

王兆林. 重庆市农村“三权”抵押对农民收入增长影响分析[J]. 江苏农业科学, 2018, 46(3): 303–307, 314.  
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.03.074

# 重庆市农村“三权”抵押对农民收入增长影响分析

王兆林

(重庆工商大学旅游与国土资源学院, 重庆 400067)

**摘要:** 尝试构建研究假设, 引入在农民收入研究中较少采用的普通最小二乘法 (ordinary least squares, 简称 OLS) 逐步回归分析方法与常用的格兰杰因果关系分析方法, 对重庆市农村“三权”抵押与农民收入增长关系进行定量分析。结果表明, 重庆市“三权”抵押贷款额增加能够显著促进农民纯收入的增长, 林权抵押较农房产权和农地承包经营权对农民纯收入的带动促进作用更大; 重庆市“三权”抵押贷款额增加能够显著促进农民家庭经营性收入的增长, 农村“三权”抵押对农民家庭经营性收入增加促进作用的大小依次为林权、农房产权、农地承包经营权; 重庆市“三权”抵押贷款额增加能够显著促进农民财产性收入的增长, 农村“三权”抵押对农民财产性收入增长的促进作用大小依次为林权、农房产权、农地承包经营权。

**关键词:** 农村“三权”抵押; 农民纯收入; 家庭经营性收入; 财产性收入; 林权; 农房产权; 农地承包经营权

**中图分类号:** F323.8    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1002-1302(2018)03-0303-05

农村“三权”抵押是指农民用林权、农房产权、农地承包经营权作抵押向金融机构申请贷款。中国共产党第十八届中央委员会第三次全体会议、2014 年中央经济工作会议、2014 年中央农村工作会议和中共中央国务院《关于全面深化改革加快推进农业现代化的若干意见》等政策文件均就加快发展农村“三权”抵押提出具体的意见与要求, 显然农村“三权”抵押是破解当前农民生产融资难, 发展农村金融, 繁荣农村经济, 促进农民增收脱贫的重要制度创新。

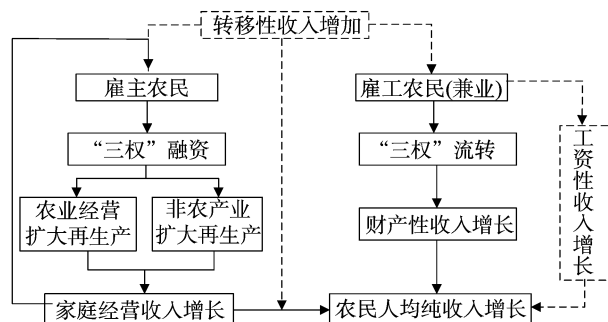
当前有关农村“三权”抵押的研究, 总体分为 3 个方面: 一是对农村“三权”抵押现状、问题及措施的探讨, 如陈悦等通过重庆市“三权”抵押的实际操作与相关机理分析, 找出当前“三权”抵押存在的问题, 并提出针对性的对策建议<sup>[1]</sup>; 二是基于农户视角分析其抵押贷款的需求意愿, 如肖轶等基于重庆市农户调查数据, 运用 Logistic 回归模型分析影响重庆市农户参与农村“三权”抵押贷款融资的各种因素<sup>[2]</sup>; 三是基于金融机构视角分析其土地承包经营权的抵押贷款意愿, 如兰庆高等基于辽宁省基层农村信贷员的调查数据, 运用 Probit 模型对金融机构开展土地经营权抵押贷款意愿及其影响因素的实证分析<sup>[3]</sup>。

纵观相关研究不难发现, 学术界尽管对农村“三权”抵押能够促进农民收入增长已经形成定性共识, 但这种共识仅仅是定性地笼统分析农村“三权”对农民收入的影响, 没有进行定量分析, 鉴于此, 笔者尝试引入在农民收入研究中较少采用的普通最小二乘法 (ordinary least squares, 简称 OLS) 逐步回归分析方法与常用的格兰杰因果关系分析方法, 结合较早开展

农村“三权”抵押的重庆市有关数据, 定量分析农村“三权”中各具体权属抵押对农民收入增长的影响, 在此基础上进一步厘清具体某一权属抵押对农民具体收入的影响, 以期补充理论研究的不足, 本研究结果可为地方政府决策提供参考。

