

---

---

# 社会资本视角下的利率市场化与农村 正规金融的经济绩效

许月丽 张忠根 战明华\*

---

**内容提要** 本文从借款人类型社会资本结构效应出发,考察了利率市场化与农村正规金融发展绩效之间的关联机制。与已有理论不同的是,这一机制的逻辑是,利率市场化通过社会资本对借款人类型的鉴别作用,将农村正规金融机构对金融市场的信息获取能力内生化的,从而影响了其经济绩效。在理论分析的基础上,本文首先给出了关于利率市场化与农村正规金融发展关系的两个命题,进而据此提出了一个可以验证的推论。然后,基于改革开放以来中国农村利率改革的阶段划分,本文利用动态面板 GMM 估计方法对推论进行了检验,结果证明了利率市场化对于农村正规金融发展的重要性。这一研究结果的意义在于:即使对于具有严重不完全性的农村金融市场,仍应重视市场化的利率价格机制的建设,市场的不完全性不应成为阻碍农村利率市场化进程的理由。

**关键词** 利率市场化 社会资本结构效应 动态面板 GMM

---

## 一 引言

严重的信息不对称所导致的市场不完全,通常被认为是农村金融市场的基本特征,而由此衍生出的一个逻辑是,数量而非价格应当在农村金融资源的配置中起更为

---

\* 许月丽:浙江大学农业与农村发展研究中心 浙江理工大学经管学院 电子信箱:xuyueli72@163.com;张忠根:浙江大学农业与农村发展研究中心;战明华(通讯作者):浙江理工大学经管学院 电子信箱:zhanmhco@163.com。

本文得到了国家社科基金(12BJY099)和教育部人文社科基金(10YJC790317)的资助,特此致谢。

重要的作用。一些研究表明,分割的农村金融市场所导致的后果是高企而极度分散的农村利率水平(Aleem,1990;Udry,1991;Ngugi,2001),因而,利率市场化机制对农村金融发展的作用是有限的。由此,对农村金融市场实行比较严格的利率控制就被认为是为抑制农村高利贷所必须的政策选择。虽然很少有人对这一政策提出质疑,但是关于农村金融市场利率机制的作用,仍有两个问题悬而未决:一是农村金融市场利率机制是否完全不起作用?如果不是,那么它的作用边界是什么?二是无论是 Jaffee 和 Russell(1976)还是 Stiglitz 和 Weiss(1981),他们基于市场不完全条件下的信贷配给模型推导过程,均是在假定利率变动与市场信息的获取是独立的条件下进行的,如果将农村金融市场信息的获取内生化为利率,那么,这是否意味着必须重新评估农村金融市场利率市场化的作用?

农村金融市场的严重不完全所引申出来的另一个问题是,如何看待正规与非正规金融的关系。理论上,相对于正规金融,由于具有邻近和范围经济的优势(Guirking,2008),植根于社区经济信息环境的非正规金融,在农村金融资源的获取与配置方面似乎有着更强的优势,因而非正规金融的发展往往对正规金融有抑制作用。许多研究表明,即使政府对农村正规金融采取强有力的扶持措施,也无法撼动非正规金融在农村借贷中的地位,这意味着对正规金融的扶持政策并未达到更有效地促进其功能发挥的目的(Bell,1993;Udry,1994;Bose,1998;Guirking,2008)。不仅如此,一些研究还进一步指出,政府扩大对正规金融机构的利率补贴,并强制要求其提高在农村的放贷比例,不仅对抑制农村高利贷毫无裨益(Hoff 和 Stiglitz,1994),而且这种补贴的收益还可能完全被非正规金融部门获取。针对中国的情况,杨汝岱等(2011)、马光荣和杨恩艳(2011)对中国正规与非正规金融的关系进行了深入的研究。利用“2009年中国农村金融调查”微观数据,杨汝岱等(2011)的研究指出,尽管非正规金融对农户融资极为重要,但随着转型的推进,其作用逐渐让位于正规金融;同样,根据相同的样本数据信息,马光荣和杨恩艳(2011)也指出,在正规金融不发达的地区,非正规金融对农户工商创业具有重要作用。总之,已有研究大多隐含着利率不变的假定或将利率看作外生变量而未加考虑,但如果从利率自由浮动角度并将利率的变动与农村金融市场信息的获取相联系,那么农村正规与非正规金融之间的关系将发生何种变化?

改革开放以来,不断扩大的利率浮动范围表明,中国的农村金融利率市场化改革在不断推进。但即便如此,时至今日,农村金融市场的利率仍是非市场化的,农村金融资源的配置也存在比较严重的扭曲(刘民权等,2006)。在中国,对利率实行控制的一个原因是政策制定者对市场化机制在农村金融资源配置过程中的作用存在疑虑。其

中,关于农村金融机构组织形式的合作化与市场化之争即为其中的一个表现。我们到底应当如何来看待市场化的价格机制在农村金融发展中的作用?改革开放以来中国农村金融市场的渐近利率市场化过程,为解答这一问题提供了可能。

无论是基于理论研究还是政策操作,一个关键的问题是要从农村金融市场的特征出发,找出利率市场化促进或阻碍农村金融发展的机制,而简单的相关性分析对于深度剖析利率市场化与农村金融发展的关系,还存在着相当的不足。为此,本文拟从社会资本<sup>①</sup>鉴别借款人类型所导致的结构效应这一新视角出发,对利率市场化与农村正规金融绩效的关系展开研究。基本思想如下:具有严重不完全性的农村金融市场存在着不同违约类型的借款人及正规与非正规金融机构,二者的收益取决于对借款人类型的鉴别。对社会资本的利用则是鉴别不同类型借款人的重要技术,这种技术的利用又内生于利率的变动。于是,就存在着利率市场化——正规金融的社会资本利用——借款人类型在正规与非正规金融之间分布的结构变动——正规金融收益特征变化——正规金融绩效变化的机制链条。

与 Bose (1998) 提出的农村正规与非正规金融之间的借款人类型结构效应相比,本文的创新之处在于将社会资本这一中介链条,引入正规与非正规金融的相互作用关系,并将对社会资本的利用内生化为利率的市场化过程。这一创新既改变了所研究的问题,又使得正规与非正规金融之间的作用机制链条更为完善。本文后面的主要结构安排如下:一是构建一个规范化描述本文思想的理论模型,提出相关的命题以及可用于验证的推论;二是在对模型设定、数据与变量进行讨论的基础上,利用面板动态 GMM 模型,对推论进行验证;三是对检验结果进行探讨并总结研究的结论。

## 二 理论模型架构、相关命题与推论

### (一) 经济环境假设

经济中只存在正规与非正规两种类型的金融机构,<sup>②</sup>不同类型金融机构内部各个组成个体是同质的。类似于 Jaffee 和 Russell (1976) 以及 Bose (1998) 的研究,我们假定存在两种类型的借款人:一种还款概率为  $\Pi_H$  (类型 1), 另一种还款概率为  $\Pi_L$  (类型

<sup>①</sup> 学者就社会资本的定義并没有取得一致的意见,本文中的社会资本指的是由人们之间的社会网络、互惠性信任所产生的有利于借贷交易形成的一种无形资源。

<sup>②</sup> 需要说明的是,从组织形式上来说,文中的非正规金融机构既包括具有正式组织形态的非正规金融组织,也包括民间个体金融资产出借人。

2),  $\Pi_H > \Pi_L$ 。借款人与贷款人之间存在着信息不对称,即金融机构对借款人的类型信息并不清楚。不过,还款概率并非均匀分布,而是取决于对一种信息识别技术  $T$  的应用, $T$  的获取与对社会资本  $scap$  的利用有关。假设正规金融机构获取这种技术需要支付固定的边际成本  $K$ ,而非正规金融机构则无须支付这一费用。假定对于非正规金融机构而言,技术  $T$  的生产对社会资本具有外部效应与规模效应,即  $T$  不仅是金融机构个体利用的  $scap$  的增函数,还是金融机构所利用的总量社会资本  $m\text{scap}$  的增函数,其中  $m$  为金融机构内部个体数量,<sup>①</sup>即  $T'(m) > 0, T'(scap) > 0$ 。这一假定可理解为非正规金融机构可以通过“干中学”来提高技术水平,同时,金融机构间竞争程度的提高也会导致人们更有效地利用社会资本,以便对信息进行甄别。

