

农村金融发展、资本存量提升 与农村经济增长^①

王劲屹

(五邑大学经济管理学院)

研究目标：农村金融发展、资本存量提升对农村经济增长的影响。**研究方法：**采用永续盘存法测算农村资本存量，以1980~2014年小样本数据构建VEC模型，再进一步用Bootstrap-Chow检验来研究制度变量的影响。**研究发现：**农户储蓄存款、资本存量能显著促进农村经济的增长，但提高农村金融机构存贷比对经济贡献不大；农村资本存量发挥正效应要经历较长时滞；农村金融促进经济增长的力度受制于国家宏观政策。**研究创新：**从技术层面对现有文献的金融指标进行精练，重新估测农村资本存量，特别注重小样本约束下的VEC建模技术，并在Chow检验时采用Bootstrap仿真方法来确定临界值。**研究价值：**从技术上深化了VEC模型适用性探讨，增强了有关农村金融实证结论的有效性。

关键词 农村金融 资本存量 VEC模型 Bootstrap-Chow检验

中图分类号 F832.4 **文献标识码** A

一、引言和文献综述

大力发展农村经济是当前中央工作的重中之重。2004年至今，中央一号文件连续十余年聚焦“三农”问题。金融是现代经济的核心，农村经济发展离不开金融的支持，2015年中央一号文件明确指出，“农村金融是我国金融体系的重要组成部分，是支持服务‘三农’发展的重要力量”，凸显中央从战略高度重视农村金融的发展。

日前，我国虽已成为世界第二大经济体，但整体经济依旧呈现典型二元结构，与之相应的金融结构也呈现出二元特征。长期以来，农村金融发展从属于政府主导下的国家工业化总体战略，农村金融机构在一定程度上扮演了向城市输送资源的“抽水机”，大量农村金融资源被强制性地转换为工业资本，严重制约了农村自身发展。农村金融整体形势正如Shaw(1973)和McKinnon(1973)所指出的，发展中国家部分地区的金融供给存在“金融抑制”，政府人为压低利率，导致资金流向低效特权部门，必须实施“金融深化”。随着我国经济的巨大发展，已进入工业反哺农业时期，中央一号文件连续提出落实农村“金融深化”，强调金融对农村经济增长的促进作用。为此，政府一方面坚持存量改革，对农村信用合作社全面改制，要求商业银行增加涉农贷款；另一方面探索增量改革，大力发展村镇银行、农户资金互助社、小额贷款公司等新型农村金融机构，推进土地经营权抵押贷款改革等措施。在

^① 本文得到教育部人文社会科学研究规划基金项目“罗尔斯正义原则视角下我国农村金融体系独立性重构研究”(14YJAZH075)和国家社科基金项目“农民合作社社会资本的多维减贫效应及政策研究”(16BGL125)资助。

当前形势下,如若进一步发挥农村金融在农村经济增长中的牵引作用,必须首先厘清现实条件下两者的真实关系,以便今后能更有针对性地制定相关政策。

对于金融发展与经济增长,以及收入分配关系的实证研究,最早始于 Greenwood 和 Jovanovic (1990),其研究结果表明两者存在库兹涅茨效应,即金融发展和收入分配呈倒“U”关系。Pagano (1993)将金融部门置入 AK 经济增长模型,为研究金融发展与内生经济增长关系提供了一个理论分析框架。随后,King 和 Levine (1993)均得出与库兹涅茨效应相类似的结论。Tressel 和 Detragiache (2008)则从新制度经济学入手,认为当社会存在强大既得利益集团时,便会产生权力寻租行为,导致稀缺的金融资源大量流向非效率主体,难以发挥对经济的拉抬作用。Honohan (2004)的研究则表明,金融与经济之间的关系是极其复杂的,而不是简单的倒“U”形关系。

具体到我国农村金融,由于其在金融体系中长期处于从属地位,与农村经济增长的关系尤为复杂,必须采用不同的研究视角和研究方法。近十年来,农村金融发展与农村经济增长关系的实证分析在我国学界得以广泛运用,金融发展指标大都遵循 Goldsmith (1969)年提出的农村金融相关率,同时根据研究主题需要选取农村资本、财政支出、城镇化率等指标作为控制变量,建模实证两者之间的真实关系。许崇正、高希武 (2005)利用 Cobb-Douglas 生产函数模型对全国数据实证,结果表明两者存在显著正相关。冉光和等 (2008)用 Pagano 内生增长模型,王征等 (2011)运用 GMM 面板模型分别进行实证,得出类似结论。然而,余新平等 (2010)运用 VEC 模型实证,结果表明农村贷款与农民收入增长呈负相关。张乐等 (2016)通过对省际数据建立面板模型,发现整体而言,制度约束下的农村金融发展并不利于农业经济增长,经济发展程度越高的地区,负向作用可能越大。这些并非个例的反常结论,在一定程度上揭示我国农村金融体系缺乏效率。随着研究广度的延伸,孙玉奎、冯乾 (2014)从农村正规与非正规金融视角,采用 VAR 模型实证金融发展与农民收入的关系,发现农村正规金融发展与农村收入分配倾向正相关关系,而农村非正规金融则相关性不显著。赵洪丹、朱显平 (2015)对农村金融、财政支农与经济的关系,进行了分阶段实证,结果表明,随着市场化进程加速,其对农村经济发展的正效用会逐步显现。张晓云等 (2016)从放宽新型农村金融机构准入条件视角,实证外生政策对农村收入分配的冲击,发现其可以有效地改善农村中低收入群体收入。董竹等 (2016)测度了吉林省不同性质金融机构对农业发展的贡献度,结果表明农信社的贡献度显著,而商业银行的贡献度很小。

分析上述文献可以发现,国内学者已引入各种主流计量经济学模型、采用不同视角切入该领域,但关于农村金融发展能否促进农村经济增长这个核心问题却存在较大的分歧。尽管分歧的原因来自方方面面,但本文从模型技术层面切入,发现造成这一分歧的很大原因就在于当前文献大多直接套用主流计量经济学模型,却缺乏对模型实现条件的深入探讨,导致普遍存在以下问题:

第一,以全国层面数据为分析对象的文献,大多忽略了 VAR、VEC 模型成立前提是大样本,而我国现有宏观年度数据却是小样本。由于农村金融发展方面的数据在改革开放之后方有系统统计,而 2009 年后统计年鉴的统计口径又出现变更,不再设立“农业存款”与“农业贷款”这两项指标,因此现有文献多选取 1980~2009 年时段数据来研究,样本容量只有 30,而在引入 VAR、VEC 模型时,为了追求理论上的全面性,动辄设立 5 个以上内生变量,滞后阶数则根据 AIC 或 SC 准则来选取,多为滞后 2 阶以上,有些甚至高达 8 阶。此时样本容量根本不足以支撑自由度消耗。如 VEC 模型的内生变量设定为 5 个,则对应 5 个方

程就有 25 个待定系数,加上 5 个常数项,即便只取滞后 1 阶,即已耗尽样本容量的自由度,此时计量软件显示的任何统计值从技术意义上已经是毫无意义,遑论滞后 2 阶以上?

