华南农业大学学报(社会科学版)
2007年第1期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No. 1 2007
(第6卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol. 6)

农村金融支持与城乡收入差距的经济效应研究

位志宇, 廖士光, 韩忠伟

(上海交通大学 安泰管理学院,上海 200052)

摘 要: 农村金融支持是我国促进农村经济发展和缩小城乡收入差距的战略性措施。文章基于我国1980—2005年统计数据资料,首先利用协整检验分析了城乡收入差距、农业贷款和乡镇企业贷款之间的长期均衡关系。并在VEC的基础上,运用脉冲响应函数和预测方差分解分析了我国自1980年以来城乡收入差距、农业贷款和乡镇企业贷款之间的交互影响情况。结果显示: 乡镇企业贷款的提高有助于缩少城乡收入差距,而农业贷款的提高对城乡收入差距的缩小起到了抑制作用。这说明我国农业贷款相对于乡镇企业贷款来说,存在资金配置低效率的问题。

关键词: 城乡收入差距;农业贷款;乡镇企业贷款;协整检验

中图分类号: F830.6 **文献标识码**: A **文章编号**:1672-0202(2007)01-0001-09

一、引言

农村人口多是中国的国情,只有发展好农村经济,建设好农民的家园,让农民过上宽裕的生活,才能保障全体人民共享经济社会发展成果。但是,截止2002年底,农民收入增长缓慢,年均递增7.2%,城乡收入差距比1978年高出0.56%,比1983年高出1.43%,农民收入问题以及城乡收入差距成为影响我国全面实现小康社会目标和制约国民经济持续发展的关键性因素[1]。

改革开放前,金融部门的农业贷款占所有贷款的比重一直维持在13%左右。然而,1978年后这一比重一直维持在两位数以下。国有银行商业化以后,贷款向大城市、大企业过度倾斜,尤其是1998年以来农业贷款比重徘徊在5%左右,对乡镇企业的贷款也一直维持在6%左右。2000年底全国金融机构各项贷款余额99371.07亿元中,农业贷款余额仅占4.92%。章齐研究发现,农村信用社存款远远大于贷款,其差额大部分投向非农产业和城市,仅2002年估计流出农村的净资金流量在3000亿元左右,所以在低收入发展中国家,政府常常被赋予扶持农业信贷的重要责任[2]。中国人民银行的统计数据显示,农业贷款增长迅速,2004年1~2月,农业贷款增加802亿元,同比增加304亿元;但是张杰认为向农民所提供的低息信贷计划对于刺激农业发展的效果却微乎其微,用于信贷计划的资源极少产生令人满意的经济效益[3]。

从政府的种种举措来看,其增加对农业和农村投入的决心很大,但是,依靠增加农村信贷投入是否真能有效促进农业经济发展和缩小城乡收入差距呢? 不同的信贷类型能否达到缩小城乡收入差距的相同效果? 本文试图在总结国内外相关研究的基础上,通过实证分析对这些问题进行验证。

二、研究方法与基础数据

(一)研究方法

收稿日期:2006-12-04

作者简介:位志宇(1978-),男,河南商水人,上海交通大学安泰管理学院博士研究生,主要研究方向为资产管理.

1. 向量自回归

单方程模型得出的结论对模型选择和函数形式非常敏感,相对于单方程模型而言,向量自回归(VAR)模型可能具有更高的可靠性。向量自回归(Vector Autoregression)是 Sims 在 1980 年提出的使用模型中的所有当期变量对所有变量的若干滞后变量进行回归,用于相关时间序列系统的预测和随机扰动对变量系统的动态影响,它是一种非结构化的多方程模型。它将每个变量均视为内生变量,避开了结构建模方法中需要对系统中每个内生变量关于所有变量滞后值函数的建模问题:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{1}$$

α 为截距项组成的向量,A_i 为带估计的参数矩阵,ε_t 随机扰动项(新息)。

2. 协整关系检验

协整关系检验的基本思想是,如果两个(或两个以上)的时间序列变量是非平稳的,但它们的某种线性组合却表现出平稳性,则这些变量之间存在协整关系。目前关于协整关系的检验有许多具体的技术方法,本文采用 Johansen 提出的协整向量的极大正则似然估计以及相关的协整和调节向量的假设检验[4-5]。由上述式(1)可得与之等价的一阶差分方程:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \prod_p Y_{t-p} + \alpha + \varepsilon_t \tag{2}$$

