

农村金融机构收缩的 经济影响:对中国的实证研究

钟笑寒 汤荔

摘要: 中国从1998年开始进行国有商业银行改革,大幅度撤并其基层分支机构。其中,作为我国农村地区最重要金融机构的中国农业银行,其机构撤并是否对农村金融产生重大影响,国内学术界尚无定论。我们的实证分析表明,农行的撤并导致了农村金融的空白,由于这一空白未能被其他农村金融机构填补,撤并事件对农村经济产生了负面影响,从而为金融对经济具有决定性影响的论断提供了一个证据,并说明信息模型能较好地解释我国农村的信贷市场。

关键词: 金融与经济 国有银行机构撤并 农村信贷 工具变量法

一、引言

1998年6月,中国人民银行根据1997年11月中央金融工作会议精神,制定了《关于国有独资商业银行分支机构改革方案》,方案中对4大银行机构的撤并提出了非常具体的要求。比如:按银行的工作人员数量和吸收存款额,人均存款额在50万元以下的营业网点全部撤销,50到100万元的营业网点部分撤销,100到150万元的营业网点合并。二级分行也要进行大量撤并。从1998年到2001年,国有商业银行撤并境内分支机构和营业网点4.4万个。

这次改革措施推行的目的是降低国有商业银行经营费用,提高运行效率,加快国有商业银行向商业银行转变的步伐。然而,这次改革是否带来了某些意想不到的影响?例如,国有银行撤并,特别是作为我国农村地区最重要金融机构的中国农业银行(简称农行),其机构撤并是否导致农村信贷的“真空”并进而对农村经济产生重大影响?这一问题成为了国内外学者讨论的一个焦点。一些学者持有乐观的看法。李稻葵认为,在4大银行撤出之后,每个网点平均的顾客人数和资金量会提高,盈利机会增加,而且对当地老百姓的生活影响不是很大。秦池江认为,在4大银行退出那些贫穷落后地区后,原来受到4大银行网点挤压的农村信用合作社(简称农信社)会尽快担负起为当地经济服务的角色,成为农村金融的主力军。另一些学者并不这样乐观。徐滇庆认为目前还没有其他金融机构可以填充农村信贷市场,特别的,短期内不能指望农村信用社来填充这个金融真空。马建堂认为信贷资金向中心城市、优质客户和建设项目集中的趋势十分明显,而中小企业和

农民贷款却存在困难。李扬认为,至少目前,4大商业银行的撤出造成了中国县域金融的“真空”。史建平认为,现在农村金融肯定是真空状态的,农村金融已经远远不能满足农村经济发展的需要。张满红在调查陇南地区国有银行分支机构市场退出的情况后认为,贫困乡镇金融机构的退出给扶贫资金的发放和支农工作带来困难,而且对中小企业信贷支持下降。

本文用经验方法建模,估计这次农村金融机构收缩的效应,探讨1998年的这次改革对农村发展的影响。因为中国农业银行面向农村的业务最多,在农村金融中起主导作用,而且在这次改革中撤并力度最大,所以中国农业银行是我们研究的焦点。

研究结果表明,这次改革中,农行撤并基层分支机构导致的农村金融空白没有及时被其他农村金融机构填补,农村经济受到了农村金融机构收缩的负面影响。本文的结论支持金融发展对经济发展有实质影响的观点,并认为农村金融市场可以较好地用信息模型解释。

本文首先综述了金融机构影响经济发展的文献,并分析解释农村信贷市场的两个模型(第二部分)。然后介绍变量选取和数据来源(第三部分),再建立模型进行实证分析,找出农行机构和农村经济变量的变化趋势,考察农村金融机构收缩对农村经济的影响,并预测农村金融机构收缩的效应(第四部分)。最后得出结论和政策启示(第五部分)。

二、理论述评

1. 文献综述

针对金融是否影响以及如何影响经济的问题,

国外一些学者从理论和实证的方面进行了研究。

部分学者肯定金融系统促进经济增长的重要作用。Bagehot (1873) 和 Hicks (1969) 认为,金融系统通过促进资本筹集在英国工业化的兴起中起了重要作用。Schumpeter (1912) 认为金融部门提供的服务是经济增长一个重要的催化剂,它能重新配置资本使之价值最高,但没有道德风险、逆向选择或交易成本带来损失的风险,并强调金融部门的发展对人均收入增长率和增长水平有正面影响。Levine (1997) 用理论和事实说明金融发展与经济增长存在正相关。他的观点是,不能只认为金融系统是对工业化和经济活动自动做出的反应,或者金融发展是经济增长过程中不重要的附属物。

经验研究方面,King 和 Levine (1993) 研究了 1960-1989 年 80 个国家的数据,发现一个国家初期的金融发展水平与该国内部的经济增长、资本积累、生产力增长有很强的相关性,而且这种效应的经济规模非常大。Jayaratne 和 Strahan (1996) 研究 1972-1991 年期间美国部分州废除禁止银行在州内设立多家分支机构的这个规定的影响,发现废除禁令后一年的年均增长率为 0.51% ~ 1.19%。Rajan 和 Zingales (1998) 研究认为金融市场和金融机构首先适应一些产业的需要而发展,然后再促进其他年轻产业的发展。这也符合 Chandler (1977) 对 19 世纪美国金融基础建设发展的描述。Burgess 和 Pande (2002) 研究了印度 1961-2000 年间银行业政策的变革,结果表明印度农村银行业改变了农村的生产活动和雇用行为,导致贫困减少并增加产出。

