

财政支农与金融助农促进农民增收的空间溢出和门槛特征

李艳秋¹ 辛立秋² 赵孟鑫³

(1.黑龙江外国语学院,哈尔滨 150050;2.东北农业大学,哈尔滨 150030;
3.黑龙江省财政科学研究所,哈尔滨 150001)

内容提要:本文基于2010年-2019年全国31个省份的相关数据,利用空间面板回归模型和面板门槛模型考察财政支农、金融助农与农村居民收入增长的非线性空间关系。研究表明,财政支农与农村金融的深化发展对农村居民收入水平增长的促进作用具有空间溢出效应,并且呈现区域异质性特征。其中,西部地区省份财政支持对农民增收的促进作用显著,东中部地区金融助农效果更佳;财政金融助农增收具有明显的门槛特征,当农村居民收入跨越第一门槛值而低于第二门槛时,财政支农促进农民增收的效果会减弱但仍然具有显著正向促进作用;当农村居民收入跨越第二门槛时,金融助农增收的效果凸显。此外,农业GDP占比高的省份及地区农业产业布局优良有助于农民增收;农林牧渔从业人员数量的增加可能增加就业压力,对增收产生抑制作用。

关键词:财政支农 金融助农 农民增收 空间溢出 门槛特征

中图分类号:F812.45 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-9544(2021)10-0065-07

一、引言与文献回顾

长期以来,三农问题被全社会广泛关注,农村经济取得举世瞩目的成绩,农民收入水平显著提高。据2019年数据显示,我国贫困人口较2010年减少约16000万,农村居民人均可支配收入达到16021元。虽然,整体性贫困问题基本解决,但与中高收入国家相比差距依然较大,内在的结构性矛盾突出,尤其近年来,农业产业结构性矛盾为农民增收带来阻力。针对经济新常态下的三农问题,2021

年中央农村工作会议就明确指出要保障农村地区资金投入力度,发挥财政和金融的支持作用。据国家统计局数据显示,2019年地方财政农林水事务支出22330.46亿元,较上年增长8.96%;涉农贷款余额至2018年末升至32.7万亿元。在财政支农、涉农贷款规模不断扩大,农村经济快速增长的同时,财政支农与农村金融服务的深化发展能否有效促进农民增收?农村地区资源禀赋,经济发展水平、产业结构都不尽相同,那么财政支农与金融助农是否存在空间异质性?此外,根据“地理学第一定律”各地

[收稿日期]2021-06-15

[作者简介]李艳秋,硕士研究生,经济师,研究方向为农村金融;辛立秋(通讯作者),教授,博士生导师,研究方向为农村金融;赵孟鑫,副研究员,研究方向为财政理论与政策。

[基金项目]黑龙江省哲学社科项目(20JYB045)。

区财政支农、金融助农的增收效应是否存在空间联系?基于此,本文立足于财政支农、金融助农与农村居民收入水平的关系研究,探究财政支农和金融助农的增收效应,这对于解决城乡二元化问题,缩小城乡收入差距具有重要意义。

关于财政投入对农民增收的影响,学者主要持两种观点:一部分学者认为,财政投入能够提升农业科技水平及创新能力,进而促进农民收入水平提升(杨建利等,2013^[1];邹文杰,2015^[2];魏建,2011^[3]);也有一部分学者持不同观点,认为我国财政支农资金使用效率相对较低,且缺少持续稳定的长效机制,致使增收效果不明显(李燕凌,2011^[4];汪海洋等,2014^[5];王谦等 2016^[6])。对于金融助农的增收效应,Greenwood 等(1990)提出金融发展和收入分配之间存在倒 U 型关系^[7]。Burgess 等(2005)以印度农村地区数据为研究样本,发现农村金融机构数量与当地贫困发生率呈现反向变动。也就是说,农村金融机构的深化发展有助于农村居民脱贫增收^[8]。国内一些学者的研究观点与其一致,如吕勇斌等(2014)^[9]、张兵等(2015)^[10]。关于财政与金融的联动效应,学者们认为,二者能够有机结合发挥杠杆作用,但由于效率低,增收效果不显著(彭克强,2008^[11];黄寿峰,2016^[12])。