## 1 研究假设

从农民收入上来讲, 衡量农民收入的指标通常为农民纯收入, 该指标由农民工资性收入、家庭经营性收入、财产性收入及转移性收入等 4 部分组成。在当前农村融资相对困难、农村抵押物缺失的背景下, 农民可通过“三权”抵押获得用于农业或非农业扩大再生产的必要资金<sup>[4-7]</sup>。有了必要的资金来源, 作为雇主的农民可以通过发展现代农业或者投资非农产业, 实现其纯收入的大幅增长。雇工农民的林地使用权、农地承包经营权抵押入股流转或农房流转后, 同样能够获得必要的财产性收入。通过上述分析不难发现, 农村“三权”抵押与农民纯收入关系较大, 特别是与从事农业或非农业生产的经营性收入、财产性收入存在较大关系, 但与农民兼业工资性收入及政策性的转移性收入关系不大 (图 1)。因而在分析农村“三权”对农民收入增长的影响过程中, 本研究重点分析“三权”对农民纯收入、家庭经营性收入、财产性收入的影响。



实线表示农业收入来源; 虚线表示非农业收入来源

图1 农村“三权”抵押与农民收入增长的关系

收稿日期: 2016-09-01

基金项目: 国家社会科学基金 (编号: 14CJY043); 重庆市教委科学技术项目 (编号: KJ1600621); 重庆市教委高校人文社会科学项目 (编号: 16SKGH094)。

作者简介: 王兆林 (1979—), 男, 山东临沂人, 博士, 副教授, 副研究员, 硕士生导师, 主要从事农村土地经济研究。E-mail: wzhaolin@163.com。

从具体权属来看,在农村“三权”中林业生产具有资金需求量大、周转慢、经营生产周期长等特点;农地承包经营具有易受季节性、自然灾害影响以及市场性明显等特点;农房具有估价困难、不易处置等特点。农村“三权”的不同特点决定了金融机构开展“三权”抵押业务时会区别对待,由此产生了各权属抵押贷款额的差异。因而“三权”中的具体产权也可能对农民纯收入、家庭经营性收入、财产性收入产生差异化影响。基于以上分析,结合农村“三权”抵押能够促进农民收入增长这一共识,本研究提出如下研究假设,并通过重庆市的实证加以检验。

假设 1:林权抵押贷款额增加能够显著促进农民纯收入增长。假设 1.1:林权抵押贷款额增加能够显著促进农民家庭经营性收入增长。假设 1.2:林权抵押贷款额增加能够显著促进农民财产性收入增长。

假设 2:农房产权抵押贷款额增加能够显著促进农民纯收入增长。假设 2.1:农房产权抵押贷款额增加能够显著促进农民家庭经营性收入增长。假设 2.2:农房产权抵押贷款额增加能够显著促进农民财产性收入增长。

假设 3:农地承包经营权抵押贷款额增加能够显著促进农民纯收入增长。假设 3.1:农地承包经营权抵押贷款额增加能够显著促进农民家庭经营性收入增长。假设 3.2:农地承包经营权抵押贷款额增加能显著促进农民财产性收入增长。

2 实证研究

作为我国统筹城乡综合配套改革试验区,重庆市自 2008 年就开始试水农村“三权”抵押融资工作,是在省级层面开展此项工作较早的地区。据重庆市金融工作办公室统计,2008—2015 年年底,全市各类金融机构开展的林权抵押贷款额累计达到 294.6 亿元,农地承包经营权抵押贷款额累计达

到 107.2 亿元,农房产权抵押贷款额累计达到 124.0 亿元。重庆市农村“三权”抵押融资的发展对盘活该区域农村固化资产,解决农民融资瓶颈,促进农民收入增长产生重要影响。

2.1 数据与方法

2.1.1 数据来源 本研究数据主要来源于 2 个部分:①所涉及的重庆市农民纯收入(NMCSR)、家庭经营性收入(JYXSR)、财产性收入(CCXSR)数据来自 2009—2015 年《重庆市统计年鉴》《中国农村统计年鉴》与《中国农村住户调查年鉴》,其中 2015 年数据来源于《重庆市 2015 年国民经济和社会发展统计公报》。②所涉及的 2008—2015 年重庆市林权(LINQUAN)、农房产权(NONGFANG)、农地承包经营权(CHENGBAO)抵押贷款额来源于重庆市农村土地交易所与重庆市金融办的有关统计。

2.1.2 思路与方法 第 1 步:首先应用基础数据进行农民纯收入、家庭经营性收入、财产性收入与林权、农房产权、农地承包经营权抵押贷款额的 OLS 线性估计;其次检查各变量间是否存在多重共线性关系,若存在则须要先消除多重共线性关系再进行农民纯收入、家庭经营性收入、财产性收入与“三权”抵押各变量的逐步回归。第 2 步:首先进行各变量的单位根检验,确定其平稳性;其次利用格兰杰因果关系模型分析农民纯收入、家庭经营性收入、财产性收入与林权、农房产权、农地承包经营权抵押贷款额各变量间是否存在因果关系。第 3 步:将 2 种方法的估计结果进行比对与印证,形成实证研究结果,并对其解释。

