

财政金融支农的农民增收效应及作用机制研究

王永仓 王小华¹

【摘要】基于我国 2000—2017 年的省级面板数据，实证检验了财政支农与金融支农的农民增收效应及作用机制。研究表明：一是财政支农、涉农信贷和农业保险对农民增收具有显著正向促进作用；二是国际金融危机后财政支农的增收效应有所增强，农业贷款的增收效应则无显著变化；三是财政支农与农业保险的协同作用有助于促进农民增收，财政支农与涉农信贷对农民收入增长并没有产生显著的正向促进作用；四是财政支农有助于撬动涉农信贷和农业保险的发展进而促进农民增收。为促进农村经济发展和农民收入持续增长，需要优化财政金融安排，形成财政金融支农有效协同的体制机制。

【关键词】财政支农 金融支农 农民增收 协同效应 中介效应

【中图分类号】F323.8 **【文献标识码】**A **【文章编号】**1006-169X (2021) 04-0038-11

一、引言

“三农”问题是关系国计民生的重要问题，实现乡村振兴既要解决资金从哪里来的问题，更要设法提高资金的使用效率。财政金融作为“三农”资金来源的主要渠道，在提高农村经济发展水平和促进农民收入增长方面有着重要的作用。虽然在过去相当长的一段时期，农村地区面临财政投入不足、金融发展滞后等问题。但随着国家经济实力增强，我国对“三农”问题的关注增强，各级政府部门积极采取措施引导资金流入农村，财政金融对“三农”的投入强度大幅提高，支持力度不断增强。全国农林水事务财政支出由 2004 年的 1694 亿元上升到 2018 年的 2.08 万亿元，占财政支出比重由不足 6% 提升到近年的 11% 以上。金融对“三农”的信贷服务大幅提升，2018 年金融机构全口径涉农贷款余额达到 32.68 万亿元，占各项贷款余额的 24%。农业保险发展迅猛，保险保费收入从 2007 年的 53.33 亿元上升到 2018 年的 572.65 亿元，年均复合增长 24.10%，参保农户以及承保农作物品种和面积都有很大提升。随着乡村振兴战略的推进，财政金融支农的力度将会进一步加强，如何提高财政支农资金的使用效率，促进农民收入持续增长将是一个重要问题。评估财政金融支农的增收效果，探讨财政金融支农影响农民收入增长的相互作用机制，有助于优化财政金融支农安排，强化支农资金管理，提高资金使用效率，对建立健全促进农民收入增长的长效机制和实现乡村振兴具有较强的理论意义和应用价值。

二、文献综述

（一）财政支农与农民收入增长

财政支农政策是政府干预农业最直接的方式之一，财政支农资金通过改善农业生产条件和支持农业产业化经营项目，进而提升农业综合生产能力、促进农民收入增长。但也有学者认为中国财政支农资金存在投入不足和使用效率低下的问题。温涛和王煜宇（2005）认为中国农村经济发展存在资金投入不足和使用效率低下的双重瓶颈，简单的财政支农资金注入并没有促进农民收入增长。李燕凌和欧阳万福（2011）对 2004—2006 年县乡政府财政支农的研究表明，县乡政府财政支农的功能覆盖面较窄，

¹**作者简介：**王永仓（1984-），贵州毕节人，贵州工程应用技术学院经济与管理学院，讲师，西南大学经济管理学院，博士研究生，研究方向为农村金融、农民收入；

王小华（1986-），西南大学经济管理学院，副教授，研究方向为农村金融、农民收入。

基金项目：国家社会科学基金重点项目“建立解决相对贫困的制度体系与长效机制研究”（20AZD080）；中宣部文化名家暨“四个一批”人才项目“中国特色金融扶贫理论及机制创新研究”（中宣办发[2017]年 47 号）

对农民收入不敏感。王朝才（2011）认为中国财政支农资金零星地分散在各部门，资金分散使用及效率低下的现象尤为突出。汪海洋等（2014）认为中国各项财政农业支出效率相对较低，且缺乏长效机制保障支农资金的使用效率，各项财政支农资金对农民增收的正向拉动作用不明显。

