

改革以来我国农村 信贷的效率分析^{*}

□朱 喜 李子奈

摘要：本文通过基于 VEC 模型的协整分析，实证研究改革以来我国农村信贷的分配效率。我们对协整模型形式的选择给予了特别重视，从而保证了结论的稳健性。结果发现，在政府主导的指令性信贷模式下，金融机构的农村贷款投入在长期与农民收入、农村投资之间不存在均衡关系，在短期也未能有效地促进农村投资的增加和农民收入的增长。这些结果为我国过去农村信贷缺乏分配效率提供了有力的证据，下一步农村金融改革必须重视资金投入的效率问题。

关键字 农民收入 农村信贷 分配效率

本文通过基于 VEC 模型的协整分析，实证研究改革以来我国农村信贷的分配效率。协整模型形式的选择，会直接影响最终结论的稳健性，因此在本文的实证中得到特别的重视。我们的结果发现，在政府主导的指令性信贷模式下，金融机构的农村贷款投入在长期与农民收入、农村投资之间不存在均衡关系，在短期也未能有效地促进农村投资的增加和农民收入的增长。这些结果为我国过去农村信贷缺乏分配效率提供了有力的证据，更为下一步农村金融改革提供了重要的启示。

改革开放以来，我国政府始终高度重视农业、农村、农民问题。为了提高农民收入并减少农村贫困，在农村金融领域也进行了一系列的改革，如在 1979 年恢复中国农业银行、农村信用合作社恢复名义上的合作金融组织地位，1994 年建立中国农业发展银行等，力图为农村提供及时、有效的金融服务。20 多年来，尽管还远远不能满足农村的融资需要，但总体而言农村贷款规模增长是十分迅速的。1979 年我国农村贷款（包括农业贷款和乡镇企业贷款）为 179.6 亿元，占当年 GDP 的 4.4%，而 2004 年农村贷款增加至 17912.3 亿元，占到当年 GDP 的 13.1%。当前我国仅农业贷款一项，投入的数额已高于农业增加值，因此从国际比较的角度来看，中国对农村的金融投入并不少（焦瑾璞，2006）。

表面上看，农村贷款规模的不断扩大，必然会改善农村资本短缺的困境，从而推动农村经济的发展和农民收入的提高。但这个结论下得为时过早。事实上，它的成立需要默认一个前提，即政府对农村信贷供给的分配是有效的。所谓信贷分配的有效性是指，如果将信贷资金重新分配后，一方的获利是另一方的损失，因而借款人就没有激励把贷款“出售”给别人而变成贷款者，这种情况下，金融市场就是有效的（Besley, 1994）。只有在配置有效的前提下，资金才能分配到具有最好的投资机会的农户或农村企业手里，才能真正促进生产和投资，从而提高收入；而在配置无效的前提下，即使资金供给大量增加，金融资源也可能因为被滥用而不能对收入产生积极的影响，甚至可能误导农户或农村企业采用不适当的资本密集型技术，最终导致农村经济的恶化。

改革以来我国正式金融机构发放的农村贷款是否具有效率？这是一个值得担忧的问题。

^{*} 本文为国家自然科学基金项目“农户借贷行为与农村金融体制改革的研究”（编号：70573057）的部分研究成果。

同过去许多发展中国家一样,我国农村金融采用的基本方式是政府主导的带补贴性质的指令性信贷体制。政府规定贷款目标和贷款规模,限制贷款利率(一般都低于市场水平),农村的正式金融机构被当作贷款发放的窗口,而不是需求驱动的、提供全面服务的机构。政府比较关注贷款的数量,但对贷款的质量重视不够。从已有的经验来看,这种体制的绩效是不尽人意的。Yaron,Benjamin 和 Piprek (1997)在总结各国农村金融改革的经验和教训后指出,传统方法(即指令性信贷方式)无法实现增加农村收入和减少贫困的目标,在有些情况下,干预反而加重了农村地区的问题并使得农村社区的情况有所恶化。

在经济现代化的进程中,农业部门的收益率会不可避免地出现下降,大大落后于工业、服务业等现代部门,因此支持农村发展必然需要支付一定的代价。但金融资源毕竟是稀缺的,人们应当重视这些资源的使用效率问题,并尽可能追求最有效率的使用这些资源的方式。本文基于1981~2004年的宏观经济数据,采用Johansen (1988,1991),Johansen 和 Juselius (1992)提出的基于VEC模型(vector error correction model)的协整分析方法,实证分析我国农村信贷的分配效率。协整方法能够解决普通最小二乘法(OLS)回归所无法回避的内生性和虚假回归(spurious regression)问题;更为重要的是,它提供了一种规范的检验农村信贷与农村经济发展之间是否确实存在结构性的长期关系的方法。这一点是至关重要的。如果没有这样一种结构性关系,对短期动态关系的分析极有可能得出误导性的结果。

本文结构安排如下:首先回顾相关的文献,第二部分设定农村贷款效率模型,并对变量的选择和数据的整理作必要的说明,第三部分基于Johansen提出的方法检验农村经济与农村贷款效率之间的关系,并讨论实证结果,第四部分给出结论和政策建议。

一、文献综述

过去几十年中对资金缺乏的农村地区进行政府主导下的指令性金融支持是许多发展中国家甚至发达国家通行的做法,许多学者对这种模式下农村信贷的政策效果进行了大量的研究,尤其对信贷的成本收益分析给予了相当的重视。这方面主要的