式中 $\prod = -\sum_{i=1}^{k} A_i - \mathrm{I}\ (i = 1,2,\cdots,p-1)$;$\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{k} A_j$。Johansen 证明,系数矩阵 $\prod$ 包含了变量之间长期均衡关系的信息——协整向量,并证明可以通过检验矩阵 $\prod$ 的特征根的显著性,确定出协整向量的个数。协整"极大似然估计法"检验的原假设为 H_0:至多有 r 个协整关系;备选假设为 H_1:有 n 个协整关系(满秩)。检验迹(trace)统计量为:

$$Q_r = -T\sum_{i=r+1}^{n} \log(1 - \lambda_i) \tag{3}$$

式中 λ_i 为大小排第 i 的特征值;T 为观测期总数;Rank($\prod$) = n,即系数矩阵 $\prod$ 满秩。这不是一个独立的检验,而是对应于 r 的不同取值的一系列检验。从检验不存在任何协整关系的零假设开始,然后是最多一个协整关系,直到最多 $n-1$ 个协整关系,共进行 n 次检验,备选假设不变。根据 Granger 表示定理如果变量之间存在协整关系,则一定存在一个与之等价的误差修正模型(VEC),误差修正模型主要反映变量之间的短期关系。

3. 脉冲响应函数以及方差分解

脉冲响应函数描述的是在扰动项上加一个一次性冲击对于内生变量当前之和未来值所带来的影响。在向量自回归模型中,通过变量之间的动态结构,对以后的各变量将产生一连串的连锁变动效应。将 VAR 模型改写成向量移动平均模型(VMA)为:

$$Y_t = \mu + \sum_{k=0}^{\infty} \boldsymbol{\Psi}_k \boldsymbol{\varepsilon}_{t-k} \tag{4}$$

$\boldsymbol{\Psi}_k = (\boldsymbol{\Psi}_{k,ij})$ 为系数矩阵,$k = 0,1,2,\cdots$,则对 y_j 的脉冲引起的 y_i 响应函数为 $\psi_{0,ij},\psi_{1,ij},\psi_{2,ij},\ldots$。本文利用不依赖于 VAR 模型中变量次序的扰动相正交矩阵的广义脉冲方法。

方差分解是将系统的预测均方误差分解成系统中各变量冲击所做的贡献。可以将任意一个

内生变量的预测均方误差分解成系统中各变量的随机冲击所做的贡献,计算出每一个变量冲击的相对重要性。通过比较不同变量贡献百分比的大小,就可以估计出各变量效应的大小;根据贡献百分比随时间的变化,可以确定一个变量对另一个变量的作用时滞。

考察 VAR 系统中任意一个内生变量的预测均方误差的分解:

$$\mathrm{Var}[Y_{t+s} - \mathrm{E}(Y_{t+s} \mid Y_t, Y_{t-1}, \cdots)] = \varepsilon_{t+s} + \sum_{i=1}^{s-1} \psi_i \varepsilon_{t+s-i} \tag{5}$$

所以均方误差 MSE 为:

$$\mathrm{MSE} = \Omega + \sum_{i=1}^{s-1} \psi_i \Omega \psi_i = PP' + \sum_{i=1}^{s-1} \psi_i PP' \psi_i = \sum_{j=1}^{n} \sum_{i=1}^{s-1} \psi_i p_j p_j \psi_i \tag{6}$$

上式表示的意思是第 j 个正交化冲击对 s 步预测均方误差的贡献之和。因此可以得到方差分解模型:

$$\mathrm{RVC}_{ij}(\mathrm{s}) = \frac{\sum_{k=1}^{s-1} (\psi_{k,ij})^2 \sigma_{ij}}{\sum_{j=1}^{n} \sum_{k=1}^{s-1} (\psi_{k,ij})^2 \sigma_{ij}} \tag{7}$$

$\psi_{k,ij}$是脉冲响应函数,σ_{ij}是第 j 个变量的标准差,$\mathrm{RVC}_{ij}(\mathrm{s})$表示第 j 个变量对第 i 个变量的方差贡献率。