（二）农村金融与农民收入增长

现代金融理论认为金融是经济增长的核心，金融发展通过集聚资源、便利交易、分散风险等途径，改善资源跨时空配置效率，促进经济发展和福利水平的提高。但也有学者认为这种促进作用具有局限性和区域异质性，黄寿峰（2016）采用空间面板分位数分析，结果发现农村金融仅在高分位点对农民收入增长有促进作用。阮贵林和孟卫东（2016）基于省级面板数据的研究表明农业保险能够显著促进东、中部地区农民收入增长，对西部地区农民的收入增长效应不明显。石文香和陈盛伟（2019）的研究表明农业保险对农民收入增长的影响表现出门槛特征。也有很多研究表明发展中国家缺乏完善的金融体系，农村金融的配置是无效的。贾春新（2000）认为中国金融发展仅仅是通过金融资产规模的增长重新分配社会财富，对提高金融资源配置效率和收入增长没有作用。温涛和王煜宇（2005）认为农村金融发展抑制了农民收入增长。余新平等（2010）分析了中国 1978—2008 年时间序列数据，结果表明农村贷款、农业保险收入和乡镇企业贷款抑制了农民收入增长。雷荣和郭苏文（2016）认为中国农村金融体系效率水平较低，金融资源配置失衡，农村金融的这种低效率抑制了农民增收，加剧了农民贫困，拉大了城乡收入差距。

（三）财政金融协同与农民收入增长

农民收入持续增长离不开财政金融支持，在“支农”建设中，财政支农与金融支农各有分工，相互补充。如何充分发挥财政金融的职能，实现支农资金有效协同也是很多学者关注的重要问题。部分学者关注财政金融支农本身的协同程度，姜松等（2013）采用 DEA—Malmquist 指数与 GARCH 模型分析了中国 1985—2009 年的省级面板数据，结果表明中国财政金融支农的协同效率存在“集簇性”“非对称性”以及长短期演化存在差异的特征。韩占兵（2014）研究发现财政金融的协同效率水平呈东中西依次递减的态势，中国的财政金融支农总体上尚未形成协同发展的良性框架。部分学者则直接讨论财政金融支农影响农民增收的协同效应。彭克强（2008）利用 1987—2007 年的时间序列数据，认为财政金融支农处于“单干”式的严重割裂状态，需要将两者有机结合起来，发挥各自的比较优势，提高资金使用效率，促进农民收入增长。胡宗义等（2014）研究财政金融支农结构与农村经济增长的非线性效应，结果表明财政金融支农的最优结构比重为 3.502，多数省份没有达到最优比重。黄寿峰（2016）基于 1997—2013 年中国省级面板数据的分析表明，财政金融支农的协同作用对农民收入增长的影响不明显。

（四）财政支农对金融支农的撬动效应

在研究财政金融支农协同效应时，有学者认为财政资金通过金融途径投入农业，有利于提高资金的配置效率（董晓林等，2016），整合财政金融资源，提升财政支农撬动金融支农的杠杆效应是必要的（冉光和，2009）。财政支农撬动农村金融可以分为传统路径和新型路径，传统路径主要是通过利息补贴、费用奖励及税收减免等方式给予金融机构提供支持，新型路径体现为政府联合金融机构、民间资本等机构成立担保基金、风险补偿基金等。董晓林等（2016）基于交易成本的视角，认为财政支农通过降低农村金融的交易费用，激励金融机构释放更多的支农资金；但不同路径降低交易费用的类型不同，进而导致撬动金融资金的效应存在差异；此外，政府部门与金融机构之间的委托代理问题也会影响财政支农对金融支农资金的撬动效应，通过对安徽省的案例研究表明，创新型路径的金融资金转化效率更高，效果更强。也有研究认为在财政支农资金不足、财政支农体系不健全的情况下，金融机构承担了本该财政承担的职能，影响农村金融发展的可持续性。王桂堂（2005）认为改革开放以来，由于财政实力过多地被削弱以及城乡公共产品配置不合理，导致过分倚重商业性金融的支农作用而弱化了财政对农村政策性金融的支持。谢平和徐忠（2006）基于贵州的调查数据分析，认为在贫困地区公共财政未能发挥应有的作用，导致健全的金融体系无法建立，将农村金融作为支农工具，进一步扭曲了农村金融体制，只有让公共财政发挥应有的作用才能形成商业可持续的农村金融体制。王朝才（2011）认为分散的财政资金不能形成合力，更不能撬动民间资金投入。赵洪丹和朱显平（2015）

进一步指出在财政支农体系不完善和财政支农资金严重不足的情况下，农村金融机构承担了大量本该有财政承担的职能，导致金融机构无法可持续经营，很难完成服务“三农”的重任。

（五）文献评述

关于财政支农、农村金融与农民收入增长的理论及应用研究成果已经较为丰富，为探索财政金融支农的增收效应和作用机制提供了理论借鉴和逻辑起点，但是现有文献也存在以下几点不足：一是考察金融支农的农民增收效应时大多基于农业贷款这一指标，对农户贷款、农村贷款及农业保险的关注相对不足。二是关于财政支农与金融支农的协同分析相对较少，以及缺乏从实证的角度检验财政支农撬动涉农信贷、农业保险进而促进农民增收的效应。