研究成果可概况如下。

首先,指令性信贷通常能在一定程度上增加农村的资金供给,并创造一定的收益,不过这种收益往往表现在具有更高收益率的非农产出上。这是由于贷款的可替代性,它常常被借款人挪用到能够创造更高附加值的非农投资机会上。Belongia 和 Gilbert (1990)考察了美国政府对农业部门的信贷支持的绩效。他们发现政府贷款在一定程度上弥补了私人部分对农户的信贷配给导致的资金短缺问题,但是补贴性的贷款对农业产出没有显著的作用。Binswanger 和 Khandker (1995)对印度1972~1973农业年度到1980~1981农业年度中85个农村地区的研究发现,供给主导型的农业贷款导致了农村非农就业的迅速增加,并适度提高了农村的工资水平。商业银行在农村地区的扩张消除了农村金融市场存在的严重发展障碍并促进了农村金融的深化。Burgess 和 Pande (2003)则分析了印度1977~1990年间实施的“14”农村金融分支机构扩张政策的影响。印度中央银行规定,自1977年起,任何一家银行只有在没有银行的地区开设4家分支机构的前提下,才能在已有银行的地区开设1家分支机构,这一政策直到1990年才被终止。他们发现,这一规定使得这段时期印度的银行在金融禀赋较低的地区开设了更多的农村分支机构,而其他时期则正相反。农村金融分支机构的扩张显著减少了农村地区的贫困,并增加了非农产出,这一政策在客观上达到了收入再分配的作用。Khandker 和 Faruquee (2003)使用大样本调查数据对巴基斯坦农业发展银行(ADBP)^①发放的农业贷款效应进行了研究,结果发现ADBP的贷款改善了农户的福利状况如消费、产出、非土地资产等。

其次,即使指令性信贷能够产生一定的收益,但是进一步的成本收益分析表明,这些信贷多数不是成本有效(cost effective)的。Binswanger 和 Khandker (1995)在他们的研究中指出,只有在对农业贷款回收率作非常乐观的假定下,才能得到贷款收益超过成本的结论,因此对贷款的效率应当采取非常谨慎的态度。Burgess 和 Pande (2003)认为,印度的“14”农村金融机构扩张政策的实施成本相当昂贵。该计划之所以在1990年被迫结束,就是因为该政策使得商业银行的财务状况严重恶化。在实施该政策的20世纪80年代,印度商业银行的平均违

约率达到了惊人的 42% 占有需要偿还的贷款的比重) 这一时期的利率补贴也非常高,农村分支机构平均利率为 11%,而同期城市分支机构的平均利率达到 14%。不太严格的估算表明,该项扩张计划的成本收益比为 2.72,大大超过 Khandker 等 (1998) 报告的孟加拉国乡村银行 (Grameen Bank) 项目的成本收益比,即对女性为 0.91,对男性为 1.48; Khandker 和 Faruquee (2003) 的估算表明,从全社会的角度看,巴基斯坦农业发展银行 (ADBP) 的贷款发放是得不偿失的 (通过消费作为收益的衡量),政府为维持其运行不得不对其进行补贴。进一步的成本收益分析表明,只有对小农户的贷款可以做到一定的盈利 (从社会角度),但问题在于贷款资源分配不合理。仅占农村家庭总数 4% 的大土地所有者占用了全部正式贷款的 42%,而占农村家庭总数 69% 的维持型农户只得到了正式贷款的 23%。

最后,在一些情形下,贷款非但耗费了大量的资源,而且未能对农户产生任何实质性的收益。这些情形包括: (1) 由于资金投入有限或者利益集团冲突^②等原因,旨在为农村提供更多服务的指令性信贷有时并不能到达农村。墨西哥的情形正是如此,墨西哥的国家农业发展银行和国有化的商业银行建立了 500 多个农业银行营业所,投入了数十亿美元的指导性信贷,但最终只有 8% 的农村企业获得了正规信贷资金,而只有 1% 的农村企业获得了政府的直接贷款 (Chaves and Sanchez, 1995)。 (2) 指令性信贷导致农村资源配置的严重扭曲,因此反而阻碍了农村的发展。Yarbrough 和 Robert Yarbrough (1991) 批评了沙特阿拉伯的小麦补贴政策。在 20 世纪 80 年代以前,沙特消费的大部分小麦都是进口的。为了鼓励小麦生产,政府通过各种措施鼓励小麦生产,包括保证农民可以获得人为的高价格、免费的土地,为机械、化肥和种子提供低利率贷款等。不到 10 年的时间里,沙特的小麦生产增加了 15 倍,达到了 300 万公吨,其中 2/3 出口。国内每吨小麦生产成本为 1000 美元,而当时的进口价格不过是每吨 80 美元。不仅如此,这种模式的农业还消耗了该国 80% 的水资源,造成的潜在损失不可估量。 (3) 指令性信贷缺乏必要的农业生态和经济社会环境 (如基础设施、人力资本等) 支持,无法正常发挥作用,有时反而导致农户的福利状况恶化。Diagne 和 Zeller (2001) 对马拉维的贫困农户^③的研

究指出,改善小额信贷的可得性并不一定能够有效地减少贫困。简单的静态分析和严格的计量估计都表明,当农户选择借款时,他们的农业净产出反而较不借款的农户低。原因主要包括两方面:一是金融机构贷款主要集中在杂交玉米的肥料上,然而使用这种肥料对农户来说成本过高;二是在调查年度马拉维的降雨量低于平均水平,而正式金融机构通过信贷项目主要扶持的玉米生产对于干旱十分敏感。与此一致的,他们发现信贷项目对成员农户的人均收入、粮食安全、营养状态都没有显著的效果。这一结果强调,农户信贷是否达到预期的福利效果,在很大程度上还依赖于农业生态和社会经济等因素。

