

张启文, 吴祎博. 农业贷款对农业经济增长影响的实证分析——以黑龙江省为例的 ECM 模型分析[J]. 江苏农业科学, 2017, 45(14): 280–283.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2017.14.071

农业贷款对农业经济增长影响的实证分析 ——以黑龙江省为例的 ECM 模型分析

张启文, 吴祎博

(东北农业大学经济管理学院, 黑龙江哈尔滨 150030)

摘要: 农业贷款为农业经济发展提供必要的资金支持, 也是落实三农政策的重要方式。以黑龙江省为例, 运用基于主成分分析法的误差修正模型构建农业经济增长与代表黑龙江省农业贷款发展状况的主成分因子间的关系。结果显示, 代表黑龙江省农业贷款发展状况的贷款深度因子及转化效率因子分别对农业经济增长具有显著影响。在短期均衡下, 误差修正系数对模型具有反向修正调整作用; 在长期均衡下农业经济增长与 2 个主成分因子具有正相关协整关系。因此, 在长期内保证农业贷款稳定增长式投入, 增加农业贷款深度和存款转化效率, 鼓励金融机构在农村地区创新金融产品以适应农业经济发展特殊性。

关键词: 农业贷款; 农业产出; 主成分分析; 误差修正模型; 农村创新金融产品; 农业经济增长

中图分类号: F830.58 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2017)14-0280-04

中共中央“十三五”规划及 2015 年中央农村工作会议中, 总结和分析农业及农村形势并部署 2016 年农业农村工作, 强调地方各级党委和政府应坚持将农业农村工作放在重

收稿日期: 2016-04-17

基金项目: 黑龙江省社会科学基金(编号: 15JYD03)。

作者简介: 张启文(1967—), 男, 辽宁岫岩人, 教授, 博士生导师, 研究方向为农村金融。E-mail: wyb394343803@outlook.com。

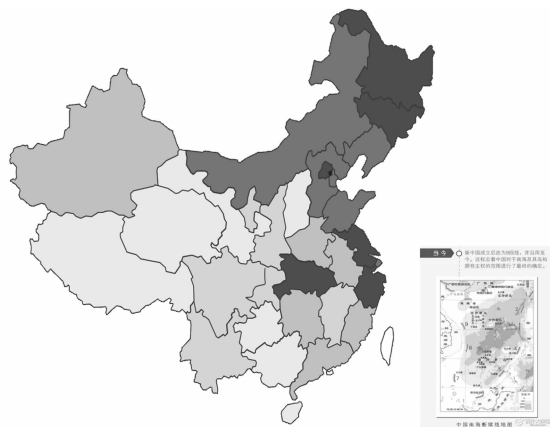
要位置, 在继续加大涉农资金整合和财政支农投入同时, 撬动更多社会资金投入农业农村, 充分利用农村资源资产资金。在农业农村经济发展过程中的资金投入主要依靠财政涉农资金和金融机构农业贷款, 财政涉农资金投入对地方农业农村发展具有政策指引作用, 却受地方财政实力局限。各类金融机构农业贷款投入可以实现撬动社会资金投入农业农村, 活跃农村经济和金融环境, 提高资金在农业农村领域运用效率。

黑龙江省是我国农业大省和重要粮食生产基地, 其农业

者的生态意识还比较薄弱, 对生态环境建设的重要性及与经济发展内在联系的紧迫性尚未引起足够重视, 因此, 应加强生态农业科技知识的宣传与培训, 提高广大农业参与者的生态农业意识, 以更好地进行我国生态农业建设。

参考文献:

- [1] 李新平. 中国生态农业的理论基础和研究动态[J]. 农业现代化研究, 2000, 21(6): 341–345.
- [2] 翟勇, 杨世琦, 韩清芳, 等. 生态农业评价理论与实证研究[J]. 西北农林科技大学学报(自然科学版), 2006, 34(11): 54–60.
- [3] 胡代泽. 生态农业综合效益评价指标体系及其应用[J]. 资源开发与保护, 1991(1): 3–7.
- [4] 乐波. 生态和谐的国际因素分析[J]. 贵州大学学报(社会科学版), 2006, 24(1): 5–9.
- [5] 李洪泽, 朱孔来. 生态农业综合效益评价指标体系及评价方法[J]. 中国林业经济, 2007(5): 19–22, 38.
- [6] 郑军, 史建民. 基于 AHP 法的生态农业竞争力评价指标体系构建[J]. 中国生态农业学报, 2010, 18(5): 1087–1092.
- [7] 邓水兰, 黄海良, 吴菲. 低碳农村建设问题探讨——以江西为例[J]. 江西社会科学, 2012(8): 61–65.
- [8] 梅林海, 聂红艳. 生态农业效益评价体系研究——以三峡库区移民地区为例[J]. 生态经济, 2005(11): 83–86.
- [9] 刘应元, 冯中朝, 李鹏, 等. 中国生态农业绩效评价与区域差异[J]. 经济地理, 2014, 34(3): 24–29.