假定经济中潜在借款人总数是有限的,<sup>②</sup>但其中“优质客户”,即类型 1 是有限的,数量为  $N$ 。借款人要么在某个正规金融机构获得贷款,要么在某个非正规金融机构获得贷款,且贷款数量一定。正规金融机构的借贷利率水平为  $R$ ,非正规金融机构为  $r$ 。由于政府通过控制正规金融机构的利率水平来对农户融资实行优惠政策,因而  $R$  是固定的,且有  $R < r$ , $r$  由非正规金融市场决定。假定正规金融机构的储蓄资源没有其他替代投资方式,而非正规金融机构的资金则可投资于正规金融机构,因而正规金融机构的投资机会成本为 0,而非正规金融机构成本为正规金融机构的利率水平  $R$ 。类似于 Williamson(1987)、Bose(1998),假定贷款者贷款收益的回收需要支付一定的监控成本,这一成本与借款人数量和借款人还款概率有关。为了简单,类似于 Williamson(1987),进一步假定贷款者对监控成本的调整,源自于借款人数量变化引起的还款概率变化,即监控成本是还款概率与借款人数量的复合函数。<sup>③</sup>

## (二) 金融机构预期经济利润函数

根据假设,单个正规与非正规金融机构将在约束条件下最大化预期经济利润函数:<sup>④</sup>

$$EP_f = n_f \theta_f (1 + R) L_f - C(\theta_f(n_f)) - C'(scap) \quad (1)$$

$$EP_{f'} = n_{f'} [\theta_{f'} (1 + r) - (1 + R)] L_{f'} - C(\theta_{f'}(n_{f'})) \quad (2)$$

① 假定这种技术在不同类型金融机构间不存在溢出或外部效应。

② 这是基于对正规与非正规金融机构内部同质性的假定,也是对农村金融市场供小于需的一个反映,这也使得后面在对有关经济主体利益最大化行为进行分析时,可以忽略借款者。

③ 直观上,如果借款人数量变化不引起平均还款概率的变化,那么,贷款人会认为新增加借款人的还款情况是“合意的”,因而不会增加或减少监控成本。这类似于 Williamson(1987)对借款人产出阈值  $D$  的报告处理。

④ 实际上, $\theta_f = \pi_H(n_{1f}/n_f) + \pi_L(n_{2f}/n_f) = \pi_H(n_{1f}/n_f) + \pi_L(1 - n_{1f}/n_f)$ ,故有  $\theta_f = \theta_f(n_{1f}/n_f)$ 。非正规金融机构的情形同此。

$$\theta_f = \theta_f\left(\frac{n_{1f}}{n_f}(T(scap_1))\right), T'(scap_1) > 0, \partial\left(\frac{n_{1f}}{n_f}\right)/\partial T > 0, \partial\theta_f(\cdot)/\partial\left(\frac{n_{1f}}{n_f}\right) > 0 \quad (3)$$

$$\theta_{1f} = \theta_{1f}\left(\frac{n_{11f}}{n_{1f}}(T(mscap))\right), T'_m(mscap) > 0, T'_{scap}(mscap) > 0, \quad (4)$$

$$\partial\left(\frac{n_{11f}}{n_{1f}}\right)/\partial T > 0 \partial\theta_{1f}(\cdot)/\partial\left(\frac{n_{11f}}{n_{1f}}\right) > 0$$

$$C'(\theta_f) < 0; C'(\theta_{1f}) < 0, dC'/dscap = K \quad (5)$$

$$\frac{\partial\theta_f}{\partial n_f} < 0, \frac{\partial^2\theta_f}{\partial n_f^2} < 0, \frac{\partial C}{\partial\theta_f} < 0, \frac{\partial^2 C}{\partial\theta_f^2} > 0 \quad (6)$$

$$n_{1f} + n_{11f} = N \quad (7)$$

这里： $EP_f$ 为正规金融机构的预期收益； $EP_{1f}$ 为非正规金融机构的预期收益； $n_f$ 为正规金融机构的借款人数量； $n_{1f}$ 为非正规金融机构的借款人数量； $\theta_f$ 为正规金融机构的贷款回收率， $\theta_{1f}$ 为非正规金融机构的贷款回收率， $L_f$ 为正规金融机构向每个借款人的放款数量， $L_{1f}$ 为非正规金融机构向每个借款人的放款数量， $C(\theta_f)$ 为正规金融机构所要支付的强制执行成本， $\frac{\partial C}{\partial\theta_f} < 0$ ； $C(\theta_{1f})$ 为非正规金融机构所要支付的强制执行成本，

$\frac{\partial C}{\partial\theta_{1f}} < 0$ 。式(3)、(4)的含义是：借款人的还款概率与借款人类型 1 的占比正相关，而借款人类型 1 的占比增加取决于金融机构所拥有的借款人类型识别技术，借款人类型识别技术的提高则与金融机构利用社会资本的能力正相关。式(6)中各式的含义分别是：一是由于好的借款人数量一定，因而在其他条件不变的情况下，正规金融机构借款人总数增加，必然引起还款概率降低；二是由于好借款人数量一定，因而随着借款人数量的增加，新借款人是差借款人的可能性也越来越大，即借款人数量变化引起的还款概率绝对值变化是边际递增的；<sup>①</sup>三是还款概率增加，将有助于监控成本的减少；四是由于存在“干中学”效应，因而还款概率变化引起的监控成本绝对值变化是边际递减的。<sup>②</sup>

### (三)命题与推论

根据假设与金融机构的利润最大化行为假定，可以得到关于非正规金融机构的社会资本利用影响正规金融机构行为的如下命题：

① 原始数据是边际递减的，即二阶导数为负。  
② 原始数据是边际递增的，即二阶导数为正。

**命题 1:** 在利率控制的条件下, 如果非正规金融机构扩大利用社会资本, 从而提高对借款者类型的识别技术, 那么在借款者类型构成的“结构效应”<sup>①</sup>作用下, 更多的高质量借款人被非正规金融机构所吸收, 正规金融机构的借款人总体质量下降。因而, 为了满足利润最大化的要求, 正规金融机构将被迫减少放贷对象的数量,<sup>②</sup>即非正规金融的发展对正规金融具有一种挤出效应。

证明: 由于利率控制且对借款人类型无法完全识别, 因而正规金融机构只能通过借款者数量调节来实现利润最大化, 由此可得:

$$\frac{\partial EP_f}{\partial n_f} = \theta_f L_f (1 + R) + n_f L_f \frac{\partial \theta_f}{\partial n_f} (1 + R) - \frac{\partial C}{\partial \theta_f} \frac{\partial \theta_f}{\partial n_f} = 0 \quad (7)$$

变形后有:

$$1 + R = \frac{1}{(\theta_f^* + n_f^* \frac{\partial \theta_f}{\partial n_f} |_{n_f^*}) L_f} \left( \frac{\partial C}{\partial \theta_f} \frac{\partial \theta_f}{\partial n_f} \Big|_{(\theta_f^*, n_f^*)} \right) \quad (8)^{\textcircled{3}}$$

由式(2)、(4)和(5)易知, 对社会资本的利用可以提高非正规金融机构的利润水平, 因而非正规金融机构有利用社会资本的激励。现在假如非正规金融机构规模扩大, 于是其对社会资本利用总量增加。根据假设, 这会提高非正规金融机构对借款者类型的识别能力, 从而提高类型 1 借款人在非正规金融机构总借款人中的比重。不过, 由于类型 1 的借款人总数一定, 因而这意味着正规金融机构借款人构成中类型 1 借款人数量的减少, 从而平均还款概率  $\theta_f$  减小, 原来的均衡被打破。下面我们来证明, 这一变化将导致正规金融机构减少借款人数量。

假定为了恢复均衡, 正规金融机构选择了增加借款人总数的策略。由式(8)可知, 首先,  $n_f$  的增加进一步减少了  $\theta_f$ ; 同时, 由于  $\frac{\partial^2 \theta_f}{\partial n_f^2} < 0$ , 故  $n_f$  增加使得  $\frac{\partial \theta_f}{\partial n_f}$  减小而