自 2007 年起，中国农业保险有了快速发展，各省农业保险统计资料较为完整。此外，随着涉农贷款统计制度的完善，自 2009 年起各省涉农信贷有了完整的统计资料，包括涉农贷款、农业贷款、农村贷款和农户贷款的详细数据。本文充分利用这些详细统计资料，将财政支农、涉农信贷和农业保险纳入统一分析框架，利用面板数据模型检验其对农民的增收效应及互动机制。与现有文献对照，本文可能的创新在于充分利用最新的涉农贷款和农业保险统计资料，同时实证检验了涉农信贷、农业保险和财政支农的农民增收效应，并考察了财政金融间的协调效应和中介作用机制。此外，还讨论了财政支农、农业贷款的农民增收效应在金融危机前后的差异。

三、模型设定、变量说明与估计方法

（一）模型设定

1. 财政金融支农与农民收入增长

基于总量生产函数的分析框架，将财政支农、金融支农作为生产要素投入，构建反映财政支农、金融支农与农村经济产出的生产函数：

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

其中，Y 表示经济产出，K 表示资本存量，L 表示劳动投入，H 表示人力资本，G 表示财政支农，F 表示金融支农。考虑到目前中国城镇化水平仅达到 60%，农村劳动力还存在剩余的现实情况，为了重点考察财政支农、金融支农对农村经济产出的影响，参照温涛和王煜宇（2005）、王定祥等（2009）及余新平等（2010）的处理方法，对农村劳动力投入施加一个容量限制 $\bar{L}$ ，即有：

$$Y=f(K,H,G,F)\min(L,\bar{L})^\theta, \theta>0 \quad (2)$$

令 $m=(L)^\theta$ 表示农村经济的最大产出能力。一旦农村经济达到最大劳动容量，生产将达到规模收益恒定的条件，此时农村经济的产出将取决于资本投入、人力资本、财政支农和金融支农。由式（1）和式（2）可得：

$$Y=mf(K,H,G,F) \quad (3)$$

对（3）式进行全微分，即有：

$$dY=m \frac{\partial f}{\partial K} dK+m \frac{\partial f}{\partial H} dH+m \frac{\partial f}{\partial G} dG+m \frac{\partial f}{\partial K} dF \quad (4)$$

结合中国金融支农的实际情况，本文选择涉农信贷、农业保险保费收入与农业增加值的比值作为衡量金融支农的指标，分别用 SNXD 和 NYBX 表示，即有：

$$F=h(SNXD, NYBX) \quad (5)$$

将式（5）取全微分后带入式（4），即有：

$$dY=m \frac{\partial f}{\partial K} dK+m \frac{\partial f}{\partial H} dH+m \frac{\partial f}{\partial G} dG+m \frac{\partial f}{\partial SNXD} dSNXD+m \frac{\partial f}{\partial NYBX} dNYBX \quad (6)$$

用 $\frac{\partial f}{\partial K}$ 表示资本的边际产出， $\frac{\partial f}{\partial H}$ 表示人力资本的边际产出， $\frac{\partial f}{\partial G}$ 表示财政支农的边际产出， $\frac{\partial f}{\partial SNXD}$ 表示涉农信贷的边际产出， $\frac{\partial f}{\partial NYBX}$ 表示农业保险的边际产出，再对两边同时除以 m ，令 dY/m 为农民人均收入增长量，可以得到农村人均收入增长模型：

$$dY/m=\beta_1 dK+\beta_2 dH+\beta_3 dG+\beta_4 dSNXD+\beta_5 dNYBX \quad (7)$$

考虑到城市化（CSH）、贸易开放对（MYKF）和工业化水平（GYH）对农民收入增长的影响，将其作为控制变量引入式（7），从而可以得到本文的基本计量模型：

$$dNI=\beta_0+\beta_1 dK+\beta_2 dH+\beta_3 dG+\beta_4 dSNXD+\beta_5 dNYBX+\beta_6 dCSH+\beta_7 dMYKF+\beta_8 dGYH+\varepsilon \quad (8)$$

其中，NI 表示农民人均收入增长， β_0 表示常数项， β_6 表示城市化的边际收入， β_7 表示贸易开放的边际收入， β_8 表示工业化的边际收入， ε 表示随机误差项。

借鉴余新平等（2010）的做法，用农户投资（NHTZ）来代替资本增长 dK ，则式（8）可以变形为：

$$dNI=\beta_0+\beta_1 NHTZ+\beta_2 dH+\beta_3 dG+\beta_4 dSNXD+\beta_5 dNYBX+\beta_6 dCSH+\beta_7 dMYKF+\beta_8 dGYH+\varepsilon \quad (9)$$

