

中国农村金融发展与农民收入增长关系的重新检验

夏龙, 何忠伟* (北京农学院经济管理学院, 北京 102206)

摘要 虽然在理论和政策层面, 农村金融发展能够促进农民收入增长, 但在实证研究上依然存在争论。该研究运用 1978~2011 年的时间序列数据, 重新检验中国农村金融发展的深度、规模、结构、效率与农民收入的关系。结果显示, 中国农村金融发展或是在不同层面上促进着农民收入增长, 或是与农民收入存在着单向格兰杰因果关系。农村金融深度每增加 1%, 实际人均农民收入增加 4.612%, 农村金融规模每增加 1%, 实际人均农民收入增长 1.779%, 均富有弹性。

关键词 农村金融; 农民收入; 实证研究

中图分类号 S-9 **文献标识码** A **文章编号** 0517-6611(2013)09-04132-05

A New Research about Rural Finance Development and Peasants' Income in China

XIA Long et al (Economics and Management School, Beijing University of Agriculture, Beijing 102206)

Abstract Although rural finance development can promote the peasants' income growth is a common view in theory and policy level, there are still disputes in empirical study. Basing on time-series-data of 1978-2011, the real relationship between rural finance development and peasants' income growth in China was identified with four factors which represent rural finance development-stage, scale, structure and efficiency. The results showed that these four factors either promote peasants' income or with non-reversing Granger relationship with peasants' income. Ceteris paribus, the rural finance develop stage increases 1%, peasants' income will be increase by 4.612%, and rural financial scale adds 1%, the quantity of peasants' income increase 1.779%.

Key words Rural finance; Peasants' income; Empirical research

经济政策强调农村金融发展可以用来提高农民收入。2010 年中共中央一号文件提出要发展农村金融, 中共十七届三中全会更明确指出“农村金融是现代农村经济的核心”。不过, 在理论界, 农村金融发展与农民收入的关系一直是一个“迷”。在实证研究上, 虽然有支持农村金融发展促进农民收入增长的观点^[1], 但更多的是促退说和有进有退说。支持促退说的有温涛等^[2]、刘旦^[3]、谭燕芝^[4]。支持有进有退说的有余新平等^[5]、方金兵等^[6]、刘赛红和王国顺^[7]。需要指出的是, 以上研究除最后一篇外均采用的时间序列数据, 研究方法也基本使用了现代时间序列建模。

经济政策、金融理论与实证研究的悖论, 是政策失误? 还是实证研究有偏差? 值得研究者深入分析。为此, 笔者通过更加谨慎的建模程序, 重新考察农村金融发展的各个维度与农民收入增长的实证关系。研究结论令人振奋, 即农村金融发展对农民收入增长有积极的促进作用。

1 数据、指标与模型设定

1.1 数据说明与变量选择 为了考察中国农村金融发展与农民收入之间的相互依存关系, 该研究采用时间序列数据, 数据来源为历年的《中国统计年鉴》和《中国金融年鉴》, 以及《新中国 60 年统计资料汇编》, 时间跨度为 1978~2011 年。对于缺失数据, 大部分采用线性插值法进行了补充, 其余利用相关指标进行了替代。

农民收入(*income*)以对数实际人均农民收入表示, 它是

历年的农村居民人均纯收入以 1978 年为基期折算而成, 并进行了对数化处理。折算用的价格指数为农村居民消费者价格指数, 由于在《中国统计年鉴》中, 该指数始于 1985 年, 对于缺失年份, 以居民消费者价格指数作了相应的替代。