与之相反,Robinson (1952, 第 86 页) 主张“实业在前,金融在后”的观点。根据这个观点,经济发展为特殊的金融配置创造需求,金融系统自动对这些需求做出反应。Lucas (1988, 第 6 页) 认为经济学家“过分地强调”金融对经济增长的作用。

金融与经济的关系至今仍是经济学家讨论的一个话题。本文将从实证角度,通过讨论中国农村金融与经济的关系,从一个特定的角度,对这个问题做出回答。

2. 两个模型

1998 年的国有商业银行撤并基层分支机构改革是否会导致农村金融“真空”? 我们用两种不同的理论分析农村信贷市场。

一个是简单的经典市场模型。众所周知,农村信贷市场一直存在资金外流的现象。在该模型下,资金外流意味着资金的供给大于需求,市场利率(这个利率可以是包括农村和城市在内的整合市场的利率,也可以是国家制定的统一利率)高于农村信贷市场的均衡利率(如图 1, 点 E_1),农村的信贷量由该市场利率下的资金需求(而不是资金供给)决定(点 E_2)。国有商业银行撤并基层分支机构的结果是导致资金的供给曲线左移(上移)。但是,只要供给曲

线在原先供大于求的范围内移动,农村金融机构的收缩就不会影响农村信贷(E_2)。

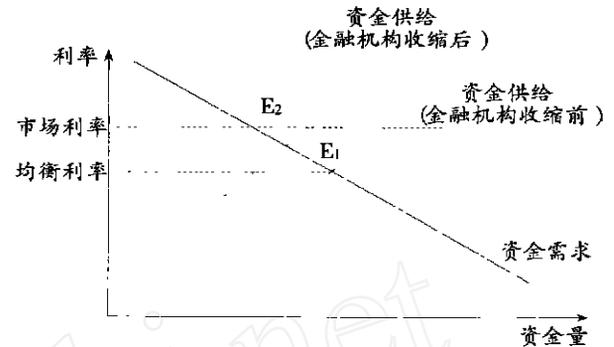


图 1 简单的经典市场模型下的农村信贷市场

另一个是信息模型。信息模型认为银行与客户之间存在的信息不对称问题依靠完全竞争的市场机制不能解决。银行与客户之间必须建立信誉和信息沟通的渠道,以消除逆向选择和道德风险的问题,促进金融市场的有效运行。按照这一逻辑,国有商业银行撤并基层分支机构,将会使银行与客户(农户或乡镇企业)之间已经建立起的信誉和信息沟通桥梁消失,导致客户贷款困难,从而阻碍农村经济的发展。

本文最后将用经验分析得出的结果证明哪种理论更好地描述中国农村金融市场的现状。

三、变量选取与数据处理

1. 变量选取

本文研究农村金融机构对农村经济的影响。考虑到数据的可得性,本文选取了 3 个农村金融机构变量(包括了农村占主要地位的金融机构)和 3 个农村经济后果变量(包括了关于农业投入和收入的变量)。如表 1 所示。

表 1 变量列表

变量	单位	符号	含义	来源
中国农业银行机构数	个	x	农村金融机构变量	(1)
中国农业发展银行贷款余额	亿元	s	农村金融机构变量	(1)(2)
农村信用合作社贷款余额	亿元	z	农村金融机构变量	(1)
交通银行贷款余额	亿元	z	金融机构对比变量	(1)
农民家庭生产费用现金支出	百万元	y	农业投入变量	(3)
农村居民纯收入	百万元	y	农民收入变量	(3)
农村居民家庭经营纯收入	百万元	y	农民收入变量	(3)
城镇集体单位固定资产投资	十万元	y	城镇投入对比变量	(4)(5)
城镇居民家庭可支配收入	百万元	y	城镇收入对比变量	(4)
农林牧副渔业生产总产值	亿元	GAP	农村经济环境变量	(3)

数据来源:(1)《中国金融年鉴》(各年);(2)《中国农业发展银行统计年鉴》(各年);(3)《中国农村统计年鉴》(各年);(4)《中国统计年鉴》(各年);(5)《中国固定资产投资统计年鉴》(1950-2000)。

选取的农村金融机构变量是中国农业银行机构数、中国农业发展银行贷款余额和农村信用社贷款

余额。由于无法将农行的农村分支机构分离出来,我们使用了包括城镇和农村在内的所有机构数(除去总行、管理干部学院和信托投资公司)。考虑到农行的业务主要面向广大农村地区,而且农行撤并的主要是县支行及其下属网点,影响的主要是分散的农村地区。因此这一变量能够衡量在农村的金融机构收缩的影响。农业发展银行(简称农发行)是一家政策性银行,其机构变化是政府计划的结果,它的贷款余额比机构数更有参考价值。由于农信社机构分类复杂,难以找出一个统一可信的标准比较其机构变化,选取其贷款余额参考分析。由于我们重点是讨论农行的机构数变化,其他两类金融机构的变量主要起控制变量的作用,用贷款余额替代影响应该不大。