其中，人力资本（H）、财政支农（G）、涉农信贷（SNXD）、农业保险（NYBX）、城市化（CSH）、贸易开放（MYKF）、工业化（GYH）的变化都能影响农民收入（NI）增长。由于差分变量只是水平变量前后期的差值，不难证明上述变量的水平值也存在稳定关系。对各水平变量取对数，可以得到分析财政支农、金融支农影响农民收入增长的实证模型：

$$\begin{aligned} \ln NI_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln NHTZ_{it} + \beta_2 \ln H_{it} \\ & + \beta_3 \ln G_{it} / \beta_4 \ln SNXD_{it} / \beta_5 \ln NYBX_{it} \\ & + \beta_6 \ln CSH_{it} + \beta_7 \ln MYKF_{it} + \beta_8 \ln GYH_{it} \\ & + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

其中，i 表示省份，t 表示时间， μ_i 表示个体效应， ε_{it} 表示随机项。

2. 财政金融支农影响农民增收的协同效应

财政金融的有效协同方能促进经济增长和居民增收已是经济界都认同的原理。财政金融支农的协同是指基于财政金融的功能不同而导致的分工匹配。为了检验协同作用对农民收入增长的影响，本文在式（10）分别引入 $\ln SNXD_{it} \times \ln G_{it}$ 、 $\ln NYBX_{it} \times \ln G_{it}$ ，可得到协同效应分析的面板计量模型：

$$\begin{aligned} \ln NI_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln NHTZ_{it} + \beta_2 \ln H_{it} + \beta_3 \ln G_{it} \\ & + \beta_4 \ln SNXD_{it} + \beta_6 \ln CSH_{it} + \beta_7 \ln MYKF_{it} \\ & + \beta_8 \ln GYH_{it} + a_1 \ln SNXD_{it} \times \ln G_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \ln NI_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln NHTZ_{it} + \beta_2 \ln H_{it} + \beta_3 \ln G_{it} \\ & + \beta_5 \ln NYBX_{it} + \beta_6 \ln CSH_{it} + \beta_7 \ln MYKF_{it} \\ & + \beta_8 \ln GYH_{it} + a_2 \ln NYBX_{it} \times \ln G_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

在式（11）和式（12）中，如果 a_1 、 a_2 显著大于零，则表明涉农信贷、农业保险、财政支农在促进农民增收方面存在正向的协同效应。

3. 财政支农、金融支农影响农民增收的中介效应

合理利用财政资金撬动金融资金投入也是促进农民收入增长的重要手段。为了检验财政支农撬动金融支农资金供给，进而促进农民收入增长的作用机制，借鉴温忠麒和叶宝娟（2014）关于中介效应的分析思路，建立如下中介效应计量模型：

$$\ln NI_{it} = c_0 + c_1 \ln F_{it} + \alpha \text{COV}_{ijt} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$\ln F_{it} = a_0 + a_1 \ln G_{it} + \beta \text{COV}_{ijt} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$\ln NI_{it} = b_0 + b_1 \ln G_{it} + b_2 \ln F_{it} + \gamma \text{COV}_{ijt} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

在式（13）—（15）中 COV 表示一组控制变量，即农户投资（ $\ln NHTZ$ ）、人力资本（ $\ln H$ ）、城市化（ $\ln CSH$ ）、贸易开放（ $\ln MYKF$ ）

和工业化水平(lnGYH)。

（二）变量选取与估计方法

1. 被解释变量：

农民收入(NI)。采用扣除价格因素后的农村居民人均纯收入来衡量农民收入水平，农民纯收入等于总收入扣除获得收入时发生的费用，符合农民增收的内涵（卢飞等，2017）。由于自2013年起，农村人均收入的统计由农村居民人均纯收入变更为农村居民人均可支配收入，因此2013—2017年的农民收入用农村居民人均可支配收入替代。

2. 核心解释变量：

财政支农(G)和金融支农(F)。关于财政支农，在本文研究的样本期间，中国财政支出的分类指标体系发生变化，为了使各期数据具有可比性，借鉴黄红光等(2018)的处理方式，财政支农支出的内涵如下：2000—2002年的财政支农支出为支援农村生产支出、农业综合开发支出、农林水利气象等各部门事业费及财政补贴性支出四者之和，2003—2006年为农业支出、林业支出、农林水利气象等各部门事业费三者之和，2007—2017年为财政农林水事务支出。关于金融支农，涉及到存款、信贷、保险、期货、担保等多个方面。在早期的实证文献中大多采用了农业贷款这一指标，但是在农村产业多样化、经营主体多元化、农户经营及就业活动差异化等背景下，虽然涉农贷款总体上衡量了信贷对“三农”的支持力度，但无法具体反应对“农业、农村、农户”的支持力度。自2007年起，我国的农业保险也有长足的发展，省级层面的数据较为完备。基于上述分析，本文从信贷和农业保险两个方面衡量金融支农力度。其中，涉农信贷包括全口径涉农贷款(SNDK)这一涉农信贷总量指标，以及农业贷款(NYDK)、农村贷款(NCDK)和农户贷款(NHDK)三个分类指标；农业保险则使用农业保险保费收入(NYBX)来衡量。