农村金融发展水平包含了多个维度。首先借鉴金融深化(M_2/GDP)指标建立农村金融深度(*findev*)指标, 考虑在经济发展中第一产业占 GDP 的比率会逐年下降, 先计算了农业贷款与乡镇企业贷款之和占贷款余额的比重, 然后以其除以第一产业产值占 GDP 的比重获得农村金融深度。除此之外, 金融发展还可以从规模扩张、结构调整和效率变化 3 个方面进行考察^[8]。依此建立了 3 个农村金融发展的指标, 一是农村金融规模(*finsea*), 它是农村金融资产总量占农村 GDP 的比重。农村金融资产一般包括农户储蓄存款、农业存款和农户手持现金 3 个部分。由于农户手持现金的统计口径屡受批评^[5], 该研究以农户储蓄存款和农业存款之和作为农村金融资产, 农村 GDP 以历年的农林牧渔业总产值表示。二是农村金融结构(*finstr*), 它以乡镇企业贷款与农业贷款的比率来描述, 应该说该比率反映了改革以来农村工业化发展对农村信贷在不同部门间分配的变化, 以及它们对农民收入增长所产生的影响。三是农村金融效率(*fineff*), 它以农业贷款与乡镇企业贷款之和与农业存款的比率表示, 该指标可以反映农村金融中介将农业存款转换为农村贷款的效率。注意这 4 个指标值越大, 农村金融发展水平越高。

在进行时间序列建模之前, 先用图示直观地观察下该研究选取的农村金融发展指标与农民收入之间基本的相关关系(图 1)。图 1 显示, 4 个农村金融发展指标与农民收入之间或多或少的表现为正向相关关系, 这符合经济学常理。当然, 由于没有控制所有的农村金融发展指标, 图 1 所显示的相关性并不能如实反映它们之间的真实关系。

1.2 模型设定 现代时间序列建模已经在学术界得到了广

基金项目 教育部新世纪优秀人才支持计划资助(NCET-10-009); 北京农学院优势科技团队(北京农业产业安全理论与政策研究创新团队)项目。

作者简介 夏龙(1978-), 男, 陕西安康人, 讲师, 在读博士, 从事发展经济学、农村金融研究, E-mail: sniffle@126.com。* 通讯作者, 教授, 博士后, 硕士生导师, 从事都市型现代农业、农业技术经济研究, E-mail: hzw28@126.com。

