

Research on the Interaction between Rural Financial Development and Agricultural Total Factor Productivity

—Empirical Analysis Based on the Method of DEA and VAR Model

Lujun Zhou, Wenjuan Liu

Economic College, Hunan Agricultural University, Changsha Hunan
Email: davi44049895@163.com

Received: Sep. 8th, 2016; accepted: Sep. 25th, 2016; published: Sep. 28th, 2016

Copyright © 2016 by authors and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

Abstract

Using DEA Malmquist index, this paper measures the agricultural total factor productivity levels, the efficiency of agricultural technology and the agricultural technological progress in 14 regions of Hunan province during 1988-2012. While using correlated data in Hunan rural finance development, it also estimates the development scale, development efficiency and development structure of rural financial. Interaction impacts between three indicators of rural financial development and technological efficiency, technological advances and TFP will be analyzed respectively through cointegration test and impulse response function. The results show that: there's a long-term stable equilibrium relationship between the three indicators of the rural financial development and its agricultural technical efficiency, technological progress and TFP in Hunan province. Financial development scale has short-term and medium-term effects on technological progress; TFP and financial development efficiency have long-term impacts on them, while the financial development structure has negative impacts on agricultural technological progress and TFP, and positive impacts on the efficiency of agricultural technology. Agricultural technological progress and TFP have similar impacts on rural financial development: that is, positive impacts in the earlier stage, negative impacts in the later. Agricultural technical efficiency has positive impacts on rural finance in the earlier stage, negative impacts in the middle, and positive impacts in the later.

Keywords

Rural Financial Development, Agricultural Total Factor Productivity, Unit Root Test, Cointegration Test, Impulse Response Function

湖南省农村金融发展与农业全要素生产率的动态关系研究

—基于DEA与VAR的实证分析

周路军, 刘文娟

湖南农业大学经济学院, 湖南 长沙

Email: davi44049895@163.com

收稿日期: 2016年9月8日; 录用日期: 2016年9月25日; 发布日期: 2016年9月28日

摘要

本文利用1988~2012年湖南省14个市州的农业指标数据, 运用DEA Malmquist指数方法测算了农业技术效率、农业技术进步以及农业全要素生产率, 同时利用1988~2012年湖南省农村金融发展的数据测算了农村金融发展规模、农村金融发展效率及农村金融发展结构; 然后利用协整检验和脉冲响应函数分析湖南省农村金融发展三个指标分别与湖南省农业技术效率、技术进步、农业全要素生产率的相互影响。结果表明: 湖南省农村金融发展三个指标分别与其农业技术效率、技术进步和全要素生产率具有长期稳定均衡关系; 金融发展规模对农业技术进步及农业全要素生产率影响具有中短期作用, 金融发展效率对两者具有长期的影响作用, 而金融发展结构对农业技术进步及农业全要素生产率影响为负, 对农业技术效率影响为正; 农业技术进步与农业全要素生产率对农村金融发展影响相似, 前期具有正向影响, 而后期具有负向影响; 农业技术效率对农村金融发展前期具有正向影响, 中期具有负向影响, 而后期具有正向影响。

关键词

农村金融发展, 农业全要素生产率, 单位根检验, 协整检验, 脉冲响应函数

1. 引言

从国外的研究来看, 中国金融发展与全要素生产率增长的关系既有“需求跟随”性质(Kuznets, 1955) [1], 又具有“供给引领”性质(Shaw, 1973) [2]。从国内来看, 余利丰等(2011)指出金融发展与全要素生产率的增长相互作用、相互促进[3]。赵勇等(2010)基于1985~2006年省级面板数据利用2SLS法发现, 金融发展对全要素生产率的水平具有显著的正面影响[4]。姚耀军等(2011)文献表明: 要提升中国全要素生产率, 必须加快银行体系改革、推动金融发展[5]。王定祥等(2011)的研究表明, 财政分权制度背景下银行信贷主要通过技术进步路径促进全要素生产率的提高, 而技术效率路径并不显著[6]。而鲜见从农业视角研究农村金融发展和农业全要素生产率。谭霖等(2011)运用面板数据误差修正模型对农业全要素生产率与农业金融发展水平的关系进行了实证分析。结果显示, 在短期内, 农业金融发展水平不是全要素生产率增长的原因, 但在长期内, 农村金融的发展会显著提高全要素生产率; 而不管在短期还是长期, 农业全要素生产率都是金融发展的原因[7]。尹雷(2014)等运用GMM估计方法对省级动态面板数据进行研究, 发现农村金融发展通过影响农业技术进步效应而对农业全要素生产率具有正向促进作用; 农村金融发展对农业全要素生产率的影响存在区域差异[8]。