选取的农村经济后果变量是农民家庭生产费用现金支出、农村居民纯收入和农村居民家庭经营纯收入。中国农村农业是家庭小户种植而大规模非集约化经营,故考虑用与银行贷款、农业生产相关的农民家庭生产费用现金支出。农村居民纯收入是反映农村居民家庭实际收入水平的综合指标。家庭经营纯收入排除了转移性收入和财产性收入的影响,能较好反映以家庭为生产单位的收入水平、生产规模和经济效益情况。

交通银行(简称交行)的贷款余额、城镇集体单位固定资产投资和城镇居民家庭可支配收入作为对比变量进入模型。农林牧副渔业总产值代表前一年的农村经济状况。模型还有与后果变量相关的价格指数。

2. 数据处理

因为“关于国有独资商业银行分支机构改革方案”于1998年出台,到2001年银行机构撤并基本结束,所以从1991年到2001年的数据同时包括了变量自然发展和政策变化的影响。样本单位取自1991年到2001年的省、自治区和直辖市。因为在重庆升为直辖市之前,它的数据被包括在四川省中,而且无法将其分离出来,所以,为保持统计口径的一致性,1997年及以后重庆市的数据归于四川省。另外,有的样本分类中存在一些单列市,我们把这些单列市归于其所在省份。这样,每一年的数据有30个。另外,对于人均变量都调整为总量。

每年各地区金融机构数和经济变量与前一年的高度相关,所以本文的模型使用各变量的净增量,用一阶差分法消除一阶自相关。净增量的定义如下:变量第n年的净增量=第n年值-第(n-1)年值。

使用的各变量数据的均值和标准方差列入附表1。

四、实证分析

本文主要考察中国农业银行撤并基层分支机构对农村经济的影响。如果简单用农行机构净增量对

农村经济净增量进行回归,得到的结果会有偏差,因为影响农村经济的因素很多,而农行机构数只是其中可能的一个。如果进行这样简单的最小二乘回归,将会把许多因素,有可能是对被解释变量影响重大的因素且与农行机构数相关的因素统统归入误差项,使得最小二乘估计量不是无偏和一致的。我们考虑使用另一种方法来解决这个问题。

首先,我们考察农行发展规模是否因为1998年出台的“关于国有独资商业银行分支机构改革方案”而在1998年发生改变。为了验证这一点,检查农行各地区机构数是否在1998年及以后有一个大幅的下滑。如果确有下滑,还不能完全说是国有商业银行改革影响的结果。有可能农行机构缩减和国有商业银行改革都是市场需求的内生性变化,还有可能其他经济或政策变动导致农行机构的缩减。为了排除机构缩减是经济本身变化导致的内生性结果的可能性,在回归中加入前一年的农林牧副渔业生产总值的净增量作为控制变量。为了排除第二种可能性,对比农村信用社和交通银行与农行的变化趋势。若趋势不同,则我们可以排除某些涉及全国的市场需求(例如金融危机)的因素共同影响农行和其他金融机构的可能。

其次,我们检验代表农村经济的变量是否对应于农行机构数的变化有相应的变化。考察的变量是农民家庭生产费用现金支出、农村居民纯收入和农村居民家庭经营纯收入。为了排除某个宏观因素对整个经济产生影响的可能,选取城镇集体单位固定资产投资和城镇居民家庭可支配收入进行比较。

最后,用工具变量法进行回归。选取1998年政策变动作为工具变量,研究农行机构撤并对农村投入和收入的影响,同时比较城镇的变量。

1. 政策导致的农行机构的外生性变化

(1) 政策导致的农行机构变化

要检查1998年政策变化是否影响了各地区农行机构的自然发展,我们首先研究农行各地区机构数每年的变化。用最小二乘法回归下式:

$$x_{it} = \alpha_i + \beta_t + \sum_{n=1992}^{2001} \gamma_n (x_{i1991} \times YD_n) + \text{GAR}_{it-1} + \epsilon_{it} \dots \dots \dots (1)$$

其中, α_i 代表地区因素, $i=1,2, \dots,30$; β_t 代表年份因素, $t=1991,1992, \dots,2001$ 。 x_{it} 是农行机构的年净增量, x_{i1991} 是1991年各地区农行机构数,代表农行初始金融规模。 GAR_{it-1} 是各地区前一年农林牧副渔业生产总值的净增量(控制变量,用以检验机构变化的外生性)。 YD 是年份哑变量,

$$YD = \begin{cases} 0 & t \neq n \\ 1 & t = n \end{cases}$$

模型假设各地区的机构数量变化的绝对水平(x_{it})除了具有时间特征以外(这些时间特征将被我们证明是由于政策改变导致的),还与农行初始金融

规模(X_{i1991})相关。理由有二:一是初始年份(即1991年)农行机构多的地区一般是农业、金融较发达的地区,这些地区的农行分支机构数量的发展通常快于农业、金融较落后的地区;二是政府政策操作的影响,由于国有商业银行的发展与收缩的决策具有集中决策和同步进行的特点,而不是由各地区自主决定机构设立或撤并,因此基本上会按照某种比例机械地进行扩张或收缩。所以,我们用二者的相互作用项($X_{i1991} \times YD_t$)作为对机构数变化的解释变量,用其系数 β_4 来观察农行机构的变化趋势,进而判断1998年“关于国有独资商业银行分支机构改革方案”是否影响农行机构的增减。回归得到的系数值见图2。