收稿日期 2013-03-21

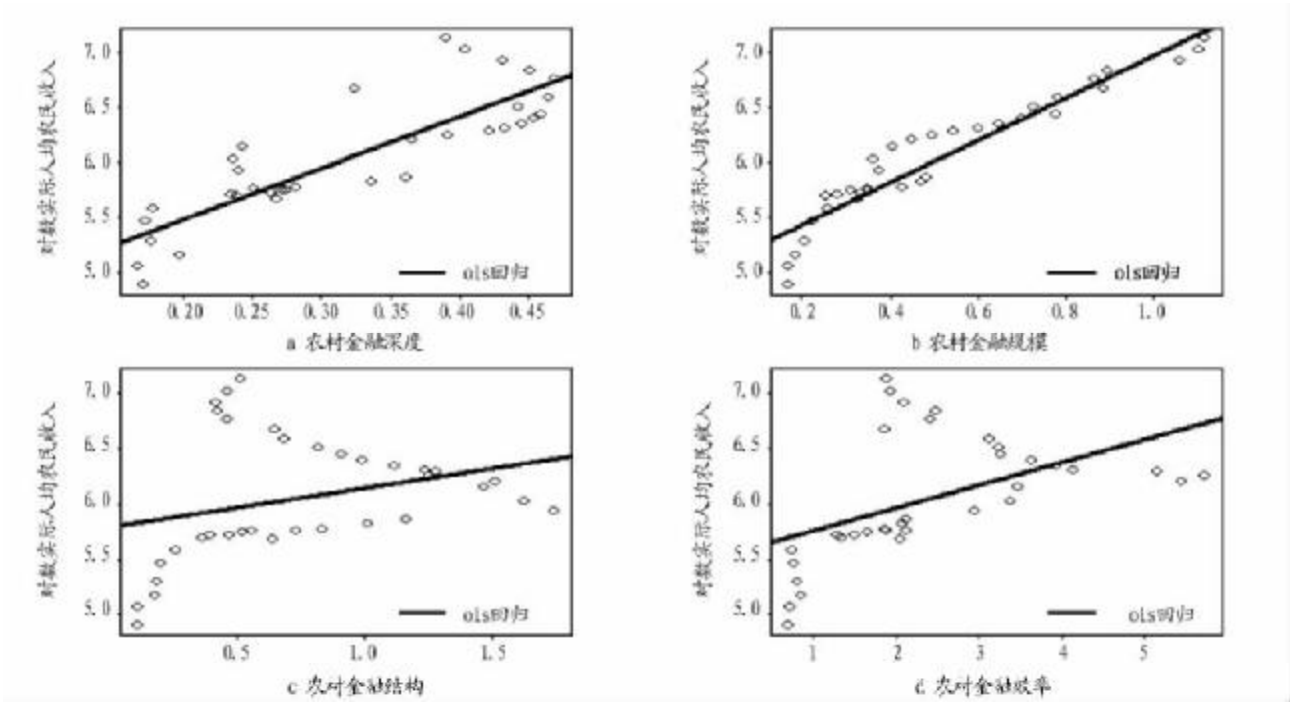


图1 农村金融发展与对数实际农民收入

泛的应用。首先构建反映农村金融发展与农民收入关系的生产函数：

$$income_t = f(\text{findev}_t, \text{finsca}_t, \text{finstr}_t, \text{fineff}_t) \tag{1}$$

然后将其设定为了线性化模型：

$$income_t = \beta_0 + \beta_1 \text{findev}_t + \beta_2 \text{finsca}_t + \beta_3 \text{finstr}_t + \beta_4 \text{fineff}_t + \varepsilon_t \tag{2}$$

式中, $t = 1, 2, \cdots, T$, 表示时间跨度; ε_t 为误差项。按照 EG 两步法, 如果该式中的所有变量都是一阶单整序列, 且估计的残差是平稳的, 式(2)中的变量就是协整的, 变量之间具有长期稳定的关系。

在长期均衡关系成立的条件下, 可以通过误差修正模型 (ECM) 来考察变量间的短期均衡关系, 由式(2)建立的误差修正模型如式(3)所示：

$$\Delta income_t = \beta_0 + \gamma ecm_{t-1} + \sum_{j=1}^m \theta_j \Delta income_{t-j} + \sum_{i=1}^4 \sum_{j=0}^m \beta_{i,j} \Delta fin_{i,t-j} + u_t \tag{3}$$

式中, Δ 表示一阶差分; j 为滞后期; $fin_i (i = 1, 2, \cdots, 4)$ 代表以上 4 个反映农村金融发展的指标; ecm 为误差修正项, 它是式(2)中残差的估计值; γ 为调整速度, 当 $\gamma < 0$ 时, 说明短期偏离会向长期均衡调整。

2 结果与分析

2.1 平稳性检验 现代时间序列模型的最大特征是为了避免伪回归, 要求平稳序列建模。为此, 首先对变量进行平稳性检验。该研究利用 Phillips-Perron 检验考察各个变量的平稳性, 滞后阶数的选择遵循 SIC 准则。检验结果见表 1。

由表 1 可知, 所有原始序列即使在 10% 的显著性水平上也是不平稳的, 而所有变量的一阶差分数据在 5% 的显著性水平下都是平稳的, 所以, 这 5 个变量均为一阶平稳序列, 记为 $I(1)$ 。

2.2 逐步回归与协整分析 因为所有时序数据都是 $I(1)$,

表 1 变量的平稳性检验

变量名称	PP 检验	结论	变量名称	PP 检验	结论
<i>income</i>	-0.772	不平稳	$\Delta income$	-3.262 **	平稳
<i>findev</i>	-1.552	不平稳	$\Delta findev$	-11.584 ***	平稳
<i>finsca</i>	2.954	不平稳	$\Delta finsca$	-5.009 ***	平稳
<i>finstr</i>	-1.558	不平稳	$\Delta finstr$	-4.491 ***	平稳
<i>fineff</i>	-1.557	不平稳	$\Delta fineff$	-4.659 ***	平稳

注：“***”、“**”、“*”分别代表在 1%、5%、10% 水平下显著。
水平数据检验形式 (c, t, l) 为 $(c, 0, 1)$, 1%、5%、10% 水平下临界值分别为 -3.646、-2.954、-2.616; 一阶差分数据检验形式 (c, t, l) 为 $(c, 0, 1)$, 1%、5%、10% 水平下临界值分别为 -3.654、-2.957、-2.617。