第二,在运用 Cobb-Douglas 生产函数来研究农村经济增长问题,农村资本存量 K 是核心变量,但国内农村金融实证文献几乎清一色用当年农村投资流量 I 来代替。从宏观经济学原理上,资本存量 K 与投资流量 I 是两个完全不同的概念,甚至数量级也不同,绝不可相互代替,否则会直接影响模型所得结论。原本两个区分度很大的农村经济变量,为何在国内农村金融相关实证文献中长期混淆?究其原因,可能是年鉴中有现成的“农村固定资产投资”项目,而农村资本存量却没有现成项目,需要作相对复杂的测算,其中某些中间数据又难以估测,干脆有意无意地用农村投资流量来取代,并由此形成学术上的“路径依赖”。

第三,金融发展指标选用农村金融机构的存贷比来反映农村金融效率,但在具体代入数据时,往往易给年鉴中的同名术语所误导,没有从统计口径源头上细究其真实内涵,显得有些形而上学。大多数文献在计算存贷比时,以年鉴中的“农业存款”+“乡村储蓄存款”作为农村存款,以“农业贷款”+“乡镇企业贷款”作为农村贷款,存贷比=农村贷款/农村存款,反映农村金融机构转化存款的能力,令人吊诡地是,代入年鉴数据算出的农村金融存贷比近十年都大于 1,这明显与指标所代表的经济意义相背离。根据现实推理,年鉴的农村贷款不仅包含农村内部金融机构的贷款,而且包含了外部商业银行的政策性支农贷款,这个指标倒是可以在一定程度上反映扶持力度,但无论如何已不能反映农村金融机构的存款转化能力,指标完全失真,必须另择指标。

有鉴于此,本文主要对既有实证范式作以下的技术改进:一是辨析出农村资本存量与投资流量的本质区别,并考虑到物价因素,采用永续盘存法重新估算农村资本存量 K 。二是现有《中国金融年鉴》《中国统计年鉴》所载农村金融统计指标,是商业银行与农信社的两者之和,但商业银行长期对农村金融业务若即若离,其统计口径变动较大,且年鉴中的“农业存款”“农业贷款”等关键指标 2009 年后就不再统计了,直接影响到实证的完整性与延续性。相反,农信社一直坚守农村金融,数据相当完整,且具有封闭性,不会出现存贷比大于 1 的奇异值,可相对真实地反映农村金融效率。因此,本文选用农信社存贷比作为农村金融效率指标。三是构建 VEC 模型时,充分考虑到小样本数据的既有约束,不求控制变量的多元化以及最优滞后阶数,唯求模型质朴本质。同时,本文试图对现有农村金融 VEC 模型作一技术性推进,增加制度变迁因素的探讨,对 VEC 模型作 Bootstrap-Chow 检验,并针对小样本作 Bootstrap 仿真处理,以增强 Chow 检验临界值的稳健性。

二、模型设定

1. VEC 模型构建

本文采用当前主流框架,以经典模型 Cobb-Douglas 生产函数为经济增长基准模型,虽形式简单但已具备经济增长核心元素,且便于扩展,故得到了广泛应用,其一般形式如下:

$$Y = f(L, K) \quad (1)$$

式中, Y 为农村生产总量, L 为投入的农村劳动力, K 为投入的农村资本存量。

金融发展与现代经济增长密不可分, Cobb-Douglas 生产函数很自然地扩充进金融变量。本文借鉴 King 和 Levine (1993) 的经典研究,将农村金融发展指标 F 分解为三个细化指标,即农村金融规模 GM 、农村金融效率 XL 、农村金融结构 JG ,分别进入生产函数,扩展

公式为：

$$Y = f(L, K, F) = f(L, K, GM, XL, JG) \quad (2)$$

尽管国内不少文献引入财政支农、城镇化水平、非农就业率等控制变量，但正如前文所述，现有的年鉴统计数据始于 1980 年，样本容量充其量只有 30 多，如以 VEC 建模，小样本约束条件下根本不足以支撑如此多控制变量。事实上，国外文献涉及宏观年度数据的 VEC 模型，为了结果的稳健性，变量设置多为 3 个。考虑到城镇化水平、非农就业率等控制变量，相对于变量 L、K、F 而言影响因子较小，而财政支农投入生产部分大多转化为资本存量 K，去除这些控制变量并不会本质上改变模型的解释力。因此，受制于小样本，这些控制变量只能舍去，重点关注核心变量。

鉴于我国农村劳动力长期处于饱和状态，远超农村经济最大产能，就劳动力而言可认为处于规模收益不变阶段。因此，出于小样本精简变量的需要，将农村总产出 Y 修改为农村人均产出 y，如下式：

$$y = f(K, GM, XL, JG) \quad (3)$$

对公式 (3) 取全微分，得：

$$dy = \frac{\partial f}{\partial K} dK + \frac{\partial f}{\partial GM} dGM + \frac{\partial f}{\partial XL} dXL + \frac{\partial f}{\partial JG} dJG \quad (4)$$

如用 β_1 表示资本的边际产出， β_2 表示金融规模的边际产出， β_3 表示金融效率的边际产出， β_4 表示金融结构调整的边际产出，则可将 (4) 简化为：

$$dy = \beta_1 dK + \beta_2 dGM + \beta_3 dXL + \beta_4 dJG \quad (5)$$

由此可考察农村金融发展、资本存量与农村经济增长的相关性，得差分计量模型：

$$dy = \beta_0 + \beta_1 dK + \beta_2 dGM + \beta_3 dXL + \beta_4 dJG + \mu_t \quad (6)$$

其中 β_0 代表常数项， μ_t 代表符合正态分布的随机误差项。将此差分变量模型转化为水平变量，则可得：

$$y_t = \beta_0^* + \sum_{i=0}^n \beta_{1i}^* K_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i}^* GM_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{3i}^* XL_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{4i}^* JG_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{5i}^* y_{t-i} + \mu_t^* \quad (7)$$

从公式 (7) 的结构来看，符合 VAR 模型的必要条件，所涉变量需要进行 ADF 单位根检验，如平稳则可直接建立 VAR 模型，如不平稳则进行 Johansen 协整检验，如通过协整检验则可建立如下以矩阵表示的 VEC 模型：

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \sum_{i=0}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t = \alpha * ecm + \sum_{i=0}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + e_t \quad (8)$$

向量 x_t 是 $K \times 1$ 列向量，代表 VEC 的内生变量， π 和 π_i 皆为 $K \times K$ 系数矩阵， p 为滞后阶数， ecm 代表误差修正部分，反映各变量对长期均衡的偏离， α 为速度调整系数，代表各变量对偏离长期均衡点的敏感性。

受制于小样本数据，VEC 模型中的差分变量只能设置为滞后一阶，否则面临自由度不足。为了保证时间序列模型的有效性，需要特别验证残差变量是否存在白相关。由于模型的

自变量含有因变量的滞后项, Durbin-Watson 检验无效, 故本文采用向量 LM 检验, 其具体过程如下:

对残差列向量建立滞后 h 阶的自相关矩阵方程:

$$u_t = B_1 u_{t-1} + B_2 u_{t-2} \cdots + B_h u_{t-h} + error_t \quad (9)$$

对 VEC 模型建立辅助方程:

$$\Delta x_t = \alpha * ecm + \sum_{i=0}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + B_1 u_{t-1} + B_2 u_{t-2} \cdots + B_h u_{t-h} + \mu_t \quad (10)$$

$$\tilde{\Sigma}_\mu = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_t \hat{\mu}_t' \quad (11)$$

原始 VEC 模型的残差方差矩阵记为:

$$\tilde{\Sigma}_e = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t \hat{e}_t' \quad (12)$$

得 LM 统计量公式:

$$LM_h = T(K - \text{tr}(\tilde{\Sigma}_e^{-1} \tilde{\Sigma}_\mu)) \approx \chi^2(hK^2) \quad (13)$$

其中, K 代表待估系数数目, tr 代表矩阵的迹, χ^2 代表卡方分布

2. Bootstrap-Chow 检验

20 世纪 90 年代中后期, 我国农村金融体制涉及大变革, 包括农村信用社脱钩农业银行, 以及商业银行大面积地撤离农村, 只剩下农信社留守, 农村金融一度给边缘化。将此背景融入 VEC 模型, 也就意味着该段时期模型结构可能出现突变, 必须对模型整体稳健性作 Chow 检验。