生态农业效益程度由高到低 ●●●●●
图1 我国各地区生态农业的效益情况

经济效益、生态效益、社会效益的结合, 改善农业能源结构。虽然经济效益对生态农业建设的影响相对最大, 但生态农业是可持续发展的现代化农业, 要注重经济效益、生态效益和社会效益的结合, 调整农业能源结构, 尤其是减少农药化肥的使用, 应采用先进的农业技术, 更多地利用风能、太阳能等清洁能源进行农业生产, 改善农业能源结构。四是提高生态农业参与者的生态经营意识及劳动力素质。目前, 一些农业参与

农村发展对“三农”问题的解决具有重要作用。2013 年黑龙江省农林牧渔总产值为 4 633.3 亿元,占黑龙江省地区生产总值的 32.21%,农业经济在全省经济发展中占据重要地位。2013 年黑龙江省农业贷款总额为 4 528 亿元,占金融机构各项贷款总额的 2.858 4%,农业贷款投入较低。本研究以黑龙江省为代表分析农业贷款对农业经济增长的影响,对其他农业经济占据重要地位的省份具有借鉴意义。

1 文献综述

分析农业贷款对农业经济增长影响的理论基础在于柯布道格拉斯生产函数中测定资本、技术和劳动力投入对经济产出增长的贡献率。分析促进农业经济增长各个要素可知,农业技术进步离不开资本要素的投入支持,而农业技术发展具有突发的不确定性^[1-2];近年来农村劳动力大量转移到城镇的社会现象揭示出农村劳动力市场的大量剩余^[3-4]。因此,在农村经济发展过程中,资本要素投入是其发展的重要因素。农村经济发展的资本投入主要依靠两大渠道:一是政府财政支农资金投入,二是金融机构农业贷款投入。财政支农资金投入具有一定政策引导性,因地方财政实力不同而存在地域差异,对地方农业经济发展更多地起到指引作用^[5-6]。充分发挥金融机构(商业性银行等)在农村经济发展中资金供给作用,对促进农村经济高效、循环发展,健全完善农村金融体系具有重要意义。

国外学者关于农业贷款与农业经济增长关系的研究早在 1911 年,约瑟夫·熊彼特在《经济分析史》中分析了金融对于经济发展的重要作用^[7]。随后,1960 年约翰·G·格利等在《金融理论中的货币》中讨论了金融机构在储蓄投资转化过程中的重要作用,论证金融发展对经济增长的正向促进作用^[8]。随着金融发展与经济增长关系研究的不断深化,很多国外学者将其核心理论应用于具体产业中,结合各个产业的特性: Akudugu 等分析得出农业经济发展对妇女获得农业贷款的影响,其研究对象具有特殊性和一定局限性,但给农业贷款和农业经济发展关系研究提供了新角度^[9]。Anonymous 以世界银行的宏观角度从理论和政策建议层面论述农业贷款投入对农业经济的影响,建议农业贷款投入应通过提高农业技术、农业服务和增加农户与农业经济联系等方面,对农业贷款具体运用方向提供有效途径^[10]。Sial 等以时间序列分析的计量方法研究巴基斯坦金融机构贷款、水资源可获得性以及农业劳动力对农业产出的正向影响^[11]。

国内学者对农业贷款与农业经济关系的研究,杨栋等^[12]、魏君英等^[13]侧重研究农业贷款对农业经济的影响,分别采用双方程误差修正模型、回归模型和协整分析方法;而王向楠^[14]、王伟等^[15]在分析两者关系过程中分别加入农业保险、财政支农因素进行综合实证研究,研究因素更宽。国内外学者对于农业贷款和农业经济发展关系的研究不断丰富和完善了研究问题的方法和角度,但多数国内外学者在分析农业贷款和农业经济增长关系时忽视了对影响农业贷款因素分析的综合研究,只是单纯分析两者因果影响。