本文基于 DEA 与 VAR 模型实证分析 1988~2012 年湖南省 14 个地区市的农业全要素生产率、技术效率、技术进步与湖南省农村金融发展规模、金融发展效率、金融发展结构的相互动态关系的内在规律, 以为湖南省农村金融的发展、农业全要素生产提高和农业经济的发展提供相应的对策建议。

2. 模型及变量的选取

2.1. 理论模型

根据 Fare 等的原理及方法, Malmquist 指数(TFP)在规模报酬不变条件下可以分解为技术效率变化指数(Effch)和技术进步指数(Techch), 其中技术效率变化指数(Effch)又可分解为纯技术效率变化指数(Pech)和规模效率变化指数(Sech) [9], 即

$$TFP = Effch \times Techch = Pech \times Sech \times Techch$$

Effch 表示技术效率变化指数, 若 $Effch > 1$, 表明市州的当期生产比上一期更接近生产前沿面, 市州相对技术效率有所提高; 若 $Effch < 1$ 时, 表明相对技术效率有所降低。Techch 是技术进步变化指数, 若 $Techch > 1$, 表明本期生产前沿面向外移动, 出现了技术进步; 若 $Techch < 1$, 表明技术退步; 若值为 1, 表明保持原有水平。两者增长率等于相应的指数减去 1。

2.2. 变量选取及数据来源

金融发展的内涵包括金融体系的规模、结构、效率三方面。农业全要素生产率与农村金融发展相应的指标选取与说明见表 1。所有变量的数据来源于《湖南统计年鉴 1978~2013》, 《湖南改革开放 30 年(1978~2008)》, 《中国金融年鉴》, 农村金融发展指标及数据利用了何平均(2013)文献的相关数值[10]。

3. 农业全要素生产测算

笔者用 DEAP2.1 软件对 1988~2012 年湖南省 14 个地市共 25 年 6 个投入变量 1 个产出变量的面板数据进行计算, 得到全省年平均 Malmquist 指数(表 2 第一至第六列和表 3), 由于年份及投入产出指标的统计口径差异, 表中的数据跟李立清(2011)的 Malmquist 指数有所不同[11]。

3.1. 湖南省农业全要素生产率变动趋势及其构成分析

根据表 2 中第二至第六列湖南省农业全要素生产率、技术进步及技术效率变化的环比指数, 可以计算出以 1988 年为基期的定基指数(见表 2 中第七列至第十一列)。通过表 2 和图 1、图 2 可以得全要素生产率及其构成的变化趋势, 结果表明:

1) 湖南省农业全要素生产率(TFP)在 1988~2012 年间除了在 1990, 1991, 1992 这三年出现了负增长以外其余年份都是正增长, 总体年环比平均增长率为 1%。1993 年之后, TFP 呈现出持续较快增长的特征。1993~2003 年这十一年的增长率均保持在 10% 以下; 2004~2006 年三年的增长率保持在 10% 以上, 且递增的速度非常之快, 2007~2012 年间的增长率保持了 20% 以上的增长, 且在 2011 和 2012 年达到了历史的最高增长率 32.2% 与 28.2%。

