

非正规金融市场：反应性还是自主性？ ——基于温州民间利率的经验研究

姚耀军

(浙江工商大学 金融学院, 浙江 杭州 310018)

摘要:关于温州非正规金融市场利率的大多数典型事实都可以在“反应性”非正规金融范畴内得到合理的解释。支持温州非正规金融具有“反应性”的有力证据来自于对相关变量进行 Granger 因果关系检验及其脉冲响应分析。这些实证分析表明,正规金融对中小企业的信贷扩张将深刻改变非正规金融市场资金价格的短期走势。然而协整分析表明,在非正规金融市场利率与中小企业信贷水平之间并不存在一种长期的均衡关系。一个整合的分析框架应该被应用于理解温州非正规金融。在该框架中,非正规金融的“反应性”与“自主性”是互为补充的。

关键词:非正规金融;反应性;自主性;温州

中图分类号:F832.39 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2009)04-00038-12

一、引言

所谓非正规金融是指那些没有被官方监管和控制的金融活动(Kropp 等, 1989; World Bank, 1997; Isaksson, 2002)。如果信息优势与交易成本优势是非正规金融存在的微观机理,那么非正规金融就与局部的社会习惯有关,而对宏观经济政策的变化没有明显的反应,此即非正规金融的“自主性”;如果非正规金融是对金融管制、信贷约束或其他低效率现象的反应,那么它直接受到信贷政策和金融抑制程度等影响,因此也会与宏观经济变化有更多的互动,此即非正规金融的“反应性”。非正规金融究竟是“自主性”的还是“反应性”的,对这个问题的回答将影响有效的非正规金融管理政策的形成。如果非正规金融是“自主性”的,那么就存在一个非正规金融的效率边界(郑南源等, 2008)。因此,对其的监管重点在于:一方面承认其合法性;另一方面对其市场范围加以限定,以控制风险。如果非正规金融是“反应性”的,那么在检讨当前的金融政策之余,应该推动非正规金融进入信贷市场,因为非正规金融与正规金融的共

收稿日期:2008-12-16

基金项目:国家社会科学基金资助项目(08BJY147)

作者简介:姚耀军(1976—),男,湖北利川人,浙江工商大学金融学院副教授。

存将提高信贷市场的配置效率(Lin 和 Sun,2006)。

非正规金融究竟是“自主性”的还是“反应性”的?对这个问题的回答归根到底是属于经验研究的范畴。基于温州非正规金融市场平均利率数据,本文考察了温州非正规金融场所具有的性质。本文的基本结构为:第二部分是对相关文献的述评;第三部分讨论了关于温州非正规金融利率的一些典型事实;第四部分基于 VAR 模型研究了非正规金融利率与中小企业信贷扩张率之间的短期动态联系;第五部分基于协整的计量方法考察了在非正规金融利率与中小企业信贷水平之间是否存在一种长期均衡关系;第六部分是一个结论性评价。

二、文献综述

一些经济学家认为,非正规金融服务于低端市场(Ayyagari 等,2007),其比较优势在于向居民提供零星、小额的贷款(Mohieldin 和 Wright,2000)。实际上,在大多数金融发展文献中,非正规金融作为企业的一种外部融资渠道是被忽略了(Dasgupta,2004)。大量研究发现,非正规金融在很多发展中国家的工业化进程中发挥了重要作用(Woodruff,2001;Aliber,2002;Harare,2002;Isaksson,2002;Aryeetey,1998)。Allen 等(2002)也指出,由于繁荣的非正规金融市场的存在,使得中国经济增长并未被一个功能不完善的正规金融体系所拖累。很多文献也表明,在中国中小企业信贷市场上,非正规金融形成了对正规金融的替代(Tsai,2002;Allen 等,2002;Linton,2006)。