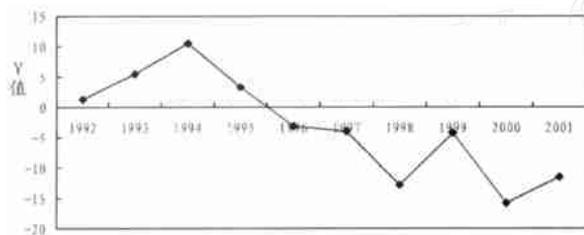


图2 农行机构净增数的变化

由图2可以看出,1998年农行机构大幅缩减,以后年份缩减的幅度有所波动,但机构规模每年都在减小。这些变化源自本文研究的1998年中国农业银行撤并基层分支机构。

模型还考虑加入农业总产值净增量的滞后变量(GAR_{t-1})作为控制变量,目的是测量机构变化依赖于经济波动的内生性是否存在及其大小。我们发现,根据式(1)估计的 GAR_{t-1} 系数t检验值为1.09,并不显著。因此可以认为机构变化基本上不是经济环境影响的结果。

由上面对系数变化的分析,我们考虑用下面这个方程描述农行机构数的变化:

$$X_{it} = \beta_0 + \beta_1(t-1991) + \beta_2(X_{i1991} \times D_{1995}) + \beta_3[X_{i1991} \times (t-1995) \times D_{1995}] + \beta_4(X_{i1991} \times D_{1998}) + \beta_5 GAR_{t-1} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, D_{1995} 、 D_{1998} 是时间哑变量。

$$D_{1995} = \begin{cases} 0 & t = 1994 \\ 1 & t = 1995 \end{cases}, D_{1998} = \begin{cases} 0 & t = 1997 \\ 1 & t = 1998 \end{cases}$$

模型假设在没有政策影响的情况下,各地区农行机构数的年净增量与农行初始金融规模有关,并且随着时间的迁移而扩张。图2中1992-1994年折线的走向证明这个假设基本满足。 $X_{i1991} \times D_{1995}$ 、 $X_{i1991} \times (t-1995) \times D_{1995}$ 表示农行机构的增长趋势受农发行的影响。 $X_{i1991} \times D_{1998}$ 则代表农行1998年机构撤并的影响。如果农行机构的发展在1998年被打断,则 $\beta_4 < 0$,这是我们希望看到的结果。

估计结果列入表2的列。总体来说, β_2 和 β_3 的估计值都小于0,说明1995年农发行的建立给农行发展带来了负面影响。 β_4 的估计值不为0,说明

农行机构原有的发展趋势(始于1992年的自然增长趋势和始于1995年受到农发行的负面影响)在1998年被打断。农林牧副渔业总产值净增量的系数估计值不显著,这说明农行机构变化未受农村前一年经济的影响。

表2 农行机构数的变化

	对比变量		
	研究变量 农行机构	农信社贷款	交行贷款
1991-2001年 时间趋势项	0.05 *** (0.01)	4.37 (3.82)	1.07 (0.94)
1995-2001年 哑变量项	-0.14 *** (0.03)	-3.81 (9.06)	-
1995-2001年 时间趋势项	-0.06 *** (0.02)	-0.54 (4.33)	-
1998-2001年 哑变量项	-0.05 * (0.03)	-8.71 (8.26)	-0.72 (3.79)
农业总产值 (控制变量)	0.04 (0.39)	无	无
省份哑变量	有	有	有
年份哑变量	有	无	无
AdjustedR ²	0.63	0.64	0.36
F值	12.83 [0.00]	14.04 [0.00]	4.81 [0.00]
观察值的个数	325	319	189

注:估计值下面圆括号内的数字是标准误差。F值下面方括号内的数字是F检验的p值。***代表1%显著,**代表5%显著,*代表10%显著。

(2) 外生性验证

无论是(1)式还是(2)式,控制变量的估计值都不显著。如果只用前一年的农林牧副渔业总产值的净增量回归农行机构的净增量,可以发现方程和系数均不显著,排除了农行机构变化是对前一年农村经济做出的内生性变化。除此之外,我们还采用了对比变量来检验机构缩减的外生性。

农村信用社是除农业银行外农村金融的重要组成部分,但农信社不在国有银行机构缩减之列。如果农村信用社的机构或者业务量在1998年有大幅的缩减,那么我们将要考察的农行机构在1998年的变化可能与农村信用社共同受到某个变量的影响,那么农行机构缩减很可能是市场变化导致的内生变化。

回归下面的方程:

$$Z_{it} = \beta_0 + \beta_1(t-1991) + \beta_2 D_{1995} + \beta_3(t-1995) \times D_{1995} + \beta_4 D_{1998} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中, Z_{it} 代表农信社贷款的净增量。估计结果列入表2列。1998-2001年哑变量项不显著,说明农信社贷款在1998年没有类似农行发生突变。