2) 促进湖南省农业 TFP 的增长主要原因是农业技术的进步, 而不是农业技术效率。由表 1 和图 1 得知, 1988~2012 年湖南省农业 TFP 的变化趋势与农业技术变化几乎保持同步增长, 年均增长 1.1%。然而, 农业技术效率变化指数却呈现出缓慢下降的趋势, 年平均下降 0.1%。可见, 湖南省农业技术进步增长与技术效率下降同时存在, 且技术进步的作用大于并抵消了技术效率下降带来的消极影响。湖南省农业技术效率低下的主要原因为: ① 由于受丘陵、山区等自然地理条件的限制以及农户单干的影响, 小型农田机械等规模生产技术难以得以应用和推广。② 湖南省水利基础设施陈旧落后, 自动化浇灌技术基本上缺失,

Table 1. Related indicators of Hunan rural financial development and agricultural TFP
表 1. 湖南省农村金融发展与农业全要素生产率相关指标

农村金融发展		农业全要素生产率	
发展规模	农村存款和贷款之和与农村 GDP 的比值来表示农村金融发展规模的衡量指标。记为 FIR	农业总产值 (亿元)	此处是狭义的农业总产值(种植业的农业总产值), 各市州都按照 1990 年不变价进行了换算
发展效率	用农村存款余额与农村贷款余额的比值表示, 记为 FDE	农作物播种面积 (万公顷)	1988 年农作物播种面积空缺, 用其前后两年取平均值
发展结构	其值为乡镇企业贷款余额与农村贷款余额之比, 记为 FDS	化肥施用量 (万吨)	化肥施用量 2003 年及以前均为实物量, 2003 年及以后为折纯量。通过换算变成实物量。2006 年化肥施用量及农村用电量空缺, 因此用前后两年的数据取平均值
	农村存款余额为农户储蓄存款余额与农业存款余额之和;	农村从业人员 (万人)	农业劳动力人数一般是指包含农、林、牧、渔的广义农业劳动力人数, 本文选取的狭义的农业总产值, 故而农业劳动力 = 农林牧渔业劳动力*农业产值/农林牧渔业产值
	农村贷款余额为乡镇企业贷款余额和农业贷款余额之和	有效灌溉面积	千公顷
		农村用电量	亿千瓦
		农业机械总动力	万千瓦

Table 2. The annual average and growth rate of Hunan agricultural TFP change
表 2. 湖南省农村金融发展与农业全要素生产率相关指标

年份	技术效率变化 (effch)	技术变化 (tech)	纯技术效率变化 (pech)	规模效率变化 (sech)	全要素生产率(TFP)变化	定基技术效率变化 (beffch)	定基技术变化 (btech)	定基纯技术效率变化 (bpech)	定基规模效率变化 (bsech)	定基全要素生产率 (btfp)
1988~1989	1.004	1.014	0.998	1.005	1.017	1.004	1.014	0.998	1.005	1.017
1989~1990	0.999	0.973	1.002	0.997	0.971	1.003	0.987	1.000	1.002	0.988
1990~1991	1.003	1.000	1.001	1.002	1.004	1.006	0.987	1.001	1.004	0.991
1991~1992	1.000	0.991	0.999	1.001	0.991	1.006	0.978	1.000	1.005	0.983
...
2008~2009	1.003	1.012	1.005	0.999	1.015	0.988	1.265	0.988	0.997	1.249
2009~2010	1.004	1.001	0.992	1.012	1.005	0.992	1.266	0.980	1.009	1.255
2010~2011	1.000	1.053	1.002	0.998	1.053	0.992	1.333	0.982	1.007	1.322
2011~2012	0.989	0.981	0.993	0.996	0.970	0.981	1.308	0.975	1.003	1.282
平均值	0.999	1.011	0.999	1.000	1.010					

Table 3. Average Malmquist index values of 14 regions in Hunan province
表 3. 湖南省 14 个市州平均 Malmquist 指数值