(二)指标选择及数据来源

1. 指标选择

本研究涉及的变量和数据资料主要包括农民收入、国家对农村的信贷支持情况。

(1)金融指标的选取。King 和 Levine 在对金融发展与经济增长之间关系的研究中,用银行和非银行机构的流动负债与 GDP 的比例、银行贷款占银行和中央银行贷款总额的比例、私人借款占国内借款的比例和私人借款与 GDP 的比例四个指标来测量金融发展水平[6]。Kar 和 Pentecost 又在研究中采用五种金融发展指标,即货币与收入的比率、银行储蓄与收入的比率、私人部门贷款与收入的比率、私人部门贷款与国内借款的比率和国内贷款与收入的比率[7]。李广众、陈平认为,中国较高的 M2/GDP 也许更应该归因于长期的通货膨胀、交易手段的落后以及支付体系的效率低下,而非较高的金融发展水平的直接表现[8]。对于目前我们国家对农村的支持情况,我们参照邓莉的选择,以农业贷款余额占金融机构各项贷款余额的比重(ATL)和乡镇企业贷款余额占金融机构各项贷款余额的比重(CTL)作为衡量指标。

(2)城乡收入差距指标的选取。本文采用姚耀军的做法,用城市居民人均实际可支配收入与农村居民实际人均纯收入的比例来衡量城乡收入差距(CMR)来分析。并且借鉴 Jensen 的做法[9],1980—1985 年的农村总消费价格指数用城镇的总消费价格指数代替,将 1986—2005 年期间的官方公布的农村总消费价格指数乘以 1.342 加以调整。

2. 数据来源与处理

本项研究采用全国性数据资料,研究所涉及的数据来源于《中国统计年鉴》(1981—2003 年)、《中国金融年鉴》(1986—2003 年)以及 wind 资讯数据库,取样时段为 1980—2005 年。从图 1 可以看出,我国的农村居民家庭人均纯收入与城镇居民家庭人均纯收入在过去的 26 年间都有很大的提高,但是,在增长的过程中,城乡差距也呈上升趋势,并在 90 年代后期更为明显。图 2 中可发现农村贷款比例大体上呈上升趋势,总体来看,乡镇企业贷款比例低于农业的贷款比例。

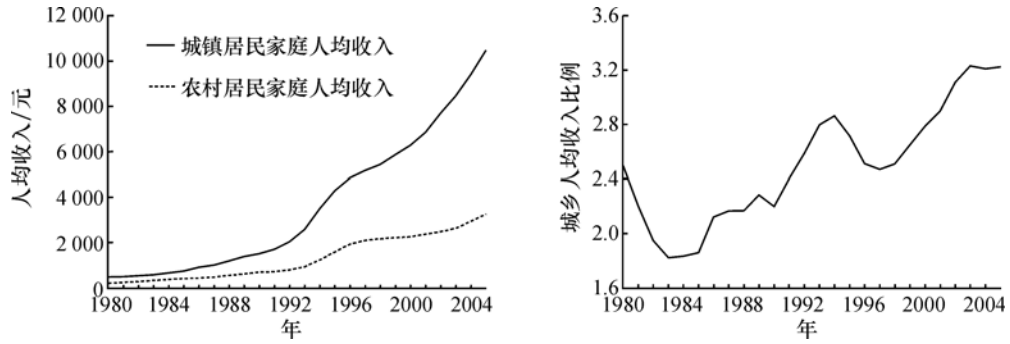


图1 1980—2005年城乡居民收入对比

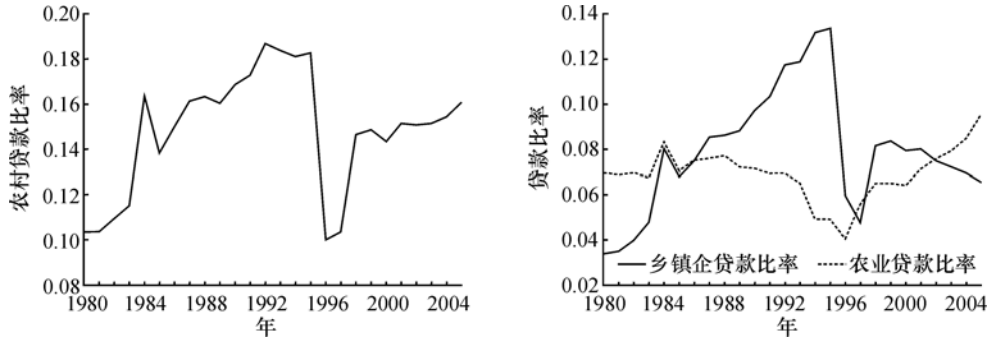


图2 1980—2005年农村信贷走势

三、实证检验结果与分析

(一)平稳性检验

为了避免模型出现伪回归,需要对检验变量进行平稳性检验。首先对CMR,ACL,ATL,CTL的单位根进行ADF检验,检验方程的选取根据相应的数据图形来确定,采用AIC准则确定最佳滞后阶数,差分序列的检验类型按相应原则确定,检验结果见表1。