具有相同的单整阶数, 所以必须在低一阶的水平上考察原始序列之间的协整关系。该研究采用 EG 两步法, 并将其溶入到逐步回归法当中。首先根据式(2)所示的线性方程逐一估计自变量与因变量间的线性关系, 然后对每个方程的残差进行单位根检验, 以考查被估计方程变量间的协整关系。这样做的好处在于, 可以清楚地展示整个建模过程, 因为有 4 个自变量, 协整关系的检验仅仅是整个建模过程中的一部分, 还可以考察方程的序列相关性和多重共线性, 为之后的 ECM 模型选择合适的变量组合。

模型的估计结果见表 2。一共估计了 7 个模型, F 统计量表明这 7 个模型都是显著的。同时, 笔者还考察了每一个模型的序列相关性, 所有模型的 LM 检验均拒绝了模型不存在序列相关性的原假设, 为此, 括号中直接报告了 Newey-West 标准差以克服序列相关性对参数估计值有效性的影响。

具体的, 模型 I ~ IV 为 4 个自变量的单变量方程, 模型 V 则是包含全部 4 个自变量的多元回归方程, 注意在该模型中, 变量 *findev* 和 *finstr* 均是不显著的, 而且与单变量回归相

比,它们的系数发生了较大变化,这暗示着模型中可能存在多重共线性。方差膨胀因子检验显示,该模型中 *findev* 和 *fineff* 的因子值分别为 7.228 和 6.201,均大于 5,表明确实存在多重共线性。根据相关系数来决定删除规则,4 个自变量中,*findev* 和 *finsca* 的相关系数为 0.828,*finstr* 和 *fineff* 的相关系数为 0.807,均属于高度相关。因为在单变量方程中,模型

II 的 R^2 为 0.906,远高于模型 I 的 0.721,于是首先删除变量 *findev*,回归结果为模型 VI。不过该模型的问题依然是由 *finstr* 和 *fineff* 的多重共线性所引起的 *finstr* 不显著,同样因为模型 IV 的 R^2 高于模型 III,且 *finstr* 在模型 III 中并不显著,经过再次删除,得到了模型 VII。

如果要考察时序数据间的协整关系,以上讨论实际上仅

表 2 逐步回归建模(因变量:income)

变量	模型I	模型II	模型III	模型IV	模型V	模型VI	模型VII
常数	4.568*** (0.228)	5.057*** (0.121)	5.783*** (0.378)	5.545 (0.304)	4.962*** (0.157)	4.887*** (0.124)	4.906*** (0.116)
<i>Findev</i>	4.612*** (0.746)				-0.630 (0.610)		
<i>finsca</i>		1.918*** (0.164)			1.963*** (0.155)	1.809*** (0.106)	1.779*** (0.094)
<i>finstr</i>			0.357 (0.330)		0.073 (0.109)	0.106 (0.103)	
<i>fineff</i>				0.207** (0.092)	0.090** (0.039)	0.060** (0.024)	0.092*** (0.022)
R^2	0.721	0.907	0.085	0.247	0.955	0.953	0.950
$A \cdot R^2$	0.712	0.904	0.056	0.223	0.948	0.948	0.947
F	82.664	311.298	2.972	10.477	152.396	201.540	296.400
P^p	0.000	0.000	0.094	0.003	0.000	0.000	0.000
LM(卡方)	12.127	16.528	30.102	29.044	11.695	13.172	13.106
P	0.002	0.000	0.000	0.000	0.003	0.001	0.001
残差检验形式	(0,0,1)	(0,0,1)	(0,0,1)	(0,0,1)	(0,0,1)	(0,0,1)	(0,0,1)
PP 检验	-2.325	-3.259	-0.627	-0.298	-3.806	-3.595	-3.675
P	0.022	0.002	0.438	0.570	0.000	0.001	0.001
协整检验结论	有	有	无	无	有	有	有

注:“***”“**”“*”分别代表在 1%、5%、10% 下显著;括号中为 Newey-West 标准差。

仅是 EG 两步法的第一步,即对 $I(1)$ 变量估计出低一阶的线性方程。第二步是对每个模型的残差进行平稳性检验,Phillips-Perron 检验结果见表 2。除了模型 III 和模型 IV,其他每个方程中变量的单位根均被抵消,这些模型是协整的,OLS 回归不是伪回归。