关于非正规金融的文献十分丰富。基于信息经济学分析框架(Stiglitz 和 Weiss,1981)来讨论非正规金融的微观机理是一个重要的理论研究方向。信息不对称所导致的逆向选择和道德风险足以使任何潜在的金融交易机会难以实现。非正规金融具有旺盛的生命力,其微观机理在于镶嵌于社会网络中的非正规金融可以利用多种机制,来巧妙解决信息不对称及其契约执行问题。Braverman 和 Guash(1986)、Steel 等(1997)分析了非正规金融的信息优势;Stiglitz(1987,1990)、Besley 和 Coate(1991)、Bell 等(1997)、Smith 等(1999)、Arndt 等(2001)、Chakrabarty 和 Chaudhuri(2001)分析了非正规金融的担保优势;Fernando(1986)、Adams 和 Canavesi(1989)分析了非正规金融的交易成本优势。值得注意的是,“熟人社会”是非正规金融在微观层次上具有效率的一个重要前提,这意味着,一方面,非正规金融存在效率边界,难以形成一个跨区域的统一市场,这就是所谓的非正规金融市场的分割特性(Fragmented character);另一方面,显性的价格机制对于非正规金融来说可能并不是十分重要的,因为在一个充斥着多种关联博弈的“熟人社会”中,很多非市场化的调节机制形成了对价格机制的替代。

非正规金融的微观机理对其源远流长的历史具有很大的解释力。问题是,“熟人社会”是以农业经济时代为社会背景,随着工业化进程的深入,非正

规金融难道就势渐式微了吗?事实未必如此。有证据表明,在中国经济转轨过程中,非正规金融于20世纪80年代中后期迅速复兴(姚耀军、陈德付,2005),甚至在中小企业融资渠道中构成了对正规金融的替代(Tsai,2002;Allen等,2002;Linton,2006)。非正规金融理论研究中的另外一种视角——基于McKinnon(1973)和Shaw(1973)的“金融抑制”概念,特别是Wijnbergen(1982)和Taylor(1983)的“新结构主义方法”(New Structuralism Approach),强调非正规金融是对转轨经济中政策扭曲和金融抑制的理性回应(Isaksson,2002),也许能够解释上述现象。发展中国家常常以金融抑制为手段来实现“赶超”的战略目标(林毅夫等,1994)。金融系统在金融资源的分配上表现出了明显的城市化倾向(Wei和Wang,1997),倾斜于国有部门(Park和Sehrt,2001)。然而,被“赶超”战略目标所排斥,但恰恰又具有比较优势的是中小型企业及个体经济。面对广阔的盈利空间与前景,民间力量借助于多种民间金融形式集聚资本,来缓解金融抑制及其投资不可分性所带来的双重约束。基于上述对非正规金融兴起的解释,我们不难理解为什么非正规金融市场有时也被称为正规金融市场的平行市场(Parallel Market)。

在非正规金融理论研究的二分法之下,不同的理论分析具有不同的实证预期。Chandrnvarkar(1987)注意到了这一点。他指出,如果非正规金融的存在仅仅是由于信息优势和较低的交易成本,那么它与局部的社会习惯有关,可能对宏观经济政策的变化没有太强的反应。另一方面,如果非正规金融是对金融管制、信贷约束或其他低效率现象的反应,那么它直接受到信贷政策和金融抑制程度等影响,因此也会与宏观经济变化有更多的互动。Bautista(1991)认为,由于数据的限制,直接估计宏观经济政策对非正规金融的影响比较困难,但观察非正规金融的规模与利率对一些宏观经济变量的动态反应可以用来识别“反应性”的非正规金融。Montiel(1993)就发现,在很多发展中国家,一些宏观经济变量对非正规金融市场利率有显著影响。尽管近年来对中国非正规金融的研究逐渐深入,然而由于数据获取的困难,相关的实证研究文献尚十分稀少。所幸中国人民银行于2002年10月在温州设立300个民间利率监测试点,建立了由信贷员调查汇总的民间利率监测制度。本文正是基于这些民间利率监测试点所提供的非正规金融市场平均利率数据(2003年1月—2008年1月),检验了温州非正规金融市场的性质。

三、温州非正规金融市场利率的一些典型事实

在某一时刻,非正规金融市场具有较大的利率变化区间,这一般被认为是非正规金融市场具有分割性的表现。非正规金融市场的参与者是异质的,不同的参与者具有不同的信贷条件、禀赋、风险偏好等,故非正规金融市场具有多重的均衡利率。在2003年至2006年期间,根据监测,温州非正规金融市场

最高利率与最低利率之比的最大值为 4.76,平均值为 3.33。值得注意的是,最高利率与最低利率之比呈现出明显的下降趋势(见图 1),这暗含了温州非正规金融市场越来越向同质性发展,由此可见,温州非正规金融市场的竞争性愈益加强。