$\left| \frac{\partial \theta_f}{\partial n_f} \right|$  增大, 于是  $\left| n_f \frac{\partial \theta_f}{\partial n_f} \right|$  增大, 从而分母进一步减少。<sup>④</sup> 关于分子, 首先, 由于  $\frac{\partial^2 \theta_f}{\partial n_f^2} <$

① 虽然 Jaffee 和 Russell (1976) 提出了相同的思想, 但明确提出结构效应 (composition effects) 名称的是 Bose (1998)。

② 由于每个人的借款数量一定, 因而借款人数量与贷款数量是等同的。

③ 式(8)中加注具体数值标识, 是为了表明均衡时, 各变量实际是一个具体值而非一个函数, 这有助于理解下面的证明过程。式(7)中未加注是为了使式子尽可能简洁。

④ 由于式(8)分子为正, 显然均衡的存在性要求分母也始终为正。

0,于是随着  $n_f$  的增加,  $\frac{\partial \theta_f}{\partial n_f}$  减小,但其绝对值增加;同时,又由于  $\frac{\partial^2 C}{\partial \theta_f^2} > 0$ ,故  $n_f$  的增加所导致的还款概率  $\theta_f$  的减小,将导致  $\frac{\partial C}{\partial \theta_f}$  的减小,而其绝对值增加。可见,式(8)的分子将增大。此时出现一个矛盾状态:式(8)的分子增大而分母减小,因而无法恢复均衡。反之,如果正规金融机构减少借款人总数,那么式(8)很容易成立。直观上,至少有两种机制可以抵消非正规金融机构结构效应所导致的  $\theta_f$  减小对原来均衡的破坏:一方面,这会反过来增大  $\theta_f$ ,从而部分抵消结构效应导致的  $\theta_f$  减小;另一方面,式(8)的分母表明, $n_f$  的减少也减小了  $\left| n_f \frac{\partial \theta_f}{\partial n_f} \right|$ ,从而也对  $\theta_f$  的减小起到了抵消作用。至此,命题 1 得证。

**命题 2:**如果利率可自由浮动,那么一方面,正规金融机构可通过利率调整补偿“结构效应”所导致的平均还款概率降低所带来的风险;另一方面,利率调整也可补偿利用社会资本所产生的成本,从而通过加大对社会资本的利用来提高还款概率,进而重新达到利润最大化的均衡状态。

证明:如上所述,非正规金融机构对社会资本的利用将导致  $\theta_f$  的减小,并使正规金融机构的行为偏离利润最大化的均衡状态。显然,由式(8)易知,在利率水平  $R$  增大且  $\frac{\partial \theta_f}{\partial n_f} < 0$  的条件下,为保证式(8)的成立,右边分母中的  $n_f$  必须要增大。类似于命题 1 中的分析, $n_f$  增加所导致的分母减小和分子增大效应,将在利率自由向上浮动的条件下,保证式(8)得以成立,即正规金融机构的利润最大化行为重新得以实现。这表明利率的提高有助于正规金融机构更好地配置资源。从机制来看,这主要是通过两个抵补效应实现的:一是利率对由还款概率降低而增大的风险的抵补效应;二是利率对社会资本利用成本的抵补效应。命题 2 得证。

根据上述命题,我们可以得到如下推论:

**推论:**在利率控制的条件下,非正规金融对社会资本的利用,对正规金融经济绩效的影响是负的;而随着农村利率浮动范围的增大,正规金融利用社会资本的激励在增大,而这有助于提升正规金融的经济绩效。



这一推论的成立是基于如下逻辑:由命题 1、2 可知,非正规金融机构对社会资本利用所产生的影响取决于行政控制下利率波动的范围,如果利率波动范围较大,那么,挤出效应将不明显,非正规金融机构的社会资本利用不会显著减少正规金融机构的贷款量(借款人总数)。反之,正规金融机构将通过优化贷款人的结构来重新实现利润最大化。进一步,根据金融功能观的论点(Levine,1997),在存在信息与交易成本的非阿罗-德布鲁不确定性经济中,经济资源的配置效率与金融市场的功能密切相关,而金融市场功能的发挥则取决于金融体系是否能更有效地实现信息收集与识别功能。于是,根据命题 2,随着利率浮动范围的扩大,正规金融机构利用社会资本的激励在增大,而这有助于改善其信息识别能力,从而有助于更有效地促进经济增长。这一判断在逻辑上与放松农村信贷配给有助于农村经济发展或减少贫困的观点一致(程郁等,2009;杨俊等,2008;Conning 和 Udry,2007;周天芸和李杰,2005)。

按照理论逻辑所展示的机理,如果要比较完备的证明命题,则至少要具备如下条件:一是分别界定利率固定不动和自由浮动的两个不同样本时段;二是在人文社会环境基本受控的情况下,找到足够的正规与非正规金融组织样本量;三是对非正规金融组织周围的社会资本存量进行微观测算,并利用合理指标测定样本非正规金融组织的社会资本利用能力;四是对样本区域范围内的样本借款人进行信息不对称条件下的类型分类。显然,这远超出了一篇论文所能完成的工作。下面我们通过对推论的证明,为命题成立与否提供一个侧面的证据。

### 三 研究设计

#### (一) 基本思路

推论的证明首先要建立社会资本利用与非正规金融发展之间的联系,而这必然面临如何测度社会资本的难题。尽管 Coleman(1990)、Adler 和 Kwon(2002)从不同角度对社会资本的内涵、层次等进行了界定与划分,而 Granovetter(1973)、Bourdieu(1986)以及 Putnam(1995)等从个体与集体层面上构建了社会资本测度指标,但是,社会资本仍仅属于一种基于理论建构,而无法被直接或间接从社会中观察到的测量对象。不过,非正规金融交易的特殊社会属性、非正规金融地域发展的不平衡以及中国利率行政控制的基本事实,使运用比较研究成为解决问题的一个有效途径。

作为一种主要基于意会的知识而非数码化的关系型融资方式,非正规金融的特点是无法通过正规法庭来进行事后证实(青木昌彦,2011),而这种意会的知识主要指的



是决定非正规金融交易域的社会资本。显然,这意味着非正规金融的发达程度与社会资本的利用程度大致具有正相关关系。于是,为了考察社会资本利用与非正规金融发展之间的关系,一个合乎逻辑的想法是,对不同地区之间的非正规金融发展水平进行比较,那些非正规金融发展水平更高的地区应当被认为是更有效地利用了社会资本。

推论证明需要解决的第二个问题是如何建立利率波动范围、非正规金融发展与正规金融发展之间的关系。类似以上的分析,由于中国对农村金融利率的控制经历了一个从相对严格到波动幅度较大的过程,因而可据此对利率的波动时段进行划分,<sup>①</sup>并在不同的时段对利率、非正规金融与正规金融之间的关系进行比较。如果相对于利率波动较小的时段,在利率波动较大的阶段,通过非正规金融的结构效应渠道,非正规金融发展对正规金融经济绩效有着更显著的正效应,则推论即在一定程度上得到证明。

### (二)非正规金融发展水平的地区分类

较准确地测算农村非正规金融发展水平是极为困难的(郭沛,2004)。总结已有的文献,关于农村非正规金融发展水平测算较全面的研究主要有郭沛(2004)与姚耀军和陈德付(2005)。前者的测算公式大致如下:农村非正规金融发展水平=非正规金融占农村个体私营(个私)企业非正规外源融资比重 $\times$ (个私企业固定资产投资-来自正规金融的贷款)+农户非正规融资总额。后者测算的是农户层面的农村非正规金融发展水平,利用的指标是农户人均非正规金融年末借贷余额/人均年纯收入。根据姚耀军和陈德付(2005)的研究,从上个世纪80年代中期以来,中国农村非正规金融发展水平呈现东部、中部至西部层级递进的特点,东部发展水平最高,中部次之,西部最低。尽管相对于郭沛(2004)等全国层面的研究,姚耀军和陈德付(2005)的研究结果更符合本文的地区类型划分要求,但由于其未考虑农村个私企业,因而这一方法具有局限性。同样,郭沛(2004)的测算方法在用于本文时也存在如下问题:几个关键参数是基于先验外生调研推算且是全国层面的,且样本区间是与本文有较大区别的1997~2002年,这与本文的样本区间有较大区别,因而这些参数很难外推至本文的省级层面数据。另外,对社会资本加以刻画的一个指标是“农户礼金支出”(杨汝岱等,2011;马光荣和杨恩艳,2011)。虽然该指标在反映农户拥有社会资本水平方面很有说服力,但这个微观农户层面的指标还难以直接用于中观层面的分析。