市地区	技术效率变化 (effch)	技术变化 (tech)	纯技术效率变化 (pech)	规模效率变化 (sech)	全要素生产率变化 (TFP)
长沙市	1.002	1.024	1.002	1.000	1.026
株洲市	1.002	1.023	1.000	1.002	1.025
湘潭市	1.002	1.028	0.999	1.003	1.030
衡阳市	0.997	0.996	0.998	0.999	0.993
邵阳市	1.000	1.006	1.000	1.000	1.006
岳阳市	0.998	1.017	0.998	1.000	1.015
常德市	1.000	1.005	1.000	1.000	1.005
张家界	1.000	0.996	1.000	1.000	0.996
益阳市	1.000	1.024	1.000	1.000	1.024
郴州市	0.994	1.026	0.994	1.000	1.020
永州市	0.994	0.986	0.995	0.999	0.980
怀化市	1.000	1.006	1.000	1.000	1.006
娄底市	1.000	1.034	1.000	1.000	1.034
湘西州	1.000	0.988	1.000	1.000	0.988
平均值	0.999	1.011	0.999	1.000	1.010

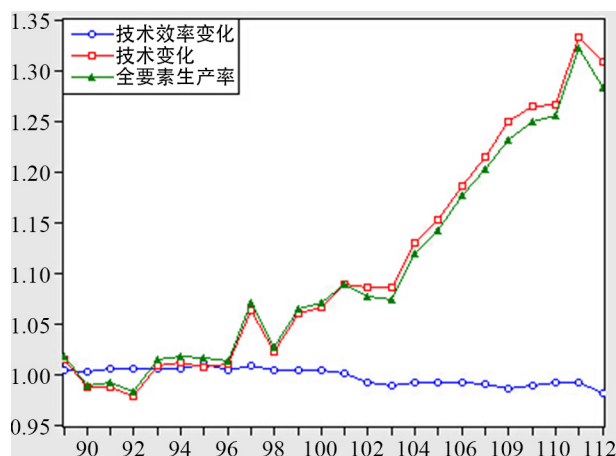


Figure 1. Fixed base trend between EFFCH, TECH and TFP in 1989-2012 (compared to 1988)

图 1. 1989~2012 年 EFFCH, TECH 及 TFP 定基趋势图(比较 1988 年)

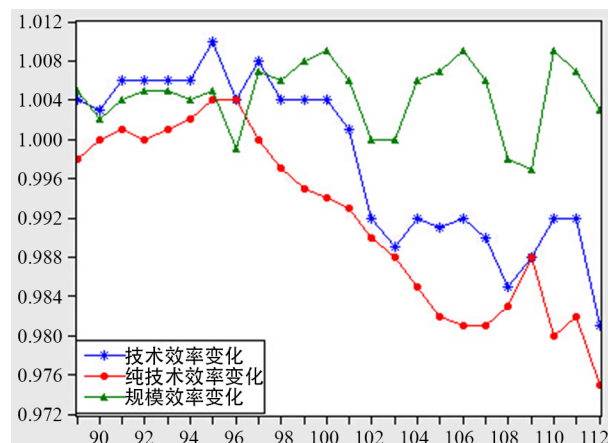


Figure 2. Changes and structure in agricultural technical efficiency in Hunan Province in 1989-2012 (compared to 1988)

图 2. 1989~2012 年湖南省农业技术效率变化及构成(比较 1988 年)

水利资源没有得到有效利用, 容易受到自然灾害的影响。③ 农户由于资金限制和自身文化约束, 难以接受农业中新的技术, 而且整个湖南省农业技术推广体系还没有建立, 没有对农户的相关技术培训。

3) 湖南省农业技术效率下降主要受到了纯技术效率的影响。图 2 表明了湖南省农业技术效率指数的变化趋势和纯技术效率指数的变化趋势大体上一致, 呈现出先升后降再升再降的趋势。规模效率在每个节点上基本上能与技术效率保持同步升降态势, 但是幅度没有远没有技术效率大。1995 年为规模效率变化的一个分界点, 在这之前波动幅度较小, 之后幅度扩大, 但基本上是在 1 的上下波动, 规模效率年均增长为 0。因此, 纯技术效率以 0.1% 的速度下降和不变规模效率两者共同促使技术效率以 0.1% 的速度下降, 从而不利于农业 TFP 的增长。因此可以重点通过提高农户的生产技术和经营管理水平及增加物质要素投入的规模和农业生产规模, 来促进湖南省农业技术效率对农业 TFP 增长的作用。