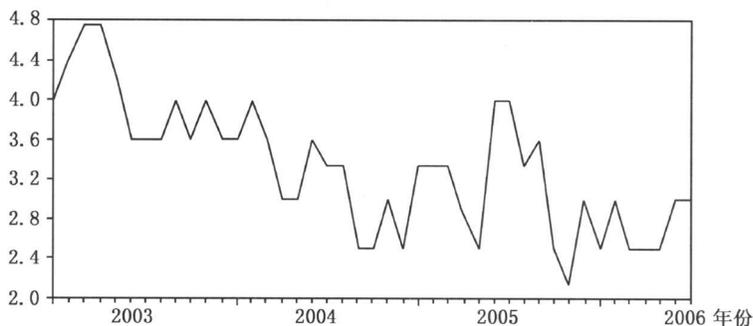


图 1 温州非正规金融市场最高利率与最低利率的比值

较大的利率变化区间仅仅是非正规金融市场利率的一个方面,而较高的平均利率是其第二个著名的特征(Bautista,1991)。在 2003 年 1 月至 2008 年 1 月期间,温州非正规金融市场最低的平均利率是 10.70%,发生在 2003 年 4 月,而同期一年期银行存款利率仅为 1.98%。经历几轮加息之后,2008 年 1 月一年期银行存款利率上升至 4.14%,但同期非正规金融平均利率已高达 15.08%。

一般来说,生产性融资较消费性融资其平均利率更低(见表 1),这符合经济学直觉。因为未来有现金流相对应,故一般来说生产性融资风险较小,而相应的风险溢价也较小。与消费及其他用途相比较,温州民间融资的生产性用途是主要的。^①而按照中国人民银行温州市中心支行计算非正规金融市场平均利率的加权规则,这显然将导致温州非正规金融市场平均利率由生产性融资的平均利率所主导。应该注意到,生产性融资本身所承担的利率也是高的,而按照唐寿宁(1999)的观点,这主要反应了投资项目一般具有较高的收益率这个事实。^②

表 1 生产性融资与消费性融资的比较

单位:%

	2007 第 2 季度		2007 第 3 季度		2007 第 4 季度		2008 第 1 季度	
	占比	平均利率	占比	平均利率	占比	平均利率	占比	平均利率
生产	91.6	11.47	73.5	12.67	80.3	14.33	89.7	14.24
消费	1.1	14.78	5.8	10.15	4.1	15.75	13.5	19.40

从图 2 的走势来看,从 2004 年下半年至 2005 年年初,温州非正规金融市场平均利率处于高位,这与 2004 年国家实行银根紧缩的宏观调控政策有关。从 2007 年 4 月始,平均利率又开始飙升,我们认为其原因有三:第一,2007 年国家实行新一轮的银根紧缩政策,企业资金需求溢入非正规金融市场;第二,

通货膨胀率持续走高, 费雪效应(Fisher Effect)发生作用; 第三, 央行屡次对银行存款加息, 按照 Wijnbergen(1982)和 Taylor(1983)的“新结构主义方法”, 民间资金供应者将增加银行存款在其资产组合中的份额, 从而降低了民间金融市场上的资金供给。

很多研究表明, 发展中国家的非正规金融平均利率基本上都呈现出系统性的下降趋势, 其主要原因有二: 第一, 随着金融的发展, 越来越具有竞争力的正规金融将逐渐进入非正规金融的传统领地(Bautista, 1991); 第二, 农村经济环境的改善将降低非正规金融的交易成本(Floro, 1986)。但从图 2 来看, 温州非正规金融市场平均利率并没有出现一个系统性的下降趋势。一个可能的解释是: 首先, 从总体来看, 没有证据表明中国的正规金融机构正逐渐渗入非正规金融的领地, 实际上, 从 1998 年下半年开始, 国有银行反而开始撤并县域支行; 其次, 对于温州这样率先进行改革开放的地区, 目前来看其经济环境改善的边际效应可能并不明显。