综合现有研究不难发现,关于财政支农与金融助农的增收效应,以往研究多建立在空间同质性的假设下,未能充分考虑二者在增收过程中可能存在的空间效应,较少采用空间面板数据进行分析。以往研究多假设财政支农、金融助农与农民收入水平的提高具有线性关系,而忽视了可能存在的非线性联系,忽视不同收入水平下的异质性特征。基于此,本文借鉴现有研究成果,尝试构建空间面板模型和面板门槛模型进行回归分析,以考察财政支农与金融助农增收的空间溢出效应以及门槛特征,为深入探究财政金融支持农业农村发展提供经验证据。

二、变量选择、数据来源与模型构建

(一)变量选择与数据来源

为了探究财政支农和金融助农对农民收入水平的影响,本文在肖育才(2017)^[13]和王谦(2017)^[6]相关研究的基础上,变量选取具体如下:

农村居民收入水平(Income)。农村居民人均可支配收入水平能够真实反映农村居民收入水平、生活水平和消费能力的变化,因此本文选取农村居民人均可支配收入作为被解释变量,衡量农村居民收入水平与增收能力。

财政支农(Pfis)。财政支农支出是指政府补贴和保障农业生产、乡村环境改善、提升农村生活水平的各种财政资金。本文以各省农林水事务支出衡量财政支农支出,其数值除以乡村人口数量得到财政支农力度。

金融助农(Passets)。考虑到农村金融机构在农村地区具有经营优势,具体表现为营业网点数量多、被当地农民熟知等。同时,农村金融机构对农业生产经营的资金支持力度较大,农村金融机构在农村地区的数量与资产规模在一定程度上能够反映当地的金融深化程度。因此,本文采用农村金融机构资产与乡村人口比值来衡量金融助农强度。

控制变量包括:(1)农村劳动力(Labor),用农林牧渔从业人员数量表示。(2)农业播种面积(Area),用农作物总播种面积表示。(3)农业产业结构(Strgdg),用第一产业 GDP 与地区 GDP 的比值表示。

以上数据来自《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国区域金融运行报告》和国家统计局网站,样本期为 2010 年-2019 年,样本数为全国 31 省份。描述性统计分析见表 1,部分缺失数据用移动平均法进行插值补全。

(二)模型的构建

1.空间面板模型的构建

现有财政支农与金融助农对农村居民收入影响的实证研究大多仅考虑时间维度,而忽视空间特征。为检验空间效应的存在,本文采用全局 Moran 指数检验金融助农、财政支农以及农村居民可支配收入水平是否存在空间相关性。以地理相邻标准构建空间权重矩阵如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{区域 } i \text{ 与区域 } j \text{ 相邻} \\ 0, & \text{区域 } i \text{ 与区域 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad (1)$$

对 2010 年-2019 年金融助农、财政支农以及农村居民收入水平指标进行 Moran I 检验,结果如 2。

表 1 变量描述性统计

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
Income	310	11367.79	5200.77	3425.00	33195.20
Pfis	310	0.38	0.33	0.07	2.01
Passets	310	5.40	5.63	0.00	33.87
Area	310	5296.23	3914.93	88.55	14902.72
Strgdp	310	0.11	0.08	0.003	0.26
Labor	310	920.06	711.46	5.01	3004.05

表 2 Moran 检验

年份	金融助农		财政支农		农村居民收入	
	Moran I	临界值 Z	Moran I	临界值 Z	Moran I	临界值 Z
2010	0.201	2.460	0.121	1.553	0.408	4.232
2011	0.202	2.446	0.143	1.707	0.422	4.324
2012	0.221	2.579	0.135	1.645	0.424	4.338
2013	0.213	2.506	0.151	1.841	0.438	4.473
2014	0.211	2.489	0.155	1.886	0.439	4.484
2015	0.241	2.773	0.152	1.897	0.436	4.464
2016	0.229	2.638	0.163	1.926	0.432	4.440
2017	0.233	2.701	0.099	1.333	0.430	4.425
2018	0.232	2.682	0.111	1.424	0.429	4.429
2019	0.240	2.786	0.129	1.588	0.425	4.394

检验结果显示,金融助农、财政支农以及农村居民收入水平指标的 Moran I 均在[-1, 1]之间,且均不为 0。大多数年份在 5%置信水平上通过了检验,其中财政支农指标的 Moran I 正态统计量 Z 值在 2010 年-2015 年均高于 0.05 水平的临界值(1.65),金融助农与农村居民人均可支配收入指标的 Moran I 正态统计量 Z 值在 2010 年-2019 年均高于 0.01 水平上的临界值(1.96)。这表明金融助农、财政支农以及农村居民收入水平均存在较强的空间自相关。