2 实证分析

2.1 指标选取及数据来源

农村经济发展的资本主要依靠政府财政支农资金投入和金融机构农业贷款投入。由于地方财政水平限制,省际财政支农资金投入有限,农业产出增长目标的实现更多依赖于金融支持,在农村地区金融支持的提高需要扩大各大金融机构对农村贷款投入规模,金融机构自有资本规模较少,因此提高金融支持更需要有效调动居民储蓄存款。因此,为更好地代表黑龙江省农业贷款状况,在选取指标和收集数据时主要考虑两大方面:一是黑龙江省农村金融机构农业贷款规模,二是黑龙江省农村存款规模。通过整理现有文献并考虑数据可获得性,选取以下指标测度黑龙江省农业贷款: X_1 为农业贷款, X_2 为农业贷款产业深度, X_3 为农业贷款金融深度, X_4 为农村存款/农户纯收入, X_5 为农村存款/农林牧渔总产值, X_6 为农业贷款/农村存款,其中,人均农业贷款为农业贷款/乡村人口,农业贷款产业深度为农业贷款/农林牧渔业总产值,农业贷款金融深度为农业贷款/金融机构各项贷款。

本研究选取 2000—2013 年黑龙江省相关统计数据作为研究对象,农村存款由农户储蓄存款和农业贷款 2 个部分组成,由于本研究的研究对象为农业贷款对农业产出增长影响的关系,故贷款数据仅包括农业贷款,乡镇企业贷款数据未包含其中,选取农林牧渔总产值衡量农业经济,农户纯收入为乡村人口与农民人均纯收入之积。农村存款、农业贷款、乡村人口、农林牧渔总产值数据由 2001—2014 年《黑龙江统计年鉴》整理所得,金融机构各项贷款和农民人均纯收入由 2002—2014 年《黑龙江金融年鉴》整理所得,部分数据来源于《黑龙江省金融运行报告》。

2.2 模型选择及数据处理

从现有研究成果不难发现,研究农业贷款与农业经济增长关系多以建立两者回归模型的方法,研究设定的解释变量和被解释变量区别不大。本研究在研究农业贷款和农业经济增长关系时规避两者直接回归的方法,基于主成分分析法提取出影响农业贷款的主成分,建立农林牧渔总产值与主成分间的误差修正模型,从长期和短期的角度分析变量间均衡状态。

在模型建立之前,为增加数据稳定性和模型估计可靠性,首先对原始数据作无量纲处理,即采用 z-score 方法对原始数据作标准化处理,其次对变量进行主成分分析和公因子提取,在建立主成分与农林牧渔总产值的误差修正模型前对农林牧渔总产值做对数化处理,以增加数据稳定性。

2.3 主成分分析

在进行主成分分析前,利用 SPSS 20.0 对各个变量进行主成分适应性检验,KMO 检验值为 0.644 (>0.5),Bartlett 球形度检验的 P 值为 0.000 (<0.05),表明各变量适合进行主成分分析,检验结果见表 1。

表 1 KMO 检验和 Bartlett 检验结果

取样足够度的 Kaiser - Meyer - Olkin 度量	Bartlett 的球形度检验		
	近似卡方	df	P 值
0.644	201	15	0.000

本研究采用主成分分析方法对各个变量进行提取,共同度越高表明成分反应原始信息越充分,主成分解释能力越强。从提取公因子方差结果发现,所有变量的提取均在 85% 以上,表明提取的主成分因子对各个解释变量的解释能力较强。其中 X_1 被提取的共同度为 97.7%, X_2 被提取的共同度为

98.2%, X_3 被提取的共同度为 99.7%, X_4 被提取的共同度为 98.6%。利用主成分法对各个解释变量共提取出 2 个主成分,提取结果详见表 2。

表 2 解释的总方差

成分	初始特征值			提取平方和载入			旋转平方和载入		
	合计	方差贡献率 (%)	累计贡献率 (%)	合计	方差贡献率 (%)	累计贡献率 (%)	合计	方差贡献率 (%)	累计贡献率 (%)
1	4.430	73.825	73.825	4.430	73.825	73.825	4.424	73.741	73.741
2	1.256	20.936	94.761	1.256	20.936	94.761	1.261	21.020	94.761
3	0.290	4.839	99.600						
4	0.023	0.388	99.988						
5	0.001	0.010	99.998						
6	0.000	0.002	100.000						

从表 2 中各成分的方差贡献率和累计贡献率可知,第 1 个主成分的方差贡献率为 73.825%,第 2 个主成分的方差贡献率为 20.936%,前 2 个成分的累计方差贡献率达到 94.761%,其余成分的贡献率较低,故选择前 2 个因子成分作为主成分因子,只有约 5%左右的解释能力被忽视,表明选取的 2 个主成分因子可以较好地揭示原始变量,包含了 95%的原始信息量。