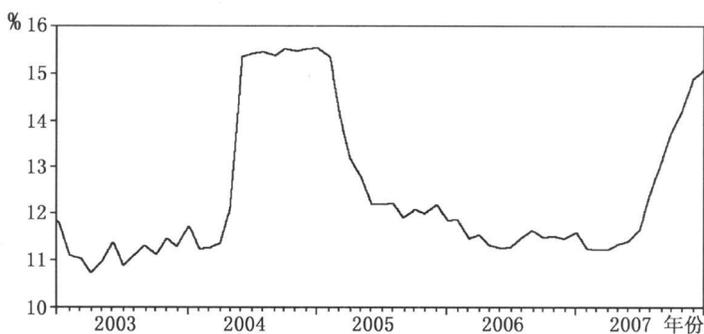


图 2 温州民间金融市场平均利率走势图

总的看来, 温州非正规金融市场利率具有这样一些典型事实: (1)较大的利率变化区间, 但最高利率与最低利率之比呈现出明显的下降趋势; (2)较高的平均利率, 且由生产性融资利率所主导; (3)其走势与宏观调控政策相关, 且未呈现出系统性的下降趋势。温州非正规金融市场利率典型事实暗示, 即使温州非正规金融市场是“自主性”的, 但其“自主性”也是趋弱的。其他典型事实都可以在“反应性”非正规金融范畴内得到合理的解释。那么我们能否由此判断温州非正规金融市场就是“反应性”的呢? 实际上, 这些典型事实并不能构成直接的证据。“反应性”非正规金融的一个重要特征是, 其资金价格走势直接受到正规金融信贷投放的影响。因此, 接下来将分析非正规金融市场利率与一些信贷变量的联系。

四、非正规金融市场利率与中小企业信贷扩张: 一个短期动态分析

Aryeetey 和 Udry(1997)发现, 非正规借贷最常见的期限是 3 个月至 6 个

月,我们的监测结果也显示,温州非正规借贷最常见的期限是6个月至12个月,基本上非正规金融所涉及的是短期借贷。本文发现,在2003年1月至2008年1月期间,温州非正规金融市场利率与正规金融的短期信贷扩张率的相关系数是-0.30,^④而与短期信贷中的中小企业信贷扩张率的相关系数达到-0.47(其中非正规金融市场利率与乡镇企业贷款、三资企业贷款、私营企业及个体贷款的扩张率的相关系数分别是-0.36、-0.28、-0.44)。通过对相关系数的比较,可以看出非正规金融市场与中小企业具有相关性;在中小企业中,私营企业、个体户与非正规金融市场的联系尤为紧密,而三资企业与非正规金融市场的联系相对较弱,这或许是由于可以选择的融资渠道更多。不过,简单相关分析存在伪相关之嫌,因为相关变量可能是不平稳的,需要利用ADF法对温州非正规金融市场平均利率 in_t 做单位根检验,其结果为:^④

$$\Delta \hat{in}_t = 0.989 - 0.076in_{t-1} + 0.357\Delta in_{t-1} \\ (-1.665)$$

括号内数值是ADF检验值,由于在10%的显著水平下其临界值为-2.593,故不拒绝 in_t 含有一个单位根的原假设。ADF检验的势较低,很容易导致不能拒绝错误的原假设。因此,如果在一个较大的显著水平下也不能拒绝原假设,那么检验结论是比较稳健的。同样基于ADF法对中小企业信贷扩张率 sm_t 进行单位根检验,其结果是:

$$\Delta \hat{sm}_t = 0.320 - 0.076sm_{t-1} \\ (-4.082)$$

由于-4.082甚至小于1%显著水平下的临界值(-3.553),故 sm_t 是一平稳过程。

上述检验结果显示,直接基于温州非正规金融市场平均利率与中小企业信贷扩张率的水平数据而做出相关的统计推断是不可靠的。不过利用ADF法可以发现,非正规金融市场平均利率的差分是平稳的,其证据是:

$$\Delta^2 \hat{in}_t = -0.076\Delta in_{t-1} \\ (-5.581)$$

于是,我们可以基于 Δin_t 与 sm_t 建立一个向量自回归(VAR)模型来进行短期动态分析。VAR的估计结果如下:

$$\hat{sm}_t = 0.166 + 0.418sm_{t-1} + 0.135sm_{t-2} + 0.135\Delta in_{t-1} + 0.005\Delta in_{t-2} \\ (0.915) (2.797) \quad (0.895) \quad (0.495) \quad (0.018) \\ \Delta \hat{in}_t = -0.055 - 0.092sm_{t-1} + 0.241sm_{t-2} + 0.231\Delta in_{t-1} + 0.222\Delta in_{t-2} \\ (-0.595) \quad (-1.212) \quad (3.116) \quad (1.653) \quad (1.606)$$