3.2. 湖南省 14 个市州农业全要素生产率变动及其构成分析

利用表 3 湖南省各市州 1988~2012 年的均值 Malmquist 数据进行分析得到:

1) 1988~2012年期间,衡阳市、张家界、永州市和湘西自治州农业全要素生产率年均分别下降0.7%、0.4%、2%和1.2%,而其余10个市州均实现了正增长,其中娄底市、湘潭市、长沙市和株洲市增长较快,年均增长率分别为3.4%、3%、2.6%和2.5%。值得一提的是,与长沙市等经济发展水平更高、农业生产条件更好的市州相比,娄底市农业 TPF 的年均增长率较高。究其原因,在于娄底市农业技术进步的年均增长率有3.4%(远高于其它市州),而农业技术效率没有增长。

2) 在湘南地区,衡阳市和永州市农业 TFP 指数及其构成5个指标年均都出现了下降。除长沙、株洲和湘潭外,衡阳市的经济技术条件应该算是最好的,但农业生产效率表现欠佳,可能的原因是:由于邻近广东,外出务工人员较多,导致农村劳动力老龄化,欠缺规模化和机械化等技术应用;同时衡阳市由于地理位置转接了广东省的部分第二三产业等传统转移性产业,发展的重心不在农业。

3) 技术效率只有长沙、株洲和湘潭年均增长了0.2%,其中长沙是因为纯技术效率增长了0.2%,规模效率无增长;株洲是纯技术效率无增长,而规模效率增长了0.2%;湘潭是规模效率增长了0.3%,纯技术效率反而下降了0.1%。衡阳、岳阳、郴州和永州技术效率都出现了下降,从构成来看,都是由纯技术效率下降引起的。总体来看,湖南省各市州地区的技术效率变化差异并不显著。

4) 湖南省各市州农业技术进步与湖南省全要素生产率变化总体情况保持一致,成为推动各市州农业 TFP 增长的主要动力。从技术进步指数来看,衡阳市、张家界、永州市和湘西自治州四个市州年均分别下降0.4%,0.4%,1.4%和1.2%,其它10个市州出现了正增长,其中娄底市、湘潭市和郴州市增长较快,年均增长率分别为3.4%、2.8%和2.6%。

4. 农村金融发展测算

根据表1农村金融发展指标及计算方法得到表4。由表4可知:湖南省金融发展效率要大于金融发展规模及金融发展结构,而且以较快的速度波动地增长。金融发展规模除了在1990,1991年小于金融发展结构外,其他年份的值都要大,且在1990至1998年之间较快的速度递增,至1998年达到最大值1.17,

Table 4. The results of Hunan rural financial development index in 1988-2012

表 4. 1988~2012 年湖南省农村金融发展指标计算结果

年份	金融发展规模 (FIR)	金融发展效率 (FDE)	金融发展结构 (FDS)	年份	金融发展规模 (FIR)	金融发展效率 (FDE)	金融发展结构 (FDS)
1988	0.54	0.73	0.49	2001	0.75	1.77	0.34
1989	0.65	1.04	0.42	2002	0.81	1.80	0.30
1990	0.33	0.89	0.48	2003	0.87	1.79	0.27
1991	0.40	0.88	0.43	2004	0.75	1.73	0.20
1992	0.52	0.94	0.42	2005	0.78	1.83	0.19
1993	0.66	1.00	0.42	2006	0.84	2.06	0.16
1994	0.72	1.36	0.55	2007	0.80	2.18	0.15
1995	0.90	1.36	0.53	2008	0.77	2.34	0.15
1996	0.98	1.43	0.51	2009	0.99	2.22	0.14
1997	1.05	1.43	0.50	2010	0.95	2.61	0.19
1998	1.17	1.40	0.42	2011	0.95	2.80	0.22
1999	0.70	1.41	0.41	2012	1.03	3.02	0.27
2000	0.70	1.75	0.38	平均值	0.79	1.71	0.34