2.2 OLS 逐步回归分析

2.2.1 方程多重共线性诊断 本研究利用 Eviews 6.0 统计分析软件,对 3 个因变量 NMCSR、JYXSR、CCXSR 与 3 个自变量 LINQUAN、NONGFANG、CHENGBAO 进行 OLS 回归。结果如表 1 所示。

表 1 “三权”抵押贷款额与农民收入增长 OLS 回归结果

因变量	自变量	回归系数	标准误	t 值	P 值(t 统计)
农民纯收入	LINQUAN	23.788 8	176.907 7	0.134 5	0.009 7
	NONGFANG	-25.630 6	173.866 3	-0.147 4	0.887 6
	CHENGBAO	256.054 5	480.754 2	0.532 6	0.076 4
	常数项	-35 745.566 2	49 006.289 8	-0.729 4	0.049 3
	拟合优度	0.920 7			
家庭经营性收入	LINQUAN	4.215 9	1.068 7	3.945 0	0.007 6
	NONGFANG	-3.222 0	1.050 3	-3.067 7	0.022 0
	CHENGBAO	13.629 1	2.904 2	4.693 0	0.013 4
	常数项	-2 441.161 0	296.038 8	-8.246 1	0.000 2
	拟合优度	0.991 4			
财产性收入	LINQUAN	0.030 9	0.012 6	2.451 9	0.049 7
	NONGFANG	0.001 6	0.012 4	0.126 8	0.903 2
	CHENGBAO	0.048 7	0.034 2	1.423 7	0.020 4
	常数项	40.988 1	3.485 9	11.758 3	0.000 0
	拟合优度	0.946 9			
	F 值	35.631 2			
	P 值(F 统计)	0.000 3			

结果显示,3 个回归方程 (*NMCSR*、*JYXSR*、*CCXSR*) 的拟合优度 ( $R^2$ ) 均大于 0.9,  $F$  统计量相应  $P$  值均较小,分别为 0.008 3、0.000 0、0.000 3,说明各回归方程拟合结果在 0.05 的检验水平上总体显著;自变量 *NONGFANG* 的  $t$  统计量的  $P$  值在 3 个回归方程中均较大,不能通过  $t$  检验,说明该自变量与 3 个因变量 (*NMCSR*、*JYXSR*、*CCXSR*) 可能分别存在多重共线性。通过对各方程自变量 (*LINQUAN*、*NONGFANG*、*CHENGBAO*) 进行进一步的相关分析发现,自变量 *NONGFANG* 与其他自变量之间的相关系数较高,因而可以认定各方程的自变量间均存在多重共线性。

表 2 各自变量一元回归结果

因变量	自变量	系数估计值	$t$ 值	$P$ 值	$R^2$
农民纯收入	<i>LINQUAN</i>	62.692 6	1.212 1	0.001 1	0.945 8
	<i>NONGFANG</i>	290.696 5	1.430 4	0.027 5	0.703 7
	<i>CHENGBAO</i>	64.252 2	0.829 4	0.023 9	0.646 4
家庭经营性收入	<i>LINQUAN</i>	9.052 3	13.159 8	0.000 0	0.955 8
	<i>NONGFANG</i>	34.332 4	6.467 5	0.000 2	0.839 4
	<i>CHENGBAO</i>	11.667 3	5.196 7	0.000 8	0.771 5
财产性收入	<i>LINQUAN</i>	0.042 1	10.152 3	0.000 0	0.928 0
	<i>NONGFANG</i>	0.158 9	5.763 0	0.000 4	0.805 9
	<i>CHENGBAO</i>	0.051 3	4.024 3	0.003 8	0.669 3

2.2.2.1 农民纯收入 首先,加入 *NONGFANG*,以 *LINQUAN* 和 *NONGFANG* 为自变量,以 *NMCSR* 为因变量,重新估计方程

$$\begin{cases} NMCSR = -30\,822.94 + 77.701\,61LINQUAN + 3.737NONGFANG \\ [R^2 = 0.920\,4; P(F) = 0.004\,5] \quad [0.035\,6(0.027\,0)] \quad [0.654\,1(0.034\,0)] \end{cases}^{\circ} \quad (1)$$

由回归方程(1)可知,*LINQUAN*、*NONGFANG* 的  $t$  值分别为 0.035 6、0.654 1,相应  $P$  值分别为 0.027 0、0.034 0,该方程的  $R^2 = 0.920\,4$ ,  $F$  统计量的  $P$  值为 0.004 5,表明该回归方程的拟合结果总体显著。在 0.05 的检验水平下,*NONGFANG*

$$\begin{cases} NMCSR = -38\,490.47 + 95.205\,4LINQUAN + 16.573\,2NONGFANG + 13.915\,6CHENGBAO \\ [R^2 = 0.916\,9; P(F) = 0.002\,3] \quad [0.870\,7(0.041\,3)] \quad [0.343\,7(0.041\,1)] \quad [0.472\,8(0.032\,1)] \end{cases}^{\circ} \quad (2)$$