综上,模型 VII 是逐步回归中的最优模型。模型是显著的,模型中的变量在 1% 的水平上是显著的,模型的估计系数也相对比较稳定。该模型的 R^2 为 0.950,说明 *finsca* 和 *fineff* 这 2 个变量可以解释整个 *income* 变异的 95%,具有相当高的解释力度,即使与模型 V 比较,也不遑多让。残差的 Phillips-Perron 检验说明,模型 VII 本身就是一个协整方程。长期看,当农村金融规模增加 1% 时,实际人均农民收入增长 1.779%,明显富有弹性;当农村金融效率每增加 1% 时,实际人均农民收入增长 0.092%,缺乏弹性。同理,模型 I 说明,当农村金融深度增加 1% 时,实际人均农民收入增加 4.612%,这是一个相当大程度的增加。

2.3 格兰杰因果检验 虽然在模型 III 和模型 VI 中,*finstr*、*finstr* 和 *income* 并无协整关系,不过,*finstr* 和 *income* 的协整关系在模型 VII 中得以克服。这样,就把注意力转向模型 III 中的 2 个变量。由于它们都是 $I(1)$ 变量,该研究利用格兰杰因果检验来揭示两者之间的内在联系,结果见表 3。

由表 3 可知,在滞后 1 阶、2 阶条件下,因果检验不能在 10% 的显著性水平下拒绝“ $\Delta income$ 不是 $\Delta finstr$ 的格兰杰原因”;同样在滞后 1 阶、2 阶条件下,因果检验在 10% 的水平

下拒绝了“ $\Delta finstr$ 不是 $\Delta income$ 的格兰杰原因”,而且,滞后 2 阶的 AIC 统计量也是最小的。由此,基本能够得出结论,存在着从农村金融结构到农民收入之间的单向格兰杰因果关系。

表 3 $\Delta income$ 和 $\Delta finstr$ 的格兰杰因果检验结果

原假设	滞后期	样本数	F 统计量	P
$\Delta income$ 不是 $\Delta finstr$	1	32	0.001	0.970
的格兰杰原因	2	31	0.247	0.783
$\Delta finstr$ 不是 $\Delta income$	1	32	4.245	0.048
的格兰杰原因	2	31	3.266	0.054

2.4 误差修正模型 模型 I 和模型 VII 确定了 *findev* 与 *income*,以及 *finsca* *fineff* 和 *income* 之间的长期协整关系,该研究以此为基础引入误差修正模型来考查它们之间短期动态关系。按照从一般到特殊的建模方法,首先根据 AIC 准则确定模型的滞后阶数,然后逐步剔除方程右侧不显著的项。

AIC 准则显示,*findev* 和 *income* 的误差修正模型最优滞后为 2 阶,相应的 AIC 值为 -3.561。其误差修正模型为:

$$\Delta income_t = 0.034 - 0.032ecm_{1,t-1} - 0.463\Delta findev_{t-1} + (0.012) \quad (0.037) \quad (0.182)$$

$$0.549\Delta income_{t-2} - 0.341\Delta findev_{t-2} \quad (1) \\ (0.154) \quad (0.156)$$

$R^2 = 0.434; A \cdot R^2 = 0.347; F = 4.994; P^F = 0.004; LM = 0.435; P^{LM} = 0.804$ 。

同理, $finsca$, $fineff$ 和 $income$ 的误差修正模型最优滞后为 5 阶, 相应的 AIC 值为 -4.143。经多次尝试, 最后确定的误差修正模型为:

$$\begin{aligned} \Delta income_t = & 0.045 - 0.191 ecm7_{t-1} - 0.475 \Delta income_{t-1} - \\ & (0.012) \quad (0.078) \quad (0.171) \\ & 0.342 \Delta finsca_{t-2} - 0.033 \Delta fineff_{t-5} \end{aligned} \quad (2)$$

(0.151) (0.033)

$R^2 = 0.434$; $A \cdot R^2 = 0.358$; $F = 4.762$; $P^F = 0.006$; $LM = 4.103$; $P^{LM} = 0.129$ 。