基于上述考虑及条件所限,我们拟利用与冉光和汤芳桦(2012)相同的“固定资产中其他资金来源/全社会固定资产资金来源总计”指标作为反映一个地区农村非正规

<sup>①</sup> 由于传统上农村面临的是金融抑制,因而利率波动幅度的增大即表现为实际利率水平的提高。

金融发展水平的指标。若无特别说明,本文相关数据均来自《中宏数据库》。其中,为了保持数据计算的统一性,1988年以后,广东省的数据等于广东省与海南省之和。这个指标之所以在一定程度上有效,原因有二:一是根据国家统计局的统计口径,全社会固定资产中既包括城镇也包括农村,而农村中又包含了农户;二是相对于城镇,由于获得贷款能力弱,农村对非正规金融的依赖性更大,因而,这一指标可以在一定程度上反映农村非正规融资的相对水平。图1和2分别给出了2004~2010年各年平均<sup>①</sup>以及2010年度利用这一指标测算的各省非正规金融发展水平。

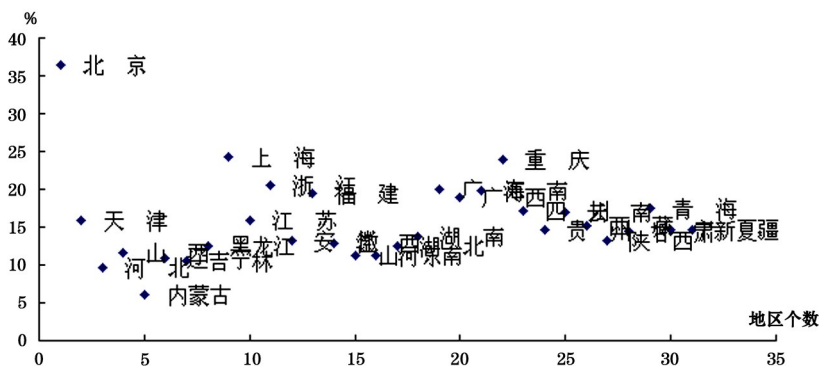


图1 2004~2010年度各省非正规金融发展水平

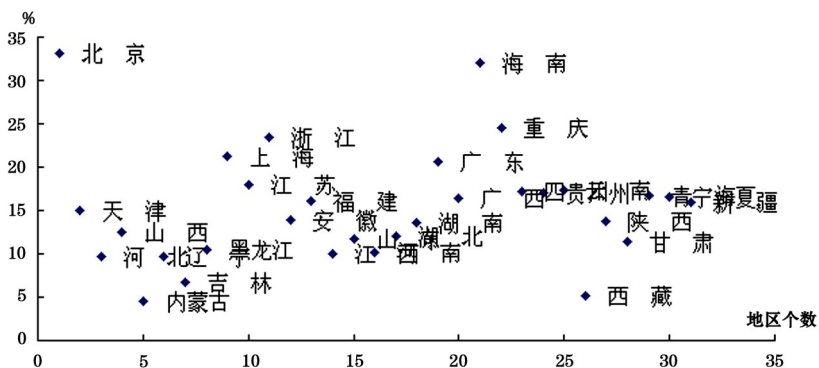


图2 2010年度各省正规金融发展水平

观察图1、2可以发现,尽管两图存在差异,但二者在地区分类上总的表现是一致的。我们发现,这一指标与姚耀军和陈德付(2005)的部分结论一致,即总的来看,东

① 2004年前仅有基本建设资金来源统计数据,这显然与测算农村非正规金融发展水平的目的相去甚远。

部地区的确是农村非正规金融发展水平最高的地区。但在全国范围,非正规金融的发展似乎与地区经济发展水平并无显著的直接关联,而与地域特征有明显联系。一般来说,相对于南方地区,北方地区这一指标数值较低,这印证了前面所说的社会资本的地域属性,即南方地区的社会文化更有利于通过社会资本的利用促进非正规金融发展。为了使区域间的区别明显,我们再将 31 个省份按非正规金融发展水平从低到高排序并大致四等分,采取下述步骤获得两类样本数据:一是先剔除中间的 7 个省份;二是在图 1、2 中的前 12 个省份中,取其交集作为农村非正规金融发展水平低的地区,记为 I 类地区;三是取图 1、2 的后 12 个省份中的交集,作为农村非正规金融发展水平高的地区,记为 II 类地区。根据分类结果, I 类地区包括:河北、吉林、辽宁、山东、河南; II 类地区包括:江苏、四川、福建、广东、浙江。

### (三) 中国农村利率市场化改革阶段划分

改革开放以来,无论是组织机构还是价格水平,中国农村金融市场均经历了巨大的变迁。随着组织机构由专业银行、商业银行向现代农村金融体系的转变(刘民权等,2006),农村金融市场的利率水平也在不断调整(见表 1)。不过,由于中国实行的是对存贷款基准利率的控制政策,因而反映金融市场化程度的有效指标不是利率绝对水平的高低,而是利率的浮动区间。根据刘民权等(2006)及表 1 中的信息和近几年的政策实践,改革开放以来,按照从小到大排序,作为农村正规金融主体的农信社利率浮动区间的变化,大致可分为如下几个阶段:1980~1992 年、1993~1998 年、1999~2002 年、2003~2005 年、2006 年至今。在下面的分析中,我们将以此作为农村利率市场化改革的阶段划分标准。

表 1 中国农村金融市场利率市场化改革历程

年份	利率市场化改革历程
1992	流动资金贷款利率可分别上下浮动 20%、10%
1996	(1) 国务院《关于农村金融体制改革的决定》颁发,农村信用社产权归属开始明确; (2) 农信社贷款利率可上浮 40%, 下浮 10%
1998	农村信用社贷款利率上浮幅度由 40% 提高到 50%
2001	全国 8 个县(市)的农村信用社进行利率市场化改革试点,贷款利率上浮 50%~100%, 存款利率上浮 50%
2002	农村信用社利率浮动试点范围进一步扩大
2003	农村信用社贷款利率上浮系数调整为基准利率的 2 倍, 下限为基准利率的 0.9 倍
2004	农村信用社最高上浮系数为贷款基准利率的 2.3 倍, 下限幅度不变
2005	人民银行逐步取消对农村信用社贷款利率浮动上限的要求, 并放开对贷款利率浮动上限条件的农村信用社进行审核

## 四 计量模型、变量与估计方法

### (一) 计量模型

根据命题及研究思路设计,将基准计量模型设定如下:

$$\begin{aligned} aincome_{i,t} = & a + \alpha_i + \beta_1 findepth_{i,t} + \beta_2 D_1 + \beta_3 D_2 + \beta_4 D_3 + \beta_5 D_4 + \beta_6 D_5 + \beta_7 D_1 findepth_{i,t} \\ & + \beta_8 D_2 findepth_{i,t} + \beta_9 D_3 findepth_{i,t} + \beta_{10} D_4 findepth_{i,t} \\ & + \beta_{11} D_5 findepth_{i,t} + \beta_{12} Z_{i,t} + \beta_{13} aincome_{i-1} + \beta_{14} aincome_{i-2} + u_{i,t} \end{aligned} \quad (10)$$

式中: $aincome$ 为农村经济发展的绩效; $findepth$ 为农村正规金融发展水平; $D_1$ 为表示农村非正规金融发展水平的虚拟变量,若是Ⅱ类地区,记为1,否则为0; $D_2$ 、 $D_3$ 、 $D_4$ 、 $D_5$ 是利用时段来刻画利率市场化程度的虚拟变量,分别代表:若时间段为1992~1998年,记为1,否则为0;1999~2002年记为1,否则为0;2003~2005年记为1,否则为0;2006年至今,记为1,否则为0; $Z$ 是其他需要控制的变量;加入 $aincome$ 滞后项是考虑到经济增长的惯性以及经济增长对金融发展的引致需求; $\alpha_i$ 是仅与截面单元特质有关的固定效应; $u$ 是随机扰动项, $i=1,2,3,\dots,10$ ,表示10个省份, $t$ 为1985~2010年。地区、时段虚拟变量以及模型中的交叉项是关注变量,其余为非关注变量。