表1 CMR、ATL和CTL单位根检验

变量	检验类型(C,T,K)	ADF检验值	各显著水平下的临界值			检验结果
			1%	5%	10%	
CMR	(C,0,2)	-1.0636	-3.7497	-2.9969	-2.6381	不平稳
△CMR	(0,0,2)	-3.0058	-2.6756	-1.9574	-1.6238	平稳*
ATL	(C,0,2)	-1.0594	-3.7497	-2.9969	-2.6381	不平稳
△ATL	(0,0,2)	-2.0973	-2.6756	-1.9574	-1.6238	平稳**
CTL	(C,0,2)	-2.1818	-3.7497	-2.9969	-2.6381	不平稳
△CTL	(0,0,2)	-2.7789	-2.6756	-1.9574	-1.6238	平稳*

注:表中△表示一阶差分;检验形式(C,T,K)中的C、T、K分别表示单位根检验方程包括常数项、时间趋势项和滞后阶数;0指检验方程不包括常数项或时间趋势项;*、**分别表示1%、5%的置信水平下显著,下同。

由表1可以看出,CMR,ATL,CTL的ADF检验统计量均大于显著性水平1%、5%时的临界值,不能拒绝原假设,序列CMR,ATL,CTL都存在单位根,是非平稳的。将序列CMR,ATL,CTL分别进行差分,得到CMR、ATL和CTL,再对一阶差分后的序列进行单位根检验。显然,CMR、ATL和CTL的ADF检验统计量均小于显著性水平5%时的临界值,接受拒绝原假设,表明至少可以在95%的置信水平下拒绝原假设,序列CMR、ATL和CTL都不存在单位根,为平稳时间序列。

综上所述, 单位根检验结果表明,非平稳序列 CMR,ATL,CTL 在经过一阶差分后在 5% 的显著水平下为平稳序列,同时也都是一阶单整的。

(二) 协整关系检验

由于 CMR、ATL 和 CTL 均为一阶单整序列,因此,我们可以利用 Johansen 检验判断它们之间是否存在协整关系,并进一步确定相关变量之间的符号关系。Johansen 协整检验是一种基于向量自回归模型的检验方法。在检验之前,必须首先确定 VAR 模型的结构。根据 AIC 准则,可以确定 CMR、ATL 和 CTL 的 VAR 模型的最优滞后期数为 2。李实认为城乡收入差距呈现扩大的趋势,所以我们选择带趋势项协整检验,具体的协整检验结果如表 2 所示。

表 2　CMR、ATL 和 CTL 间的协整关系 Johansen 检验

变量组	特征值	似然比	5% 临界值	1% 临界值	协整方成数
CMR、ATL 和 CTL	0.618845	46.01891	42.44	48.45	None**
	0.485374	23.8343	25.32	30.45	至多一个
	0.310618	8.555063	12.25	16.26	至多两个

注: ** 表示 5% 的置信度。

由表 2 可知,协整检验表明在 1980—2005 年的样本区间内,CMR、ATL 和 CTL 之间存在两个协整关系,此处只列出其中一个协整方程:

$$CMR = -3.9528 + 0.12507t + 22.8078ATL - 7.1404CTL$$
$$(0.08398)\quad (31.0994)\quad (76.5281)$$

该协整方程的估计系数(不涉及趋势项系数)在统计上均显著,这说明在 1980—2005 年间中国的农业贷款率、乡镇企业贷款比率与城乡收入差距具有很大的联系。可以依据协整方程看出,ATL 增加使得 CMR 增大,而 CTL 增加使得 CMR 变小,也既是农业贷款率与城乡收入差距正相关,乡镇企业贷款比率与城乡收入差距负相关。

(三) VEC 模型的建立

在确定了长期关系以后,我们可以根据误差修正模型反映变量之间的短期动态关系。根据 AIC 最小原则,建立滞后为 2、带有常数向量和趋势项的三变量 VEC 模型(结果如表 3 所示)。方程各系数下边括号内的数据为 t 统计量检验值。显然,所估计的系数大部分在统计上均是显著的,只有个别的不甚显著,这是因为一个方程有同样变量的多个滞后值产生了多重共线性,整体来看,这些系数在标准检验的基础上是显著的。