本地区的金融助农、财政支农以及农村居民可支配收入水平会受到邻近地区相关指标的影响。

基于 LM-lag 和 LM-err 检验进行模型选择(见表 3)。从 LM 检验结果来看,空间误差模型和空间滞后模型均通过了显著性检验,空间误差模型拟合效果更好。为了将两种模型的滞后性全部包含在内且避免残差自相关带来的影响,本文选择同时包含两种滞后性的空间杜宾模型。

表 3 LM 检验和稳健 LM 检验

检验	LM-err	LM-lag	Robust LM-err	Robust LM-lag
SLM(SAR)	719.4139***	2.0722	746.7144***	29.3727***
SEM	47.1043***	0.2494	47.5009***	0.6460

空间杜宾模型如下：

$$\ln income = \rho W \ln income_i + \beta_1 \ln passets_i + \beta_2 \ln pfis_i + \beta_3 \ln labor_i + \beta_4 \ln area_i + \beta_5 \ln strgdp_i + \phi_1 W \ln passets_i + \phi_2 W \ln pfis_i + \phi_3 W \ln labor_i + \phi_4 W \ln area_i + \phi_5 W \ln strgdp_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

2. 面板门槛模型的构建

本文采用 Hansen(1999)提出的面板门槛模型，将财政支农与金融助农作为门槛值测定对象，分别建立面板门槛模型。选择农村居民收入作为门槛变量， δ 、 ϕ 为待估值， q_{it} 为门槛变量，模型如下：

$$\ln income = \alpha_{it} + \beta_1 \ln pfis_{it} \cdot I(q_{it} \leq \delta_1) + \beta_2 \ln pfis_{it} \cdot I(\delta_1 < q_{it} \leq \delta_2) + \dots + \beta_n \ln pfis_{it} \cdot I(\delta_{n-1} < q_{it} \leq \delta_n) + \beta_{n+1} \ln pfis_{it} \cdot I(q_{it} > \delta_n) + \theta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln income = \alpha_{it} + \beta_1 \ln passets_{it} \cdot I(q_{it} \leq \phi_1) + \beta_2 \ln passets_{it} \cdot I(\phi_1 < q_{it} \leq \phi_2) + \dots + \beta_n \ln passets_{it} \cdot I(\phi_{n-1} < q_{it} \leq \phi_n) + \beta_{n+1} \ln passets_{it} \cdot I(q_{it} > \phi_n) + \theta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

三、实证结果与分析

(一) 财政支农与金融助农促进农民增收的空间溢出效应

1. 空间杜宾模型估计结果。经 Hausman 检验，三种模型的检验结果均在 1% 的置信水平上拒绝了原假设(随机效应)，因而本文采用固定效应进行实证

分析，并使用稳健标准误对模型进行估计。固定效应中，空间固定拟合效果最好，根据表 4 估计结果可以看出，空间相关系数 ρ 在 1% 的置信水平上显著，这表明农村居民收入水平在具有明显的空间相关性，即本地区的收入水平会受到其他地区收入水平的影响，也就是说农村居民收入水平的增长具有聚集效应。

从关键变量回归系数来看，金融助农(lnpassets)的系数为 0.0951，财政支农指标的系数为 0.0677，二者系数均为正，且在 5% 的置信水平上显著，这表明金融助农水平与财政支农均能在一定程度上促进农村居民收入水平的提高。从其他控制变量的回归系数来看，农业播种面积(lnarea)的系数为 0.0489，且在 5% 水平上显著，这表明农业播种面积每提高 1%，农村居民收入水平就提高 0.0489%。农业产业结构(lnstrgdp)的系数为 0.0141，系数为正，表明第一产业在 GDP 中的占比提高，有助于农村居民提高收入。农村劳动力投入(lnlabor)的系数为 -0.00874，但不显著，原因可能是农村地区的劳动力供给过剩导致竞争，进而降低农村居民收入水平，但其作用效果有限。从空间滞后项系数来看，核心解释变量金融助农水平(lnpassets)的系数和财政支农(lnpfis)的系数均不显著，需要对空间效应作进一步分解。