由于 $D_2$ 、 $D_3$ 、 $D_4$ 和 $D_5$ 是用于表示利率市场化程度变化的虚拟变量,交叉项表示相关变量通过影响农村正规金融的发展而对农村经济绩效的间接影响,因而如果命题与推论成立,那么在统计上,下述结果应显著成立: $\beta_7 < 0, \beta_{10} > \beta_9 > \beta_8 > 0$ 。式(10)说明了推论中的两个具体逻辑环节:一是在控制其他因素的条件下,利用地区类型的交叉项验证非正规金融对正规金融具有的替代作用;二是在控制其他因素,尤其是社会资本地区类型的条件下,利用不同时期的利率交叉项验证利率市场化通过影响正规金融的资源配置效率而影响了其经济绩效。

### (二) 变量定义与控制

#### 1. 变量定义

为了与前面理论上的农村正规金融机构绩效的定义相统一,这里假定,如果微观上农村金融机构更好地配置了金融资源(更好地选择了借款人,从而更好地解决了信息不对称引起的金融市场不完全问题),就被认为是宏观上提高了农村经济绩效。

在农村经济发展绩效指标方面,国内文献对这一指标的选取不一。姚耀军(2004)所用指标为农业人均实际GDP(RPGDP)指标;李喜梅(2007)采用的是农村人均实际纯收入增长率指标。容易看出,前二者的指标是一致的。不过,由于农村经济

产出不只包括单纯的农牧副渔,因而用农业 GDP 或总产值指标不能全面反映农村经济情况。但另一方面,属于农村经济的集体与个体私营经济的 GDP 也没有系统的统计数据。为了弥补这一不足,考虑到投资与产出的高度正相关性,下面除用“农村人均实际纯收入对数”(aincome)指标外,同时拟用“农村固定资产投资对数”(afinvest)指标作为代理变量来反映农村产出情况。前者反映的是农村居民福利情况,后者更多反映的是农村经济总量变化。

由于农村金融发展是整体金融发展的有机组成部分,因而农村金融发展的指标选取也就与总体金融发展指标设定密切相关。学者对金融发展水平指标选择存在争论,主要分为三种观点:一种主张用存款(货币)与 GDP 之比(戈德斯密斯,1969;麦金农,1973);另一种主张用贷款与 GDP 之比(Levine,1997);还有一种主张是用存贷款之和与 GDP 之比(张杰,1995)。不过,由于存贷款是银行资产负债表中反映资金往来的一个问题的两个方面,二者变化有着极为密切的联系且同时受利率等政策工具变化的影响,因而将二者之和与 GDP 之比作为金融发展水平指标是不合适的。另外,相对于存款,在农村金融市场一直处于卖方市场的条件下,显然贷款与 GDP 之比更能从金融功能观的视角代表农村金融发展水平(姚耀军,2004)。据此并结合上面的变量定义,本文采用“农业贷款/农村固定资产投资”(rloan)指标来刻画农村金融发展水平。<sup>①</sup>

## 2. 变量控制

为了降低模型的内生性和提高参数估计的一致性,根据二元转型增长理论以及中国转轨过程的一些特点,对下述变量也加以控制:第一产业(一产)从业人员占总从业人员比重(arpoul)、国有及国有控股工业产值占工业总产值比重(rsgdp)。它们分别反映的是工农二元转型和经济市场化进程对农村经济绩效的影响。各变量定义与解释见表 2。

本文主要拟用动态 GMM(DPD)方法对式(10)进行估计,做出这一选择主要是基于解决如下内生性问题的考虑:一是如上所说,经济增长对金融发展的反馈作用要求在式(10)中引入农村经济发展绩效的滞后项;二是式(10)中的随机扰动项必然与被解释变量的滞后项相关,而这一点并不会随对变量的一阶差分或组内差分而改变;三是即使式(10)中随机扰动项与被解释变量滞后项当期不相关,我们也可以通过增大截面样本容量获得参数估计的一致估计量;但对于统计推断而言,参数标准误的估计仍存在较大偏误的,故统计推断仍是无效的。

<sup>①</sup> 农业贷款包括国有银行农业贷款余额、农村信用社集体农业贷款余额、农村信用社农户贷款余额三个方面。

表 2 变量的定义与解释

变量类型	变量名称	符号	变量定义	
被解释变量	农村经济发展绩效	$aincome$	农村人均实际纯收入对数	
		$afinvest$	农村固定资产投资对数	
解释变量	农村正规金融发展水平	$finddepth$	农业贷款/农村固定资产投资	
控制变量	一产从业人员占比	$arpoul$	一产从业人员占总从业人员比重	
	国有工业产值占比	$rsgdp$	国有及国有控股工业产值占工业总产值比重	
	地区金融发展水平	$D_1$	II类地区为 1,其余为 0	
	利率市场化程度		$D_2$	1992 ~ 1998 年为 1,其余为 0
			$D_3$	1999 ~ 2002 年为 1,其余为 0
		$D_4$	2003 ~ 2005 年为 1,其余为 0	
		$D_5$	2006 年至今为 1,其余为 0	

### (三) 估计方法

一个简单的线性 DPD 模型基本形式如下:

$$Y_{i,t} = \sum_{j=1}^p \varphi_j Y_{i,t-j} + X'_{i,t} \beta + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

由于引入了滞后被解释变量,因而式(11)的动态完全是一个合理的假定,于是随机扰动项  $\varepsilon_{i,t}$  可被认为是时序不相关的。对式(11)差分剔除个体效应后有:<sup>①</sup>

$$\Delta Y_{i,t} = \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta Y_{i,t-j} + \Delta X'_{i,t} \beta + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

GMM 法通过使下述二次型最小化来估计参数:

$$S(\beta, \varphi) = \left( \sum_{i=1}^N Z'_i \varepsilon_i(\beta, \varphi) \right)' H \left( \sum_{i=1}^N Z'_i \varepsilon_i(\beta, \varphi) \right) \quad (13)$$

这里  $Z$  为由外生与前定变量组成的工具变量样本矩阵,  $H$  是为了消除随机扰动项异方差等影响的加权矩阵。显然,随机扰动项的时序不相关性以及工具变量选择的两个要求,决定了式(12)工具变量的选择应随时间  $t$  的不同而不同。总之,GMM 的估计程序要解决三个问题:一是工具变量的选择;二是  $H$  的估计;三是用于参数标准误估计的加权矩阵  $\Lambda = E(Z'_i \varepsilon_i(\beta, \varphi) \varepsilon_i(\beta, \varphi)' Z)$  的估计。其中,后者需要选定特定的迭代程序。为了估计的稳健性,下面对被解释变量作为工具变量的滞后阶选择,以及参数与参数标准误估计过程中迭代程序选择进行多种对比。

考虑到 DPD 模型估计与推断的有效性要求大  $N$  和小  $T$ ,而本文虽然截面数略大

① 另一种剔除个体效应的方法是正交离差法(Arellano 和 Bover, 1995)。



于时间数,但也不严格满足这一条件,因而为了检验稳健性,下面将同时给出式(10)的双向固定效应模型估计结果。

## 五 估计结果及讨论

### (一) 估计结果

表3、5与表7、8是分别基于动态面板GMM和双向固定效应最小二乘法估计结果。首先,对比表3、5与表7、8可以发现,多数情况下,两种方法的系数估计结果接近,且系数的显著性也相似。更重要的是,进一步比较可以发现,对于交叉项变量系数而言,两种方法所得出的系数估计结果的相对变化规律很相似,这在一定程度上说明了动态面板GMM方法估计的稳健性。考虑到即便是我们在用了4种不同的方差估计方法,以解决双向固定效应中的异方差与序列相关问题,估计结果的一些指标仍不理想(例如DW检验仍强烈显示随机扰动项可能存在自相关),<sup>①</sup>而这会影响统计推断的效果。因而,下面我们将以表3、5的结果作为分析依据。