括号内数值是t值,滞后阶数的选择遵照SIC。

在VAR的估计结果基础上,本文首先进行了一个Granger因果关系检验,其结果见表2。

表2 sm_t 与 Δin_t 之间的 Granger 因果关系检验结果

原假设	F 值	p 值	结论(5%显著水平)
Δin_t 不是 sm_t 的 Granger 原因	0.146	0.864	不拒绝原假设
sm_t 不是 Δin_t 的 Granger 原因	4.941	0.011	拒绝原假设

根据表 2, 一个基本的结论是, sm_t 与 Δin_t 之间只存在单向的 Granger 因果关系, 即中小企业信贷扩张率是非正规金融市场利率变动的 Granger 原因。换言之, 中小企业信贷扩张的信息有助于预测未来非正规金融市场利率的变动, 但反之并不成立。为了进一步勾勒出中小企业信贷扩张与非正规金融市场利率变动的互动路径, 接下来进行脉冲响应分析。基于 VAR 估计结果进行脉冲响应分析的一个难点是, VAR 模型中的误差项可能是同期相关的。为此, 本文利用 Choleski 分解, 在原始误差项基础上生成一对标准差为 1 的正交冲击(Innovation), 其中所涉及的关键假设是, 在同期中 sm_t 能够影响 Δin_t , 但反之并不成立, 即存在一个单向的 Wald 因果链: $sm_t \rightarrow \Delta in_t$ 。该假设的合理性在于, 非正规金融市场是极其灵敏的, 但信贷扩张受限于银行的决策过程。有多个因素导致银行的决策过程是缓慢的: 第一, 非正规金融市场利率的升高也许导致更多的银行信贷申请, 但银行必须进行信用审查, 由于众多中小企业相关信息不透明, 这将耗费银行大量的时间; 第二, 在中国, 基层商业银行也没有多大的信贷审批权; 第三, 中国的国有商业银行市场化程度有限; 第四, 一些信贷决策还必须服从国家产业政策的指导。脉冲响应分析见图 3 与图 4。

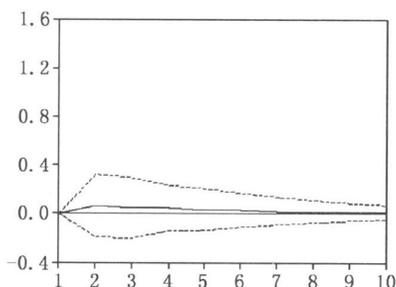


图3 信贷扩张对非正规金融市场平均利率变动冲击的响应

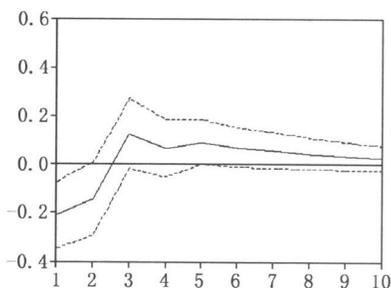


图4 非正规金融市场利率变动对信贷扩张冲击的响应

由图 3 和图 4 可见, 信贷扩张对非正规金融市场平均利率变动冲击的响应微弱, 而非正规金融市场利率变动对货币扩张冲击的响应却很显著。而且信贷扩张冲击对非正规金融市场利率变动的的影响将维持较长时间。这说明银行中小企业信贷的投放将深刻改变非正规金融市场资金价格的短期走势。

综上, 通过对变量间关系的短期动态分析, 至少从短期来看, 温州非正规金融具有显著的“反应性”特征; 然而, 我们并没有发现非正规金融与正规金融在中小企业信贷市场上存在互动关系。因此, “反应性”的温州非正规金融只能被解释为在中小企业信贷市场上存在着非正规金融对正规金融的替代, 而不能被解释为在中

小企业信贷市场上存在着非正规金融与正规金融的竞争,因为竞争意味着互动。

五、非正规金融市场利率与中小企业信贷水平存在长期均衡关系吗?