与以往不同的是, 此时 Chow 检验面临的不再是单变量模型, 而是 VEC 向量模型, 在此本文采用 Lutkepohl 和 Kraetzig (2004) 基于 VEC 模型的 Chow 检验算法。考虑到 VEC 模型本身的经济意义, Chow 检验不涉及长期协整系数的突变, 只须考虑短期一阶差分系数的突变。假设样本容量总共有 T 期观测值, 突变点发生在第 T_B 期, 样本分为两个子样本, 即前面 T_1 个观测值, 后面倒数 T_2 个观测值, 其中, $T_1 < T$ 且 $T_2 \leq T - T_B$, 用整体样本和两个子样本分别建模, 对应的残差分别记为 $\hat{u}_t$, $\hat{u}_t^{(1)}$ 和 $\hat{u}_t^{(2)}$, 则有:

$$\tilde{\Sigma}_u = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t' \quad (14)$$

$$\tilde{\Sigma}_{1,2} = (T_1 + T_2)^{-1} \left(\sum_{t=1}^{T_1} \hat{u}_t \hat{u}_t' + \sum_{t=T-T_2+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t' \right) \quad (15)$$

$$\tilde{\Sigma}_{(1)} = T_1^{-1} \sum_{t=1}^{T_1} \hat{u}_t^{(1)} \hat{u}_t^{(1)'} \quad (16)$$

$$\tilde{\Sigma}_{(2)} = T_2^{-1} \sum_{t=T-T_2+1}^T \hat{u}_t^{(2)} \hat{u}_t^{(2)'} \quad (17)$$

$$\lambda_{BP} = (T_1 + T_2) \log |\tilde{\Sigma}_{1,2}| - T_1 \log |\tilde{\Sigma}_{(1)}| - T_2 \log |\tilde{\Sigma}_{(2)}| \approx \chi^2(\kappa) \quad (18)$$

通常情况下,此时只需将 VEC 模型的残差向量代入上述公式,求出 Chow 统计量后,直接与 χ^2 分布的临界值比较,则可判断是否发生结构突变。但是,本文面对的是小样本数据, λ_{BP} 统计量很难符合渐近分布性质,其对应的置信区间会失真,直接影响结论的可信度。针对此问题,本文考虑引入 Bootstrap 仿真方法,重新构建 Bootstrap-Chow 检验的置信区间临界值,增加结论的可信度。Bootstrap 方法是由 Efron (1979) 首次提出的,对原始样本重复抽样,通过 Monte-Carlo 仿真实验,不断反复自举新样本,对每个新样本生成新的残差向量,再生成新的检验统计量,最终根据所有仿真统计量,定出临界数值解,再拿真实数据生成的统计量与此临界值比较,则可得相应结论。因此,Bootstrap-Chow 检验本质上是一种非参数检验,可以在一定程度上克服解析统计量的非渐进性分布问题,其具体操作步骤如下:

步骤一,对原始样本数据构建 VEC 模型,得系数矩阵 π_i 和残差列向量 ϵ_i 。

步骤二,以 T 组残差列向量 ϵ_i 为整体样本,对其进行 T 次有放回的重重复抽样,得到一个新的残差向量样本 $\hat{u}_i$ 。

步骤三,根据之前所求得的系数矩阵 π_i 和原始数据 Δx_{t-i} ,将 Bootstrap 抽样所得残差 $\hat{u}_i$ 经中心化处理后代入公式 (7),得到新的仿真数据集 Δx_i ,构成新的仿真样本。

步骤四,对新的仿真数据集 Δx_i ,设定 T_B 期为突变点,先估算整体新样本的系数矩阵 π_i 和 T 组残差列向量 $\hat{u}_i$,计算两个子样本的系数矩阵 $\pi_i^{(1)}$ 、 $\pi_i^{(2)}$ 和残差列向量 $\hat{u}_i^{(1)}$ 、 $\hat{u}_i^{(2)}$,根据公式 (13) 计算 Bootstrap-Chow 统计量 λ_{BP} 。

步骤五,重复步骤二到步骤四

步骤被重复 N 次,则产生 Bootstrap-Chow 统计量 λ_{BP} 的累积分布。如设定检验水平值为 α ,则分位数选取 $(1-\alpha)$ 分布区间所对应的 λ_{BP}^* 作为临界值,再计算真实样本数据的 Chow 统计量 λ_{BP} ,如果大于临界值 λ_{BP}^* ,则接受原假设,如果小于临界值,则拒绝原假设,模型在 T_B 期发生突变。

三、指标选取与数据描述

1. 指标选取

鉴于农村资本存量的测算相对复杂,需要独立开章专门讨论,在此先来讨论农村经济增长、金融发展指标的选取。国内学者在衡量指标的选取上不尽相同,各有优缺点。本文在选取具体衡量指标时,除了考虑其本身的解释力之外,还需特别考虑数据的可获得性、完整性,以及统计口径的一致连续性,在此选取如下衡量指标:

①农村总产出指标。经济增长总值一般用 GDP 表示,但由于我国农村经济的复杂性,统计年鉴并没有农村 GDP 这一栏,现有文献基本都用(第一产业 GDP+乡镇企业增加值)来估算,第一产业 GDP 即为年鉴中的农林畜牧渔业增加值。为消除通货膨胀的影响,以 1980 年为基期,用农村居民消费价格指数来平减,得实际农业 GDP 的估算值。

②农村劳动力指标。在《中国统计年鉴》中有两个相近指标,即“乡村从业人员”与“乡村就业人员”,这两个指标在 1980~1989 年期间数量相同,但此后可以出现分歧,前者一直单调增长,后者自 2002 始单调下降。细加辨析,“乡村从业人员”包含范围更广,回乡学生、临时兼职、留守老人都可计入,而“乡村就业人员”则反映专业务农人口,其数据连续 10 多年单调下降,颇为符合当前城镇化趋势,因此本文选用该指标。

③农村金融效率指标。Goldsmith (1969) 提出可用金融相关比率 (FIR) 来衡量一国

金融发展总体水平,为学术界普遍接受。农村金融效率作为揭示金融机构运作效率的指标,国内学者多用农村金融机构存贷比=农村贷款余额/农村存款余额,反映金融机构将存款转化为贷款的效率。然而,根据《中国金融年鉴》所用农村金融的统计口径得出的存贷比大于1,该指标发生了变异,此时已不能真实反映正规金融机构的中介效率,采用农信社数据可能更为合理(孙玉奎,冯乾;2014)。相比农信社,商业银行虽然也涉及农村金融,但其力度受国家宏观政策影响波动过大,缺乏连贯性。商业银行面对上头的指令性支农政策,会选择性模糊处理,支农统计数据虚报虚增,唯以达标为要。从这个角度,如限定以长期充当农村金融主力军的农信社为实证对象,可能更具有合理性。因此,为了确保该指标所代表的真实意涵,本文采用《中国农村金融年鉴》的农信社存贷比来反映金融效率。

④农村金融规模指标。Goldsmith用M2/GDP比值来表示金融发展规模指标,考虑到我国农村的金融市场实际发展状况,主体还是金融机构的存贷款,基本不涉及股票、债券、基金等金融产品。因此,国内文献都对戈氏指标作了调整,大多采用(农业贷款+乡镇企业贷款)/农村GDP来表示,但令人棘手的是,《中国金融年鉴》2008年后不再有“农业贷款”、“乡镇企业贷款”这两个指标,《中国统计年鉴》倒是延长到2009年,之后也取消了,一律改用“涉农贷款”这个新统计口径,但这个指标与之前相差很大。严格来说,新旧两种统计口径不可比,根本不具有延续性(赵楠、李江华,2015)。当前农村金融相关实证文献大多停滞在1980~2009年时段数据,也正是面对年鉴数据缺失的真实写照。如果改用具有延续性的农信社数据,以农信社贷款余额/农村GDP表示,看起来顺理成章,但必须注意到前面农信社存贷比的分子也为农信社贷款余额,如同时作为自变量,会导致两个自变量相关度过强,会影响各自指标的解释力。有鉴于此,本文选取农户储蓄存款来代表该指标,既可反映农村金融规模又可避免与农信社存贷比指标的强相关。