交通银行是除4大国有银行以外非常重要的商业银行。与农行不同,交行的分支机构布局和业务发展的重点集中于经济发达地区和经济中心城市。如果交行在1998年的表现与农行一样,那么可能存在一个同样的因素既影响了农村的银行业也影响了城市的银行业。回归(3)式,被解释变量是交行贷款净增额。从表2列可看出,1998-2001年哑变量项

不显著,说明交行贷款在1998年没有类似农行发生突变(交行数据仅从1995年起可获得)。

对农行各年变化的检验和对发展变化的回归说明,1998年农行撤并分支机构的确源自国有商业银行改革的外生冲击。

2. 外生性机构变化对农村经济的影响(简化形式)

我们先通过简化形式研究农行撤并机构对农村经济的影响。下面检验农村经济是否类似农行在1998年存在同样的突变。

首先,检查代表农村生产投入后果变量的农民家庭生产费用现金支出,重点在于1998年是否存在突变。类似(2)式,建立下面关于农民家庭生产费用现金支出的方程。

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 [X_{i1991} \times (t-1991)] + \alpha_3 (X_{i1991} \times D_{1995}) + \alpha_4 [X_{i1991} \times (t-1995) \times D_{1995}] + \alpha_5 (X_{i1991} \times D_{1998}) + C_{it} + \epsilon_{it} \dots \dots \dots (4)$$

其中, y_{it} 代表农民家庭生产费用现金支出的净增量,是控制变量,包括农信社贷款、中国农业发展银行贷款、价格指数和上年农业生产总值。

估计结果列入表3列。由表中数字可以看出,系数 α_4 高度显著,说明农民家庭生产费用现金支出类似农行机构在1998年存在突变。 α_4 为负则说明农民家庭生产费用现金支出的增长在1998年以后受负面影响。系数 α_5 为正,说明在1998年以前农民家庭生产费用现金支出随着时间的迁移一直是正向增长。

表3 农行机构撤并对农村经济的影响(简化形式)

	研究变量(农村)			对比变量(城镇)	
	投入		收入	投入	收入
	农民家庭生产费用	居民纯收入	家庭经营纯收入	集体单位固定资产投资	居民家庭可支配收入
1991-2001年 时间趋势项	0.41 * (0.22)	2.45 *** (0.35)	1.91 *** (0.33)	140.51 (129.82)	148.99 (930.13)
1995-2001年 哑变量项	-0.72 (0.54)	-2.34 *** (0.85)	-1.78 ** (0.81)	-131.53 (306.76)	-
1995-2001年 时间趋势项	-0.11 (0.26)	-2.98 *** (0.40)	-2.26 *** (0.38)	-61.60 (146.96)	-
1998-2001年 哑变量项	-2.12 *** (0.57)	-1.64 * (0.89)	-2.27 *** (0.85)	88325 *** (278.20)	-2 371.17 (3771.83)
农信社贷款 (控制变量)	7.45 * (4.27)	3.71 (6.73)	12.96 ** (6.42)	无	无
农发行贷款 (控制变量)	-2.59 (6.90)	1.07 (10.87)	-1.13 (10.37)	无	无
价格指数 (控制变量)	0.33 (0.42)	1.29 (1.16)	0.08 (1.11)	无	无
农业总产值 (控制变量)	11.61 * (6.62)	14.35 (10.45)	-0.96 (9.97)	无	无
省份哑变量	有	有	有	有	有
年份哑变量	有	有	有	无	无
Adjusted R ²	0.52	0.82	0.69	0.08	0.12
F 值	7.98 [0.00]	29.51 [0.00]	15.03 [0.00]	1.80 [0.01]	2.05 [0.00]
观察值的个数	330	330	330	325	205

注:估计值下面圆括号内的数字是标准误差。F值下方括号内的数字是F检验的p值。***代表1%显著,**代表5%显著,*代表10%显著。

其次,用同样的方法[参见式(3)]回归代表农村收入后果变量的农村居民纯收入和家庭经营纯收

入,这两个变量从所有收入来源和生产收入来源两个角度描述农村居民收入。结果列入表3列、。农村居民纯收入的 α_4 显著,家庭经营纯收入的 α_4 高度显著,而且二者的符号均为负。

最后,对比城镇生产投入和居民收入的后果变量。用城镇集体单位固定资产投资和居民家庭可支配收入作为被解释变量回归下式:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 (t-1991) + \alpha_3 (t-1995) \times D_{1995} + \alpha_4 D_{1998} + \epsilon_{it} \dots \dots \dots (5)$$

估计结果如表3列、所示。尽管城镇集体单位固定资产投资的1998-2001年哑变量项高度显著,但系数符号为正,与农行的变化相反。城镇居民家庭可支配收入的1998-2001年哑变量项不显著,说明它没有在1998年发生突变(该项数据仅从1995年起可获得)。

3. 农村金融机构收缩的影响(工具变量法)