表 4 空间杜宾模型估计结果

变量	混合回归	空间固定效应	时间固定效应	双固定效应
常数项	3.072***[0.5311]	/	/	/
lnpfis	0.0667**[0.0216]	0.0677**[0.0215]	-0.0424[0.0631]	0.0436*[0.0259]
lnpassets	0.108***[0.0298]	0.0951**[0.0315]	0.138***[0.0358]	0.0494*[0.0297]
lnarea	0.0542***[0.0160]	0.0489**[0.0161]	0.110**[0.0349]	0.0747***[0.0176]
lnstrgdp	0.000642[0.0223]	0.0141[0.0222]	-0.122***[0.0313]	0.0316[0.0211]
lnlabor	-0.00904[0.0109]	-0.00874[0.0142]	-0.0307[0.0354]	0.00930[0.0129]
W*lnpfis	0.00662[0.0348]	0.0214[0.0368]	-0.295**[0.1455]	-0.0636[0.0424]
W*lnpassets	0.0279[0.0285]	0.0243[0.0315]	0.140*[0.0827]	-0.0233[0.0449]
ρ	0.649***[0.0551]	0.636***[0.0641]	0.296**[0.1352]	0.255**[0.1149]
R^2	0.9896	0.9894	0.8492	0.9074
σ^2	0.000741***[0.0002]	0.000665***[0.0002]	0.0124***[0.0031]	0.000564***[0.0001]

注：括号内为标准误，***、** 和 *，分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著(下同)。

2.直接效应和空间溢出效应分析。进一步分析金融助农(lnpassets)和财政支农(lnpfis)的空间溢出效应,本文借鉴 LeSage 和 Pace(2009)^[14]的研究,将总效应分解为直接效应和间接效应。直接效应表示某地区财政支农与金融助农对农民收入的影响,其中包括本地区财政金融等政策被邻近地区模仿与采用后反过来影响本地区农民收入而产生的反馈效应;间接效应即空间溢出效应表示邻近地区财政金融助农政策对本地区农民收入水平的影响。效应分解运用 Stata 软件中“spxtregress”程序进行计算。

如表 5 所示,直接效应系数均为正,表明在农民增收过程中财政与金融助农的正向促进作用。财政的扶持与农村金融的深化发展有助于农民获得生产资金,能够降低农业贷款的资金成本,助力农村经济发展,进而促进农民增收,这种增收效应能够带动邻近地区效仿,形成良性循环;金融助农与财政支农的间接效应系数为正,说明两项指标在空间上具有溢出效应,金融与财政投入对本地区及邻近地区农村居民收入水平的提高发挥促进作用。究其原因,可能是要素流动具有逐利特征,容易形成集聚现象。

表 5 空间杜宾模型直接效应与间接效应

效应	变量	混合回归	空间固定效应	时间固定效应	双固定效应
直接效应	lnpfis	0.0793***[0.0240]	0.0833**[0.0258]	-0.0669[0.0746]	0.0407[0.0264]
	lnpassets	0.128***[0.0253]	0.111***[0.0264]	0.147***[0.0314]	0.0459[0.0256]
	lnarea	0.0473[0.0213]	0.0427[0.0206]	0.119***[0.0329]	0.0773***[0.0199]
	lnstrgdp	0.0192[0.0215]	0.0323[0.0217]	-0.125***[0.0307]	0.0407[0.0208]
	lnlabor	-0.00732[0.0136]	-0.00410[0.0202]	-0.0532[0.0386]	0.0124[0.0144]
间接效应	lnpfis	0.139[0.0845]	0.172[0.0882]	-0.432**[0.2187]	-0.0612[0.0605]
	lnpassets	0.248**[0.0858]	0.208*[0.0875]	0.232**[0.0847]	-0.0136[0.0634]
	lnarea	-0.0853[0.0994]	-0.0859[0.0972]	0.152*[0.0887]	0.0228[0.0528]
	lnstrgdp	0.174***[0.0514]	0.183**[0.0567]	-0.0501[0.0672]	0.142**[0.0442]
	lnlabor	0.0368[0.0789]	0.0693[0.1136]	-0.267[0.2220]	0.0795[0.0585]
总效应	lnpfis	0.218*[0.0977]	0.255*[0.1064]	-0.498*[0.2781]	-0.0204[0.0698]
	lnpassets	0.375***[0.0932]	0.318***[0.0949]	0.378***[0.1006]	0.0323[0.0732]
	lnarea	-0.0380[0.1129]	-0.0432[0.1090]	0.271***[0.0787]	0.100[0.0613]
	lnstrgdp	0.193***[0.0477]	0.215***[0.0513]	-0.175**[0.0681]	0.183***[0.0355]
	lnlabor	0.0294[0.0874]	0.0652[0.1292]	-0.320[0.2416]	0.0919[0.0663]