⑤农村金融结构指标。在衡量农村金融结构指标方面,目前国内外学者并无一致意见,较多采用的是农村贷款结构中“农业贷款”与“乡镇企业贷款”的内部比重。但2008年后《中国金融年鉴》再无这两个指标,而农信社贷款内部比重数据的缺失率更高,很难持续获取该指标。从VEC建模技术层面看,面对容量不到40的小样本数据,系统变量不宜超过4个。因此,考虑到以上双重因素,本文放弃该变量,直接归入误差项。

2. 数据来源

本文数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国乡镇企业统计年鉴》《中国农业统计资料》《中国农村金融年鉴》等年鉴,统计数据时间跨段为1980~2014年,为消除物价因素对指标的影响,以1980年为基期进行平减处理,使各期具有可比性。

四、农村资本存量测算

在宏观经济学增长理论中,资本存量是异常重要的生产要素,也是生产函数的核心变量。在现有农村金融发展与农村经济增长的实证文献中,国内研究者在确定生产函数的农村资本K投入时,大多直接使用年鉴中所列年度“农业固定资产投资额”,但这只是一个年度流量,资本实际是以历年所累积的存量形式发挥作用的,决不能用投资流量代替资本存量。令人遗憾的是,我国目前官方统计年鉴并没有给出农村资本存量统计栏目,必须根据相关指标采用一定的方法自行估算。目前,国内对资本存量估算的文献比较丰富,但研究大多集中

在全国总量与省级分量层面,专门估算农村资本存量的文献则相对较少。不同研究者出于对农村资本界定的各自理解,以及统计数据占有等原因,最终得出在数值上差异颇大的农村资本存量数列,这就使得人们对于资本存量究竟对农村经济增长有多大的贡献率感到困惑。资本存量在生产函数中具有核心作用,其估算结果是否准确,将会直接影响整个 VEC 模型实证的有效性,故需要进一步探讨其估算方法。

考虑到农村的经济性质,本文所言农村资本存量特指狭义物质资本存量,不包括土地资本、人力资本等。在现有农村资本存量测算文献中,最具代表性的是吴方卫(1999)用永续盘存法估算了 1981~1997 年全国农业资本存量,其对 1980 年基期农业资本存量、综合折价率的估算值,被后来许多研究参考和借鉴。其后,一些学者在吴方卫研究基础上,对永续盘存法的参数作了微调,分别估测了我国农业资本存量(罗浩轩,2013;李谷成等,2015)。有些学者开始延伸到省际数据的估测,樊胜根等(2002)将经济分为城市工业、城市服务业、农业及乡镇企业,并估算了 1978~1995 年的省际农业资本存量。徐淑红(2010)则专注于农村基础设施对农村增长的推动作用,估算了 1978~2007 年的基础设施资本存量。总的来看,受制于我国官方薄弱的农村统计数据,上述文献虽然都是对我国农业资本存量进行估算,但由于所采取的处理方法和数据来源的不同,导致估算结果差异较大。鉴于农村资本存量至今仍未有一公认估测值,为了保证后续实证的有效性,本文将在前人研究基础上对其估值加以精练。

当前国内测算我国资本存量的现有文献,几乎都是沿用 Goldsmith(1951)开创的永续盘存法(PIM),该方法具有较强的可操作性,其基本公式如下:

$$K_t = I_t + (1 - \delta) K_{t-1} \quad (19)$$

其中, K_t 表示当期资本存量, K_{t-1} 表示上一期资本存量, I_t 表示当期投资流量, δ 表示资本折旧率。资本存量的估算涉及四个变量:基期资本存量 K_0 ,当期投资流量 I_t ,资本折价率 δ ,以及将当期投资 I_t 换算为基期不变价格的投资价格指数 P_t 。事实上,现有文献对农村资本存量估值的差异,也正是围绕着这四个关键变量所展开。

1. 基期农村资本存量 K_0

由于我国农业资本存量的历史数据不全,极为零散,给估测基期存量造成很大困难。邹至庄(1993)曾将其将中国经济分为五大部门,即农业、工业、商业、建筑业和交通运输业,由其所收集的宏观经济数据,估算出 1952 年基期的农业资本存量为 450 亿元。不过,张军等(2003)认为这一估计可能过高,因为 20 世纪 50 年代的农业属于劳动密集型部门,生产方式接近于手工劳作,很少有大型的农机设备。吴方卫(1999)参考国务院价格研究中心韩志荣等的研究“对 1980 年全国农业生产占用资金数的研究”(《经济研究参考资料》1983 年第 83 期),将固定资产占用单位按性质分为以下三类:全民所有制集体所有制以及公社非基本核算单位,加总得 1980 年基期的农村农业资本存量原值为 1177 亿元。根据以往原值与净值整体关系,选取了 0.715 净值率,由此得出 1980 年基期农村资本存量净值为 841.56 亿元。鉴于吴方卫的研究数据在学界具有相当权威性,本文也采用其估算值,不过吴文在后续的测算中直接取原值为基期值,笔者认为取净值可能更为合理, $K_0=841.56$ 亿元。

2. 当期农村投资流量 I_t

当期农村投资流量是每年的资本增量,国内文献对此主要有两种算法,一种为估算农业固定资产投资总额。吴方卫(1999)根据《中国农村统计年鉴》,加总国家、农村集体、农

村居民三者的农业固定资产投资额,得到当期投资流量,罗浩轩(2013)亦采用此法;另一种为估算农业固定资本形成总额,可以从《中国国内生产总值核算历史资料:1952~2004》《中国固定资产投资统计数典(1950~2000)》直接获取,其余年份则根据相应农业固定资产占全社会固定资产比重推算出(李谷成等,2015)。

这两种算法所得数值相差很大,前者远大于后者,细究其原因,发现两者统计口径完全不一样,前者不但包含第一产业,还包含农村地区所有产业的固定资产,而后者仅为第一产业中的农业固定资产。鉴于本文主题是研究农村经济增长,而不是局限于第一产业增长,因此在大方向上选用第一种算法。通过对比同年的《中国统计年鉴》数据,发现“按城乡分全社会固定资产投资”栏目中农村固定资产投资恰为《中国农村统计年鉴》农村集体、农村居民两者投资额总和。换句话说,国家基建投资部分产权当为分散归并到农村集体,如按吴方卫算法,则该部分重复计算了。此外,还要考虑到农村居民的自有住宅投资不进入生产函数,必须挖去这部分,最终当期农村投资流量 I_t =农村集体投资总额+农村居民投资总额-农村居民住宅投资。

3. 农村资本折价率 δ

严格意义上讲,使用永续盘存法估测资本存量时,公式(8)中 δ 应该是重置率而不是折旧率,需要每年对固定资产进行价格重估,在实践中我国尚未具备这个条件。因此,为了简便起见,国内相关文献多假定资本相对效率服从几何方式递减,此时重置率与折旧率在数值上就重合了,且为常数。吴方卫(1999)根据国务院《国营企业固定资产折旧试行条例》和财政部《企业会计准则》中所规定的设备与建筑分类折旧表,加权求得农业资本的综合折旧率为5.42%,同类文献引用最高,本文也采用该折旧率。

4. 固定资产投资价格指数 P_t

严格来说,不变价格下的农村固定资产形成总额应该用农村固定资产投资价格指数进行缩减,但我国缺少这方面的价格指数数据。吴方卫(1999)直接拿固定资产投资价格指数作为农业固定资产投资指数,由于1990年前仅公布生产资料出厂价格指数,故先对1991~1997年的两个价格指数拟合回归得出相关系数,然后再代入1990年前数据,由此推算出之前的固定资产投资价格指数。不过,该种算法过于粗糙,并没有获得学界认可。选取农业生产资料价格指数替代该指数,农业生产资料包含农用手工工具、机械化农具、化学肥料、农药以及农药械等10个大类。根据该指数所反映内容,可为一理想替代指标,故本文采取该指数作为农村固定资产投资价格指数 P_t 。

采用以上讨论的永续盘存法,根据历年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》的统计数据,时间跨段为1980~2014年,以1980年为基期进行平减处理,测算所得中国农村资本存量如下表所示:

表1 中国农村资本存量统计性描述

年 份	农村集体 单位固定 资产投资 (亿元)	农村居民 个人固定 资产投资 (亿元)	农村居民 住宅投资 (亿元)	农村名义 生产性 投资总额 (亿元)	农业生产 资料价格 指数	农村实际 生产性 投资总额 (亿元)	农村实际 资本存量 (亿元)
1980	55.8	138.6	89.54	104.84	101.0	104.8	900.8
1981	83.7	166.3	116.40	133.60	101.7	131.4	956.8
1982	131.4	198.5	162.60	167.30	101.9	161.4	1036.3

(续)

年 份	农村集体 单位固定 资产投资 (亿元)	农村居民 个人固定 资产投资 (亿元)	农村居民 住宅投资 (亿元)	农村名义 生产性 投资总额 (亿元)	农业生产 资料价格 指数	农村实际 生产性 投资总额 (亿元)	农村实际 资本存量 (亿元)
1983	110.7	305.1	214.54	201.26	103.0	188.5	1141.6
1984	174.8	379.1	239.38	314.52	108.9	270.6	1268.3
1985	199.2	478.4	313.15	364.45	104.8	299.2	1470.1
1986	245.4	574.8	388.56	431.64	101.1	350.5	1689.6
1987	365.7	695.4	487.21	573.89	107.0	435.5	1948.5
1988	456.7	865.2	580.97	740.93	116.2	483.9	2278.4
1989	384.4	892.0	641.68	634.72	118.9	348.6	2638.7
1990	366.1	876.5	649.78	592.82	105.5	308.6	2844.3
1991	494.0	1042.6	759.25	777.35	102.9	393.3	2998.8
1992	994.9	1005.5	678.52	1321.88	103.7	644.9	3229.5
1993	1631.2	1137.7	760.26	2008.64	114.1	858.9	3699.4
1994	1988.6	1519.2	1002.73	2505.07	121.6	880.9	4357.8
1995	2367.7	2007.9	1349.85	3025.75	127.4	835.1	5002.4
1996	2802.3	2540.0	1766.00	3576.30	108.4	910.6	5566.4
1997	3055.6	2691.2	1891.00	3855.80	99.5	986.7	6175.3
1998	3233.3	2681.5	1907.00	4007.80	94.5	1085.3	6827.3
1999	3343.1	2779.6	1799.10	4323.60	95.8	1222.1	7542.6
2000	3791.6	2904.3	1858.70	4837.20	99.1	1379.7	8355.9
2001	4235.7	2976.6	1775.00	5437.30	99.1	1565.0	9282.7
2002	4887.9	3123.2	1858.10	6153.00	100.5	1762.2	10344.6
2003	6553.9	3201.0	1926.90	7828.00	101.4	2210.9	11546.0
2004	8086.5	3362.7	1933.40	9515.80	110.6	2430.0	13131.1
2005	9737.9	3940.6	2083.10	11595.40	108.3	2734.1	14849.5
2006	12193.3	4436.2	2490.20	14139.30	101.5	3284.7	16778.8
2007	14736.2	5123.3	3022.00	16837.50	107.7	3631.9	19154.1
2008	18138.3	5951.8	3547.10	20543.00	120.3	3683.4	21747.8
2009	23243.9	7434.5	4986.20	25692.20	97.5	4724.8	24252.5
2010	28805.0	7886.0	5263.90	31427.10	102.9	5616.6	27662.8
2011	30277.5	9089.1	6040.70	33325.90	111.3	5351.2	31780.1
2012	33305.3	9840.6	6568.50	36577.35	105.6	5561.9	35408.9
2013	36635.8	10546.7	7387.30	39795.18	101.4	5967.6	39051.6
2014	40299.4	10755.8	7726.80	43328.35	99.1	6556.5	42902.6

五、实证分析

根据本文主题,代入前面讨论的具体指标来构建 VEC 模型,为消减异方差因素影响,对相关数量指标取对数,由此所得的变量 $\ln \text{argdp}$ 、 $\ln \text{rk}$ 、 $\ln \text{nh}$ 、 rfe 分别代表农村人均 GDP、农村资本存量、农户储蓄存款余额、农信社存贷比等相应指标,下面作实证分析。

1. 平稳性检验

为了验证变量的平稳性,首先用 EViews7.2 软件来作单位根检验,在此采用 ADF 检验法,单位根方程具体生成形式由 Schwarz 信息准则来确定,分析结果如表 2 所示。在 10% 显著水平下, rfe 的 ADF 检验值小于临界值,为平稳序列 I(0);其余三个变量 lnargdp、lnrk、lnnhs 的 ADF 检验值都大于临界值,序列均不平稳,予以一阶差分后,lnargdp、lnrk、lnnhs 的 ADF 检验值均小于临界值,故 lnargdp、lnrk、lnnhs 为一阶单整序列 I(1),符合协整检验的前提。

表 2 系统变量的单位根检验

变 量	检验形式 (C, T, L)	ADF 检验值	显著性水平临界值			结 论
			1%	5%	10%	
lnargdp	(C, T, 1)	-1.619168	-4.262735	-3.552973	-3.209642	不平稳
lnrk	(C, T, 2)	-2.953979	-4.273277	-3.557759	-3.212361	不平稳
lnnhs	(C, T, 1)	-2.210047	-4.262735	-3.552973	-3.209642	不平稳
rfe	(C, 0, 0)	-3.031029	-3.639407	-2.951125	-2.614300	平稳
lnargdp	(C, 0, 0)	-3.726157	-3.646342	-2.954021	-2.615817	平稳
lnrk	(C, 0, 1)	-5.131248	-3.653730	-2.957110	-2.617434	平稳
lnnhs	(C, 0, 0)	-2.800330	-3.646342	-2.954021	-2.615817	平稳

注: (C, T, L) 中的 C 表示常数项, T 表示趋势项, L 表示滞后阶数。

2. 协整检验

由上述单位根检验结果可知,变量 lnargdp、lnrk、lnnhs、rfe 可能存在协整关系,采用 Johansen 协整检验,具体检验结果如表 3 所示。

表 3 Johansen 协整检验结果

零假设 协整向量数目	特征值	迹统计量	显著性水平 5%临界值	最大特征根 统计量	显著性水平 5%临界值
0	0.861150	89.49006	47.85613	65.15383	27.58434
至多 1 个	0.388837	24.33623	29.79707	16.24893	21.13162
至多 2 个	0.208468	8.087300	15.49471	7.714896	14.26460
至多 3 个	0.011222	0.372404	3.841466	0.372404	3.841466

注: 检验模型的协整部分与差分部分都只含截距项,不含趋势项。

在 5% 显著水平下, Johansen 检验中的迹统计量和最大特征值统计量都显示同一结论,变量 lnargdp、lnrk、lnnhs、rfe 之间存在唯一协整关系,其标准化协整方程为^①:

$$\lnargdp = 1.681 + 0.483\lnrk + 0.33\lnnhs + 0.019rfe + ecm$$

$$[-5.540] \quad [-5.536] \quad [11.695] \quad (20)$$

该协整方程揭示了变量之间的长期均衡关系,lnrk、lnnhs、rfe 的系数皆为正, t 值较大,说明系数皆显著,各项指标符合预期。具体来说,农村资本存量增长 1%,则农村人均 GDP 增长 0.483%,说明加大农村资本存量投入可有效拉动农村 GDP 增长;农户储蓄存款

① 估计系数下方中括号内数字为 t 值。

增加 1%，则农村人均 GDP 增长 0.33%，说明农村金融规模能有效地促进农村人均 GDP 提高；农信社存贷比提高 1%，则农村人均 GDP 增长 0.019%，说明提高农信社效率有助于农村经济增长，但力度很弱。