同理,回归方程(2)的有关参数表明,在 0.05 的检验水平下,*CHENGBAO* 的系数估计值也能够通过  $t$  检验,予以保留。

回归方程(1)与(2)说明,*LINQUAN*、*NONGFANG* 和 *CHENGBAO* 对 *NMCSR* 均有显著的正向影响,即重庆市“三

$$\begin{cases} JYXSR = -3\,059.972 + 10.736\,5LINQUAN + 6.907\,8NONGFANG \\ [R^2 = 0.978\,0; P(F) = 0] \quad [6.644\,5(0.000\,3)] \quad [2.658\,4(0.032\,5)] \end{cases}^{\circ} \quad (3)$$

由回归方程(3)可知,*LINQUAN*、*NONGFANG* 的  $t$  统计值分别为 6.644 5、2.658 4,相应  $P$  值分别为 0.000 3、0.032 5,该方程的  $R^2 = 0.978\,0$ ,  $F$  统计量的  $P$  值为 0,表明该回归方程的拟合结果总体显著。在 0.05 的检验水平下,*NONGFANG*

$$\begin{cases} JYXSR = -2\,441.161 + 7.215\,8LINQUAN + 3.376\,2NONGFANG + 1.221\,9CHENGBAO \\ [R^2 = 0.931\,5; P(F) = 0] \quad [3.944\,9(0.007\,6)] \quad [2.133(0.034\,1)] \quad [3.067\,6(0.022\,0)] \end{cases}^{\circ} \quad (4)$$

同理,回归方程(4)的有关参数表明,在 0.05 的检验水平下,*CHENGBAO* 的系数估计值也能够通过  $t$  检验,予以保留。

回归方程(3)与(4)说明,自变量 *LINQUAN*、*NONGFANG* 和 *CHENGBAO* 对因变量 *JYXSR* 均有显著的正向影响,即重庆

$$\begin{cases} CCXSR = 406.868 + 8.211\,4LINQUAN + 3.012\,9NONGFANG \\ [R^2 = 0.946\,7; P(F) = 0] \quad [4.301\,1(0.043\,6)] \quad [2.451\,9(0.009\,7)] \end{cases}^{\circ} \quad (5)$$

2.2.2 逐步回归分析 由于上述 3 个回归方程的自变量间均存在多重共线性,因此须要分别进行逐步回归分析。本研究将因变量 *NMCSR*、*JYXSR*、*CCXSR* 分别对自变量 *LINQUAN*、*NONGFANG*、*CHENGBAO* 进行 OLS 回归,得到的一元回归模型参数结果如表 2 所示。各方程按照各自变量一元回归模型拟合优度的大小进行排序。3 个方程各自变量一元回归模型拟合优度 ( $R^2$ ) 的大小顺序均为 *LINQUAN* > *NONGFANG* > *CHENGBAO*。因而,3 个方程均以 *LINQUAN* 为基础,分别依次加入 *NONGFANG*、*CHENGBAO* 变量进行逐步回归。

得到的回归结果如下:

的系数估计值能够通过  $t$  检验,予以保留。

其次,加入 *CHENGBAO*,以 *LINQUAN*、*NONGFANG* 和 *CHENGBAO* 为自变量,以 *NMCSR* 为因变量,重新估计方程得到的回归结果如下:

权”抵押贷款额增加能够显著促进农民纯收入的增长。

2.2.2.2 农民家庭经营性收入 首先,同样加入 *NONGFANG*,以 *LINQUAN* 和 *NONGFANG* 为自变量,以 *JYXSR* 为因变量,重新估计方程得到的回归结果如下:

的系数估计值能够通过  $t$  检验,予以保留。

其次,加入 *CHENGBAO*,以 *LINQUAN*、*NONGFANG* 和 *CHENGBAO* 为自变量,以 *JYXSR* 为因变量,重新估计方程得到的回归结果如下:

市“三权”抵押贷款额的增加能够显著促进农民家庭经营性收入的增长。

2.2.2.3 农民财产性收入 首先,同样加入 *NONGFANG*,以 *LINQUAN* 和 *NONGFANG* 为自变量,以 *CCXSR* 为因变量,重新估计方程得到的回归结果如下:

由回归方程(5)可知,*LINQUAN*、*NONGFANG* 的 *t* 值分别为 4.301 1、2.451 9,其相应 *P* 值分别为 0.043 6、0.009 7,该方程的  $R^2=0.946\ 7$ ,*F* 统计量的 *P* 值为 0,表明该回归方程的拟合结果总体显著。在 0.05 的检验水平下,*NONGFANG*

$$\begin{cases} CCXSR = -3\ 241.235 + 16.713\ 4LINQUAN + 8.230\ 2NONGFANG + 1.207\ 6CHENGBAO \\ [R^2 = 0.966\ 9; P(F) = 0.000\ 3][1.568\ 9(0.016\ 1)] \quad [0.126\ 8(0.023\ 2)] \quad [0.324\ 6(0.042\ 7)] \end{cases} \quad (6)$$