3. 控制变量。

借鉴已有文献，本文对以下可能影响农民收入增长的变量进行控制：农户投资(NHTZ)，采用扣除住宅投资后的农户固定资产投资衡量农户生产性投资水平；人力资本(H)，采用农村6岁以上人口平均受教育年限衡量农村人力资本水平；城市化(CSH)，采用城镇常住人口占常住总人口的比重衡量城市化进程；贸易开放(MYKF)，采用按当年平均汇率换算为人民币的进出口总额占GDP的比值来衡量；工业化程度(GYH)，采用工业增加值占GDP的比重衡量产业结构的情况。

本文采用了中国除港澳台及西藏以外的30个省（自治区、直辖市）的面板数据，所有数量来源于《新中国六十年统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国农村金融服务报告》《中国保险统计年鉴》以及Wind数据库。为平滑数据波动性，对各变量取自然对数。

按照面板数据模型通常的处理方法，采用固定效应模型(FE模型)和随机效应模型(RE模型)进行估计，并根据Hausman检验的结果确定模型的具体形式。本文所用30个省份的面板数据，时间跨度在9—18年之间，对可能存在的序列相关、截面相关、异方差问题，采用SCC模型进行修正，采用工具变量GMM、LIML和2SLS方法对内生性问题进行控制，采用交互效应和中介效应模型分析财政支农和金融支农的互动对农民收入增长的影响。

四、实证结果分析

（一）财政金融支农与农民收入增长

根据上文的理论分析，财政支农与金融支农在影响农民收入增长方面可能存在相互联系的机制，为了规避这种联系带来的

偏差，本文分别将财政支农与金融支农带入模型进行估计，Hausman 检验拒绝随机效应模型，因此采用固定效应 SCC 模型来修正 FE 模型。报告了基于式 (10) 的固定效应 SCC 模型 (FE/SCC) 估计结果。模型 (1a) 和 (1b) 表明无论是全样本期间 (2000—2017 年) 还是金融危机以后 (2009—2017) 财政支农对农民收入的弹性系数显著为正，且金融危机后的弹性系数大于全样本期间的弹性系数。

模型 (2a) 和 (2b) 显示在全样本期间 (2000—2017 年) 农业贷款对农民收入增长的弹性系数为正，通过 10% 的显著性水平检验。金融危机后 (2009—2017 年) 农业贷款的弹性系数略大，且通过 1% 的显著性水平检验。模型 (3)—(6) 表明农村贷款 (lnNCDK)、农户贷款 (lnNHDK)、涉农贷款 (lnSNDK) 和农业保险 (lnNYBX) 对农民收入的弹性系数显著为正。财政支农、涉农信贷及农业保险有助于促进农民收入的增长。此外，农村贷款、农户贷款、农业贷款的增收效应均小于涉农贷款，可以推断“三农”贷款以外的其他涉农贷款对农民收入增长的促进作用可能更强。

控制变量估计结果显示，农户投资 (lnNHTZ) 的弹性系数较小，且符号不稳定，仅在模型 (2a) 和 (2b) 中通过 10% 的显著性检验；人力资本 (lnH) 在所有模型中的弹性系数为正，且至少通过 5% 的显著性水平检验；城镇化 (lnCSH) 在所有模型中弹性系数为正，且均通过 1% 的显著性水平检验；贸易开放 (lnMYKF) 的弹性系数几乎为负，在模型 (1a) 和 (2a) 中均通过 1% 的显著性检验；工业化 (lnGYH) 的系数符号为负，且均通过 1% 的显著性水平检验。

为验证上述估计结果的稳健性，采用财政支农和涉农信贷、农业保险各自的滞后项作为工具变量，运用过度识别的广义矩估计法 (GMM)、有限信息最大似然估计法 (LIML) 和两阶段最小二乘法 (2SLS) 进行稳健性估计，以缓解可能因遗漏变量、反向因果以及解释变量测度误差等导致的内生性问题，汇报了 GMM 估计结果。