以上研究充分表明,政府主导的、指令性的补贴信贷模式大多在资金的分配效率上存在较大的缺陷。过去我国学者比较关注的是农村资金投入不足的问题,近来也有部分学者开始注意到贷款效率可能造成的影响。张杰 (2003) 认为,在低收入发展中国家,政府常常被赋予扶持农业信贷的重任,但他们为农民所提供的越来越低息的信贷对于刺激农业发展的效果却微乎其微,同农业研究和推广投资或其他社会资本投资的收益相比,用于农业信贷的资源极少产生令人满意的结果。林毅夫 (2003) 指出,金融体系的最重要的功能是资金配置功能,缺乏合适有效的金融机构,已经构成阻碍农民收入增长的很主要的原因之一。温涛、王煜宇 (2005) 对中国 1952~2002 年间的实证研究发现,我国财政支农资金的增加不仅无助于农业经济的增长和农民收入水平的提高,反而还起到了抑制作用,而农业贷款的增长也没有成为促进农业经济增长和农民收入水平提高的重要资源要素,因此中国农村经济发展存在资金投入不足和资金配置低效率的双重瓶颈。

以上文献为我们分析和评价我国农村信贷的效率提供了一定的参考,但是仍然存在一些需要补充甚或改进的地方。首先,许多学者从理论或直觉上认识到我国农村信贷在分配效率可能存在的问题,但是缺乏规范、严谨的经验研究的有力支持;其次,尽管一些学者如温涛、王煜宇 (2005) 进行了有益的尝试,但进一步的拓展仍然是必要的。第一,温涛、王煜宇 (2005) 分析的时间段是 1952~2002 年,这样做的好处是增加样本数目,但实际上,改革以

后的农村贷款分配效率才是更令人关心的,它是下一步农村金融改革的主要决策依据。而且将改革前后时间段放在一起,就不能区分 20 世纪 70 年代末农村金融体制改革所导致的结构变化。改革以前,农村金融机构只是动员农村储蓄以提供城市工业化资金的一个渠道(林毅夫,1989)。经济改革从农村启动以后,农户重新获得了生产、消费和投资的自主权,他们的融资需求不断增加。正是在这一背景下,政府进行了恢复中国农业银行、恢复农村信用合作社名义上的合作金融组织地位,乃至后来的建立中国农业发展银行等改革,以促进农村经济的发展;第二,已有的研究反映的是狭义的农业贷款效率,而不是广义的农村贷款效率。事实上,自 20 世纪 80 年代中期以来,随着乡镇企业的兴起,乡镇企业贷款不断增加,已经形成农村贷款中不容忽视的一部分;第三,以往的研究在应用理论模型进行 Johansen 协整检验时,对模型的确定性部分的设定没有给予应有的重视,然而这对于研究结论的稳健与否是至关重要的。Ahking (2002)在对美国长期货币需求的实证研究中指出,对模型确定性部分的错误设定,往往会造成误导性的结果。

本文运用 Johansen (1988,1991)及 Johansen 和 Juselius (1992)提出的协整分析方法,对政府在 20 世纪 80 年代以来实施的指令性信贷模式的政策效果进行评价。我们在协整分析中尽量做到规范、严谨,尤其在模型的确定性部分的设定方面,采用 Johansen (1992)推荐的方法,以保证结论的稳健性^④。

二、模型与数据

(一) 模型设定

在建模方面,这里参考新金融发展理论文献来研究我国农村贷款的效率及其影响。关于经济增长中金融发展的重要性,经济学家历来就有非常不同的观点(参见 Levine (1997)出色的综述),因此来自跨国比较、国家研究、行业层面分析和企业层面调查的经验证据就显得尤为重要。研究金融市场促进经济增长的经典实证模型形式如下(King and Levine, 1993; Levine, 1997; Levine et al, 2000; Christopoulos and Tsionas, 2004 等)。

$$\text{GROWTH}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{FINANCE}_t + \beta_2 [\text{CONDITION-ING SET}]_t + u_t \quad (1)^{\textcircled{5}}$$

其中应变变量 GROWTH 代表经济产出, FI-

NANCE 代表金融发展程度或金融深化的指标,如金融系统中流动负债占总产出的比重、商业银行资产占商业银行与中央银行总资产的比例、私人部门得到的信贷总额占总产出的比重等, CONDITION-ING SET 代表其他影响经济产出的控制变量,如投资等。于是,参数 β 就反映了金融发展对于经济增长的净作用。

我们的模型设定与之类似,形式如下:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 F_t + \beta_2 k_t + u_t \quad (2)$$

其中 y_t 代表第 t 年农村的人均经济产出(取自然对数形式), F_t 是代表第 t 年政府指令性农村贷款占 GDP 的比重^⑥, k_t 代表第 t 年农村的人均投资(取自然对数形式), 资本是农村最重要的要素,这里作为控制变量, u_t 是误差项。

模型 (2) 的设定具有相当的合理性。农村贷款对于总产出的影响有两个渠道:一方面它提供资金来源,促使农村投资的增加,这里称之为投资效应;另一方面它配置有限的资金,通过配置效率影响产出,这里称之为配置效应。由于我们已经在模型中控制了投资的影响,农村信贷比例的系数 β 就能客观地反映资金的配置效率。

这里特别需要强调的是,我们这里的 F_t 通过计算农村贷款占 GDP 的比重得到,它在一定程度上代表我国指令性农村贷款的规模,但它本身并没有将贷款的效率考虑在内,因此并不反映我国农村金融发展程度或金融深化,这一点是不能混淆的。事实上,正如我们前面指出的, F_t 的系数反映了农村贷款的效率,如果这一系数为正,则代表改革以来农村资金分配在一定程度上是有效率的,否则就是资金分配效率存在较大的问题。

注意我们设定的模型 (2) 描述的是长期或均衡关系。假设模型中所有的变量都是单位根过程(即 I(1) 过程),只有当这些变量存在协整关系时,我们才可以从中正确地推断金融与经济的关系,否则就会产生虚假回归的问题。

(二) 变量选择

y 采用已经消除价格影响的农村居民家庭人均纯收入指数,取自《中国农村住户调查年鉴》各期。该序列是国家统计局农调队直接公布的,因此比以往一些学者采用替代性价格指数平减后得到的真实收入数据更为权威和准确。农民收入是“三农”问题的核心,比农业人均 GDP 更能综合地反映农村