其中, $ecm1$ 和 $ecm7$ 是模型 I 和模型 VII 的残差项。序列相关性的 LM 检验证实, 方程 (1)、(2) 均不存在序列相关。方程 (1)、(2) 的误差修正系数分别为 -0.032 和 -0.191, 均小于 0, 符合反向误差修正机制。不过, 方程 (1) 的误差修正系数并不显著, 表明当金融深度偏离长期均衡时, 误差修正系数对恢复到长期均衡关系的调整力度并不明显。方程 (1) 还表明, 实际人均农民收入的短期弹性大于长期弹性。方程 (2) 的误差修正系数是显著的, 当农村金融规模和农村金融效率偏离长期均衡时, 误差修正系数会对其进行调整, 直到达到均衡状态。大约会有 19% 左右会在 1 年之内调整, 所以, 它们不会偏离均衡值太远。相比较而言, 从增长率的角度看,

农村金融规模比农村金融效率对农民收入具有更强的作用, 这与模型 VII 的分析一致。

2.5 脉冲响应函数 利用 VAR 模型进一步细化农村金融发展与农民收入增长的动态演进关系。5 个变量都是 $I(1)$ 序列暗示可以直接建立相应的 VAR 模型^[9]。为此, 将 VAR 模型设定为不带常数项和不带趋势项的基本模型, 以和单位根检验保持一致, 进而选择模型的滞后的阶数。AIC 准则显示滞后 3 阶模型是最优的, 其值为 -2.640。

图 2 显示了该三阶 VAR 模型的脉冲响应函数, 它反映了农民收入对农村金融发展指标的响应途径。从中可以发现: 第一, 当给定农村金融规模和农村金融结构一个标准差的外生正向冲击以后, 实际人均农民收入能够持续提高, 不过存在一定的滞后期。图 2b 和图 2c 表明农村金融规模和农村金融结构正向影响均在第 7 期达到最大。第二, 当给定农村金融深度一个标准差的外生正向冲击后, 前 3 期会恶化实际农民收入, 然后开始稳定增长。这一现象说明农村金融深度对改善农民收入具有一定的滞后期, 并有较长的持续效应。第三, 当给定农村金融效率一个标准差的外生正向冲击后, 首先会提高农民收入, 在 4 期以后带来负面影响, 但冲击幅度并不大, 这一趋势最终逆转。