同理,回归方程(6)的有关参数表明,在 0.05 的检验水平下,*CHENGBAO* 的系数估计值也能够通过 *t* 检验,予以保留。

回归方程(5)与(6)说明,自变量 *LINQUAN*、*NONGFANG*、*CHENGBAO* 对因变量 *CCXSR* 均有显著的正向影响,即重庆市“三权”抵押贷款额增加能够显著促进其农民财产性收入增长。

的系数估计值能够通过 *t* 检验,予以保留。

其次,加入 *CHENGBAO*,以 *LINQUAN*、*NONGFANG* 和 *CHENGBAO* 为自变量,以 *CCXSR* 为因变量,重新估计方程得到的回归结果如下:

2.3 格兰杰因果关系检验

2.3.1 单位根检验 本研究利用 Eviews 6.0 计量经济分析软件对各变量进行单位根检验,以确保其平稳性。检验结果(表 3)显示,变量 *NMCSR*、*JYXSR*、*CCXSR*、*LINQUAN*、*NONGFANG*、*CHENGBAO* 均为非平稳数列,对其进行一阶差分后,所有数列均在 0.01 水平下平稳且一阶单整。

表 3 各变量单位根检验结果

变量名称	检验类型	ADF 检验统计值	显著性水平 (临界值)	平稳性
<i>NMCSR</i>	C、T、I	-2.598 0	10% (-2.771 1)	不平稳
$\Delta$ <i>NMCSR</i>	N、N、I	-3.827 9	1% (-3.007 4)	平稳
<i>JYXSR</i>	C、T、I	-1.607 8	10% (-3.174 2)	不平稳
$\Delta$ <i>JYXSR</i>	N、N、I	-2.961 7	1% (-2.079 6)	平稳
<i>CCXSR</i>	C、T、I	-1.110 9	10% (-2.383 5)	不平稳
$\Delta$ <i>CCXSR</i>	C、N、I	-8.899 8	1% (-4.803 4)	平稳
<i>LINQUAN</i>	C、T、I	-2.315 3	10% (-4.973 6)	不平稳
$\Delta$ <i>LINQUAN</i>	N、N、I	-2.937 2	1% (-2.263 9)	平稳
<i>NONGFANG</i>	C、T、I	0.379 8	10% (-1.022 9)	不平稳
$\Delta$ <i>NONGFANG</i>	N、N、I	-4.217 3	1% (-2.945 1)	平稳
<i>CHENGBAO</i>	C、T、I	-2.110 9	10% (-2.801 4)	不平稳
$\Delta$ <i>CHENGBAO</i>	N、N、I	-3.001 8	1% (-1.537 2)	平稳

注:C、T、I 分别代表该检验类型在迪基-福勒检验(argumented dickey-fuller test,简称 ADF)中是否有截距项、时间趋势项、滞后期(滞后 1 期),N 指该检验类型不包括 C 或 T。

2.3.2 格兰杰因果检验 为进一步检验“2.2”节 OLS 逐步回归结果的准确性,利用 Eviews6.0 统计分析软件对一阶差分后的因变量 *NMCSR*、*JYXSR*、*CCXSR* 与自变量 *LINQUAN*、*NONGFANG*、*CHENGBAO* 分别进行格兰杰因果检验,结果如表 4 所示。

由表 4 可知,在 5% 的置信水平下,滞后 1~2 期内有如下特点:(1)因变量 *NMCSR* 与自变量 *LINQUAN*、*NONGFANG*、*CHENGBAO* 之间,分别存在由 *LINQUAN*、*NONGFANG*、*CHENGBAO* 到 *NMCSR* 的单向格兰杰因果关系,说明 *LINQUAN*、*NONGFANG*、*CHENGBAO* 是引起 *NMCSR* 变化的格兰杰因,即重庆市“三权”抵押贷款额的增长能够显著促进其农民纯收入增长,这与回归方程(1)与(2)的检验结果一致。(2)因变量 *JYXSR* 与自变量 *LINQUAN*、*NONGFANG*、*CHENGBAO* 之间分别存在由 *LINQUAN*、*NONGFANG*、*CHENGBAO* 到 *JYXSR* 的单向格兰杰因果关系,说明 *LINQUAN*、*NONGFANG*、*CHENGBAO* 是引起 *JYXSR* 变化的格兰杰因,即重庆市“三权”抵押贷款额的增长能够显著促进农民家庭经营性收入的增长,这与回归方程(3)与(4)的检验结果一致。(3)因变量 *CCXSR* 与自变量 *LINQUAN*、*NONGFANG*、*CHENGBAO* 之间分别存在由 *LINQUAN*、*NONGFANG*、*CHENGBAO* 到 *CCXSR* 的单向格兰杰因果关系,说明 *LINQUAN*、*NONGFANG*、*CHENGBAO* 是引起 *CCXSR* 变化