经济发展状况。

k采用消除价格影响的农村人均投资。指标采用农村集体单位和农村居民个人固定资产投资的总和,用农村生产资料价格指数进行平减,并除以农村总人口数标准化。分别取自《中国农村统计年鉴》和《中国市场年鉴》。

在本文中,F的选取是至关重要的,对于农村贷款指标的选择将直接影响最终结论的质量。许多文献在研究中直接采用农业贷款替代农村贷款。例如,章奇等(2004)选用国有及国有控股银行的农业贷款/GDP作为农村金融的衡量,温涛、王煜宇(2005)则直接采用农业贷款数据,这样做的部分原因是由于目前的统计资料没有直接提供农村贷款的数据,但是这样就等于忽略了占到农村贷款总数几乎一半的乡镇企业贷款,因此不能很好地反映农村金融发展的趋势。

通过对统计资料的详细考察,我们把农村贷款主要来自两类机构——国家银行和信用社(1998年起直接采用金融机构的数据),分为两类贷款——农业贷款、乡镇企业贷款。按照这种分类方法,从《中国金融年鉴》中将改革以来我国农村贷款的数据归类、汇总出来^⑧。经过这种方法整理的贷款数据,能够较好地反映改革以来我国农村金融发展的变动趋势。图1描述了1978年以来我国农村正规金融机构贷款供给的变化趋势。从这一发展轨迹来看,正如引言中所提到的,尽管出现过一些波折,但我国农村贷款占GDP的比重总体还是实现了较快的增长,表明为了改善农村金融供给状况,我国政府对农村的贷款投放力度还是相当大的。出于对数据可得性的考虑,我们将样本的时间范围最终确定为1981~2004年^⑨。

三、计量方法与实证结果

(一) 单位根检验

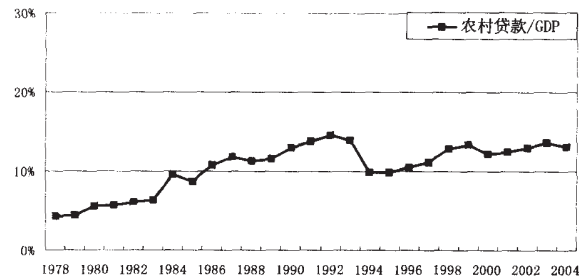


图1 改革以来我国农村贷款的变动

在进行协

整检验之前,首先需要确定所有的变量是否都是单位根过程。我们对所有的时间序列采取标准的ADF检验,结

果发现y、F、k的水平变量(这里y和k都进行了对数化)均不能拒绝存在单位根的假设,而一阶差分后分别在1%和5%的显著水平上拒绝原假设,表明这些变量都是单位根过程,可以通过协整检验进一步检验它们之间是否存在长期均衡关系(参见表1)。

(二) 协整模型的设定问题

在协整检验之前,首先需要强调的是协整模型的决定性部分的设定问题。Ahking(2002)对美国长期货币需求的研究证明,在建模的起始阶段,如果设定了错误的形式,将会得出误导性的结果。这里首先从Johansen(1988,1991)及Johansen和Juselius(1992)的工作开始,p维向量自回归(VAR)模型可以表述为误差修正模型(ECM)形式:

$$\Delta Y_t = \alpha \beta Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon \quad (5)$$

其中Y_t为p×1维随机变量,α、β均为p×r的矩阵,βY_t为误差修正项,代表偏离长期均衡条件βY_t=0的偏差,μ是p维常数向量,D_t是p维确定性变量向量,可能包括线性时间趋势、季度变量等,ε为均值为零、方差不变的独立同分布的残差。假定k=2,D_t=t,方程(5)可以写为

$$\Delta Y_t = \alpha \beta Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \mu + \delta t + \varepsilon \quad (4)$$

其中t是线性时间趋势。根据Hansen和Juselius(1995),δ和μ可以分解如下:

$$\delta = \alpha \delta + \alpha_0 \delta \quad (5)$$

$$\mu = \alpha \mu + \alpha_0 \mu \quad (6)$$

其中δ是协整关系中线性时间趋势的系数(r维),δ是数据本身的二次时间趋势的系数(p-r维),μ是协整关系中的截距(r维),μ是数据本身的线性时间趋势的系数(p-r维)。将方程(5)和(6)代入(4),得到

$$\Delta Y_t = \alpha (\beta, \mu, \delta) \tilde{Y}_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \alpha_0 \mu + \alpha_0 \delta t + \varepsilon \quad (7)$$

其中 $\tilde{Y}_{t-1} = (\tilde{Y}'_{t-1}, 1, t)'$ 。根据对δ、δ、μ、μ的限制

表1 ADF单位根检验

	原变量	一阶差分后的变量
y	2.06(8)	-4.02(0)***
F	-2.07(6)	-4.33(0)***
k	3.38(8)	-3.16(2)**

注:(1)ADF模型形式采用第二类模型,即有截距项、无时间趋势项。(2)括号内为滞后项的阶数p,选取方法:β=argmin_{1≤p≤pmax} AIC(p),其中pmax=[12(T/100)^{1/4}][参见Hayashi(2000)]。(3)*,**,***分别表示在10%,5%,1%的显著水平上拒绝零假设,即序列不存在单位根。

表 2 对 BCM 模型确定性部分的限制条件

	限制条件
情形 1	$\delta_1 = \delta_2 = \mu_1 = \mu_2 = 0$
情形 2	$\delta_1 = \delta_2 = \mu_2 = 0, \mu_1 \neq 0$
情形 3	$\delta_1 = \delta_2 = 0, \mu_1 \neq 0, \mu_2 \neq 0$
情形 4	$\delta_1 = 0, \delta_2 \neq 0, \mu_1 \neq 0, \mu_2 \neq 0$
情形 5	$\delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0, \mu_1 \neq 0, \mu_2 \neq 0$