依据表 3 中以 ΔCMR_t 为被解释变量的误差修正方程,我们可以看出,误差修正项对于城乡差距的解释能力较弱,说明仅依靠经济系统自发调节很难达到减少城乡收入差距的目的。后四个参数的估值较大,表明当前 ΔCMR_t 与农业贷款和乡镇企业贷款及其滞后值有较大的联系,我们运用下述脉冲响应函数和方差分解作出合理的解释。

表 3　CRM、ATL 与 CTL 的 VEC 模型

被解释变量	ECM	ΔCMR_{t-1}	ΔCMR_{t-2}	ΔATL_{t-1}	ΔATL_{t-2}	ΔCTL_{t-1}	ΔCTL_{t-2}	C	调整后的 R^2
ΔCMR_t	0.0009	0.4007	-0.0600	4.4536	6.4072	-0.8238	0.8542	0.0338	0.1198
	(0.0295)	(1.7642)	(-0.2750)	(0.7893)	(1.2591)	(-0.4637)	(0.4899)	(1.3002)	
ΔATL_t	-0.0044	-0.0030	0.0081	-0.6635	-0.1107	-0.0201	-0.1274	0.0018	0.5999
	(-3.4142)	(-0.3123)	(0.8800)	(-2.7804)	(-0.5145)	(-0.2680)	(-1.7275)	(1.5938)	
ΔCTL_t	0.0013	-0.0075	0.0687	-0.0463	-2.1483	0.2027	0.4497	-0.5814	0.5163
	(-2.0526)	(2.5401)	(-1.7802)	(-3.1966)	(0.3345)	(2.1253)	(-2.7993)	(0.4223)	

注:①ECM 为误差修正项,ECM = CMR - 3.9528 - 0.12507t - 22.8078ATL + 57.1404CTL;②括号中数值为 t 统计值。

(四)脉冲响应分析

为了详细分析 CRM、ATL 与 CTL 各期之间的互动关系,利用表 3 中的 VEC 模型分别进行计算和分析 CRM、ATL 与 CTL 对于 1 个标准新息的广义脉冲响应。

图 3 是基于上述的 VEC 模型和 1000 次模拟特卡罗模拟的脉冲响应函数曲线,横轴代表响应函数的追踪期数,纵轴代表 CMR 对解释变量 ATL 和 CTL 的响应程度。在模型中,我们将响应函数的追踪期数设定为 10 年。

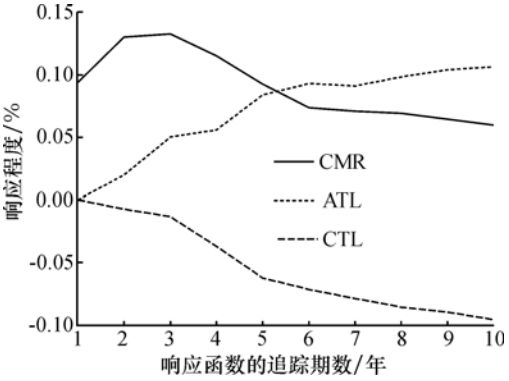


图 3 城乡收入差距对一个标准冲击的响应

首先,我们考察城乡收入差距对农业贷款率新息的一个标准差扰动的响应。从图 3 中我们可以看到,城乡收入差距在第一年没有反映,之后处于一个拉大阶段,一直持续到第六年,城乡收入差距对农业贷款率的增长正向响应,并呈现出稳定的正向响应迹象。这说明了城乡收入差距对农业贷款率的增长存在长期的密切关系,且在达到稳定状态以后,农业贷款率的一个标准差扰动使城乡收入差距增大 10% 左右。这个结果与张杰的看法一致,在低收入发展中国家,政府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比较,用于农业信贷的资源极少产生令人满意的结果。