表3、5分别给出了被解释变量为 $\ln income$ 和 $\ln invest$ 时的动态GMM估计结果。从统计的角度看,首先可得到以下结论:第一,对不同估计方法下的结果比较可以看出,无论是表3还是表5,动态GMM估计过程中固定效应剔除方法与加权矩阵估计迭代程序的不同,主要导致的是系数标准误之间的差异,而对参数的大小基本无影响。这表明,虽然模型的统计推断有效性受制于估计方法选择,但系数估计却相当稳健,这应当与动态GMM估计在大样本下具有较好的一致性有关。第二,相对于表5,在不同的估计方法类型下,表3中系数统计推断结果显示出高度的一致性。具体来看,如果将显著性水平定为10%,那么除 $D_3 findepth$ 外,表3中其他变量系数的显著性在不同估计方法下是完全一致的。相比较而言,表5中各变量系数统计推断结果却有一定差异,但这种差异只是个别而非普遍的。因而,对于表5,在下面的分析中,我们将根据少数服从多数的原则对估计结果进行取舍。

### (二) 估计结果的讨论

先来看非关注变量。表3、5均表明,大多数非关注变量系数估计符号方向符合预期,但农村正规金融发展水平变量( $findepth$ )系数在各种情况下的估计结果均是负的。表3、5中的非关注变量包括 $findepth$ 、 $arpoul$ 及 $rsgdp$ 。其中,后两者的系数为负,表明

<sup>①</sup> 在存在滞后变量的情况下得出这一结果,使这种担心更为强化。



在二元转型过程中,农村劳动力向非农部门的转移,以及国有经济占比的逐渐缩小提高了农村经济绩效,这与预期相一致。但是,与预期不同的是,反映农村正规金融发展水平的变量  $findepth$  的系数在任何情况下均显著为负。也就是说,农村正规金融的发展并未有效促进农村经济绩效的提高,这一结果与许多已有研究一致(温涛等,2005;许崇正和高希武,2005;唐礼智,2009)。这表明,从金融功能观的视角来看,行政主导的中国农村金融的发展并未起到有效促进农村经济发展的作用。下面我们将集中观察关注变量的估计结果。

首先,无论是表3还是表5,交叉项系数的估计结果均在一定程度上证明了前面的推论。由表3、5可知, $D_1findepth$ 的系数无论在何种情形下均为负,表明至少从相关性的角度来看,在其他条件不变的情况下,非正规金融的发展,对当地正规金融的发展具有抑制作用。这与前面推论中,利率控制条件下的非正规金融与正规金融关系的判断是一致的,也从一个侧面印证了一些学者的研究结论(杨汝岱等,2011;马光荣和杨恩艳,2011)。不过,T统计检验结果表明, $D_1findepth$ 系数估计在各种情况下均不显著,表明上述结论对推论的支持是有限而非全面的。另外, $D_2findepth$ 、 $D_3findepth$ 、 $D_4findepth$ 、 $D_5findepth$ 在不同情形下的系数估计结果表明,虽然不完全一致,但在很多情况下,三者的系数大小大致显示出了依次递增的变化特征,而且,无论在何种情形下, $D_3findepth$ 的系数始终大于 $D_2findepth$ 的系数, $D_5findepth$ 的系数也始终大于 $D_4findepth$ 的系数,这也在较高的程度上支持了推论,表明利率市场化的推进可以促使农村正规金融更有效地利用社会资本,从而促进农村经济发展的论断,具有较高的可信度。

其次,比较表3、5可知,利率的渐近市场化所带来的农村正规金融收入效应要比总量效应更为显著。从绝对数值来看,表3、5交叉项的系数估计结果表明,相对于1985~1991年时段,农村正规金融发展水平每提高1%,将使得1992~1998年、1999~2002年、2003~2005年、2006年至今等时段的农村人均纯收入分别增长:0.0003%~0.0005%、0.0004%~0.0005%、0.0002%~0.0003%、0.0003%~0.0004%;农村固定资产投资分别增长:0.0003%~0.0006%、0.0005%~0.0007%、0.0002%~0.0004%、0.0003%~0.0004%,后者的增长幅度总的来看要高于前者。但对比表3、5中系数T统计检验结果可知,表3中相关交叉项系数估计在大部分情况下均是显著为正的,而表5中除 $D_4findepth$ 以外, $D_2findepth$ 、 $D_3findepth$ 的系数在很多情形下不显著。这表明,利率市场化通过促进农村正规金融更有效的利用社会资本,所产生的对农村居民的增收效应要大于总量增进效应,即利率市场化的逐渐推进似乎的确起到了促进农村社会福利水平提高的效果。

表 3 被解释变量为农村经济发展绩效 ( $\ln income$ ) 时的估计结果

估计方法类型	I	II	III	IV
$C$	1.0612 <sup>***</sup> (0.3605)	1.0524 <sup>***</sup> (0.3389)	1.0519 <sup>***</sup> (0.3442)	1.0522 <sup>***</sup> (0.3389)
$\ln(aincome)_{-1}$	0.8632 <sup>***</sup> (0.0718)	0.8821 <sup>***</sup> (0.0631)	0.8739 <sup>***</sup> (0.0528)	0.8728 <sup>***</sup> (0.0519)
$\ln(aincome)_{-2}$	-0.2219 <sup>*</sup> (0.0730)	-0.2103 <sup>*</sup> (0.0726)	-0.2019 <sup>*</sup> (0.0739)	-0.1909 <sup>*</sup> (0.0491)
$findepth$	-0.0004 <sup>**</sup> (0.0001)	-0.0003 <sup>**</sup> (0.0001)	-0.0004 <sup>**</sup> (0.0001)	-0.0004 <sup>**</sup> (0.0001)
$D_1 findepth$	-0.05E-06 (0.0002)	-0.05E-06 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)	-.04E-06 (0.0002)
$D_2 findepth$	0.0003 <sup>*</sup> (0.0001)	0.0003 <sup>*</sup> (0.0001)	0.0005 <sup>**</sup> (0.0001)	0.0003 <sup>*</sup> (0.0001)
$D_3 findepth$	0.0004 <sup>*</sup> (0.0002)	0.0005 <sup>*</sup> (0.0002)	0.0005 <sup>*</sup> (0.0002)	0.0005 <sup>*</sup> (0.0002)
$D_4 findepth$	0.0002 <sup>*</sup> (0.0001)	0.0003 <sup>*</sup> (0.0001)	0.0002 <sup>*</sup> (0.0001)	0.0002 <sup>*</sup> (0.0001)
$D_5 findepth$	0.0003 (0.0002)	0.0004 <sup>*</sup> (0.0002)	0.0004 <sup>*</sup> (0.0002)	0.0003 (0.0002)
$arpoul$	-0.0012 <sup>*</sup> (0.0008)	-0.0019 <sup>*</sup> (0.0008)	-0.0015 <sup>*</sup> (0.0009)	-0.0013 <sup>*</sup> (0.0007)
$rsgdp$	-0.0022 <sup>**</sup> (0.0006)	-0.0027 <sup>**</sup> (0.0006)	-0.0025 <sup>**</sup> (0.0005)	-0.0018 <sup>*</sup> (0.0006)
S. E.	0.05	0.05	0.06	0.06
J 统计量	6.23	6.31	6.22	6.01
工具变量的秩	16	16	16	16

说明:(1) 尽管被解释变量  $\ln(aincome)_{i,t}$  的滞后期越长,其与式(10)随机扰动项差分的相关性越弱,但它与  $\Delta \ln(aincome)_{i,t}$  的相关性也在减弱,因而这里在选择  $\Delta \ln(aincome)_{i,t}$  的工具变量时,只取滞后 2~5 阶的  $\ln(aincome)_{i,t}$  水平值。即在 *eviews7.1* 的 Arellano-Bond 类型的动态面板工具滞后设计选项中输入 @ DYN(LOG(AINCOME),-2,-5)。(2) I、II、III、IV 分别表示下述类型的估计方法:固定效应差分剔除法、H 和  $\Lambda$  估计的一步迭代法(1-step);固定效应差分剔除法、H 和  $\Lambda$  估计的两步迭代法(2-step);固定效应正交离差(orthogonal deviations)剔除法、H 和  $\Lambda$  估计的一步迭代法(1-step);固定效应正交离差(orthogonal deviations)剔除法、H 和  $\Lambda$  估计的两步迭代法(2-step)。(3) J 统计量是 Sargan 统计量的简单形式,用于检验工具变量的有效性,服从自由度为  $p-k$  的卡方分布,本文中自由度为 5。其中,  $p$  是工具变量的秩,  $k$  是待估计参数。这一统计量试图检验的原假设是:工具变量的过度识别约束是有效的。