我们研究的中心问题是农行撤并基层分支机构是否对农村经济造成影响。考虑到金融机构的增加可能是经济发展内生决定的,因此一般来说不能仅对方程 $y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 X_{it} + \epsilon_{it}$ 进行简单的回归,我们进一步考虑用工具变量法来解决这个问题。由前文的分析可以得出下面的方程:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 X_{it} + C_{it} + \epsilon_{it} \dots \dots \dots (6)$$

用 $X_{i1991} \times (t-1991)$ 、 $X_{i1991} \times D_{1995}$ 、 $X_{i1991} \times (t-1995) \times D_{1995}$ 、 $X_{i1991} \times D_{1998}$ 做 X_{it} 的工具变量。表4列出了估计结果。我们还对比给出了直接使用最小二乘法的结果。

事实上,无论是否加入控制变量,农行机构的变化对农村生产投入和居民收入的影响都是高度显著的,对城镇生产投入和居民收入的影响不显著。控制变量中的农发行贷款对农村居民家庭经营纯收入的影响显著。另外,所有系数估计值的符号均符合实际情况。

由最小二乘法得到的估计和工具变量法相比没有根本性差别,原因是我们前面的分析已经表明,我国金融机构数量的变化主要是外生性的政策变化导致的。但运用工具变量法仍然得出了机构变化对经济发展的影响更为显著的结果。

4. 农村金融机构收缩的总效应估计

由第3节的分析得知,农行对农村经济的结果变量影响显著。我国农村金融机构由农行、农信社和农发行组成。这3个农村金融机构对农村经济影响的总和记为 $\alpha_n = \alpha_1 \bar{X}_n + \alpha_2 \bar{Z}_n + \alpha_3 \bar{S}_n$,即 α_n 是农村经济后果变量由农行、农信社、农发行解释的部分, \bar{X}_n 、 \bar{Z}_n 、 \bar{S}_n 分别代表第n年农行机构、农信社贷款、农发行贷款净增量的地区均值(见附表1),其系数就是我们在方程(6)中估计得到的三者的系数。估计 α_n 可以利用方程(6)的一个等价的变形:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_n \frac{X_{it}}{X_n} + \alpha_2 \left(Z_{it} - \frac{\bar{Z}_n}{X_n} X_{it} \right) +$$

$$3 \left(S_{it} - \frac{\bar{S}_n}{X_n} X_{it} \right) + C_{it} + it \dots\dots\dots (7)$$

表 4 农行机构撤并对农村经济的影响

	研究变量(农村)			对比变量(城镇)	
	投入	收入		投入	收入
	农民家庭 生产费用	居民 纯收入	家庭经营 纯收入	集体单位固 定资产投资	居民家庭 可支配收入
工具变量法					
农行机构	3.79 *** (1.38)	14.18 *** (2.49)	14.81 *** (2.34)	0.60 (0.66)	17.52 (15.51)
农信社贷款 (控制变量)	5.55 (4.43)	1.53 (8.06)	9.58 (7.57)	无	无
农发行贷款 (控制变量)	8.52 (5.97)	19.95 * (10.84)	18.54 * (10.18)	无	无
价格指数 (控制变量)	0.32 (0.43)	1.51 (1.38)	0.13 (1.30)	无	无
农业总产值 (控制变量)	16.65 ** (6.65)	35.44 (12.12)	17.95 (11.37)	无	无
省份和年份 哑变量	有	有	有	有	有
AdjustedR ²	0.48	0.73	0.56	0.12	-0.10
F 值	7.57 [0.00]	20.70 [0.00]	10.60 [0.00]	2.01 [0.00]	0.72 [0.88]
观察值的个数	330	330	330	325	205
最小二乘法					
农行机构	1.74 ** (0.86)	7.63 *** (1.53)	7.96 *** (1.42)	0.39 (0.41)	-4.75 (7.66)
农信社贷款 (控制变量)	6.06 (4.37)	3.13 (7.77)	11.25 (7.22)	无	无
农发行贷款 (控制变量)	9.67 (5.87)	23.59 ** (10.41)	22.35 ** (9.68)	无	无
价格指数 (控制变量)	24.73 (42.42)	1.34 (1.34)	-0.06 (1.24)	无	无
农业总产值 (控制变量)	17.30 (6.56)	37.62 (11.67)	20.23 * (10.85)	无	无
省份和年份 哑变量	有	有	有	有	有
AdjustedR ²	0.49	0.75	0.60	0.12	-0.05
F 值	7.66 [0.00]	22.01 [0.00]	11.32 [0.00]	2.06 [0.00]	0.70 [0.89]
观察值的个数	330	330	330	325	205