农业贷款的增长也没有成为促进农业经济增长和减少城乡收入差距的力量,这并不是否定金融支持农业和农村经济发展的必要性,它恰恰证实了由于中国缺乏稳定的农业资本形成机制而导致的资金配置效率低下这一事实。其背后的经济含义也恰好说明了中国农业贷款资金的绝对投入额增长较快,但是,它们转化为农业投资的效率却非常低下。根据中国人民银行公布的 2004 年 1—2 月份的金融运行情况统计数据显示, 2004 年头两个月农业贷款增加了 802 亿元,同比多增加 304 亿元。但是,国家统计局发布的固定资产投资情况称, 2004 年 1—2 月份的农业投资只有 10 亿元,同比下降了 25.1% 。显然,有高达数百亿的农业贷款并没有用在农业投资上。究其原因,一方面,由于缺乏有效的监控机制,中国农业信贷资金配置极不合理,被非法占用的比例较多,分流了农业的资金供给,致使过多无效的投入和支出。另一方面,地方政府政绩至上所引发的投资冲动和不规范行为往往使大量的农业信贷资金从农业流入其他行业或者被挥霍浪费掉,造成农业和农村经济发展资金短缺的状况一直难以得到有效缓解,这也验证了 Ulrich Koester 的结论[10],经济转轨国家由于缺乏有效的农村金融市场体系,金融部门对农村资金的配置效率是低下的。

从图 3 我们还可以看到,农业收入的增长率总体趋势呈现下降趋势,正如胡文国、吴栋和吴晓明的研究结果所表明的那样,1998—2000 年农业收入连续三年为负增长[11],自 1998 年以来,平均增长率为 -1.96% 。农业收入的增长率都很低,表明农业收入的缓慢增长是造成家庭经营性收入增长缓慢的主要原因,所以对农业贷款的增加,从长期来看,并不能改善城乡收入差距。

其次,我们考察城乡收入差距对乡镇企业贷款率新息的一个标准差扰动的响应。从图 3 中我们可以看到,城乡收入差距对乡镇企业贷款率新息的一个标准差扰动的响应,在前三年中也有一个弱微负效应的阶段,随后持续形成对城乡收入差距增长的负向响应,并趋于稳定,这与城乡收入差距对农业贷款率新息的响应刚好相反。乡镇企业贷款率始终都对城乡收入差距的增长产生负向响应,延续的时间也相当长,对乡镇企业贷款率 0 期的一个标准差扰动稳定以后,城乡收入差距减少 10% 左右。这说明了城乡收入差距增长与乡镇企业贷款率之间存在着紧密的联系,乡镇企业贷款率的提高能减少城乡收入差距,这种联系具有长期性。我国乡镇企业崛起于 20 世纪 80 年代,

每年吸纳农业劳动力约 1300 万人左右,到了 1996 年全国乡镇企业从业人员达到 1.3 亿,为农民提供了超过 50% 的现金收入;自 1997 年开始,尽管乡镇企业由于受自身产品结构、技术水平、员工素质和管理能力的制约,发展速度明显放慢,90 年代中期年均每年仍能吸纳 300 万人,为农民收入的提高做出了巨大的贡献。如张秀生和卫鹏鹏研究发现,家庭经营性收入在农民收入[①]中的重要性逐渐降低,由 1993 年的 74% 减少到 2002 年的 60%,减少了 14 个百分点。劳动报酬收入在收入中的比重不断增加,由 1993 年的 21% 增加到 2002 年的 34%,增加了 13 个百分点[12]。所以对乡镇企业贷款的增加,提高乡镇企业的活力,是缩小城乡收入差距的一个动力。