在验证了温州非正规金融市场利率的变动与中小企业信贷扩张率之间的短期动态关系之后,如果能进一步验证非正规金融市场利率水平与中小企业信贷水平之间也具有长期均衡关系,那么就说明我们基本上能够基于“金融抑制”框架或者“新结构主义方法”来理解温州非正规金融,即它是“反应性”的而不是“自主性”的。下面我们基于协整(Cointegration)的计量方法来考察在非正规金融利率与中小企业信贷水平之间是否存在一种长期均衡关系。

前面的证据已表明不能拒绝非正规金融市场利率含有一个单位根的结论。现在分析中小企业信贷水平(lsm)的数据生成过程。同样基于 ADF 法,有:

$$\Delta \hat{lsm}_t = 666.746 - 0.053lsm_{t-1} + 0.324\Delta lsm_{t-1} \\ (-2.621)$$

ADF 检验值(-2.621)大于 5%显著水平下的临界值(-2.918),但小于 10%显著水平下的临界值(-2.600)。ADF 检验结果是含混不清的,由于 ADF 法较低的检验势,得出不拒绝 lsm 含有单位根的结论不够稳健。当然,若 lsm 确实不含有单位根,则不需要进一步的分析,我们便可以直接判断:民间金融市场利率水平与中小企业信贷水平之间不具有长期的均衡关系。现在,暂且接受不拒绝 lsm 含有一个单位根的结论以进入下一步的分析。

本文根据 Johansen 法对变量 lsm 与 in 进行协整分析。首先,由于数据没有表现出明显的确定性趋势,我们假定检验方程不含截距而协整方程含有截距,相应的 Johansen 协整检验结果见表 3。

表 3 Johansen 协整检验结果(检验方程不含截距而协整方程含有截距)

		迹(Trace)检验		
原假设	特征根	迹统计值	5%显著水平临界值	p 值
没有协整关系	0.252	16.917	20.262	0.136
至多含有一个协整关系	0.047	2.431	9.165	0.691
		最大特征根检验		
原假设	特征根	最大特征根统计值	5%显著水平临界值	p 值
没有协整关系	0.252	14.487	15.892	0.082
至多含有一个协整关系	0.047	2.431	9.165	0.691

上述检验结果表明,lsm 与 in 不具有协整关系。众所周知,Johansen 协整检验结果对检验方程与协整方程设定形式较为敏感。如果我们假定检验方程与协整方程都含有截距,相应的 Johansen 协整检验结果见表 4。

表 4 Johansen 协整检验结果(检验方程与协整方程含有截距)

		迹(Trace)检验		
原假设	特征根	迹统计值	5%显著水平临界值	p 值
没有协整关系	0.240	16.142	15.495	0.040*
至多含有一个协整关系	0.047	2.431	3.841	0.119

续表 4 Johansen 协整检验结果(检验方程与协整方程含有截距)

原假设	特征根	最大特征根检验		
		最大特征根统计值	5%显著水平临界值	p 值
没有协整关系	0.240	13.712	4.265	0.061
至多含有一个协整关系	0.047	2.431	3.841	0.119

现在, Johansen 协整检验给出了互相矛盾的结果:迹检验表明在 5% 显著水平下存在一个协整关系,但最大特征根检验则表明两变量间不存在协整关系。有很多研究表明,即使变量间本不存在协整关系,但 Johansen 协整检验在小样本下倾向于发现变量具有协整关系。一个小样本调整方法(Ahn 和 Reinsel, 1990)经常被应用以使 Johansen 协整检验能够得到正确的推断——将迹或者最大特征根统计值乘以调整系数 $(T-pk)/T$, 其中 T 是样本容量, p 是检验方程(水平数据 VAR 形式)的滞后阶数, k 是变量个数,然后再将调整过后的统计值与临界值相比较。在本文中,这个调整系数为 0.88。

表 5 基于 Ahn 和 Reinsel(1990)对表 4 迹检验结果进行小样本调整

原假设	特征根	迹统计值	5%显著水平临界值
没有协整关系	0.240	14.205	15.495
至多含有一个协整关系	0.047	2.140	3.841

由表 5 可知,在没有协整关系的原假设下,调整过后的迹统计值小于 5% 显著水平下的临界值,因此,基于第二种模型设定,得到 lsm 与 in 不具有协整关系的结论。没有证据支持温州非正规金融市场利率与中小企业信贷水平存在一种长期均衡关系,尽管在短期非正规金融市场利率会对中小企业信贷的扩张做出反应。这实际上也表明,从长期来看,温州非正规金融市场利率的决定与中小企业信贷是无关系的。因此,“金融抑制”框架或者“新结构主义方法”并不能完全解释温州非正规金融的性质。而基于非正规金融的微观机理来理解温州非正规金融却是相当重要的,因为当非正规金融与局部的社会习惯有关时,由于局部社会习惯的稳定性,非正规金融也表现出一定的稳定性。如果“自主性”是非正规金融所具有的长期性质,那么不难推断非正规金融占有一片天然的领地。在金融深化过程中,非正规金融市场虽然将不断缩小,但由于信息和交易成本优势,非正规金融相对于正规金融仍然具有比较优势。现在让我们再来解释在第四节发现的一个现象,即银行信贷扩张对非正规金融市场平均利率变动冲击的响应十分微弱。如果信息不透明且缺乏抵押品的中小企业信贷市场属于非正规金融的天然领地,那么银行也许会望而却步,缺乏对非正规金融市场利率信号的反应。