1 到受限制最少的情形 5 依次排列。

Johansen [1995] 及 Hansen 和 Juselius [1995] 认为情形 1 与情形 5 是极其少见的, 情形 4 在实际应用中也较少发生, 因此情形 2 和 3 是应用中最常见的。在下文中, 我们将分别列出采用情形 2 和 3 的结果, 并讨论如何选择最合适的模型。

三) 协整检验结果 长期关系)

我们在表 3 列出农村贷款模型的协整检验结果, 其中面板 A 和面板 B 分别对应情形 2 和情形 3。具体的检验方法采用迹检验 (trace test)。根据 Cheung 和 Lai [1993] 的研究, 与最大特征值检验 (max test) 相比, 迹检验对残差的偏度 (skewness) 和峰度 (kurtosis) 更为稳健, 因此这里只列出该检验的结果。其零假设 $H_0: r=r_0$, 备择假设 $H_1: r=p$ (即平稳), 其似然比统计量为

$$-2[\log L(r_0) - \log L(p)] = -T \sum_{i=r_0+1}^p \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (8)$$

检验从 $r=0$ 开始, 如果得到的统计量不显著 (即统计量小于某显著性水平下的 Johansen 分布临界值), 不拒绝 H_0 , 说明有 0 个协整向量, 即不存在协整关系。如果统计量显著, 则拒绝 H_0 而接受 H_1 , 此时至少存在 1 个协整向量, 必须接着检验 $r=1$ 的显著性, 如此依次检验 $r=2, r=3 \dots$ 直至出现第一个不显著的统计量为止, 此时接受 H_0 假设。

从表 3 的结果来看, 模型确定性部分形式 (情形 2 和情形 3) 的选择对协整关系的结论具有明显的

差异。采用情形 2 的模型显示 y, k, F 系统具有 3 阶协整关系, 采用情形 3 的模型则显示它们之间不存在协整关系。显然这里对模型确定

性部分形式的选择会影响到最终结论的可信程度, 我们采用 Johansen [1992] 讨论的选择标准来同时决定农村贷款模型的协整阶数和确定性部分。

Johansen [1992] 建议采用的方法即所谓的 Pantula [1989] 原则, 它涉及到一系列序贯的联合检验。令 $T_{m,r}$ 代表情形 m 下秩等于 r 的迹检验统计值。首先从 $r=0$, 且确定性部分限制条件最严格的情形下的迹检验开始, 这里即为 T_{0A} 。如果此联合假设被拒绝, 那么保持 $r=0$ 的假设, 选用确定性部分限制条件其次严格的情形, 这里即为 T_{0B} 。如果这个联合假设再次被拒绝, 继续依次检验 $T_{1A}, T_{1B}, T_{2A}, \dots$ 当出现无法拒绝联合假设的情形时, 检验停止, 此时我们就找到了最合适的模型。

按照上述方法, 农村贷款模型应当采用情形 3 的形式, 接受 $r=0$ 的假设。这就意味着, 改革以来我国农村贷款与农村经济之间不存在长期均衡关系! 这意味着, 政府指令性计划下发放的农村贷款, 未能在长期发挥支持农村经济的功能, 也没有在长期与农村经济形成良性的互动关系。

四) 短期 Granger 因果检验

既然农村贷款与农村经济之间不存在长期均衡关系, 那么它在短期是如何影响农村经济的呢? 由于 y, F, k 之间不存在协整关系, 误差修正模型 (error correction model) 不再适用, 这里通过一阶差分后的 VAR 模型来确定它们之间的短期 Granger 因果关系^⑩。

首先确定 VAR 模型的滞后阶数。以 AIC 作为标准, 滞后阶数选择为 3, 此时残差能够通过 LM 自相关检验、White 异方差检验和 Jarque-Beta 正态性检验。表明残差已经近似白噪声, 且服从正态分布, 选取的滞后阶数已经充分利用了系统中的信息。于是估计出我们感兴趣的农村贷款模型如下

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & -0.621 \Delta y_{t-1} + 0.036 \Delta y_{t-2} - 0.013 \Delta y_{t-3} \\ & - 0.091 \Delta F_{t-1} - 1.359 \Delta F_{t-2} - 0.824 \Delta F_{t-3} \\ & + 0.208 \Delta k_{t-1} - 0.002 \Delta k_{t-2} + 0.021 \Delta k_{t-3} \\ & + 0.050 \end{aligned} \quad (9)$$

$$\text{adj. } R^2 = 0.9866, F = 258.2569$$

基于估计得到的 VAR 模型, 我们可以分析农村贷款、农村投资与农村经济之间的短期 Granger 因果关系。表 4 列出了农村贷款、农村投资和农村经济的短期 Granger 因果关系。

1. 农村投资是农村经济的短期 Granger 原因,

表 3 农村贷款模型的协整迹检验

	农村贷款模型	
	面板 A (lag=2)	面板 B (lag=2)
$r=0$	41.11***	29.21***
$r=1$	22.50**	10.63
$r=2$	10.20**	0.43

注: (1)***, ** 分别对应 1% 和 5% 的显著水平上拒绝原假设; (2)+++ 表示根据 Johansen (1992) 的方法, 在 1% 的显著水平上更合适的模型; (3)模型的滞后项阶数根据 VAR 模型的 AIC 值决定, 根据这一标准, VAR 模型的滞后阶数为 3, 因此应用 ECM 模型检验协整关系时, 相应的滞后阶数为 2。

且其效应为正,农村贷款也是农村经济的短期 Granger 原因,但其效应为负。这一结果证明,农村贷款的分配在短期是低效率的,它造成了资源配置的扭曲。

2.农村经济是农村投资的短期 Granger 原因,且其效应为正,而农村贷款不是农村投资的短期 Granger 原因。这表明,农村经济的发展促使了农村投资的上升,农村投资与农村经济互为对方的短期 Granger 原因,形成了良性循环,但农村贷款并未对农村投资提供有力的支持,农村投资的增加更多地依赖政府贷款以外的资金来源,如内源融资、民间借贷等。