3.稳健性检验。前文研究主要基于地理相邻标准构建的空间权重矩阵,并没有将经济活动的空间相关性考虑在内。本文借鉴李婧等(2010)的研究,将区域经济活动纳入到空间权重矩阵以检验实证结果的稳定性^[15]。结果表明,采用经济距离空间权重矩阵后,空间杜宾模型仍然为最优选择,主要估计系数方向和显著性水平没有根本变化,实证结果稳健可靠。此外,考虑到模型估计中的内生性问题,本文进一步采用空间动态面板模型来对模型进行稳健性检验,估计结果依然稳健。

(二) 金融助农与财政支农促进农民增收的门槛特征

1. 门槛效应检验。本文运用 Stata15 使用 bootstrap 方法对模型进行门槛效应检验,结果如表 6 显示,存在单一门槛和双重门槛效应。门槛值估计结果如表 7 所示,在双重门槛下,门槛值为 [4904, 13262]和[5028, 13262]。这表明财政支农与金融助农对农民增收的作用在不同收入水平下存在非线性关系。

表 6 门槛效应检验

模 型		F 值	P 值	临界值		
				1%	5%	10%
模型(3)	单一门槛	128.02***	0.0000	41.3779	32.0591	27.1007
	双重门槛	356.09***	0.0000	24.6519	21.1313	17.7608
	三重门槛	59.21	0.4700	108.3789	95.9128	88.9390
模型(4)	单一门槛	167.77***	0.0000	47.0515	34.6015	26.5698
	双重门槛	366.02***	0.0000	39.7888	26.7779	20.3287
	三重门槛	29.86	0.6767	68.1380	60.3860	56.2140

表 7 门槛值估计结果

模型(3)	门槛估计值	95%置信区间	模型(4)	门槛估计值	95%置信区间
门槛值 γ_1	13262.00	[13242.00, 1331.38]	门槛值 ϕ_1	13262.00	[13242.00, 13331.38]
门槛值 γ_2	4904.00	[4758.00, 5028.00]	门槛值 ϕ_2	5028.00	[4828.50, 5087.00]

2.模型估计结果。从表 8 模型(3)估计结果可知,当农村居民收入低于第一门槛值 4904 元时,财政支农系数估计值为 0.7756 且在 1%的置信水平上显著,这表明财政支农能有效促进农村居民收入水平的提高;当农村居民收入介于 4904 元和 13262 元之间时,系数估计值为 0.3184 且在 1%的置信水平上显著,可以看出当农村居民收入跨过第一门槛值但低于第二门槛值时系数估计值减少,财政支农促进增收的效果减弱,但正向促进作用依然显著;当农村居民收入大于 13262 元跨越第二门槛值时,财政支农系数为-1.9037,系数为负且在 5%的置信水平上显著,这表明

财政支农的增收效应并非单调递增的,而是存在非线性关系,收入达到一定水平后,增收效应减弱甚至出现抑制。从模型(4)的估计结果可知,当农村居民收入低于第一门槛值 5028 元时,金融助农系数估计值为-0.2827,系数为负且在 5%的置信水平上显著。这表明金融助农不能有效促进农村居民收入水平的提高甚至出现抑制作用;当农村居民收入介于 5028 元和 13262 元之间时,系数估计值为 0.0372,系数为正但不显著;当农村居民收入跨越第二门槛值 13262 元时,金融助农为 0.2018 系数为正且在 10%的置信水平上显著,这表明在此阶段金融助农增收的效果凸显。

表 8 面板门槛模型估计结果

变量	模型(3)	模型(4)
Lnpfis	/	0.0349[0.1116]
Lnpfis(income ≤ 4904)	0.7756***[0.0861]	/
Lnpfis(4904 < income ≤ 13262)	0.3184***[0.0840]	/
Lnpfis(income > 13262)	-1.9037**[0.0897]	/
lnpassets	-0.1782**[0.0858]	/
lnpassets(income ≤ 5028)	/	-0.2827**[0.1344]
lnpassets(5028 < income ≤ 13262)	/	0.0372[0.1210]
lnpassets(income > 13262)	/	0.2018*[0.1155]
lnarea	-0.5768***[0.0944]	0.0305[0.0712]
lnstrgdp	0.1301[0.0843]	0.1478**[0.0670]
lnlabor	-0.1135**[0.0422]	-0.0180[0.0401]
R ²	0.8581	0.8721