根据上述一系列实证分析,我们也认为有必要对非正规金融理论研究的二分法进行整合。在经过整合后的分析框架中,“拉力”因素与“推力”因素的合力促成了非正规金融的繁衍,其中“推力”因素由非正规金融的微观机理形成,“拉力”因素包括正规金融机构的信贷配给、失败的中小企业信贷政策等因素。从长期来看,“推力”因素应该具有决定性的作用;从短期来看,“拉力”因素改变了非正规金融发展的态势。

六、结论性评价

温州非正规金融市场利率是中国利率市场化改革的一个参照系，因此，温州非正规金融市场的性质具有一定的普遍意义。关于温州非正规金融市场利率的大部分典型事实都可以在“反应性”非正规金融范畴内得到合理的解释。支持温州非正规金融具有“反应性”的有力证据来自于对相关变量进行 Granger 因果关系检验及其脉冲响应分析。这些实证分析表明，正规金融对中小企业的信贷扩张将深刻改变非正规金融市场资金价格的短期走势。在分析了短期动态关系之后，本文还利用协整的计量方法来考察在非正规金融利率与中小企业信贷水平之间是否存在一种长期均衡关系，结果却没有发现支持温州非正规金融市场利率与中小企业信贷水平之间存在一种长期均衡关系的证据。这暗示“反应性”仅仅是温州非正规金融这块硬币的一面，而硬币的另一面是“自主性”。因此，要完整理解温州非正规金融，我们必须基于一个整合的分析框架，而在该框架中，非正规金融的“反应性”与“自主性”应互为补充。

本文的政策含义在于：一方面，基于非正规金融的“自主性”，因此承认非正规金融的合法性应该是大势所趋，但同时又必须对其市场范围加以限定。因为，非正规金融在越过其效率边界之后，其信息优势不复存在，这将导致风险无法得到有效的控制；而更加关键的是，失控的风险易产生多米诺骨牌效应，从而影响到整个社会的正常生产经营秩序。另一方面，如果非正规金融具有“反应性”，那么应该推动非正规金融进入信贷市场，以充分利用其“溢出效应”（Bell 等，1997）来弥补正规金融供给不足所造成的缺口，而这对于解决中小企业融资难问题具有重要意义。

注释：

- ① 林毅夫（2000）的一个个案研究表明，民间借贷几乎都用于突发、大额以及明显的特殊消费，如丧葬婚嫁或用于建造新房舍等。但 Bautista（1991）注意到，民间借贷主要用于非生产性用途，这种现象，主要发生在以农业为主的地区。确实，如果农业的比较利益低，那么我们没有理由预期高利率的民间融资将用于农业生产。
- ② 这一点被唐寿宁（1999）所强调，他认为温州非正规金融高利率现象主要反应了投资项目一般具有较高的收益率这个事实，风险溢价因素对高利率的贡献的是不重要的。
- ③ 信贷扩张率等于本月末与上月末贷款余额之差与上月末贷款余额的比值。中小企业贷款包括乡镇企业贷款、三资企业贷款、私营企业及个体贷款。由于无法得到温州正规金融信贷的月度数据，本文所利用的是全国的信贷数据，这样处理的一个合理性在于，由于温州人的走南闯北，温州非正规金融市场颇具有全国性的特征。相关贷款数据根据《中国经济统计月报》各期整理。
- ④ 由于数据没有出现明显的确定性趋势，故 ADF 检验方程中没有包括趋势项。滞后阶数的选取遵照 SIC。

参考文献:

- [1]刘民权,徐忠,俞建拖. 信贷市场中的非正规金融[J]. 世界经济,2003,(7):61—73.
- [2]林毅夫,G Feder,刘遵义,罗小朋. 中国的农业信贷与农场绩效[M]. 北京:北京大学出版社,2000:78—121.
- [3]唐寿宁. 对非正规金融部门的另一种补充解释[J]. 中国社会科学季刊,1999(香港)秋季卷:456—458.
- [4]姚耀军,陈德付. 中国农村非正规金融的兴起:理论及其实证研究[J]. 中国农村经济,2005,(12):45—51.
- [5]郑南源,尤瑞章,贺聪. 民间金融效率边界与未来发展方向[J]. 深圳金融,2008,(4):23—28.
- [6]S Ahn,G Reinsel. Estimation for partially nonstationary multivariate autoregressive models[J]. Journal of the American Statistical Association,1990,85:813—823.
- [7]F Allen,J Qian,M Qian. Law,finance,and economic growth in China[J]. Journal of Financial Economics,2002,77:57—116.
- [8]E Aryeetey,C Udry. The characteristics of informal financial markets in Sub-Saharan Africa[J]. Journal of African Economies,1997,6:161—203.
- [9]M Ayyagari, A Demirgüç-Kunt, V Maksimovic. Formal versus informal finance: Evidence from China[R]. Mimeo World Bank,2007.
- [10]D Bautista. Impact of public policies on rural informal credit markets in the Philippines; Synthesis of survey results and lessons for policy[J]. Journal of Philippine Development,1991,32:73—97.
- [11]A Chandrnvarkar. The informal financial sector in developing countries: Analysis, evidence, and policy implications[R]. SEACEN Occasional Paper No. 2, Kuala Lumpur, Malaysia, August, 1987.
- [12]S Floro. Credit relations and market interlinkage in Philippine agriculture [R]. Ph. D. Dissertation, Stanford University, 1986.
- [13]A Isaksson. Informal finance and intermediation[R]. Working Paper, No. 252, UB & SDRC, Germany, 2002.
- [14]Y Lin, X Sun. Information, informal finance and SME financing [J]. Frontiers of Economics in China, 2006, 1: 69—82.
- [15]K Linton. Access to capital in China; Competitive conditions for foreign and domestic firms[R]. SSRN Working Paper Series, 2007.
- [16]R McKinnon. Money and capital in economic development [M]. Washington: The Brookings Institution, 1973.
- [17]A Montiel. Macroeconomic simulation model for India [R]. Working paper, World Bank, February 1993.
- [18]E Shaw. Financial deepening in economic development [M]. New York: Oxford University Press, 1973.
- [19]J Stiglitz, A Weiss. Credit rationing in markets with imperfect information [J]. American Economic Review, 1981, 71: 393—410.
- [20]L Taylor. Structuralist macroeconomics: Applicable models for the Third World [M]. New York, Basic Books, 1983.
- [21]K Tsai. Back-Alley banking: Private entrepreneurs in China [M]. Cornell University Press, 2002.
- [22]V Wijnbergen. Interest rate management in LDC's [J]. Journal of Monetary Economics, 1982, 12: 433—452.

(下转第71页)

change of stocks from good to bad and empirically studies the pass-through of performance-change of stocks on the whole fund family by using Logistic panel data model. The results indicate that the stock co-holding level of the internal fund family is higher than the one outside the fund family. Family-type stock co-holding makes the effect of stock performance-change spread to the whole fund family, even resulting in sudden changes of the performance of the whole fund family. The whole fund family crisis caused by stock performance-change is attributable to the high-level family-type stock co-holding which may be induced by the incentive arrangement in fund governance.

Key words: fund family; performance-change of stocks from good to bad; stock co-holding; fund governance

(责任编辑 喜 雯)

(上接第 48 页)

Informal Financial Market: Reactive or Autonomous —An Empirical Study on Interest Rate of Informal Financial Market in Wenzhou

YAO Yao-jun

(School of Finance, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: The reactive character of informal finance can provide an adequate explanation of the majority typical facts in Wenzhou's informal financial market. The fact that Wenzhou's informal financial market is featured by reactivity is supported by related Granger causality test and impulse response analysis. Empirical analyses state that credit expansion to small and medium enterprises made by formal financial market has a significant impact on the short-term trend of capital price of informal financial market. But the co-integration analysis shows that there doesn't exist a long-term balance relation between interest rate of informal financial market and the credit level of SMEs, so Wenzhou's informal financial market should be understood based on an integrated analytical framework. Under this framework, reactivity and autonomy of informal financial market should be mutually supplemented to provide an explanation of the booming informal financial market.

Key words: informal finance; reactivity; autonomy; Wenzhou

(责任编辑 喜 雯)