注:估计值下面圆括号内的数字是标准误差。F 值下面方括号内的数字是 F 检验的 p 值。***代表 1% 显著, **代表 5% 显著, *代表 10% 显著。

估计得到的各个 β_n 几乎都是高度显著,用估计值画出历年金融机构变化对农村经济的总体影响,如图 3。

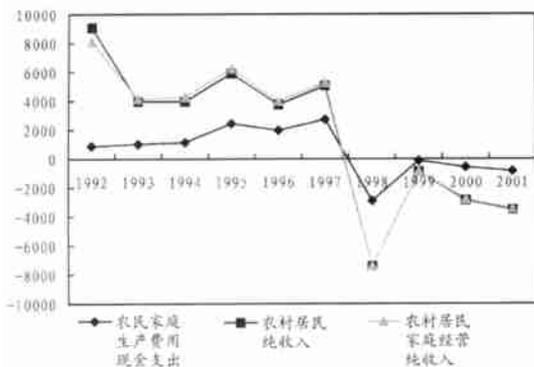


图 3 农村金融机构对农村经济的影响

根据方程(7)的估计,农信社 1998 年以后扩张的各年平均效应(β_2)和农发行 1999 年以后扩张的各年平均效应(β_3)虽然为正,但以上 3 个效应的总和(β_n)在 1998 年以后为负。这意味着农信社和农发行在农村的扩张没有能够弥补农行收缩导致的对

农村经济后果变量的负面效应。

以上结果说明:(1)农村金融机构确实会影响农村经济的发展。1997 年以前,农村金融机构一直支持和促进农村经济的发展,而 1998 年以后,农村金融机构收缩给农村生产投入和居民收入带来了负面影响。(2)相比简单的经典市场模型,信息模型更好地解释了农村金融市场的行为。正如信息模型所预测,农行在县级以下地域的撤并切断了银行与客户之间曾建立起的信誉和沟通桥梁,农村信贷市场受到了农村金融机构收缩带来的负面影响。

五、结论

本文利用中国国有商业银行改革引起中国农业银行在农村地区收缩的外生变动,从实证的角度讨论了中国农村金融的现状,得出的结论有三。

第一,支持金融发展对经济发展有实质影响的观点。在探讨金融与经济的关系时,如果简单运用金融和经济变量进行计量回归,只能得出二者具有相关关系而非因果关系的结论,并且回归方法本身也存在问题。本文围绕 1998 年中国国有商业银行撤并基层分支机构这次改革研究了中国农业银行缩减基层分支机构对农村经济的影响。将这次改革看成一个外生的冲击(事实上,我们从多方面验证了这次改革的外生性),运用工具变量法发现农行机构的变化对农村经济变量影响均表现出高度显著性。这间接检验了金融对经济影响的因果关系。

第二,这次撤并机构的行为导致了农村金融的空缺。作为国家政策性银行的农发行仅起到了有限的弥补作用,而作为农行撤出后农村金融主力军的农信社并没有完成其被赋予的沟通农村经济和信贷的重要任务。

第三,虽然简单的经典市场模型可以解释农村金融市场大量资金流出现象,但是在这个模型下,农村金融机构收缩不会影响或只会微弱影响农村金融市场。而这与本文的结果恰好相反。由于信息模型关于农村信贷市场受负面影响的预测与本文相符,我们认为信息模型能较好地解释我国农村金融市场。

本文研究结果告诉我们一个重要事实,就是金融机构对农村经济的发展有举足轻重的作用。国家除了在财政倾斜、科技推广方面支持农村以外,建立一个运转良好的农村金融系统将会极大地促进农村经济的发展。这给我们的政策启示是,应该处理好国有商业银行基层分支机构改革与农村金融服务的关系。从国有商业银行自身的利益考虑,撤并部分基层分支机构是必要的,但一定要注意和地方性金融机构发展步伐保持协调一致,尽量避免给地方和基层造成金融服务空白。另一方面,应该继续发展地方性中小金融机构、健全农村金融体系。国有商业银行撤退留给农信社很大的发展空间,撤出时转

给农信社的存款增强了农信社的金融实力,所以农信社应该利用这个时机增强在农村金融中的作用。另外,可以利用国有商业银行遗留的机构、优质人员和金融业务许可证组建地方性中小金融机构。总之,鉴于农村金融机构对农村经济的显著推动作用,农村金融系统应该尽快完善起来。

注释:

李稻葵、秦池江和徐滇庆的观点取自《四大银行从穷地方撤退》,载《经济观察报》,2002-03-04。

马建堂的观点取自《四大国有银行退出县域经济 农信社重获生机》,载《证券时报》,2002-08-13。

李扬、史建平和张满红的观点取自《6000亿:城市“抽血”农村》,载《新闻周刊》,2002-10-11。

图2显示,农行机构从1992年到1994年一直处于扩展中,1995年发生转折。导致系数在1995年发生转折的主要原因是中国农业发展银行在1994年底成立后,业务由中国农业银行代理,农行为农发行调拨、垫付资金,农行自身的业务受到影响。农行在向农发行转移业务的同时撤并了部分农村基层网点。

由 $y_n = \beta_1 \bar{x}_n + \beta_2 \bar{z}_n + \beta_3 \bar{s}_n$ 解出 β_1 , 得 $\beta_1 = \frac{y_n - \beta_2 \bar{z}_n - \beta_3 \bar{s}_n}{\bar{x}_n}$ 。把 β_1 的代表式代入方程(6)的一个等价的变形 $y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 z_{it} + \beta_3 s_{it} + C_{it} + u_{it}$, 得到(7)式。