模型 (1a)—(1b) 的内生性检验在 1% 的水平上拒绝原假设，说明财政支农的内生性显著存在，因此使用工具变量的估计结果更为准确。弱工具变量检验的 F 值大于 10，表明不存在弱工具变量问题。Hansen—J 检验统计量的 P 值大 0.2，表明不能拒绝过度识别原假设。这些检验结果表明工具变量滞后期的选择是恰当的。

GMM 估计结果表明无论是全样本期间还是金融危机后，财政支农的系数都通过 1% 的显著性检验，与对应的固定效应 SCC 模型相比，GMM 估计回归系数明显提高，这说明内生性问题低估了财政支农对农民收入增长的影响。此外，国际金融危机后的增收效应依然强于全样本期间。同理可知，模型 (2a) 和 (5) 的内生性检验分别在 5% 和 1% 的水平上决绝原假设，说明内生性问题显著存在，而模型 (2b)—(4) 和模型 (6) 的内生性问题相对较轻。

模型 (2a)—(6) 弱工具变量检验 F 值均大于 10，Hansen—J 检验 P 值大于 0.1，表明可以接受过度识别原假设，滞后工具变量的选择是恰当的。模型 (2a) 和 (2b) 表明，对内生性进行控制后，农业贷款 (lnNYDK) 系数变大通过 10% 的显著性检验，全样本期间的弹性系数与金融危机后几乎相当。模型 (3)—(6) 的估计结果均表明，农村贷款 (lnNCDK) 农户贷款 (lnNHDK)、涉农贷款 (lnSNDK) 和农业保险 (lnNYBX) 的系数均通过 1% 的显著性检验。

涉农贷款和农业保险的弹性系数相对于固定效应 SCC 模型有所提高，内生性问题可能低估了涉农贷款和农业保险的农民增收效应；农户贷款的弹性系数与固定效应 SCC 模型的估计结果相当，内生性问题对农户贷款的农民增收效应影响较小；农村贷款的弹性系数小于固定效应 SCC 模型的估计结果，内生性问题可能高估了农业贷款的农民增收效应。基于 LIML 和 2SLS 的估计结果与 GMM 估计结论基本一致 (由于篇幅限制，没有报告估计结果)，说明工具变量估计结果具有稳健性。

固定效应 SCC 模型的估计结果表明财政支农、涉农信贷和农业保险对农民收入增长具有显著的促进效应，采用工具变量法对内生性处理后，依然不改变模型的基本结论。相对于全样本期间估计结果，国际金融危机后财政支农对农民收入增长的弹性系数明显更大，表明财政支农对农民的增收效应得到增强，受益于“精准扶贫”“精准脱贫”等一系列政策的支持，农民从财政支农中获取的收益明显提高。

全样本期间的估计结果还表明，农业贷款的增收效应相对较弱，在多数模型中仅通过 10% 的显著性检验，这一情况在金融危机后并没有得到改善¹²。此外，全口径涉农贷款的增收效应明显强于农业贷款、农村贷款和农户贷款，仅就增加农民收入而言直接增加对“三农”的贷款供给，并非提高农民收入的最佳路径，其他类型的涉农贷款对农民的增收效应可能更强。造成这种情况的原因可能与“三农”领域经营活动的低收益性和高风险有关。并且受到“三农”金融服务成本高、风控难等因素的影响，政府主导的金融支农模式很难具有持续性，其运作效率并不高。农业保险的增收效应不及涉农贷款和财政支农，这是因为农业保险的功能在于提供保障，减少损失，保持农业经营者收入的稳定性。

（二）财政金融支农影响农民收入的协同效应

财政支农、金融支农由于各自功能不同，在解决“三农”问题的过程中需要充分发挥各自的职能，协调搭配，密切配合，以促进农村经济发展、提高农民收入增长。为检验财政支农与涉农信贷、财政支农与农业保险的协同作用对农民收入的影响，遵循一般文献的处理方法，对交互项进行标准化处理，然后将交互项和相应的主变量同时引入式（11）和式（12）进行估计，报告了固定效应 SCC 模型估计结果。

模型（1a）—（4）表明农业贷款、农村贷款、涉农贷款与财政支农的交互项（ $\ln NYDK \times \ln G$ 、 $\ln NCDK \times \ln G$ 、 $\ln SNDK \times \ln G$ ）系数不显著，农户贷款和财政支农的交互项（ $\ln NHDK \times \ln G$ ）系数显著为负数，农户贷款和财政支农的交互作用在一定程度上抑制了农民收入增长。需要注意的是农业贷款和财政支农的交互项在全样本期间的系数为正，在金融危机后为负，财政支农与农业贷款的协同效应并没有得改善，如模型（1a）和（1b）所示。