3.农村投资、农村经济都不是农村贷款的 Granger 原因。这表明,政府主导下的指令性农村贷款,并没有顺应农村经济发展所导致的融资需求,‘需求跟随’型的经济—金融模式远未形成。

五)短期脉冲响应分析和方差分解

为了更好地了解农村贷款对于农村经济的短期影响,本文根据 VAR 模型所特有的动态结构性质,利用脉冲响应 (impulse response) 函数分别识别农村贷款、农村投资的扰动是如何通过模型系统而影响到农村收入的。

在作脉冲响应分析时,我们使用 Cholesky 方法对 VAR 内生变量的残差进行正则化,图 2 描述了农村经济对于农村贷款、农村投资及其本身的一个标准差‘脉冲’的冲击,在各期的累积‘响应’。可以看到,农村经济受到自身的扰动影响为正,从第 2 期起基本保持平稳;受到农村投资的扰动影响也为正,这种影响持续增加,从第 4 期起基本保持平稳;而受到农村贷款的扰动影响为负,这种负面影响在前 3 期持续增加,从第 4 期起基本保持平稳。这些分析表明,从短期看,我国农村贷款的资源分配效率较低,甚至直接构成了农村经济发展的阻碍。

再通过方差分解进一步考察农村贷款的这种负面影响的强度。对农村经济的预测误差的方差进行分解,可以确定造成农村经济波动的各种来源及其各自的强度。

表 4 基于 VAR 模型的短期 Granger 因果检验 a

H_0	$\chi^2(3)$	效应 ^b
1. ΔF 不是 Δy 的 Granger 原因	27.64***	负
2. Δk 不是 Δy 的 Granger 原因	26.04***	正
3. ΔF 不是 Δk 的 Granger 原因	5.41	不显著
4. Δy 不是 Δk 的 Granger 原因	8.64**	正
5. Δk 不是 ΔF 的 Granger 原因	5.81	不显著
6. Δy 不是 ΔF 的 Granger 原因	4.54	不显著

注:(a)VAR 模型滞后阶数为 3。White 检验统计值为 81.30(自由度为 72),不能拒绝同方差假设;LM 自相关检验表明,残差在 1 到 6 阶内不能拒绝序列不相关假设;Jarque-Beta 正态检验统计值为 17.33(自由度为 25),不能拒绝正态性假设;(b)效应通过脉冲响应分析得到;(c)***、** 分别表示在 1%、5%的水平上显著。

表 5 农村经济预测残差的方差分解

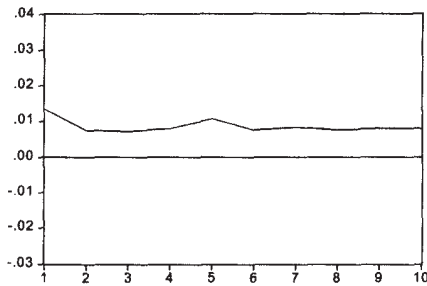
Period	S.E.	D(LNREV)	D(LNINV)	D(FD)
1	0.013	100.00	0.00	0.00
2	0.022	46.02	53.71	0.27
3	0.026	31.98	40.13	27.88
4	0.028	28.54	41.79	29.67
5	0.028	28.63	42.22	29.15
6	0.029	28.77	43.19	28.04
7	0.029	28.57	43.01	28.42
8	0.029	28.37	43.28	28.35
9	0.029	28.06	43.92	28.02
10	0.029	28.05	43.89	28.06

表 5 的结果显示,从第 2 期开始,农村经济的波动主要受到农村投资的影响,农村投资的波动构成短期农村经济波动的将近一半,农村经济本身的影响始终保持在接近 30%的稳定水平,农村贷款的负面影响从第 3 期开始显现,此后保持在 30%不到一点,表明低效率的农村信贷分配的危害在前 2 期不太明显,存在一定的滞后效应,但它对此后的农村发展构成的威胁是比较严重的,并在一定程度上抵消了农村投资的作用。

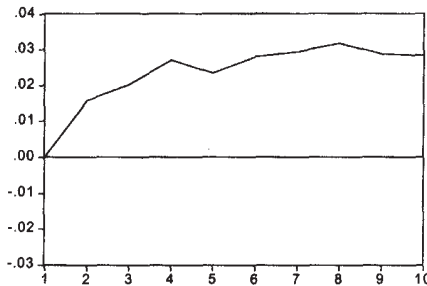
四、结论和政策建议

本章使用最大似然法对改革以来我国农村正式信贷、农村投资和农村经济之间的关系进行了规范的协整分析,

Accumulated Response of D(LNREV) to D(LNREV)



Accumulated Response of D(LNREV) to D(LNINV)



Accumulated Response of D(LNREV) to D(FD)

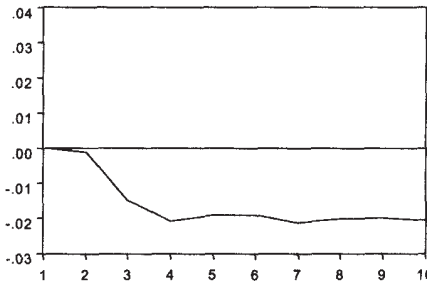


图 2 累积脉冲响应图形表

注:此处 LNREV, LNINV, FD 分别代表农村经济、农村投资和农村贷款(即 y, k, F)。

分别从长期和短期视角对这个问题进行了深入的探讨。在实证研究中,采用 Johansen (1992)推荐的 Pantula (1989)法则选择协整模型确定性部分的形式,保证了结论的稳健性。