3. VEC 模型分析

前述协整方程反映变量之间的长期均衡关系，下面再需要根据公式（8）的 VEC 模型，进一步分析变量 $\ln \text{argdp}$ 、 $\ln rk$ 、 $\ln nh$ s、 rfe 之间的短期波动关系。考虑到面对小样本数据，差分变量仅能取滞后一阶，由此得到表 4 的 VEC 模型的各项系数和相应 t 值。

表 4 向量误差修正模型

Error Correction:	$\Delta \ln \text{argdp}$	$\Delta \ln rk$	$\Delta \ln nh$ s	Δrfe
ecm	-0.2603 [-2.6288]	0.1005 [3.7766]	0.1674 [1.6775]	-2.1437 [-0.2398]
$\Delta \ln \text{argdp} (-1)$	0.3485 [2.308]	0.2207 [5.4398]	-0.0506 [-0.3328]	-17.6844 [-1.2971]
$\Delta \ln rk (-1)$	-0.1325 [-0.3403]	0.3433 [3.2811]	-0.1110 [-0.2829]	-28.8111 [-0.8194]
$\Delta \ln nh$ s (-1)	0.4105 [2.2722]	-0.1475 [-3.0375]	0.4345 [2.3857]	24.8268 [1.5218]
$\Delta rfe (-1)$	0.0006 [0.2003]	-0.0006 [-0.6677]	-0.0029 [-0.8995]	0.0254 [0.0891]
C	-0.0107 [-0.1515]	0.0869 [4.5635]	0.1288 [1.8026]	0.7886 [0.1232]

出于小样本数据考虑，差分变量滞后阶受限，残差可能存在自相关，会直接影响模型有效性，故要就此进行 LM 检验。鉴于样本容量有限，LM 检验的残差最大滞后阶数取 4 阶，根据公式（9）～（13），得到表 5 的 LM 检验结果。在 10% 显著性水平上，残差 1～4 阶的联合自相关效应都不显著，VEC 模型通过了 LM 检验，其结果相对有效。

表 5 VEC 模型残差自相关 LM 检验

滞后阶数	LM 统计量	概率值	自相关性
1	14.29838	0.5765	不相关
2	16.71936	0.4040	不相关
3	18.05306	0.3208	不相关
4	19.68973	0.2345	不相关

通过了 LM 检验，下面就可以解读 VEC 模型各项系数的经济意义。表 4 误差项 ecm 对应的速度调整系数尤其值得关注，四个变量 $\ln \text{argdp}$ 、 $\ln rk$ 、 $\ln nh$ s 和 rfe 的值，除了 rfe 项外，其他的都显著。模型中的速度调整系数反映的现实是，当上期经济过热，农村人均 GDP 增长超过长期均衡点时，本期的农村人均 GDP 会对超额部分回调 26.03%，这也从侧面说明了单纯依靠农村经济自身很难持续高速增长，农村经济要真正发展，必须依靠中央政府在宏观面的外部扶持。面对高于长期均衡点的农村人均 GDP 超额部分，资本存量会正反馈扩张 10.5%，农户储蓄存款余额会增加 16.7%，农信社存贷比则不受影响，因为其速度

调整系数不显著，这些都符合现实预期，可见模型具有相当的解释力。

表4下半部为各变量一阶差分系数，反映了相互作用的短期效应：（1）当上期农村人均GDP增长1%时，本期资本存量会增加0.2207%，说明经济增长短期会带动资本的增长；当上期资本存量增加1%时，本期农村人均GDP却会减少0.1325%，这说明了农村投资项目周期较长，风险大，短期很难见到效益，导致负效应。（2）当上期农户储蓄存款增长1%时，则本期农村人均GDP增长0.4105%，说明农村金融短期可以促进经济增长；当上期农村人均GDP增长1%时，则短期对农户储蓄增长不显著，反映了农村基尼系数较高，用于日常生活的消费倾向较大。（3）当上期资本存量增加1%时，则本期农户储蓄存款增长不显著，同样反映农村投资周期较长，短期内不能改善农户收入；当上期农户储蓄存款增长1%时，本期资本存量却减少0.1475%，说明农村储蓄短期主要转化为非生产性消费贷款，农村金融在投资领域尚未发挥主导性作用，农村投资主要还是来自于自有资本。（4）农信社存贷比指标波动性很弱，其一阶差分各项系数均不显著，这也与其本身为平稳变量相适应的，故在后续的讨论中无须特别关注该变量。

4. Granger 因果检验

在讨论VEC模型的过程中，还须进一步研究变量间的Granger因果关系，此时并非检验水平变量的Granger长期因果关系，而是差分变量的Granger短期因果关系，在VEC模型框架下得到的Granger检验结果见表6。

表6 Granger 短期因果检验

假 设	chi ²	Prob	结论（5%显著水平）
lnrk 是 lnargdp 的 Granger 原因吗？	0.115814	0.7336	不是
lnargdp 是 lnrk 的 Granger 原因吗？	29.59135	0.0000	是
lnnhs 是 lnargdp 的 Granger 原因吗？	5.163014	0.0231	是
lnargdp 是 lnnhs 的 Granger 原因吗？	0.110736	0.7393	不是
lnnhs 是 lnrk 的 Granger 原因吗？	9.226179	0.0024	是
lnrk 是 lnnhs 的 Granger 原因吗？	0.080026	0.7773	不是

由表6可知，在5%显著性水平下，农村资本存量变动不是农村人均GDP变动的Granger原因，但农村人均GDP变动是资本存量变动的Granger原因；农户储蓄存款的变动是人均GDP变动的Granger原因，但农村人均GDP变动不是农户储蓄存款变动的Granger原因；农户储蓄存款的变动是资本存量变动的Granger原因，但资本存量变动不是农户储蓄存款变动的Granger原因。从短期来看，变量间只存在单向的Granger因果关系，不存在双向性，这反映出农村经济增长、存量资本提升与农村金融发展三者关系的非对称性。

5. 脉冲响应函数

为了探究VEC模型中水平变量之间的动态交互效应，就需要给定来自不同变量的单位标准差新息冲击，然后分别测试各自内生变量的脉冲响应函数，以便直观地刻画诸变量间的相互作用，基于VEC模型的脉冲响应函数如图1所示：

从图1所示变量之间的脉冲响应路径，可以反映出如下内容：

（1）资本存量增长的冲击要历经较长时滞，方能体现对农村人均GDP的正效应。当发生来自资本存量增长的冲击时，初期对农村人均GDP是负效应，到第3期达到最大值一

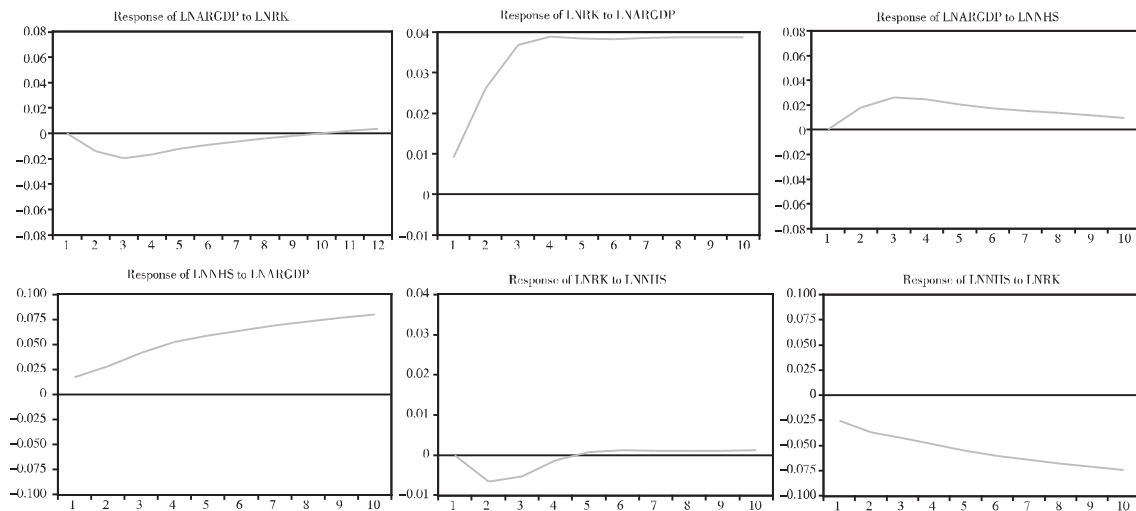


图1 变量lnargdp、lnrk、lnhs之间的脉冲响应路径

0.02 单位, 之后负效应减缓, 直至第 10 期开始呈现正效应趋势。说明农村投资具有周期长, 见效慢、风险高等特点, 这也是社会资本不愿投资农村的现实原因。

(2) 资本存量对来自农村人均 GDP 的冲击反应灵敏。面对来自农村人均 GDP 的单位冲击时, 资本存量立即呈指数式增长, 第 3 期即到达最大效应 0.04 个单位, 之后一直稳定在该最大值。说明农村经济增长会迅速带动农村投资, 且具有长期效应。