根据各省份农村居民收入水平与其门槛值的大小, 本文将全国 31 个省份进行划分。截至 2019 年全国仅有 9 个省份农村人均居民收入处于 13262 元以下, 且全部大于 5028 元。如表 9 所示, 农村居民收入水平低于 13262 元的省份除山西省外均属于西部省份, 由此可见, 相对于东中部地区省份, 西

部地区省份财政支农的增收效应处于正向促进区间, 同时金融助农的增收的效果逐渐凸显; 东中部地区由于现阶段农村居民收入水平较高 (大于 13262 元), 财政支农对农民增收的抑制作用开始显现, 与此同时金融助农增收的效果逐步增强。

表 9 2019 年农村居民收入水平门槛值与省份分布

门槛值及区间	省份
5028<Income≤13262	山西、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆
Income>13262	北京、天津、河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川

四、结论与启示

本文根据财政支农与金融助农在促进农村居民增收方面可能存在的空间特征和门槛效应, 构建空间计量模型, 检验财政支农与金融助农在促进农村居民增收方面的非线性空间特征。结果表明: 第一, 财政支农与金融助农规模的扩大能够促进区域性农民增收, 增收效应呈非线性特征且具有空间溢出效应。第二, 农民增收过程中金融助农与财政支农具有显著的门槛特征。对于财政支农的增收效应, 当农村居民收入低于第一门槛值 4904 元时, 财政支农能有效促进农村居民收入水平的提高, 当农村居民收入跨越第一门槛值 4904 元而低于第二门槛 13262 元时, 财政支农促进农民增收的效应开始减弱; 当农村居民收入大于 13262 元时, 财政支农的增收效应出现反方向变化; 对于金融助农的增收效应, 当农村居民收入低于第一门槛值 5028 元, 金融助农不能有效促进农村居民收入水平的提高甚至出现抑制作用; 当农村居民收入介于第一门槛值 5028 元与第二门槛值 13262 元之间时, 金融助农的增收效应处于正向促进区间; 当农村居民收入大于 13262 元时, 金融助农增收的效果进一步凸显。第三, 东中西部省份的增收效应具有异质性, 西部地区财政支农促进农民增收效果明显, 而东中部地区金融助农增收的效果更好。此外, 农业占比高的地

区多为“农业大省”, 能够为农业发展提供客观条件, 有助于农民增收; 农林牧渔从业人员数量的增加可能增加就业压力, 对增收产生抑制作用。

基于上述研究结论, 本文得出以下启示: 首先, 建立财政支农促进农村居民增收的长效机制, 一方面应考虑空间异质性, 在实际的支农过程中优势地区应发挥引领示范作用; 另一方面要关注财政支农的“门槛效应”, 根据本地农村居民收入水平, 综合权衡财政支农与农民增收等目标, 对于收入水平较低的省份(如云南、贵州等)加大财政补贴与财政政策的倾斜。其次, 深化金融服务促进农民收入水平提高, 一方面, 应充分考虑金融助农的区域不均衡特征, 加强对农村欠发达地区的金融支持, 合理引导农村信贷资金服务于农业生产经营, 服务于农村经济; 在发达地区, 要尽快建设、完善多层次、多样化的农村金融服务体系, 合理引导农村信贷资金的配置, 鼓励适度竞争。另一方面, 考虑到金融助农的门槛特征, 结合当前本区域农村居民收入水平与经济发展阶段合理配置金融资源。对于东中部发达地区或省份给予较大力度的金融扶持, 发挥其促进区域性农民增收的引领作用, 带动欠发达邻近地区农民增收。此外, 发展农村经济, 优化农业产业结构的同时, 提高农村居民受教育水平, 提升劳动者综合素质, 适应农村产业结构调整过程中的岗位需求。

(下转第 79 页)