的格兰杰因,即重庆市“三权”抵押贷款额的增长能够显著促进农民财产性收入的增长,这与回归方程(5)与(6)的检验结果一致。

3 结果与分析

本研究利用 OLS 逐步回归与格兰杰因果检验,结合重庆市有关统计数据,分别对农民纯收入、农民家庭经营性收入、农民财产性收入与林权、农房产权、农地承包经营权关系进行定量分析,2 种方法分析结果一致认为:

(1)重庆市“三权”抵押贷款额增加能够显著促进农民纯收入的增长,验证假设 1、2、3。进一步结合回归方程(2)各个变量的回归系数可以看出,林权抵押较其他 2 权(农房产权和农地承包经营权)对农民纯收入的带动促进作用更大。

现阶段林权抵押较农房产权及农地承包经营权抵押受到的现行法律及制度约束少,其社会保障替代作用较弱,因而处置更为方便,同时单位面积林木价值较农产品高。正是由于林地具有价值较高、易评估、易处置等优点,金融机构更倾向于开展林权抵押业务;2015 年笔者所在课题组针对重庆市 23 家金融机构开展农村“三权”抵押业务调查,结果显示,开展林权抵押业务的有 23 家,开展农房产权抵押业务的有 17 家,开展农地承包经营权抵押业务的有 12 家;正是由于林权抵押更受金融机构的欢迎,因而林权抵押贷款额也较其他 2 权高;

表 4 农村“三权”抵押与农民收入增长格兰杰因果检验结果

因变量	自变量	检验原假设	滞后期	<i>F</i> 检验统计值( <i>P</i> 值)	对原假设的判断
农民纯收入	LINQUAN	$\Delta LINQUAN \nrightarrow \Delta NMCSR$	1	0.969 9(0.036 9)	拒绝
			2	1.174 4(0.045 9)	拒绝
		$\Delta NMCSR \nrightarrow \Delta LINQUAN$	1	2.339 1(0.186 7)	不拒绝
			2	3.373 3(0.228 7)	不拒绝
	NONGFANG	$\Delta NONGFANG \nrightarrow \Delta NMCSR$	1	3.334 4(0.027 4)	拒绝
			2	6.327 9(0.036 5)	拒绝
		$\Delta NMCSR \nrightarrow \Delta NONGFANG$	1	0.110 6(0.753 0)	不拒绝
			2	5.471 7(0.154 5)	不拒绝
	CHENGBAO	$\Delta CHENGBAO \nrightarrow \Delta NMCSR$	1	0.079 5(0.009 3)	拒绝
			2	2.045 1(0.028 4)	拒绝
		$\Delta NMCSR \nrightarrow \Delta CHENGBAO$	1	0.032 3(0.864 4)	不拒绝
			2	0.393 3(0.717 7)	不拒绝
家庭经营性收入	LINQUAN	$\Delta LINQUAN \nrightarrow \Delta JYXSR$	1	0.054 7(0.028 4)	拒绝
			2	0.060 5(0.034 3)	拒绝
		$\Delta JYXSR \nrightarrow \Delta LINQUAN$	1	0.027 7(0.874 2)	不拒绝
			2	0.114 7(0.187 1)	不拒绝
	NONGFANG	$\Delta NONGFANG \nrightarrow \Delta JYXSR$	1	0.015 8(0.014 8)	拒绝
			2	4.018 2(0.025 4)	拒绝
		$\Delta JYXSR \nrightarrow \Delta NONGFANG$	1	0.039 9(0.854 9)	不拒绝
			2	1.015 9(0.496 1)	不拒绝
	CHENGBAO	$\Delta CHENGBAO \nrightarrow \Delta JYXSR$	1	0.788 9(0.016 4)	拒绝
			2	0.441 0(0.049 4)	拒绝
		$\Delta JYXSR \nrightarrow \Delta CHENGBAO$	1	5.473 2(0.415 1)	不拒绝
			2	2.175 7(0.314 9)	不拒绝
财产性收入	LINQUAN	$\Delta LINQUAN \nrightarrow \Delta CCXSR$	1	0.225 9(0.025 5)	拒绝
			2	0.239 5(0.036 8)	拒绝
		$\Delta CCXSR \nrightarrow \Delta LINQUAN$	1	0.114 1(0.749 2)	不拒绝
			2	0.189 6(0.840 6)	不拒绝
	NONGFANG	$\Delta NONGFANG \nrightarrow \Delta CCXSR$	1	1.056 7(0.031 1)	拒绝
			2	1.691 5(0.041 5)	拒绝
		$\Delta CCXSR \nrightarrow \Delta NONGFANG$	1	0.106 9(0.756 8)	不拒绝
			2	0.146 3(0.872 4)	不拒绝
	CHENGBAO	$\Delta CHENGBAO \nrightarrow \Delta CCXSR$	1	0.005 5(0.023 4)	拒绝
			2	4.664 1(0.046 6)	拒绝
		$\Delta CCXSR \nrightarrow \Delta CHENGBAO$	1	4.097 9(0.198 8)	不拒绝
			2	1.496 1(0.400 6)	不拒绝