表 4

表 3 中系数约束的 Wald 检验结果

原假设 $H_0$ : 系数无差异		$\beta_7 = \beta_8 = \beta_9$		
估计方法类型	检验统计量	统计值	自由度	P 值
I	F-统计量	4.53	(3,201)	0.0043
	$\chi^2$	13.58	3	0.0035
II	F-统计量	3.38	(3,201)	0.0192
	$\chi^2$	10.14	3	0.0174
III	F-统计量	2.32	(3,201)	0.0764
	$\chi^2$	6.96	3	0.0731
IV	F-统计量	8.91	(3,201)	0.000
	$\chi^2$	26.72	3	0.000

表 5

被解释变量为固定资产投资 ( $\ln afinvest$ ) 时的估计结果

估计方法类型	I	II	III	IV
$C$	1.2098 ** (0.3122)	1.1913 ** (0.2998)	1.2039 ** (0.3179)	1.1129 ** (0.2892)
$\ln(afinvest)_{-1}$	1.1128 ** (0.0692)	1.1212 ** (0.0699)	1.0931 *** (0.0698)	1.1020 *** (0.0681)
$\ln(afinvest)_{-2}$	-0.0822 (0.0702)	-0.0833 (0.0691)	-0.0721 (0.0664)	-0.0803 (0.0652)
$finddepth$	-0.0011 ** (0.0005)	-0.0009 * (0.0004)	-0.001 * (0.0005)	-0.0012 * (0.0004)
$D_1 finddepth$	-0.0006 (0.0006)	-0.0005 (0.0007)	-0.0007 (0.0007)	-0.0004 (0.0004)
$D_2 finddepth$	0.0003 (0.0003)	0.0006 (0.0003)	0.0004 * (0.0001)	0.0006 (0.0004)
$D_3 finddepth$	0.0007 (0.0006)	0.0005 (0.0005)	0.0005 (0.0005)	0.0006 * (0.0003)
$D_4 finddepth$	0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0001)	0.0004 * (0.0001)	0.0002 (0.0002)
$D_5 finddepth$	0.0003 * (0.0001)	0.0004 (0.0003)	0.0003 (0.0002)	0.0003 * (0.0001)
$arpoul$	-0.0010 * (0.0005)	-0.0009 (0.0033)	-0.0015 * (0.0003)	-0.0008 (0.0005)
$rsgdp$	-0.0033 * (0.0012)	-0.0040 * (0.0017)	-0.0037 * (0.001)	-0.0029 * (0.0012)
S. E.	0.19	0.18	0.22	0.21
J 统计量	5.40	5.31	5.44	5.33
工具变量的秩	16	16	16	16

表 6

表 5 中系数约束的 Wald 检验结果

原假设 $H_0$ : 系数无差异		$\beta_7 = \beta_8 = \beta_9$		
估计方法类型	检验统计量	统计值	自由度	P 值
I	F-统计量	4.64	(3, 201)	0.0036
	$\chi^2$	13.93	3	0.0030
II	F-统计量	4.86	(3, 201)	0.0027
	$\chi^2$	14.59	3	0.0022
III	F-统计量	2.37	(3, 201)	0.0715
	$\chi^2$	7.12	3	0.0682
IV	F-统计量	2.89	(3, 201)	0.0365
	$\chi^2$	8.68	3	0.0339

表 7

被解释变量为农村经济发展绩效 ( $\ln income$ ) 时的估计结果

估计方法类型	I'	II'	III'	IV'
C	7.9329*** (0.0511)	7.9278*** (0.0900)	7.9291*** (0.0723)	7.9312*** (0.1343)
$findepth$	0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0004)	0.0002 (0.0003)	0.0002 (0.0004)
$D_1 findepth$	-0.0005 (0.0004)	-0.0005 (0.0005)	-0.0005 (0.0004)	-0.0005 (0.0006)
$D_2 findepth$	0.0007*** (0.0002)	0.0007** (0.0003)	0.0007** (0.0003)	0.0007** (0.0003)
$D_3 findepth$	0.0008*** (0.0002)	0.0008* (0.0004)	0.0008*** (0.0003)	0.0008 (0.0005)
$D_4 findepth$	0.0002 (0.0003)	0.0002* (0.0001)	0.0002 (0.0003)	0.0002** (0.0001)
$D_5 findepth$	0.0003* (0.0001)	0.0003 (0.0007)	0.0002 (0.0033)	0.0003 (0.0005)
$arpoul$	-0.0091*** (0.0012)	-0.0091*** (0.0022)	-0.0090*** (0.0011)	-0.0091*** (0.0034)
$rsgdp$	-0.0006 (0.0009)	-0.0006 (0.0019)	-0.0006 (0.0012)	-0.0006 (0.0021)
ADR	0.995	0.996	0.995	0.995
DW	0.453	0.453	0.453	0.453
F	1243.686	1243.686	1243.686	1243.686

说明: I' 表示只考虑截面单元异方差的 White Cross-Section 估计方法; II' 表示只考虑同一截面单元不同时间点样本存在异方差的 White Period 估计方法; III' 表示只考虑不同截面单元之间随机扰动项同期相关性的 Cross-Section SUR 估计方法; IV' 表示同一截面单元不同期之间随机扰动项自相关的 Period SUR 方法。表 8 含义同此。

最后,交叉项系数的 Wald 检验结果也在一定程度上进一步支持了推论。尽管表 3、5 中  $D_2findepth$ 、 $D_3findepth$ 、 $D_4findepth$ 、 $D_5findepth$  系数估计值从数值上来看大致具有递增的特征,但这仅是系数估计量的一个样本值,因而这种递增的特征并未获得统计上的足够支持。为了在一定程度上弥补这一不足,我们对表 3、5 中交叉项的系数进一步做了参数约束的 Wald 检验。Wald 检验结果显示, $D_2findepth$ 、 $D_3findepth$ 、 $D_4findepth$  系数相等的原假设在各种情形下均被拒绝。这虽然与系数递增检验的要求仍存在差距,但如果考虑到表 3 中大多数交叉项系数均是显著的,再结合表 3 或表 5,系数估计均满足一致性,那么推论的成立将获得较可信的统计支持。有意思的是,如果将利率市场化改革看作中国经济转型的一个表征,那么,这一结论支持了杨汝岱等(2011)关于转型推进会强化正规金融作用而弱化非正规金融作用的研究结论。

表 8 被解释变量为固定资产投资 ( $\ln a_{invest}$ ) 时的估计结果

估计方法类型	I'	II'	III'	IV'
$C$	6.0000 *** (0.2713)	6.0000 *** (0.4423)	6.0000 *** (0.2578)	6.0000 *** (0.3810)
$findepth$	-0.0011 (0.0001)	-0.0013 (0.0021)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)
$D_1findepth$	-0.0002 (0.0001)	-0.0002 ** (0.0001)	-0.0002 (0.0001)	-0.00012 (0.0002)
$D_2findepth$	0.0006 *** (0.0001)	0.0006 *** (0.0001)	0.0006 *** (0.0001)	0.0006 ** (0.0001)
$D_3findepth$	0.0005 *** (0.0001)	0.0005 ** (0.0002)	0.0005 ** (0.0001)	0.0005 ** (0.0001)
$D_4findepth$	0.0002 (0.0008)	0.0002 (0.0003)	0.0002 (0.0009)	0.0002 * (0.0001)
$D_5findepth$	0.0004 ** (0.0001)	0.0003 (0.0007)	0.0004 (0.0033)	0.0004 (0.0005)
$arpoul$	0.0073 (0.0051)	0.0073 (0.0050)	0.0073 (0.0050)	0.0073 (0.0094)
$rsgdp$	-0.0131 *** (0.0033)	-0.0131 ** (0.0051)	-0.0131 *** (0.0032)	-0.0131 * (0.0073)
ADR	0.976	0.976	0.976	0.976
DW	0.507	0.507	0.507	0.507
F	248.189	248.189	248.189	248.189