模型（5）的交互项系数（ $\ln NYBX \times \ln G$ ）系数为正，通过 10% 的显著性检验，财政支农与农业保险的协同作用在一定程度上有助于农民收入提高。为检验上述结果的稳健性，将农机和化肥使用情况加入控制变量组（限于篇幅，没有报告估计结果），估计结果与上述结论基本一致。

协同效应的估计表明，财政支农与涉农贷款的交互项系数不显著，总体上财政支农与涉农信贷的协同作用没有有效促进农民收入增长，二者在促进农民收入增长方面存在协同效率低下的问题。从分类回归结果来看，财政支农与农业贷款、财政支农与农村贷款的协同作用对农民增收的影响不显著，财政支农与农户贷款的协同作用在一定程度上抑制了农民收入增长。财政支农与农业保险的协同作用在一定程度上促进农民收入增长。

在当前阶段，虽然财政支农、各项涉农信贷、农业保险对农民增收的效应较为明显，但是彼此之间的协同效应依然存在不足，尤其是财政支农和涉农信贷对农民增收的影响总体上依然处于“单干”状态。虽然社会各界均意识到财政支农与金融支农的协同方能促进农村经济发展和农民收入增长，并进行了很多有益探索。但现实是两者协同推进的最佳结合点并未找到，金融财政化及财政金融化的现象时有发生，总体上依然尚未形成有效的协同机制，在某些情况下甚至出现相互抵消的局面，削弱了对农村经济发展及农民收入增长的支持力度。

（三）财政金融支农影响农民收入增长的中介效应

通过中介效应模型来分析财政支农撬动金融支农资金投入进而影响农民收入的作用机制。根据中介效应的分析方法（温忠麟和叶宝娟，2014），模型（2a）—（6）报告了基于式（13）的估计结果，模型（1）—（5）和模型（6）—（10）分别报告了基于式（14）和式（15）的估计结果。模型（1）—（5）的估计结果显示，财政支农（ $\ln G$ ）对农业贷款（ $\ln NYDK$ ）、农村贷款（ $\ln NCDK$ ）、农户贷款（ $\ln NHDK$ ）、涉农贷款（ $\ln SNDK$ ）和农业保险（ $\ln SNBX$ ）的弹性系数为正，且均通过显著性水平检验，表明了财政支农显著撬动了涉农信贷和农业保险的发展。

模型（6）的估计结果显示，财政支农（ $\ln G$ ）与农民收入的弹性系数为 0.399，且通过 1% 的显著性水平检验，但是农业贷

款（lnNYDK）的弹性系数为负数，且未通过显著性检验，因此财政支农通过促进农业贷款进而促进农民收入增长的中介效应可能不存在。模型（7）—（10）的估计结果显示所有变量的估计系数均为正，且通过显著性检验。这说明财政支农通过促进农村贷款、农户贷款、农业保险进而带动农民增收的中介效应是存在的，且表现为不完全的中介效应。换句话说，财政支农不仅能够直接促进农民收入增长，还能够通过撬动农业贷款、农村贷款、涉农信贷及农业保险的供给进而促进农民增收。将农机和化肥使用情况引入控制变量组的稳健性估计结果依然没有改变模型的基本结论（限于篇幅限制，没有汇报估计结果）。

五、结论及启示

本文建立了总量生产函数模型，实证检验了财政金融支农对农民增收的影响及互动机制。研究结论如下：一是财政支农、涉农信贷和农业保险对农民收入增长都有积极作用，农业贷款、农村贷款和农户贷款的增收效应明显弱于全口径涉农贷款。二是从时间差异看，金融危机后财政支农的增收效应得到明显提高，农业贷款的增收效应则无显著差异。三是财政支农、涉农信贷、农业保险在促进农民增收方面存在协同效率不足的问题。

财政支农与农业保险的协同作用有助于农民收入增长；财政支农与涉农信贷并没有形成有效的协同效应，实际上，财政支农与农户贷款的交互作用在一定程度上抑制了农民收入增长。四是从机制看，财政支农通过撬动农村金融服务增加从而有利于农民收入增长。具体路径表现为：财政支农促进了农村贷款、农户贷款、涉农贷款及农业保险进而促进农民增收。财政支农能够撬动农业贷款，但并不能因此有效促进农民增收。

当前财政金融支农仍然面临一些难题，财政金融支农服务与“三农”的实际需求相比仍有很大的空间，财政金融支农之间的有效协同机制亟待完善。要进一步健全财政金融支农政策体系，加强农村金融基础设施建设，优化财政金融资金投向，提高财政支农、涉农信贷和农业保险对“三农”的服务能力。