注:“ $\nrightarrow$ ”代表变量因果关系方向。

由重庆市金融办数据可知,2008—2015 年重庆市林权抵押贷款额高于农房产权与农地承包经营权之和。正是由于存在这种优势,林权抵押后形成的林业生产经营及林产品开发等环节的扩大再生产较为容易,因而其对农民纯收入增长的促进作用更大。

(2)重庆市“三权”抵押贷款额增加能够显著促进其农民家庭经营性收入的增加,验证假设 1.1、2.1 和 3.1。进一步结合回归方程(4)各个变量的回归系数可以看出,农村“三权”抵押对农民家庭经营性收入带动促进作用的大小依次为林权、农房产权、农地承包经营权。

现阶段农民家庭经营性收入主要来源于农业经营收入,尽管当前农村抵押物缺失,但农民在进行扩大再生产融资过程中,较少将承包经营权质押,而是通过其他渠道融资后流转更多农地进行规模经营,由此造成农地承包经营权抵押额偏少。另外,为较快获得生产资金,农民在选择抵押物的过程中,通常会首先选择金融机构较容易接受的抵押物进行抵押。

由于现阶段农房产权流转没有形成有形市场,也没有建立相应的宅基地价格评估机构,加上其流转受到严格限制,因此尽管有国家政策支持,但金融机构普遍对农房抵押较为谨慎,金融机构更倾向于开展具有价值较高、易评估、易处置、约束少、易替代等特点的林权抵押业务,由此造成 2008—2015 年重庆市年度林权抵押额远高于农房抵押额,因而使得林权较农房产权对农民家庭经营性收入的带动促进作用更大。

(3)重庆市“三权”抵押贷款额增加能够显著促进其农民财产性收入的增长,验证假设 1.2、2.2 和 3.2。进一步结合回归方程(6)各个变量的回归系数可以看出,农村“三权”抵押对农民财产性收入带动促进作用的大小依次为林权、农房产权、农地承包经营权。

现阶段在农村金融发展相对滞后的背景下,农民财产性收入主要来源于土地流转收益、投融资收益及存款利息收入等。因而农村“三权”抵押对农民财产性收入促进作用的大

(下转第 314 页)

3.2.5 加快建设农村社会保障体系 建议尽快完善失地农民社会保险制度,并做好与现有城乡养老保险制度时间衔接工作,保证失地农户随时都可享受到社会保障。

#### 参考文献:

- [1] 中华人民共和国农村土地承包法(第 2 条、第 16 条)[Z]. 2002.
- [2] 韦 福. 论农村土地承包经营权抵押的必要性和可行性[J]. 河池学院学报,2007,27(6):122-124.
- [3] 李宏伟. 我国土地承包经营权抵押的法律制度构建[J]. 中共杭州市委党校学报,2010,1(1):51-54.
- [4] 许 聪. 论农村土地承包经营权抵押的必要性[J]. 现代商贸工业,2013(19):161-163.
- [5] Wang H H. Economic value of tradable farmland use rights and mortgage loans in China[J]. Agricultural Finance Review,2008,68(2):289-300.
- [6] Rosato - Stevens M. Peasant land tenure security in China's transitional economy [J]. Boston University International Law Journal,2008,26:97-141.
- [7] 孙晏儒,祁燕泰,包雅薇. 农村集体土地使用权抵押融资业务开展情况研究——以天津地区为例[J]. 华北金融,2014(11):44-46,70.
- [8] 林乐芬,赵 倩. 推进农村土地金融制度创新——基于农村土地承包经营权抵押贷款[J]. 学海,2009(5):68-72.
- [9] 刘贵珍. 推行农村土地承包经营权抵押贷款的建议[J]. 青海金融,2009(1):29-31.