本章的主要结论如下:从短期来看,改革以来我国农村正式信贷非但没有起到改善农村投资、促进农村经济增长的作用,而且构成了农村经济发展的严重阻碍;从长期来看,改革以来我国农村正式信贷、农村投资和农村经济之间不存在长期均衡的关系。这两个结论本质上是一致的。由于改革以来我国政府主导下的指令性农村信贷分配效率低下,导致了在短期农村贷款的增加反而构成了农村经济发展的阻碍。而正是由于农村信贷在短期的分配无效率,最终导致农村信贷与农村经济之间本该具有的长期均衡关系遭到破坏。总而言之,改革以来农村正式信贷的分配效率十分低下,一方面浪费了许多稀缺的金融资源,另一方面不但没有实现增加农民收入、减少农村贫困的目标,而且构成了农村经济发展的阻碍。

我们的实证结果从中国农村金融市场的现状中能够得到一定的验证。我国农村金融改革已实施多年,但现状仍不乐观。一方面农村正式金融机构亏损严重,经营困难;而另一方面农户贷款难的问题仍然没有得到根本解决。根据 2002 年末的监管数据,我国农信社资不抵债额达 3300 多亿元,资本充足率为 -8.45%,资本净额 -1217.2 亿元,连金融机构存在的起码条件都不具备。而农户的贷款需求也很难从正式金融机构得到满足。根据国家统计局农调队对农户固定调查点进行的抽样调查,多数农户从银行和信用社得到贷款难度较大。2000~2003 年,农民每人每年从银行和信用社借入资金 65 元,通过民间借贷借入 190 元,正式信贷只占农户借入资金总量的 25%。

我们的结论与 Binswanger 和 Khandker (1995)对印度的实证、Diagne 和 Zeller (2001)对马拉维的考察、Khandker 和 Faruquee (2003)对巴基斯坦的研究等有相似之处,都指出了政府指令性信贷计划、或者不适当的信贷政策可能导致的昂贵的成本。所不同的是,我们借用金融发展与经济增长文献中的经典实证模型,通过考察农村贷款的分配效率,从一个新的视角证明了实施这种信贷模式的高昂代价。这是本文对现有研究方法的贡献。

本章的结论具有很强的政策含义。我们的研究表明,过去我国单纯依靠增加农户信贷投入的数量,而不考虑信贷发放的质量(即分配效率),不仅造成资源的极大浪费,而且也没有对农民收入的提高作出贡献,甚至构成了一定的阻碍。未来的农村金融改革既要尽可能地为大多数农户和农村企业提供可承受的服务,更要重视解决农村金融市场的效率问题。从这个意义上讲,改变过去政府指令性的补贴信贷模式,逐步放开市场利率,构建多元化、竞争性的市场化农村金融体系是很有必要的。这样既可以使农村金融机构能够获得合适的盈利,以弥补农村信贷的高成本,减轻政府的财政负担,更重要的是能够真正为农户提供及时、有效的金融服务,促进农村投资与农村经济的发展,并形成良性循环。有些学者担心市场化会导致金融机构进一步远离农村(如刘民权、徐忠,2003),其实根据许多国家以往的经验,商业化才是最有可能在可持续的前提下,为大多数农村人口提供金融服务的途径(World Bank,2003)。小额信贷等组织在全世界发展中国家农村地区的蓬勃发展已经证实了这一点。

(作者单位:朱喜,上海交通大学安泰经济与管理学院;李子奈,清华大学经济管理学院;责任编辑:程淑兰)

注释

①该银行提供巴基斯坦 90%以上的农村贷款。

②资金投入有时也会被强势集团所攫取。

③这个国家的农户非常贫困,人均土地低于 1 亩,农业产出极低,甚至即使他们致力于生产粮食作物(特别是玉米),仍然无法保证充足的食物供给。

④Johansen 承认采用不同的模型形式可能会对结论产生较大的影响,但许多应用研究还是没有对此给予应有的重视。

⑤这里的 conditioning set 是一组变量,因此 β_2 表示对应的参数向量。

⑥由于统计口径的变化,统计资料公布的金融机构农业贷款指标本身存在明显的问题。它有时包括乡镇企业贷款,有时又不包括。例如《中国金融年鉴》提供 1994~1996 年的农业贷款分别为 4644.5、3019.1、7123 亿元,同期国家银行和信用社的农业贷款为 2362.5、3016.4、3854.4 亿元。这里明显将 1994 年和 1996 年的农业贷款中包含了乡镇企业贷款,而 1995 年却未包括。

⑦一些研究直接采用农业贷款的绝对数量,考察其对农民收入的影响。但农民收入是人均指标,而农业贷款不见得能够反映农村投入的力度,显然这是不太合适的。

⑧国家银行统计口径包括中国人民银行、政策性银行、国有独资商业银行、邮政储蓄机构;金融机构包括人民银行、政策性银行、国有独资商业银行、邮政储蓄机构、其他商业银行、城市合作银行、农村信用社、城市信用社、外资银行、信托投资公司、租赁公司、财务公司等。因此,我们整理的农村贷款数据包括了 1994 年成立的农业发展银行对农村的贷款。

⑨从图 1 来看,农村贷款占 GDP 的比重在 1994 年出现了一

次似乎比较明显的下降,这是否是因为当年开始的国有银行商业化改革造成农村金融发生结构性的变化呢?我们借鉴 Chow (1960)的思想对此进行检验,结果发现事实并非如此,这一改变在统计意义上并不是显著的,也就是说,我国农村金融并未随着 1994 年的国有银行商业化改革发生结构性的变化。这一结果表明,改革以来我国的农村金融始终具有较强的政府主导下的指令性信贷特征,因此,与商业银行自 1994 年开始积极尝试市场化改革相比,农村金融改革的进度明显地滞后了。检验思想如下:首先,令 ΔF 服从的是如下数据生成过程: $\Delta F_t = \gamma \Delta F_{t-1} + \alpha + \alpha D + (\beta + \beta D)t + \varepsilon_t$, 其中 D 是代表结构突变的虚拟变量,当 $t \geq 1994$ 时取 1,否则取 0, ΔF 的滞后阶数根据 AIC 原则选取。令原假设为 $\alpha = \beta = 0$,即不存在结构突变。在原