附表1 主要变量统计特征

	金融机构				经济				
	农村变量			对比变量	农村变量			城镇对比变量	
	农行机构	农发行贷款	农信社贷款		农民家庭生产费用现金支出	农村居民纯收入	农村居民家庭经营纯收入	城镇集体单位固定资产投资	城镇居民家庭可支配收入
1991年的初始量	1 917.55 (1174.10)	-	-	-	-	-	-	-	-
1992年的净增量	27.69 (80.46)	N.A.	22.21 (33.43)	N.A.	883.98 (1520.67)	2 484.58 (2510.67)	1 775.84 (1845.21)	554.10 (967.07)	N.A.
1993年的净增量	87.82 (113.72)	N.A.	27.89 (43.39)	N.A.	1 246.41 (1366.12)	4 356.96 (4806.69)	997.66 (1811.32)	1 108.69 (1525.28)	N.A.
1994年的净增量	167.31 (192.86)	N.A.	30.96 (31.72)	N.A.	2 890.43 (2340.88)	9 721.73 (9035.61)	6 709.00 (6490.87)	280.63 (679.68)	N.A.
1995年的净增量	94.97 (87.48)	37.29 (25.16)	35.05 (37.01)	9.30 (8.04)	4 189.46 (3149.78)	11 197.79 (10135.18)	7 676.79 (6866.33)	524.03 (1114.98)	9 823.32 (6195.65)
1996年的净增量	-40.73 (102.88)	49.40 (33.98)	38.41 (42.78)	12.13 (11.80)	2 308.50 (3664.14)	11 138.43 (9669.56)	7 442.84 (6278.18)	-220.66 (764.64)	6 551.84 (3714.78)
1997年的净增量	-73.13 (85.37)	79.11 (52.93)	33.91 (39.55)	10.27 (10.26)	465.10 (2029.17)	5 492.26 (5309.43)	3 109.39 (3499.71)	-210.27 (659.78)	6 829.13 (9789.49)
1998年的净增量	-173.63 (172.81)	-57.13 (24.66)	36.79 (48.65)	12.02 (12.12)	-934.82 (1457.59)	3 471.94 (4116.57)	618.69 (3409.56)	545.73 (970.32)	3 061.71 (5189.31)
1999年的净增量	-64.23 (84.27)	5.88 (30.40)	30.53 (37.31)	10.62 (27.5)	-1 214.02 (22.24902)	1 851.59 (2826.54)	-922.40 (1879.73)	121.73 (628.23)	6 036.74 (4965.86)
2000年的净增量	-199.77 (248.23)	8.22 (23.28)	43.58 (54.21)	17.70 (18.14)	2 507.45 (2587.29)	2 018.84 (3684.73)	-499.59 (2963.03)	47.8 (991.31)	9 960.95 (23820.09)
2001年的净增量	-204.3 (166.47)	4.30 (16.39)	51.10 (72.75)	14.00 (17.19)	1 763.10 (2045.70)	4 152.99 (4388.06)	1 300.86 (1781.42)	110.17 (1159.34)	4 564.73 (19476.22)
净增量的总计	-39.59 (188.87)	18.15 (50.64)	35.04 (45.51)	12.29 (16.15)	1 410.56 (2813.15)	5 588.71 (7110.31)	2 820.91 (5162.94)	283.42 (1038.91)	6 036.74 (4965.86)
观察值的个数	325	203	319	189	330	330	330	325	205

注:上面数字是各省均值,下面圆括号内数字是标准偏差。部分变量缺西藏数据。

参考文献:

1. Bagehot, Walter, 1873. Lombard Street. Homewood, IL: Richard D. Irwin (1962 Edition).
 2. Burgess, Robin & Pande, Rohini, 2002. "Do Rural Banks Matter? Evidence from the Indian Social Banking Experiment." Handbook
 3. Chandler, A., 1977. The Visible Hand: The Managerial Revolution in American Business. Cambridge MA: Harvard University Press.
 4. Hicks, John, 1969. A Theory of Economic History. Oxford: Clarendon Press.
 5. Jayaratne, Jithan & Philip, E. Strahan, 1996. "The Finance-Growth Nexus: Evidence from Bank Branch Deregulation." Quarterly Journal of Economics, CXI, pp. 639-671.
 6. King, R. & Levine, R., 1993. "Finance and Growth: Schumpeter Might be Right." The Quarterly Journal of Economics, Vol. CVIII, No. 3, pp. 681-737.

7. Levine, Ross, 1997. "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda." Journal of Political Economy, 106, pp. 1113-1155.
 8. Lucas, Robert E., 1988. "On the Mechanics of Economic Development." Journal of Monetary Economics, 22 (1), pp. 3-42.
 9. Rajan, R. & Zingales, L., 1998. "Financial Dependence and Growth." The American Economic Review, 88, pp. 559-586.
 10. Robinson, Joan, 1952. "The Generalization of the General Theory," in The Rate of Interest and Other Essays. London: Macmillan.
 11. Schumpeter, Joseph, A., 1912. "Theorie der Wirtschaftlichen Entwicklung," in Leipzig, Duner and Humblot eds., The Theory of Economic Development. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1934.

(作者单位:清华大学中国经济研究中心 北京 100084
 清华大学管理学院 北京 100084
 (责任编辑:Q)