(3) 农户储蓄存款对农村人均 GDP 冲击的短期效应明显。当发生农户储蓄存款增加的冲击时, 会快速拉动前 3 期的农村经济增长, 但之后缓慢下降。说明农村储蓄增加会快速转化为消费性贷款, 短期会拉动农村经济, 但由于农信社的生产性长期贷款比重较小, 导致储蓄向投资转化的能力较弱, 很难对经济增长作出持续性贡献。

(4) 农村人均 GDP 增长的冲击可以持续性促进农户储蓄存款的增长。面对来自农村人均 GDP 增长的冲击, 农户储蓄存款持续性呈指数式增长, 长短期效应都很明显, 第 10 期高达 0.08 个单位。这反映了当前农村金融的现状, 一方面说明农户保持传统节俭习惯, 当有额外节余时储蓄倾向高; 另一方面也反映出农村金融产品匮乏, 储蓄存款几乎成了农户唯一选择。

(5) 农户储蓄存款增加对资本存量的冲击效应几乎为零。当发生农户储蓄存款增加的冲击时, 基本上对资本存量不起作用。这说明农村金融机构将存款转化为农村投资的能力很弱, 农村贷款主要还是面向非生产性贷款。

(6) 投资增加会对农户储蓄存款产生强烈的长期负效应。当一个单位的投资冲击发生时, 当期农户储蓄存款即减少 0.025 个单位, 之后呈现持续缓慢下降。这说明农村投资具有长期追加性, 鉴于农村金融机构的投资贷款比重很小, 农户只能不断动用自身储蓄来投资, 故对农户储蓄存款产生长期负效应。

总的来看, 该 VEC 模型的脉冲响应函数所反映的变量相互作用, 符合之前协整所反映的长期关系, 且一定程度上符合当前农村经济的现实。

6. Bootstrap-Chow 检验

20 世纪 90 年代中后期, 开启了农村金融体制改革, 对农村经济发展影响深远。1996 年

国家颁布了《关于农村金融体制改革的决定》，明确提出农村信用社和中国农业银行脱钩，农村信用社获得了独立发展；从1997年起，商业银行体系全面商业化转型，在“效率优先”原则指引下大规模撤并县以下金融网点，农村金融遭受振荡。这就意味着VEC模型在此期间可能出现结构变化，需要对模型的稳健性作Chow检验。正如前文所述，面对小样本数据，Chow检验统计量的分布不符合渐进性，界定的理论置信区间会失真。针对此问题，本文尝试引入Bootstrap-Chow检验，通过仿真实验来重新构建置信区间，以增加结论的可信度，并将仿真数值解与理论解析解进行对比分析，以便使主题得以深化。

本文根据第二章所进行的Bootstrap-Chow检验理论探讨，采用时间序列专用计量软件JMulTi4.24来实现。由于Chow检验只关注过程中间是否存在突变点，故只须研究VEC模型的一阶差分部分系数是否发生显著变化，而不涉及长期协整部分，协整系数作为已知系数得以保留。鉴于数据的小样本性质，JMulTi4.24先对原始VEC模型作预处理，淡化次要因素，聚焦主要因素，自动搜寻未通过显著性检验的系数赋值为零，从而降低了自由度消耗。由于可能的突变时段发生在20世纪90年代中后期，故选取1996年、1997年、1998年三个年份作为潜在的突变点。Bootstrap-Chow检验的结果随仿真次数而改变，通过验证发现，当抽样次数 $N=200$ 时，每次结果都不同，不稳定；当 $N=2000$ 时，得到稳定结果，具体结果如表7：

表7 Bootstrap-Chow 检验

突变年份	χ^2	χ^2 p-val	是否突变	bootstrap p-val	是否突变
1996	94.9909	0.0000	是	0.0190	是
1997	87.0078	0.0000	是	0.0490	是
1998	83.0254	0.0000	是	0.0790	否

根据表7的Bootstrap-Chow检验结果所示，在5%显著水平上，1996年和1997年是VEC模型的Bootstrap-Chow检验突变点，而1998年不是。对比表7左侧Chow检验的理论解析解，发现用分布统计量来检验会倾向于更高的拒绝率，所列三年的p值都是趋向于零，丧失了区分度。相比而言，Bootstrap-Chow检验的p值要大得多，更加稳健，增加了结论可信度。

五、结论及政策建议

本文研究了农村金融发展、资本存量提升与农村经济增长三者的相互关系，通过对1980~2014年的统计数据构建VEC模型，并特别针对小样本作了Bootstrap-Chow检验，得出如下结论和政策建议：

第一，发展农村金融可以显著促进农村经济增长。我国农村经济的增长离不开金融的支持，农户储蓄存款是农村金融发展之源，无论是农户的存款还是城镇化大潮下农民工的汇款，最终都有力地支持了农村经济发展。因此，一方面国家应鼓励农村金融机构多元化，邮政储蓄银行要回归“三农”业务，尽量抑制农村资金的流失（丁志国等，2012）。另一方面，还要让农村金融利率需要逐步市场化，一旦利率扭曲则会诱发农村地区资金外流，不利于农村经济的增长。为增加农村金融市场的竞争性，应赋予农村金融机构一定的定价能力，鼓励其进行金融创新（黄惠春等，2015）。

第二, 固定资本存量的提升是农村经济增长的动力源。从长期来看, 固定资本存量与农村经济增长具有螺旋上升的协同效应。但是, 从短期来看, 固定资本存量拉动经济的滞后期偏长, 影响到农村福利的快速实现。为了使农村资本存量尽快发挥作用, 就需要投资时多方考察, 注意长短期效益相结合, 找准方向理性投资。同时, 加快布局农产品物流体系, 特别是在互联网+时代, 尤须大力发展农村电子商务, 加快供需信息的流通, 产品尽快铺向市场, 从而有效缩短资本存量的变现周期。发展农村电子商务是农村经济社会转型的重要途径, 其发展需要农村内外部环境的共同推进(穆燕鸿等, 2016)。

第三, 农村资金向资本存量的转化率有待加强。从前面的 VEC 实证模型可知, 提高农信社存贷比并不能显著促进农村经济增长, 原因在于农信社基本以短期贷款为主, 非生产性贷款比重过高, 真正能转化为固定资本的长期贷款比重过小(周立, 2007; 王征等, 2011)。农村金融本身具有周期长、风险高、效益不显著等弱质性, 农信社普遍存在“惜贷”心理, 近几年存贷比相对整体银行业足足低了 10 个百分点。在此背景下, 农村非正规金融应运而生, 其作用受到学界高度推崇, 甚至认为比正规金融做出了更多贡献, 更符合农村经济发展的需要(苏上儒等, 2006; 赵丙奇等, 2008)。因此, 金融监管部门应放松管制, 争取将非正规金融纳入到小额贷款公司、村镇银行、农村资金互助社等新型金融机构。