(上接第 307 页)

小由农村“三权”各自抵押额的多少决定。当前林权抵押存在诸多优势,金融机构也倾向于开展林权抵押业务,统计结果表明,2008—2015 年重庆市林权的抵押额一直远高于其他 2 权,因而使得其对农民财产性收入的促进作用也最大。另外,尽管农房产权与农地承包经营权抵押融资面临《担保法》《物权法》等约束,但由于单位面积农房价值较承包地价值高,比较而言,金融机构更愿意接受农房产权抵押,统计结果表明,2008—2015 年重庆市农房产权的抵押额高于农地承包经营权,因而使得农房产权抵押较农地承包经营权对农民财产性收入的促进作用更大。

#### 4 结论与启示

本研究构建农村“三权”抵押对农民收入增长影响的分析框架,并引入有关农民收入研究中较少采用的 OLS 逐步回归分析方法与常用的格兰杰因果关系分析方法,对重庆市农村“三权”抵押与农民收入增长的关系进行定量分析,得出如下结论:(1)重庆市“三权”抵押贷款额增加能够显著促进农民纯收入的增长,林权抵押较其他 2 权(农房产权和农地承包经营权)对农民纯收入的带动促进更大。(2)重庆市“三权”抵押贷款额增加能够显著促进农民家庭经营性收入的增长,农村“三权”抵押对农民家庭经营性收入带动促进作用的大小依次为林权、农房产权、农地承包经营权。(3)重庆市“三权”抵押贷款额增加能够显著促进农民财产性收入的增长,农村“三权”抵押对农民财产性收入带动促进作用的大小依次为林权、农房产权、农地承包经营权。

- [10] 李世平. 国外农地金融制度考察与借鉴[J]. 农村金融研究,1999(12):51-53.
- [11] 贾洪文,颜咏华,徐灵通,等. 境外农地抵押贷款模式的比较与启示[J]. 贵州大学学报(社会科学版),2012,30(6):28-34.
- [12] 许 聪. 论农村土地承包经营权抵押制度的完善[J]. 现代商贸工业,2013,25(21):33-35.
- [13] 惠献波. 农村土地抵押融资实践模式的探索与路径选择——基于农地金融试点的实证观察[J]. 西南金融,2014(3):66-71.
- [14] 桂泽发. 农村土地承包经营权抵押问题探析——以甘肃省庆阳市为例[J]. 甘肃金融,2013(8):9-12.
- [15] 王 平,邱道持,李广东. 农村土地抵押贷款发展浅析——以重庆市开县为例[J]. 西南大学学报(自然科学版),2011,33(3):90-95.
- [16] 白 璞. 关于开展农村土地承包经营权抵押贷款的思考和建言[J]. 农民致富之友,2014(8):25-26.
- [17] 陈晓夫,李孟军. 对农村土地承包经营权抵押贷款试点工作的思考[J]. 武汉金融,2010(5):63-64.
- [18] 黄惠春,曹 青,曲福田. 农村土地承包经营权可抵押性及其约束条件分析——以湖北与江苏的试点为例[J]. 中国土地科学,2014,28(6):44-50.
- [19] 黄惠春,徐霁月. 中国农地经营权抵押贷款实践模式与发展路径——基于抵押品功能的视角[J]. 农业经济问题,2016,37(12):95-102,112.
- [20] 丁关良. 农村土地承包经营权流转的法律思考——以《农村土地承包法》为主要分析依据[J]. 中国农村经济,2003(10):17-23.

本研究同时表明,应加快农村“三权”登记确权发证工作,保障抵押双方的合法权益;建立农村“三权”担保公司与抵押风险补偿机制,提高金融机构贷款意愿;建立农村“三权”评估机构,保障农民合法土地收益;完善农村社会保障体系,免除农民“三权”抵押的后顾之忧;建立政府信用担保,完善“三权”保险体系;建立农村“三权”要素市场,促进“三权”抵押健康发展。

#### 参考文献:

- [1] 陈 悦,严伟涛. “三权”抵押的实操与相关机理:重庆个案[J]. 改革,2012(12):98-102.
- [2] 肖 轶,魏朝富,尹 珂. 农户农村“三权”抵押贷款需求意愿及影响因素分析——基于重庆市 22 个县(区)1 141 户农户的调查数据[J]. 中国农村经济,2010(9):88-96.
- [3] 兰庆高,惠献波,于丽红,等. 农村土地经营权抵押贷款意愿及其影响因素研究——基于农村信贷员的调查分析[J]. 农业经济问题,2013(7):78-84.
- [4] 刘 圻,褚四文,高 跃,等. 林权抵押贷款:银行惜贷现状与证券化模式研究[J]. 农业经济问题,2013(5):70-76.
- [5] 惠献波. 农户土地承包经营权抵押贷款潜在需求及其影响因素研究——基于河南省四个试点县的实证分析[J]. 农业经济问题,2013(2):9-15.
- [6] 岳传刚,胡 琼. 农村“三权”抵押贷款改革创新面临的挑战与对策——以重庆为例[J]. 改革与战略,2015,31(4):97-100,121.
- [7] 常永达. 重庆三权抵押制度的风险控制研究[J]. 重庆理工大学学报(社会科学),2015,29(9):91-96.