(五)预测方差分解

方差分解描述了冲击在城乡收入差距的动态变化中的相对重要性。基于上述的 VEC 模型和 1000 次模拟特卡罗模拟对城乡收入差距进行了方差分解,分解结果见图 4。可以看到,城乡收入差距的波动在第一期只受自身波动的影响,农业贷款比率和乡镇企业贷款比率对城乡收入差距波动的冲击(即对预测误差的贡献度)在第二期才显现出来,且冲击影响非常微弱,分别为 2.37% 和 0.16%,此后从第二期开始到第七期这段时间内两者均呈现逐步增强态势,并且农业贷款比率冲击的影响大于乡镇企业贷款比率对城乡收入差距波动的冲击。从第八期开始,乡镇企业贷款比率对预测误差的贡献度与农业贷款比率对预测误差的贡献度,逐步趋向稳定,最后农业贷款比率对预测误差的贡献度和乡镇企业贷款比率对预测误差的贡献度分别稳定在 36% 和 11% 左右,可以看出,农业贷款比率对城乡收入差距波动的冲击较大。结合上边的脉冲响应分析可知,由于农业贷款过多的无效投资和较低的增长率,农业贷款对城乡收入差距预测误差的贡献度,没起到减少城乡收入差距的作用,而是成为"拉大城乡收入差距的贡献度"。尽管乡镇企业有较高的增长率,对缩小城乡收入差距有正向冲击,但是,对城乡收入差距预测误差较高的贡献度比较低。这与我国的基本国情相符,我国是一个农业大国,家庭经营性收入在农民收入中的比重,在 2002 年维持在 60%,农业收入在家庭经营性收入中占了相当大的比重,在 2002 年平均为 51.2%;劳动报酬收入在农民收入中的比重为 34%,农村居民从企业劳动获得的工资性收入中的 37.6% 来源于乡村企业。按照这样的数值初步计算,在 2002 年,我国农业收入在农民收入中的比重大约为 31%,乡村企业职工工资收入在农民收入中比重大约为 13%,显然,农业收入在农民收入的比重还是比较大,乡村企业职工工资收入在农民收入中的比重较小。这也印证了我国现阶段存在的一个基本事实,农业贷款对预测误差的贡献度相对较高,但是对城乡收入差距有拉大作用,而有助于缩小城乡收入差距的乡镇企业贷款对城乡收入差距预测误差的贡献度相对较低。另外,由于农业收入相对于乡村企业职工工资收入来说,在农民收入中的比重还是比较大,所以,我国尽管增加了农业贷款和乡镇企业贷款,我国的城乡收入差距仍有增大的趋势[②]。

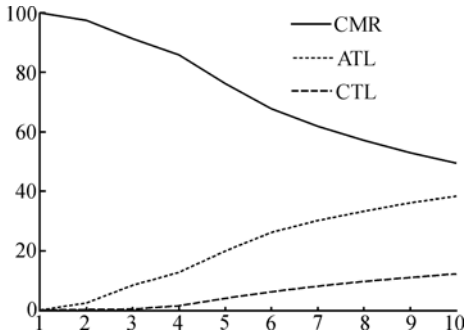


图 4　城乡收入差距方差分解

① 农民收入包括劳动报酬收入、家庭经营性收入、财产性收入及转移性收入四部分。在农民收入的构成中,家庭经营收入和劳动报酬收入仍然是农民收入的主要构成部分。

② 中国社科院农村发展研究所和国家统计局等单位共同发布的 2006 年《农村经济绿皮书》中最新数据显示,我国城乡收入差距继续扩大,2005 年城乡人均收入比例高达 3.22:1。

四、基本结论及政策含义

基于我国1980—2005年统计数据资料,我们建立向量自回归模型,并运用脉冲响应函数和预测方差分解考察了我国自1980年以来城乡收入差距、农民贷款和乡镇企业贷款之间的交互响应情况和响应路径。实证分析结果表明,我国城乡收入差距、农业贷款和乡镇企业贷款之间存在着紧密的联系,并具有长期协整关系。农业贷款率的增长加大了城乡收入差距,而乡镇企业贷款率的提高有助于减少城乡收入差距,另外,农业贷款对城乡收入差距预测误差的贡献度相对较高,但是由于农业过多的无效投资和较低的增长率,这种贡献度主要表现为对城乡收入差距进一步扩大的"贡献度"。虽然乡镇企业发展有较高的增长率,乡镇企业贷款有利于缩小城乡差距,但是到目前为止,乡镇企业贷款对城乡收入差距缩小的影响程度还是比较低的。另外,由于农业收入与乡镇企业职工工资收入相比,农业收入在农民收入中的比重较大,在这种情况下,由农业贷款引起的城乡收入差距扩大的效应更为显著,所以,我国尽管增加了农业贷款和乡镇企业贷款,我国的城乡收入差距仍有增大的趋势。

本文的政策含义是,从农业和农村经济发展的角度看,增加资本的投入,从解决对农村支持程度的分配问题着手缩小城乡收入差距是有意义的。但是,实际政策运行的结果往往是不尽人意,一边不断有资金的投入,另一边农村信用和风险管理市场的不完善、地方政府的趋利性行为和寻租行为造成财政、金融资源的低效配置,大量资金通过更多的渠道流失,还有许多资金沉淀在一些低效的项目上,而农村经济和农民收入水平却提高较慢。农村市场和制度的缺陷导致的较低资金配置效率难以维持农村经济的快速发展、农民收入的稳定增长和城乡收入差距的持续减少。所以,在解决如何增加对农业和农村地区的资金投入同时,应积极提高资金配置效率。