- [7] 王振军. 我国退休年龄延迟设计研究[J]. 西北人口, 2014, 35(5): 29-34.
- [8] 冯媛. 从同龄退休的争论看公共政策的决策过程[J]. 妇女研究论丛, 2003(6).
- [9] 陈卫民, 李莹. 退休年龄对中国城镇职工养老金性别差异的影响分析[J]. 妇女研究论丛, 2004(1).
- [10] 杨贞贞, 史文钊, 陈立影, 等. 法定退休年龄延迟对劳动力市场的挤占效应研究[J]. 第一资源, 2010(3): 144-162.
- [11] 阳义南, 谢予昭. 推迟退休年龄对青年失业率的影响——来自 OECD 国家的经验数据[J]. 中国人口科学, 2014(4): 46-56.
- [12] 饶茜, 江文昶, 姜宇. 提高我国养老保险退休年龄的相关研究——财务平衡下对缴费率影响的定量分析[J]. 财经问题研究, 2005(1): 64-70.
- [13] 穆怀忠. 老年社会保障负担系数研究[J]. 人口研究, 2001(4): 19-23.
- [14] 柳清瑞, 金刚. 人口红利转变、老龄化与提高退休年龄[J]. 人口与发展, 2011, 17(04): 39-47+63.
- [15] David A. Wise. Introduction to Perspectives on the Economics of Aging [M]. University of Chicago Press, 2004.
- [16] Franklin A Michello, William F. Ford. The Unemployment Effects of Proposed Changes in Social Security's "Normal Retirement Age" [J]. Business Economics, 2006(4): 38-46.
- [17] Ford M W. The Unemployment Effects of Proposed Changes in Social Security's Normal Retirement Age [J]. Business Economics, 2006, 41(2): 38-46.
- [18] Martins P S, Novo A A, Portugal P. Increasing the Legal Retirement Age: The Impact on Wages, Worker Flows and Firm Performance [J]. IZA Discussion Paper, 2009, 6(1): 1-36.
- [19] Magnani R.A. General Equilibrium Evaluation of the Sustainability of the New Pension Reforms in Italy [J]. Research in Economics, 2011, 65(1): 5-35.
- [20] Miyazaki K. The Effects of the Raising the Official Pension Age Policy in an Overlapping Generations Economy [J]. Economics Letters, 2014, 123(3): 329-332.
- [21] 林熙, 林义. 延迟退休对我国劳动者养老金收入的影响——基于 Option Value 模型的预测[J]. 人口与经济, 2015(6): 12-21.
- [22] 王天宇, 邱牧远, 杨澄宇. 延迟退休、就业与福利[J]. 世界经济, 2016(8): 69-93.
- [23] 封进. 延迟退休对养老金财富及福利的影响: 基于异质性个体的研究[J]. 社会保障评论, 2017(4): 46-59.

【责任编辑 王东伟】

(上接第 71 页)

参考文献:

- [1] 杨建利, 岳正华. 我国财政支农资金对农民收入影响的实证分析——基于 1991-2010 年数据的检验[J]. 软科学, 2013(1): 42-46.
- [2] 邹文杰, 冯琳洁. 空间异质性, 收入门槛与财政支农减贫效应[J]. 财经论丛, 2015(9): 18-26.
- [3] 魏建, 杨志明, 张广辉. 财政支农支出对农村居民消费结构的影响: 基于中国省际面板数据的分析[J]. 农业技术经济, 2011(11): 45-54.
- [4] 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.
- [5] 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.
- [6] 王谦, 李超, 侯建国. 我国财政支农支出对农村居民消费的影响效应——基于 1995-2015 年分省面板数据的实证分析[J]. 经济与管理评论, 2017(6): 104-111.
- [7] Greenwood, Jeremy and Boyan Jovanovic. Financial Development, Growth, and the Distribution of Income [J]. Journal of Political Economy, 1990, 4: 1076-1107.
- [8] Burgess R, Pande R. Do rural banks matter? Evidence from the Indian social banking experiment [J]. American Economic Review, 2005, 95(3): 780-795.
- [9] 吕勇斌, 赵培培. 我国金融助农与反贫困绩效: 基于 2003-2010 年的经验证据[J]. 农业经济问题, 2014(1).
- [10] 张兵, 翁辰. 金融助农的减贫效应——空间溢出和门槛特征[J]. 农业技术经济, 2015(9): 39-49.
- [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] 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]. 财经纵横, 2016(8): 78-90.
- [13] 肖育才, 姜晓萍. 财政支农支出对城乡收入差距影响的实证研究[J]. 经济问题探索, 2017(11): 35-44.
- [14] James LeSage, R. Kelley Pace. Introduction to Spatial Econometrics (M). CRC Press Taylor & Francis Group, 2009.
- [15] 李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J]. 管理世界, 2010(7): 43-55.

【责任编辑 郭艳娇】