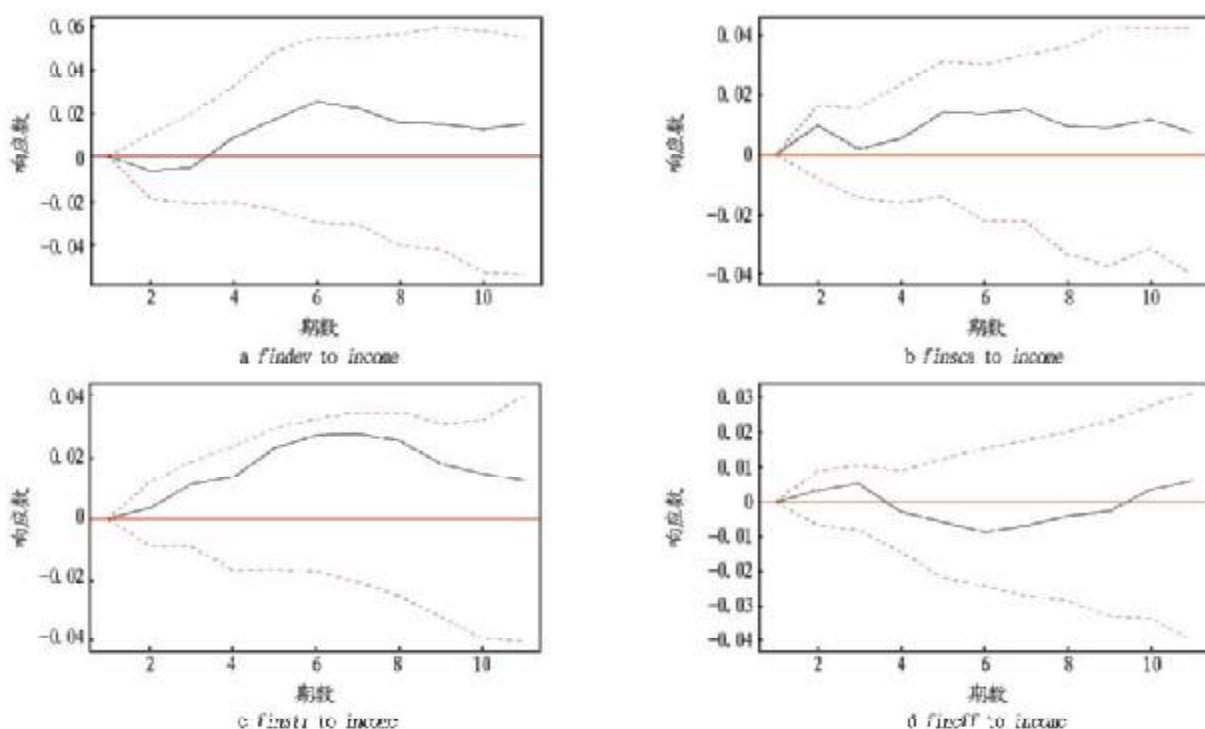


图 2 农村居民收入对农村金融发展指标的动态反应

2.6 结果讨论 如果农村金融没有带来农村经济的改善和农民收入的提高, 那农村金融就谈不上任何的发展。因为, 如果“农村金融是现代农村经济的核心”, 那么农村金融就一定是服务于农村经济的, 任何脱离这个目标的“发展”都不是真正的农村金融发展。

如果以此来回顾该研究的实证过程, 农村金融的 4 个维度都或多或少、明或暗地都推动了实际人均农民收入的增长,

中国的农村金融确实发展了。不过, 如果仔细梳理该研究的实证过程, 依然隐含着一些问题。

一是农村金融结构有没有优化? 农村金融结构除了与农民收入之间具有单向格兰杰因果关系以外, 并无长期协整关系。农村金融结构指标是乡镇企业贷款与农业贷款的比率, 通常认为, 这一指标数值的增加意味着农村贷款结构优化了, 因为它暗含的假定是工业的生产率高于农业, 所以将

资金贷给乡镇企业回报率会高于贷给农业部门,而乡镇企业的发展无疑会增加农民收入。遗憾的是,如图 3a 显示,该指标先增加,后减少。这是否就意味农村金融结构先优化后恶化?显然不是。趋利性是资本的基本特征,20 世纪 90 年代中期之前,正好是中国乡镇企业发展的黄金年代,大量的资金流向乡镇企业,反映在图中是指标的上升阶段,20 世纪 90 年代中期以后,乡镇企业陷入了发展的困境,有大量的乡镇企业走向衰落和破产的边缘,也有很多乡镇企业逐渐“农转非”,建立了现代企业制度,这刚好对应于图 3a 中的下降阶段。因此,该图正是资本的趋利性使然,如果能够合理测算农村贷款在农业和乡镇企业的报酬率差异,并以此作为农村金融结构的替代指标,可以相信,它与农民收入的拟合效果会更好。

二是农村金融深度有多深?该研究以农业贷款与乡镇

企业贷款之和占贷款余额的比重,以及它与第一产业产值占 GDP 的比重来衡量农村金融深度。显然,如果农村金融发展能够适应农村经济发展,这一比值应该大于或等于 1,然而,这一比值却从未高出 0.5(图 1a)。导致这一现象的原因一是中国的农村金融发展程度本身就很初级,金融化比率远低于城市;二是农村资金外流现象很严重,按照储蓄等于投资恒等式,农村储蓄应该转化为农村投资。于是笔者测算了农村全社会固定资产投资占农户储蓄和农业储蓄之和的比重,如图 3b,注意该指标在 21 世纪以前,还基本能维持在 0.5 以上,但在 21 世纪以后,农村储蓄转化为农村投资的比率基本在 0.5 以下,农村储蓄“非农化”投资偏向日益严重。究其原因,除了农村投资机会少、收益低以外,对农业资金的使用也缺乏足够有效的监督机制。