一方面应积极加大对农村的信贷支持,鼓励金融机构向农民和农业生产经营组织的农业生产经营活动提供信贷支持,不断完善农村的金融体系;加强农村金融市场、农村金融制度、农业经营风险管理体系的建设以提高农业和农村的资金配置效率,优化政府主导的农业信贷的经济效应;加强农村信用制度建设和农村金融监管,只有建立、健全农村金融的法规制度,完善农村金融市场体系,才能够形成从农业信贷资金到农业投资的高效转化机制。

另一方面应加大对乡镇企业的贷款,解决乡镇企业的资金瓶颈,逐步提高农民非农业收入水平,缩小呈现收入差距,促进农村经济健康发展。

另外,逐步健全多元化的农业和乡镇企业融资渠道。Guasch 和 Braverman 认为经济转轨国家政府主导的农业信贷和财政支持模式普遍在促进农业投资增加方面缺乏效率[13],因此,在增加国家和地方政府独资和控股的金融机构和合作金融机构,建立健全农村金融体系的同时,应加快农村金融机构所有制的多元化,还要积极发展民间及私人的中小金融机构,提高政府的监控能力,在政府有能力克服非正规金融对金融秩序干扰的前提下,根据不同形式的非正规金融所具有的不同功能和效果,允许相应的非正规金融进入金融通道。

参考文献:

[1] 李 实. 中国个人收入分配研究回顾与展望[J]. 经济学,2003,(1):379-405.

[2] 章 奇,刘明兴,陶 然,等. 中国金融中介与城乡收入差距[J]. 中国金融学,2004,(1).

[3] 张 杰. 中国农村金融制度:结构、变迁与政策[M]. 北京:中国人民大学出版社,2003.

[4] JOHANSEN S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors[J]. Journal of Economics Dynamic and Control,1988:231-254.

[5] JOHANSEN S, JUSELIUS K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co integration with Application to the Demand for Money [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics,1990,52(2):169-210.

[6] KING R,LEVINE R. Finance and Growth:Schumpeter might be right [J]. Quarterly Journal of Economics,1993, 108(4):717 - 738.
[7] KAR MUHSIN, PENTECOST ERIC J. Financial Development and Economic Growth in Turkey : Further Evi dence on Causality Issue[C]. Loughborough University Economics Research Paper,2001.
[8] 李广众,陈　平. 金融中介发展与经济增长:多变量 VAR 系统研究[J]. 管理世界,2002,(3):52 - 59.
[9] JENSEN E. The Farm Credit System as a Government-sponsored enterprise [J]. Review of Agricultural Economics, 2000,22:326 - 335.
[10] KOESTER ULRICH. CAP is Something We Can be Pround of[C]. Working Paper , University of Kiel,2000.
[11] 胡文国,吴　栋,吴晓明. 我国农民收入增长影响因素的实证分析[J]. 经济科学,2004,(6):5 - 15.
[12] 张秀生,卫鹏鹏. 农民收入增长:影响因素与对策[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版),2004,(4):735 - 741.
[13] GUASCH J LUIS, BRAVERMAN AVISHAY. The Theory of Rural Credit Markets[C]. working paper, University of California, San Diego,1990.

A Study On the Effectiveness of the Rural Financial Support to Urban-Rural Income Gap in China

WEI Zhi-yu, LIAO Shi-guang, HAN Zhong-wei
(*Antai Management School*,*Shanghai Jiaotong University*,*Shanghai* 200052, *China*)

Abstract: The rural financial Support is a strategic step to prompt rural economic development and decrease the urban-rural income gap in china. By co-integration analysis test, this paper studies empirically long-run equilibrium relation among urban-rural income gap, agricultural loan and township-village enterprises loan in China during the period from 1980 to 2005. And then, Based on the foundation of VEC model, this paper applies impulse response function and variance decomposition to portray the dynamic correlations of them since 1980. The result shows that the increasing of township-village enterprises loan can shorten the urban-rural income gap, agricultural loan otherwise. The conclusion shows agricultural loan is less effective than township-village enterprises loan. In current conditions, rural financial support should be kept increasing, besides, urban-rural income gap could be bridged if low allocation efficiency of rural credit loan could be rectified.

Key Words: urban-rural income gap; agricultural loan;township-village enterprises loan; co-integration analysis test