第四, 农村金融产品过于单一, 缺乏投资渠道。农村经济的增长会带动农户的增收, 但农村金融产品匮乏, 增收部分主要以储蓄形式保存。如此一来, 间接融资成为农村的唯一融资方式, 既不利于涉农企业直接融资, 又不利于农户的投资多元化。吴韡(2013)认为, 为增强农村金融体系活力, 必须开放农村金融市场, 在竞争中形成多元的农村金融体系, 重建农村金融生态。主管部门应适当放松管制, 支持涉农企业依托多层次资本市场融资, 在条件适合的地区, 可以尝试“三农”专项金融债券, 推动农产品期货、期权市场建设, 多渠道融资方式有利于农村经济增长, 亦可以有效地分散农村金融风险。

第五, 农村金融发展和经济增长很大程度上受制于国家宏观政策。农村经济相对于全国总体经济只是一个较小的子系统, 其发展受制于整体经济的运行方向。前面的 Bootstrap~Chow 检验可知, 农村金融发展与经济增长受宏观政策面影响很大。当前, 我国进入工业反哺农业阶段, 中央政府连续以一号文件形式高度重视“三农”问题。农村金融不能光靠农村自身积累, 还须依靠外部的商业银行增加涉农贷款比例, 加大中长期“三农”信贷的投放力度。同时, 政策上积极探索农地经营权抵押贷款, 完善农业保险制度, 全面激活农村金融服务链。

本文研究侧重技术面探讨, 精练了相关金融统计指标, 重新测算了农村存量资本, 并针对小样本数据对现有的 VEC 建模作了一定的技术推进, 增加了结论的相对有效性。由于我国农村金融各类指标的统计口径不断出现变化, 所能采集的样本数据终究偏小, 只能随着今后统计数据的不完善, 方可增强实证的可信度。当样本容量足够大时, 还可将农村新型金融机构的创建元年 2007 年作为 Chow 检验突变点, 考察其实际运行效果, 这些都可以作为下一步研究的方向。

参 考 文 献

- [1] Bradley Efron, 1979, *Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife* [J], The Annals of Statistics, 7 (1), 1~26.

- [2] Chow G. , 1993, *Capital Formation and Economic Growth in China* [J], Quarterly Journal of Economics, 1993, 108 (3), 809~842.
- [3] Goldsmith R W. , 1951, *A Perpetual Inventory of National Wealth* [A], Studies in Income and Wealth [C] , 14, 5~73.
- [4] Goldsmith R. W. , 1969, *Financial structure and development* [M], Yale University Press.
- [5] Honoman, P. , 2004, *Financial Development, Growth and Poverty: How Close are the Links?* [R], World Bank Policy Research Working Paper 3203.
- [6] Jeremy Greenwood and Boyan Jovanovic, 1990, *Financial Development, Growth, and the Distribution of Income* [J], The Journal of Political Economy, 98 (5), 1076~1107.
- [7] King, R. and Levine, R. , 1993, *Finance and Growth: Schumpeter may be Right* [J], Quarterly Journal of Economics, 18 (3), 717~738.
- [8] Lütkepohl, H. , Kraetzig, M. , 2004, *Applied Time Series Econometrics* [M], Cambridge U. Press.
- [9] McKinnon, Ronald I. , 1973, *Money and Capital in Economic Development* [M], Brookings Institution.
- [10] Pagano Marco, 1993, *Financial Markets and Growth: An Overview* [J], European Economic Review, 37 (2~3), 613~622.
- [11] Shaw, Edward S. , 1973, *Financial Deepening in Economic Development* [M], Oxford University Press.
- [12] Tresscl T. , Detragiache E. , 2008, *Do Financial Sector Reforms Lead to Financial Development? Evidence from a New Dataset* [R], IMF Working Paper No. 08/265, 1~42.
- [13] 丁志国、徐德财、赵晶:《农村金融有效促进了我国农村经济发展吗》[J],《农业经济问题》2012年第9期。
- [14] 董竹、李诗瑶、常芳:《哪个金融主体对农村经济发展推动力较大》[J],《农业技术经济》2016年第10期。
- [15] 樊胜根、张晓波、Sherman Robinson:《中国经济增长和结构调整》[J],《经济学(季刊)》2002年第4期。
- [16] 黄惠春、李静:《利率市场化、市场势力与农村金融市场效率损失——以江苏为例》[J],《南京农业大学学报(社会科学版)》2015年第1期。
- [17] 李谷成、尹朝静、吴清华:《农村基础设施建设与农业全要素生产率》[J],《中南财经政法大学学报》2015年第1期。
- [18] 罗浩轩:《中国农业资本深化对农业经济影响的实证研究》[J],《农业经济问题》2013年第9期。
- [19] 穆燕鸿、王杜春、迟凤敏:《基于结构方程模型的农村电子商务影响因素分析——以黑龙江省15个农村电子商务示范县为例》[J],《农业技术经济》2016年第8期。
- [20] 冉光和、张金鑫:《农村金融发展与农村经济增长的实证研究——以山东为例》[J],《农业经济问题》2008年第6期。
- [21] 苏士儒、段成东、李文靖、姚景超:《农村非正规金融发展与金融体系建设》[J],《金融研究》2006年第5期。
- [22] 孙玉奎、冯乾:《我国农村金融发展与农民收入差距关系研究——基于农村正规金融与非正规金融整体的视角》[J],《农业技术经济》2014年第11期。
- [23] 王征、鲁钊阳:《农村金融发展与城乡收入差距——基于我国省级动态面板数据模型的实证研究》[J],《财贸经济》2011年第7期。
- [24] 吴方卫:《我国农业资本存量的估计》[J],《农业技术经济》1999年第6期。
- [25] 吴骥:《农村金融生态环境的评估及优化》[J],《农业经济问题》2013年第9期。
- [26] 徐淑红:《农村基础设施投资资本存量测算》[J],《系统管理学报》2010年第2期。

- [27] 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年第9期。
- [28] 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年第6期。
- [29] 张军、章元：《对中国资本存量K的再估计》[J]，《经济研究》2003年第7期。
- [30] 张乐、黄斌全、曹静：《制度约束下的农村金融发展与农业经济增长》[J]，《农业技术经济》2016年第4期。
- [31] 张晓云、范香梅、辛兵海：《机构准入、金融包容与收入分配》[J]，《中国农村观察》2016年第9期。
- [32] 赵内奇、冯兴元：《农村金融发展战略选择：一个非正式金融视角》[J]，《农业经济问题》2008年第3期。
- [33] 赵洪丹、朱显平：《农村金融、财政支农与农村经济发展》[J]，《当代经济科学》2015年第5期。
- [34] 赵楠、李江华：《中国农业信贷效率及其影响因素研究》[J]，《数量经济技术经济研究》2015年第4期。
- [35] 周立：《农村金融市场四大问题及其演化逻辑》[J]，《财贸经济》2007年第2期。

Rural Financial Development, Capital Stock Increase, and Rural Economy Growth

Wang Jinyi

(School of Economics and Management, Wuyi University)

Research Objectives: This paper explores the influences on the rural economic growth from the development rural finance and the promotion capital stock. **Research Methods:** In this paper, the author used the perpetual inventory method to measure the rural capital stock, and then used small sample data of 1980 to 2014 to construct the VECM. Finally, the paper employed the Bootstrap-Chow test to study the effect of system variables. **Research Findings:** The rural household savings and capital stock can significantly promote the growth of rural economy, but the loan-to-deposit ratio can not do it. The rural capital play a positive effect with long lags, and the magnitude of the rural finance converting into rural GDP is highly affected by the national policy. **Research Innovations:** The paper refines the indices in the existing literature and makes a revaluation of the rural capital stock. And then, the paper used the special technology to make VECM for the small sample data. The model were strictly controlled the number of variable and lag, and used the Bootstrap-Chow test based on the simulation method. **Research Value:** The paper deepens the applicability of VECM by the discussion about the technology. Therefore, it can enhance the effectiveness of the empirical conclusions about rural finance.

Key Words: Rural Finance; Capital Stock; VECM; Bootstrap-Chow Test

JEL Classification: C32; G21

(责任编辑：白延涛)