采用主成分因子提取方法得到的结果对变量的解释能力较弱,不易解释和命名,可以对因子模型进行旋转变换,使得公共因子的载荷系数更接近 1 或 0,本研究选用 Kaiser 标准化的正交旋转法得到旋转成分矩阵(表 3)。

表 3 旋转成分矩阵

变量	指标名称	成分	
		1	2
X_1	人均农业贷款	0.984	0.089
X_2	农业贷款占农林牧渔业总产值百分比	0.989	0.054
X_3	农业贷款占金融机构各项贷款百分比	0.995	0.081
X_4	农村存款占农户纯收入百分比	0.367	0.870
X_5	农村存款占农林牧渔总产值百分比	-0.605	0.698
X_6	农业贷款占农村存款百分比	0.993	0.007

由表 3 可知,公因子 1 在变量 X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_6 上有较大载荷,即在人均农业贷款、农业贷款占农林牧渔业总产值百分比、农业贷款占金融机构各项贷款百分比、农业贷款占农村存款百分比有较显著体现,这 4 个变量均是直接反应农业贷款相对规模和在农村、农业生产、金融机构中占比程度的指标,体现了农业贷款深入程度,因此可以将第一公因子命名为贷款深度因子;公因子 2 在变量 X_4 、 X_5 上有较大载荷,即在农村存款占农户纯收入百分比、农村存款占农林牧渔总产值百分比有较为显著的体现,这 2 个变量反映的是农村储蓄存款转化能力,因此可将第 2 公因子命名为转化效率因子。根据各变量在主成分上的得分系数矩阵可以将各主成分与原始数据指标间的因子得分函数表示为公式(1):

$$\begin{cases} F_{1i}=0.221ZX_{1i}+0.223ZX_{2i}+0.224ZX_{3i}+0.063ZX_{4i}-0.153ZX_{5i}+0.225ZX_{6i} \\ F_{2i}=0.048ZX_{1i}+0.021ZX_{2i}+0.042ZX_{3i}+0.683ZX_{4i}+0.569ZX_{5i}-0.017ZX_{6i} \end{cases} \quad (1)$$

式中: ZX_{ji} 为第 j 个变量第 i 年经过 z -score 标准化后的变量,由上述公式(1)得到 2 个列向量组成的矩阵 A ,即 $A=[F_{1i}, F_{2i}]'$,用于分析影响农林牧渔产出的解释变量。

2.4 平稳性分析及协整检验

由主成分分析法提取 F_1 和 F_2 2 个序列代表黑龙江省农业贷款发展状况,为分析黑龙江省农业贷款对黑龙江省农业

经济增长影响状况,本研究选取黑龙江省农林牧渔总产值作为衡量农业经济发展的指标,为增加数据平稳性,对黑龙江省农林牧渔总产值作对数化处理,表示为 $LNAGDP$ 。为避免伪回归问题的出现,利用 EViews8 对 F_{1i} 、 F_{2i} 和 $LNAGDP_i$ 进行单位根检验,检验结果发现,二阶差分后 3 个变量的 ADF 值均通过检验(表 4),3 个时间序列平稳,即 $F_{1i} \sim I(2)$, $F_{2i} \sim I(2)$, $LNAGDP_i \sim I(2)$ 。

表 4 ADF 单位根检验结果

变量	ADF 检验值	检验类型	1%临界值	结论
F_{1i}	-1.553 5	($c, t, 0$)	-4.886 4	不稳定
F_{2i}	-2.133 6	($c, t, 0$)	-4.886 4	不稳定
$LNAGDP_i$	-4.768 0	($c, t, 1$)	-4.992 3	不稳定
$d^2(F_{1i})$	-3.738 0	($c, n, 1$)	-2.816 7	稳定
$d^2(F_{2i})$	-3.432 2	($c, n, 1$)	-2.816 7	稳定
$d^2(LNAGDP_i)$	-10.115 6	($c, n, 1$)	-2.816 7	稳定

注: c 表示含常数项, t 表示含趋势项,数字表示滞后阶数, d^2 表示二阶差分处理。

检验结果表明变量间可能存在协整关系,因此对 F_{1i} 、 F_{2i} 和 $LNAGDP_i$ 进行协整检验,本研究采用基于回归残差的协整检验法。以 $LNAGDP$ 作为因变量,以 F_{1i} 和 F_{2i} 作为自变量建立半对数回归方程如下:

$$LNADP_i = 0.525\ 7F_{1i} + 0.290\ 1F_{2i} + 7.383\ 2。$$

(7.332 5) (4.045 9) (106.861 8)