完善“三农”财政投入保障机制，整合各项财政支农资金，优化资金投入结构，规范资金的投入渠道，加强财政支农资金的监督管理。扩大农村金融服务的覆盖面和服务领域，加大金融服务产品和服务技术创新力度，增强对新型农业经营主体和新产业的支持力度，切实提高金融服务“三农”的效率。明晰政府与市场边界，整合财政金融资源，继续完善农村财政金融的互动机制，实现财政支农、涉农信贷和农业保险的功能互补和有效协同；创新财政引导金融支农路径，充分利用财政资金的撬动金融支农的杠杆作用以带动金融支农资金的高效投入，助推三次产业融合发展，提高农村经济发展质量、促进农民收入可持续增长和城乡经济融合发展。

参考文献：

- [1]董晓林，吕沙，金晔. 财政引导金融支农的路径及其效应分析[J]. 经济问题，2016, (12):89-94.
- [2]韩占兵. 中国区域财政支农与金融支农协同效率水平研究——基于省际面板数据的分析[J]. 经济与管理，2014, (4): 56-61.
- [3]胡宗义，苏静，唐李伟. 基于PSTR模型的财政金融支农效应研究[J]. 统计与决策，2014, (1):133-136.
- [4]黄红光，白彩全，易行. 金融排斥、农业科技投入与农业经济发展[J]. 管理世界，2018, (9):67-78.
- [5]黄寿峰. 财政支农、金融支农促进了农民增收吗？——基于空间面板分位数模型的研究[J]. 财政研究，2016, (8):78-90.
- [6]贾春新. 金融深化：理论与中国的经验[J]. 中国社会科学，2000, (3):50-59+204.

-
- [7]姜松,曹峥林,王钊.中国财政金融支农协同效率及其演化规律[J].软科学,2013,(2):6-11.
- [8]雷崇,郭苏文.中国区域金融支农绩效水平的实证研究——基于DEA模型的省际差异分析[J].江西社会科学,2016,(2):44-49.
- [9]李燕凌,欧阳万福.县乡政府财政支农支出效率的实证分析[J].经济研究,2011,(10):110-122+149.
- [10]卢飞,张建清,刘明辉.政策性农业保险的农民增收效应研究[J].保险研究,2017,(12):67-78.
- [11]彭克强.财政与金融支农整合的理论架构与方略[J].社会科学,2008,(12):46-54.
- [12]冉光和.财政金融政策与城乡协调发展[M].北京:科学出版社,2009.
- [13]阮贵林,孟卫东.农业保险、农业贷款与农户人均纯收入——基于中国省际面板数据的实证分析[J].当代经济科学,2016,(5):69-76+98+126.
- [14]石文香,陈盛伟.农业保险促进了农民增收吗?——基于省级面板门槛模型的实证检验[J].经济体制改革,2019,(2):84-91.
- [15]汪海洋,孟全省,亓红帅,等.财政农业支出与农民收入增长关系研究[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2014,(1):72-79.
- [16]王朝才.推进财政支农资金整合提高财政支农资金效率——评胡振虎著《财政支农资金整合论》[J].财政研究,2011,(3):79-80.
- [17]王定祥,李伶俐,冉光和.金融资本形成与经济增长[J].经济研究,2009,(9):39-51+105.
- [18]王桂堂.农村政策性金融与财政支农关系[J].经济经纬,2005,(4):132-134.
- [19]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——基于中国1952-2002年的经验验证[J].中国农村经济,2005,(10):20-29.
- [20]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,(5):731-745.
- [21]谢平,徐忠.公共财政、金融支农与农村金融改革——基于贵州省及其样本县的调查分析[J].经济研究,2006,(4):106-114.
- [22]余新平,熊翥白,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+96.
- [23]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,(5):96-108+127-128.

注释:

1 由于缺乏金融危机前农村贷款、农户贷款和涉农贷款的详细资料，农业保险的强势发展也起于 2007 年，因此本文仅讨论农业贷款的增收效应在金融危机后的变化。

2 为检验关于金融危机后财政支、农业贷款增收效应变化的判断的可靠性，引入时间虚拟变量 T ，令金融危机前 $T=0$ ，金融危机后 $T=1$ ，将财政支农与农业贷款分别与 T 相乘，得到 $\ln G \times T$ 和 $\ln NYDK \times T$ ，将 T 、 $\ln G \times T$ 、 $\ln NYDK \times T$ 分别带入相应模型进行估计。结果表明 $\ln G \times T$ 的系数显著为正， $\ln NYDK \times T$ 的系数不显著（限于篇幅，没有汇报相应的估计结果），进一步证实了本文的上述观点。