假设下,可构造统计量 $F = \frac{(\hat{\sigma}^2 - \hat{\sigma}_0^2)/2}{\hat{\sigma}_0^2/(n-5)} : F(2, n-5)$, 其中 $\hat{\sigma}^2$ 为受约束时估计方程得到的残差平方和,而 $\hat{\sigma}_0^2$ 为不受约束时估计方程得到的残差平方和。根据实际估算,我们得到的 F 统计值为 1.343,远小于临界值 $F(2, 17) = 3.592$,即很难拒绝不存在结构突变的原假设。

④经典的短期 Granger 因果检验的 VAR 模型,要求变量是平稳的 (Granger, 1969)。

参考文献

① Ahking, F.W., 2002, "Model Mis-specification and Johansen's Cointegration Analysis: an Application to the US Money Demand", *Journal of Macroeconomics*, 24, pp.51~66.

② Besley, T. and Coate, S., 1994, "How Do Market Failures Justify Interventions in Rural Credit Markets?", *World Bank Research Observer*, 9, pp.27~48.

③ Binswanger, Hans P and Khandker, Shahidur R., 1995, "The Impact of Formal Finance on the Rural Economy of India", *Journal of Development Studies*, 32(2), pp.234~62.

④ Burgess, R. and Pande, 2003, "Do Rural Banks Matter? Evidence from the Indian Social Banking Experiment."

⑤ Chaves, R. and Susanna Sanchez, 1995, "Mexico: Rural Financial Markets", *World Bank, Latin America and the Caribbean, Country Department II, Natural Resources and Rural Poverty Division*, Washington, D.C., Report 14599-ME.

⑥ Cheung, Y. and Lai, K., 1993, "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegrations", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, pp.313~28.

⑦ Christopoulos D. K. and Tsionas E. G., 2004, "Financial Development and Economic Growth: Evidence From Panel Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Development Economics*, 73, pp.55~74.

⑧ Diage, A. and Zeller, M., 2001, "Access to Credit and Its Impact on Welfare in Malawi", *International Food Policy Research Institute, Research Report* 116.

⑨ Hansen, H. and Juselius, K., 1995, "Cats in Rats: Co-integration Analysis of Time Series", Distributed by Estima, Evanston, IL.

⑩ Johansen, S. and Juselius, K., 1992, "Some Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Parity for the UK", *Journal of Econometrics*, 53, pp.211~44.

⑪ Johansen, S., 1992, "Determination of Co-integration Rank in the Presence of a Linear Trend", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 383~397.

⑫ Johansen, S., 1991, "Estimation and Hypothesis Testing of

Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregression Models", *Econometrica*, 59, pp.551~80.

⑬ Johansen, S., 1995, "Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models", Oxford, New York: Oxford University Press.

⑭ Johansen, S., 1988, "Statistical Analysis of Co-Integrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp.231~54.

⑮ Khandker, S. R. and Faruquee, R. R., 2003, "The Impact of Farm Credit in Pakistan", *Agricultural Economics*, 28(3), pp.197~213.

⑯ Khandker, S. R., Samad, H. A. and Khan, Z. H., 1998, "Income and Employment Effects of Micro-Credit Programmes: Village-Level Evidence from Bangladesh", *Journal of Development Studies*, 35(2), pp.96~124.

⑰ King, R.G. and Levine, R., 1993, "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right", *Quarterly Journal of Economics*, 108, pp.717~37.

⑱ Levine, R., 1997, "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda", *Journal of Economic Literature*, XXXV, pp.688~726.

⑲ Levine, R., Loayza, N. and Beck, T., 2000, "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes", *Journal of Monetary Economics*, 46(1), pp. 31~77.

⑳ Belongia, M. T. and Gilbert, R. A., 1990, "The Effects of Federal Credit Programs on Farm Output", *American Journal of Agricultural Economics*, pp.769~73.

㉑ Pantula, S. G., 1989, "Testing for Unit Roots in Time Series Data", *Econometric Theory*, 5, pp.256~271.

㉒ World Bank, 2003, "Rural Financial Services—Implementing the Bank's Strategy to Reach the Rural Poor", *Agriculture & Rural Development Department*, Report No. 26030.

㉓ Yarbrough, Beth and Robert Yarbrough, 1991, "The World Economy: Trade and Finance", Chicago: Dryden Press.

㉔ Yaron, J. Benjamin, M. P. and Piprek G. I., 1997, "Rural Finance: Issues, Designs and Best Practices", *World Bank, Bank, Environmentally and Socially Sustainable Development Studies and Monographs Series* 14.

㉕ Hayashi, F., 2000, "Econometrics", Princeton, N.J.: Princeton University Press.

㉖ 焦瑾璞:《农村金融向何处去》,《财经》,2006年2月6日。

㉗ 林毅夫:《金融改革与农村经济发展》,《北京大学中国经济中心讨论稿》,2003年, No.C2003026.

㉘ 林毅夫:《中国的农业信贷和农场绩效》,《比较经济学》,1989年第13期。

㉙ 刘民权、徐忠:《农村信用社改革和政府的职能》,《经济学季刊》,2003年第4期。

㉚ 温涛、王煜宇:《政府主导的农业信贷、财政支农模式的经济效应》,《中国农村经济》,2005年第10期。

㉛ 张杰:《中国农村金融制度 结构、变迁与政策》,中国人民大学出版社,2003年。

㉜ 章奇、刘明兴、陶然等:《中国金融发展与城乡收入差距》,《中国金融学》,2004年第1期。