## 六 结论

严重的市场分割被认为是农村金融市场的基本特征,于是,信贷配给与关联性交易等非价格资源配给机制,被认为是农村金融市场的天然伴生物,而利率这样的价格机制则在不同程度上受到冷落。这一逻辑所衍生出的政策含义是:行政干预应当是农村金融市场政策选择的主导,对利率的控制是一种合理而必须的选择。但是,本文在市场不完全条件下,从社会资本具有鉴别借款人类型的结构效应出发,对农村正规与非正规金融互动机制的分析表明,利率市场化对于农村正规金融功能的有效发挥极为重要,过度的利率控制将使得非正规金融通过社会资本的挤出效应抑制农村正规金融对农村经济发展的促进作用。

农村非正规金融对正规金融产生挤出效应的机制是:在金融市场不完全以及农村金融市场中存在不同违约类型借款者的条件下,社会资本的利用是金融机构鉴别借款者类型的重要技术,但是,这一技术的获取必须付出一定的成本。由于相对于正规金融,非正规金融可以以更低的成本获取社会资本的利用技术,因而,在利率控制的条件下,如果正规金融获取社会资本技术所付出的成本无法通过提高利率来补偿,那么,出于利润最大化的考虑,面对更多的优质借款人不断流向非正规金融的事实,质量不断降低的借款人结构将迫使正规金融做出减少贷款人数量的决策,从而抑制农村正规金融正常功能的发挥。由此,一个容易获得的结论是:随着利率市场化的推进,扩大利率浮动范围将使得正规金融通过提高利率来弥补社会资本利用的成本以及借款人质量结构降低所带来的风险损失,从而激励农村正规金融向农村提供更多的金融资源并以此促进农村经济的发展。

本文针对上述机制所得推论的检验结果表明:对中国利率市场化改革进程进行阶段划分,并将样本地区按非正规金融发展水平进行分类后,动态 GMM 估计结果表明,分别以农村人均纯收入和农村固定资产投资为被解释变量的模型估计结果,均在一定程度上支持了推论的判断,而这一点对于以农村人均纯收入为被解释变量的模型尤为显著。检验结果显示,在其他条件不变的情况下,相对于农村非正规金融不发达的地区,非正规金融发达地区的非正规金融发展对正规金融的经济绩效起到了抑制作用,这验证了推论中的关于利率控制条件下非正规金融与正规金融关系的判断。同时,模型交叉项系数的估计结果表明,随着利率浮动范围的扩大,正规金融对农村经济绩效的作用,的确表现出正向递增的特征,而且这一判断也得到了系数约束 Wald 检

验在一定程度上支持,从而进一步验证了推论。

最后需要说明的是,与许多经验研究一样,基于样本的可得性,本文的经验分析部分仅是对命题所得出推论的验证,而非是对命题所得机制的直接证明。因而,从机制证明的角度来看,本研究仅是从某一个特征对机制的正确性提供了支持,更全面而深入的研究还须留待更多样本证据的获得。

#### 参考文献:

- 程郁、韩俊、罗丹(2009):《供给配给与需求压抑交互影响下的正规信贷约束》,《世界经济》第5期。
- 郭沛(2004):《中国农村非正规金融规模估算》,《中国农村观察》第2期。
- [美]戈德斯密斯(1969):《金融结构与金融发展》(译),上海三联书店。
- 刘民权、俞建拖、徐忠(2006):《中国农村金融市场研究》,中国人民大学出版社。
- 李喜梅(2007):《我国农村金融发展与经济增长关系的分形分析》,《农业技术经济》第7期。
- 马光荣、杨恩艳(2011):《社会网络、非正规金融与创业》,《经济研究》第3期。
- [美]麦金农(1973):《经济发展中的货币与资本》(译),上海三联书店。
- [日]青木昌彦(2011):《比较制度分析》(译),上海远东出版社。
- 冉光和、汤芳桦(2012):《我国非正规金融发展与城乡居收入差距》,《经济问题探索》第1期。
- 唐礼智(2009):《农村非正规金融对农民收入增长影响的实证分析》,《农业经济问题》第4期。
- 温涛、冉光和、熊德平(2005):《中国金融发展与农民收入增长》,《经济研究》第9期。
- 许崇正、高希武(2005):《农村金融对增加农民收入支持状况的实证分析》,《金融研究》第9期。
- 杨俊、王燕、张宗益(2008):《中国金融发展与贫困减少的经验分析》,《世界经济》第8期。
- 杨汝岱、陈斌开、朱诗娥(2011):《基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究》,《经济研究》第11期。
- 姚耀军(2004):《中国农村金融发展水平及其金融结构分析》,《中国软科学》第11期。
- 姚耀军、陈德付(2005):《中国农村非正规金融的兴起:理论及其实证研究》,《中国农村经济》第8期。
- 张杰(1995):《中国金融改革的检讨与进一步改革的途径》,《经济研究》第5期。
- 周天芸、李杰(2005):《农户借贷行为与中国农村二元金融结构的经验研究》,《世界经济》第1期。
- Adler, Paul S. and Kwon Seok-Woo. "Social Capital: Prospects for a New Concept." *The Academy of Management Review*, 2002, 27(1), pp. 17-40.
- Aleem, Irfan. "Imperfect Information, Screening, and the Costs of Informal Lending: A Study of a Rural Credit Market in Pakistan." *World Bank Economic Review*, 1990, 4(3), pp. 329-349.
- Arellano, Manuel and Bover, Olympia. "Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error-components Models." *Journal of Econometrics*, 1995, 68, pp. 29-51.
- Bell, Clive. "Interactions between Institutional and Informal Credit Agencies in Rural India." *World Bank Economic Review*, 1993, 4(3), pp. 297-327.
- Bourdieu, Pierre. "The Forms of Capital in Richardson." *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*, Westport, CT: Greenwood Press, 1986, pp. 46-58.



- Bose, Pinaki. "Formal-informal Sector Interaction in Rural Credit Markets." *Journal of Development Economics*, 1998, 56, pp.265-280.
- Coleman, James. S. *Foundations of Social Theory*. Cambridge: The Belknap Press, 1990.
- Conning, Jonathan and Udry, Christopher. "Rural Financial Markets in Developing Countries." *Handbook of Agricultural Economics*, 2007, 3. Edited by Robert Evenson and Prabhu Pingali. Chapter 56, pp.2857-2908.
- Granovetter, Mark S. "The Strength of Weak Tie." *American Journal of Sociology*, 1973, 78(6), pp.1360-1380.
- Guirkinger, Catherine. "Understanding the Coexistence of Formal and Informal Credit Markets in Piura." *World Development*, 2008, 36(8), pp.1436-1452.
- Hoff, Karla and Stiglitz, E. Joseph. "Some Surprising Analytics of Rural Credit Subsidies." Mimeo, Department of Economics, University of Maryland, 1994.
- Jaffee, Dwight. M. and Russell, Thomas. "Imperfect Information, Uncertainty, and Credit Rationing." *Quarterly Journal of Economics*, 1976, 90(4), pp.651 - 666.
- Levine, Ross. "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda." *Journal of Economic Literature*, 1997, XXXV, pp.688-726.
- Ngugi, R. W. "An Empirical Analysis of Interest Rate Spread in Kenya." *African Economic Research Consortium (AERC)*, research paper, University of Nairobi, 2001.
- Putnam, D. Robert. "Bowling Alone: America's Declining Social Capital." *Journal of Democracy*, 1995, 6, pp.65-78.
- Stiglitz, Joseph. E. and Weiss, Andrew. "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information." *American Economic Review*, 1981, 71(3), pp.393-410.
- Udry, Christopher. "Rural Credit in Northern Nigeria." Department of Economics, Yale University, 1991.
- Udry, Christopher. "Risk and Insurance in a Rural Credit Market: An Empirical Investigation in Northern Nigeria." *Review of Economic Studies*, 1994, 61(3), pp.495-526.
- Williamson, D. Stephen. "Costly Monitoring, Loan Contracts, and Equilibrium Credit Rationing." *Quarterly Journal of Economics*, 1987, 102(1), pp.135-145.

(截稿:2013年2月 责任编辑:宋志刚)