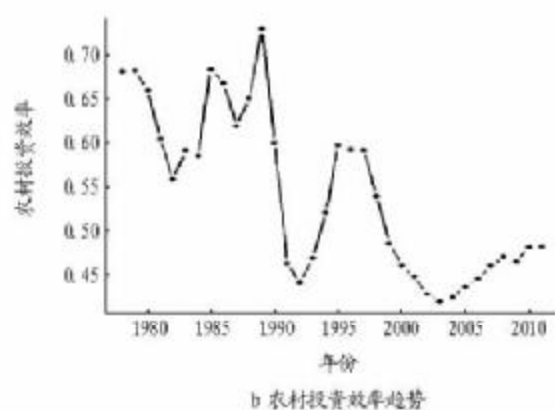
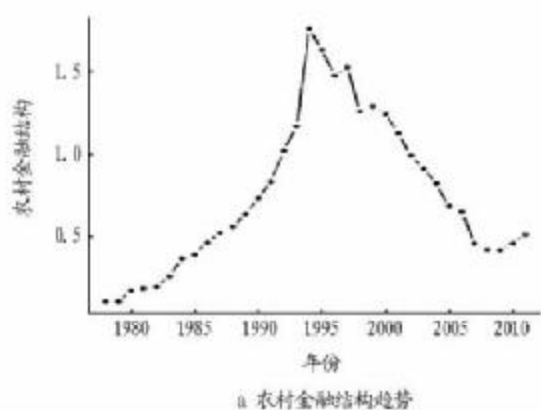


图 3 农村金融结构和农村投资效率趋势

3 结语

就农村来谈农村金融发展对农民收入增长的促进作用,其关系应该是正向的。该研究融合了逐步回归法和 EG 两步法的建模过程深刻的揭示了这一命题,农村金融发展的深度、规模和效率均在不同层面上和农民收入有着协整关系,农村金融发展的规模和效率还和农民收入存在着短期误差修正机制。这些指标在不同程度上促进着农民收入增长,其中,农村金融深度增加 1% 时,实际人均农民收入增加 4.612%,农村金融规模增加 1% 时,实际人均农民收入增长 1.779%,均富有弹性。即使是农村金融结构,虽然它与农民收入没有协整关系,但依然存在着单向格兰杰因果关系,而且脉冲响应函数也揭示当其给定一个外生正向冲击后,农村金融结构的优化能够持续改善农民收入。这些结论不仅与经济学直觉相一致,而且与现有的理论和政策相符合。因此,继续发展中国农村金融是提高农民收入的必经之路。

参考文献

- [1] 许崇正,高希武.农村金融对增加农民收入支持状况的实证分析[J].金融研究,2005(9):173-185.
- [2] 温涛,冉光和,熊德平.中国金融发展与农民收入增长[J].经济研究,2005(9):30-43.
- [3] 刘旦.我国农村金融发展效率与农民收入增长[J].山西财经大学学报,2007(1):44-49.
- [4] 谭燕芝.农村金融发展与农民收入增长之关系的实证分析:1978-2007[J].上海经济研究,2009(1):50-57.
- [5] 余新平,熊鼎白,熊德平.中国农村金融发展与农民收入增长[J].中国农村经济,2010(6):77-86.
- [6] 方金兵,张兵,曹阳.中国农村金融发展与农民收入增长关系研究[J].江西农业学报,2009(1):143-147.
- [7] 刘赛红,王国顺.农村金融发展影响农民收入的地区差异[J].经济地理,2012(9):120-125.
- [8] 王志强,孙刚.中国金融发展规模、结构、效率与经济增长关系的经验分析[J].管理世界,2003(7):13-20.
- [9] BREITUNG J, BRÜGGEMANN R, LÜTKEPOHL H. Structural Vector Autoregressive Modeling and Impulse Responses [M]//LÜTKEPOHL H, KRÄTZIG M. Applied Time Series Econometrics, chapter 4. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.
- [10] 科学,2002(2):66.
- [11] 王爱丽,武庆斌,孙庆林.抗生素对新生大鼠肠道菌群和肠道免疫发育的影响[J].中国微生态学杂志,2009(6):512-514.
- [12] 孙志良,黄兴国,毛学富,等.盐酸林可霉素的体外抑菌及临床疗效研究[J].畜牧兽医学报,2002(2):11-12,15.
- [13] MCAULIFFE L, LAWES J, BELL S, et al. The detection of Mycoplasma (formerly Eperythrozoon) wenyonii by 16S rDNA PCR and denaturing gradient gel electrophoresis[J]. Veterinary Microbiology, 2006, 117(2/4):292-296.
- [14] 刘君星,王凯,施忠凯.盐酸林可霉素对肠球菌的影响[J].黑龙江医药

(上接第 3914 页)