该回归模型反映了农林牧渔总产值与贷款深度因子、转化效率因子间的长期均衡关系。调整后的 R^2 值为 0.864 4,采用 EG 两步检验法对残差进行平稳性检验,经过检验发现,一阶差分后的残差序列是平稳的,一阶差分后的 ADF 检验值为 -3.852 6,小于 1% 显著性水平下的检验值为 -2.771 9,表明变量间存在稳定均衡关系。

2.5 ECM 误差修正模型

对回归残差做单位根协整检验结果发现,残差存在一阶单位根,因此本研究采用误差修正模型对原模型进行改进。由一阶自回归分布滞后模型经过移项整理后可以得到误差修正模型一般形式为

$$\Delta y_i = (\beta_1 - 1)ecm_{i-1} + \beta_2 \Delta x_i + \beta_3 + \mu_i^{[16]}。$$

(3)

根据 ECM 模型理论分析因子 F_{1i} 、 F_{2i} 对农林牧渔总产值增长的影响,建立 ECM 模型如下所示:

$$\Delta LNAGDP_i = \beta_1 \Delta F_{1i} + \beta_2 \Delta F_{2i} + \beta_3 ecm_{i-1} + \mu_i。$$

(4)

式中: $ecm_i = LNAGDP_i - 0.525\ 7F_{1i} - 0.290\ 1F_{2i} - 7.383\ 2$, ecm_{i-1} 为一阶滞后误差修正序列, $\Delta LNAGDP_i$ 、 ΔF_{1i} 和 ΔF_{2i} 分

别代表 LNAGDP_i 、 F_{1i} 和 F_{2i} 的一阶差分序列。该模型描述了均衡误差对农林牧渔总产值的短期动态影响,反映了农林牧渔总产值与贷款深度因子、转化效率因子间短期波动偏离长期均衡关系的程度。采用相关数据的一阶差分序列最终估计的 ECM 模型为:

$$\Delta \text{LNAGDP}_i = -0.006 \ 3 \Delta F_{1i} - 0.037 \ 6 \Delta F_{2i} - 0.011 \ 6 \text{ecm}_{i-1} + 0.160 \ 5. \quad (5)$$

式中: $\text{ecm}_{i-1} = -0.600 \ 6 - 0.025 \ 8 F_{1(i-1)} - 0.023 \ 4 F_{2(i-1)} + 0.0810 \text{LNAGDP}_{i-1}$, 经过整理得到最终的误差修正模型为:

$$\text{LNAGDP}_i = 0.909 \ 0 \text{LNAGDP}_{i-1} - 0.006 \ 3 F_{1i} + 0.006 \ 6 F_{1(i-1)} - 0.037 \ 6 F_{2i} + 0.0397 F_{2(i-1)} + 0.167 \ 5. \quad (6)$$

由误差修正模型可知,因子 F_{1i} 和因子 F_{2i} 对农林牧渔总产值的当期影响均为负值,而上一期的值对农林牧渔总产值具有正向影响。当期贷款深度因子每增加 1% 会使当期农林牧渔总产值减少 0.006 3%, 上一期贷款深度因子每增加 1% 会使当期农林牧渔总产值增加 0.006 6%; 当期转化效率因子每增长 1% 会使当期农林牧渔总产值减少 0.037 6%, 而上一期转化效率因子每增长 1% 会使当期农林牧渔总产值增长 0.037 9%; 误差修正项 ecm_{i-1} 的系数为 -0.011 6, 表明长期均衡趋势的误差修正项对农林牧渔总产值的调整幅度为 1.16%, 具有较强的调节作用。

3 结论及建议

从上述实证分析结果可以得出如下结论。

3.1 短期均衡视角

从衡量短期均衡状态的 ECM 误差修正模型来看,贷款深度因子与转化效率因子分别对农林牧渔总产值的增加具有反向作用,即贷款深度因子变动每增加 1% 会引起农林牧渔总产值减少 0.63%, 转化效率因子每增加 1% 会使农林牧渔总产值下降 3.76%, 导致短期均衡状态下变量间负相关的原因可能是在短期内,农业贷款深度增加会加大农民还债负担,而农业生产周期长的特殊性又会引起农业贷款周期与农业生产周期存在不匹配问题;与此同时,“淘宝村”等非实体金融在农村地区吸收存款现象日益显著导致农村存款的分散化,以及金融机构逐利性使得其在农村地区吸收存款后具体投入到农村经济发展中的转化率不高等原因,均是导致短期内农业贷款深度因子、存款转化效率因子对农林牧渔总产值负相关的原因。

