会资本,为各种具有不同经营特质的农户提供资金供给便利。显然,严重偏好于向从事非农产业农户放贷背离了这一初衷。我们知道,正规的一般商业银行之所以会选择退出农村金融市场,其主要原因在于信息揭示的高交易成本而导致的农村金融市场的特殊性。对于所在区域内的农户来说,如果农信社的功能具有等同于一般商业银行的趋势,那么这种特殊性似乎仍未得到有效解决,而给农信社的一些政策支持只是为其创造了一个获得垄断租金的金融环境。我们认为,解决这一问题的前提是对不同类型农户的资金需求特质做进一步的分解,找出能够满足农户资金需求的最优条件,然后在这些最优条件的约束之下,从农村

金融市场各参与经济主体的行为出发,分析不同主体的利益博弈过程,并给出这种博弈过程所可能演化出的农村金融制度安排。根据有效的制度安排源自于各博弈主体有充分自由的自然演进的逻辑,就目前的现实来看,给出一个更具竞争性的农村金融市场制度安排应当是解决这一问题的有效路径选择。

再次需要说明的是,虽然本文的结果是基于农村工业化程度较高的浙江省所得出的,但如果实现二元转型是解决“三农”问题和建设新农村的关键(林毅夫,2004^③;姚耀军,2006),那么这一研究结果在某种程度上也具有一定的普适性。

注释:

- ①本文的绩效是狭义的,仅指的是农信社改革是否更好地满足农户的资金需求。
②这里 i 表示借款金额区间档次的增量,如 $i=1$,就表示借款金额上升了一个档次。
③参见林毅夫于2004年6月在浙江大学举行的“三农问题国际会议”上的演讲。

参考文献:

- [1]谢平,徐忠,沈明高.农村信用社改革绩效评价[J].金融研究,2006,(1):23—40.
[2]史清华.农户借贷行为演变趋势比较研究[J].中国经济问题,2006,(3):40—49.
[3]朱守银,张照新,张海阳.中国农村金融市场供给与需求[J].管理世界,2003,(3):88—96.
[4]周小斌,耿洁,李秉龙.影响中国农户借贷需求的因素分析[J].中国农村经济,2004,(8):26—31.
[5]李锐,李宁辉.农户借贷行为及其福利效果分析[J].经济研究,2004,(12):96—105.
[6]李锐,朱喜.农户金融抑制及其福利损失的计量分析[J].经济研究,2007,(2):146—156.
[7]李晓明,何宗干.传统农区农户借贷行为实证分析[J].农业经济问题,2006,(6):36—39.
[8]姚耀军.中国农村金融发展状况分析[J].财经研究,2006,(4):103—115.
[9]Saint-Paul G. Technological choice, financial markets and economic development[J]. European Economic Review. 1992, 36:763—781.

Rural Industrialization, Stratification of Rural Households and Performance of RCC Reform: Evidence from Panel Data of Zhejiang

ZHAN Ming-hua, XU Yue-li

(School of Economic and Management, Zhejiang Science and Technology University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Taking Zhejiang province with higher degree of rural industri-

(责任编辑 喜 雯)

[illegible]

(上接第 51 页)

Soft Budget Constraint and Rational Bubble of Asset Prices

LI Guang-zi¹, LI Ling²

(1. *Guanghua School of Management, Peking University, Beijing 100871, China;*

2. *Institute of World Economics & Politics, China Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China*)

Abstract: The paper introduces soft budget constraint theory into the analysis of rational bubbles of asset prices and obtains an expression of rational bubble of asset prices based on an asset equilibrium-price-making model with soft budget constraint. The analysis indicates that the rational bubbles of risk assets are positive under soft budget constraint. The more a firm possessing risk assets incur soft budget constraint, the bigger the rational bubble of the risk asset price is.

Key words: soft budget constraint; asset price; rational bubble; price-to-earnings ratio; scale effect

(责任编辑 喜 雯)