在短期均衡下,误差修正系数为 -0.011 6, 表明短期误差修正模型对农林牧渔总产值偏离长期均衡的调整力度为 1.16%, 对短期模型的调整作用符合误差修正机制。

3.2 长期均衡视角

从长期均衡状态来看,由农林牧渔总产值、贷款深度因子和转化效率因子形成的时间序列具有长期稳定的协整关系,协整回归方程即公式(2)的结果表明,从长期来看,农业贷款深度因子每增加 1% 会引起农林牧总产值增长 52.57%, 而存款转化效率因子每提高 1% 会导致农林牧渔总产值增加 29.01%。在长期均衡下,贷款深度因子对农林牧渔总产值的贡献率更大。

本研究以黑龙江省为例分析农业贷款对农业经济增长的

影响,综合上述结论,贷款深度因子和转化效率因子对农业经济发展的长期和短期均衡影响具有差异性,从短期均衡状态结果来看,为促进农业经济发展需要努力提高农民收入以降低农民贷款压力,积极鼓励金融机构在农村地区发展吸收存款的新形式,利用网络优势,研发新产品,并发挥和鼓励非实体金融在农村地区“存转贷”。从长期来看,贷款深度和存款转化效率对农业经济发展具有显著促进作用,即农业贷款对农业经济增长的影响显著,应当积极鼓励发展农业贷款对农业经济促进作用,增加存款转化效率,促进农业贷款长期稳定投入。

参考文献:

- [1] 陈建. 农业科技进步的特征、结构及其现实战略[J]. 农业现代化研究, 1983, 4(6): 5-8.
- [2] 肖干, 徐鲲. 农村金融发展对农业科技进步贡献率的影响——基于省级动态面板数据模型的实证研究[J]. 农业技术经济, 2012(8): 87-95.
- [3] 城镇化进程中农村劳动力转移问题研究课题组, 张红宇. 城镇化进程中农村劳动力转移: 战略抉择和政策思路[J]. 中国农村经济, 2011(6): 4-14.
- [4] 王跃梅, 姚先国, 周明海. 农村劳动力外流、区域差异与粮食生产[J]. 管理世界, 2013(11): 67-76.
- [5] Allanson P. The redistributive effects of agricultural policy on Scottish farm incomes[J]. Journal of Agricultural Economics, 2006, 57(1): 117-128.
- [6] 温涛, 董文杰. 财政金融支农政策的总体效应与时空差异——基于中国省际面板数据的研究[J]. 农业技术经济, 2011(1): 24-33.
- [7] 约瑟夫·熊彼特. 经济分析史[M]. 北京: 商务印书馆, 1994: 205-290.
- [8] 约翰·G·格利, 爱德华·S·肖. 金融理论中的货币[M]. 上海: 上海三联书店, 1988: 166-209.
- [9] Akudugu M A, Egyir I S, Mensah - Bonsu A. Women farmers' access to credit from rural banks in Ghana[J]. Agricultural Finance Review, 2009, 69(3): 284-299.
- [10] Anonymous. World bank approves \$ US25 million credit to improve agricultural production and improve rural livelihoods in Papua New Guinea[J]. M2 Presswire, 2010(12): 83-97.
- [11] Sial M H, Awan M S, Waqas M. Role of institutional credit on agricultural production: a time series analysis of Pakistan[J]. International Journal of Economics and Finance, 2011, 3(2): 126-132.
- [12] 杨栋, 郭玉清. 中国农业贷款效率——基于双方程误差修正模型[J]. 金融研究, 2007(9): 151-159.
- [13] 魏君英, 师文明. 农业贷款对农业经济增长影响的实证研究——以湖北省为例[J]. 江西农业大学学报(社会科学版), 2010, 9(4): 12-14, 39.
- [14] 王向楠. 农业贷款、农业保险对农业产出的影响——来自 2004—2009 年中国地级单位的证据[J]. 中国农村经济, 2011(10): 44-51.
- [15] 王伟, 张登国. 农业贷款、财政支农支出对农业发展的影响[J]. 统计与决策, 2012(7): 108-110.
- [16] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京: 清华大学出版社, 2006: 180-181.