1999年跌到0.7,之后年份呈现缓慢递增。金融发展结构1988年至1993年保持在0.4与0.5之间,1994年达到最大值0.55,之后呈现缓慢下降,直到2009年的最小值0.14,2010年后面三年略微有所增长。

5. 湖南省农村金融发展与农业全要素生产率的动态变化

5.1. 数据平稳性检验

变量的平稳性检验是进行协整检验和建立脉冲反应函数的前提,使用EViews6.0软件中基于SIC自动选择滞后阶数,平稳性检验结果见表5。由表5知,六个变量都是1阶差分平稳的,即为1阶单整。

5.2. 六个变量的十二个VAR(2)模型及其AR根模图

本文基于AIC和SC原则确定VAR模型最优滞后阶数都为2,分别得到六个变量的十二个VAR(2)模型如表6~表8。根据表6~表8可以得到:十二个VAR(2)模型的F统计量比较大及拟合度 R^2 比较高,说明整个模型都是显著的;每个模型中的部分变量统计量偏小,导致一些变量并不显著;变量对因变量有正的影响、也有负的影响,部分变量在不同的滞后期对因变量的影响不同,且有些有符号差异。

在进行协整检验和脉冲结果之前,分别得到三个VAR(2)模型的AR根模图,见图3。从图3的(a)、(b)、(c)三个分图可以看出,模型所有点均在单位圆内(除了b中有一个点落在单位圆上),即所有单位根的模都落在单位圆内时,便认为模型是稳定的。且只有平稳的VAR模型,进行Johansen-Juselius协整检验和脉冲响应函数才会有意义。

5.3. 协整检验

通过表6~表8的向量自回归模型运用Johansen-Juselius检验方法对农业全要素生产率、技术效率、技术进步分别与农村金融发展规模,发展效率及发展结构之间进行协整检验,检验结果如表9~表11所示。由表可知,湖南省农业全要素生产率、技术效率、技术进步分别与金融发展三个指标之间存在长期的均衡关系,即存在长期的稳定关系。

Table 5. Test results of ADF stationary with six variables

表5. 六个变量的ADF平稳性检验结果

变量	ADF 检验收尾概率	检验形式(C, T, K)	是否平稳	结果
BTFP	0.7900	(C, T, 1)	不平稳	I(1)
D(BTFP)	0.0000	(C, T, 0)	平稳	
BEFFCH	0.2054	(C, T, 0)	不平稳	I(1)
D(BEFFCH)	0.0127	(C, T, 0)	平稳	
BTECH	0.7184	(C, T, 1)	不平稳	I(1)
D(BTECH)	0.0000	(C, T, 0)	平稳	
FIR	0.3955	(C, 0, 0)	不平稳	I(1)
D(FIR)	0.0014	(C, T, 0)	平稳	
FDE	0.6120	(C, T, 0)	不平稳	I(1)
D(FDE)	0.0023	(C, T, 0)	平稳	
FDS	0.2958	(0, 0, 0)	不平稳	I(1)
D(FDS)	0.0059	(C, 0, 0)	平稳	

Table 6. Estimation results of autoregressive model VAR(2) between BTFP and FIR, FDE, FDS
表 6. BTFP 与 FIR, FDE, FDS 的向量自回归模型 VAR(2)估计结果

向量自回归估计				
样本(调整): 1991 2012				
包含样本容量: 调整之后22				
[]中为t统计量				
	BTFP	FIR	FDE	FDS
BTFP(-1)	0.265039 [1.23436]	2.045474 [2.24591]	3.195812 [2.20466]	0.826654 [1.79230]
BTFP(-2)	0.536132 [2.29925]	-3.300729 [-3.33726]	-0.399672 [-0.25389]	0.234382 [0.46794]
FIR(-1)	0.033411 [0.85366]	0.705874 [4.25194]	0.151351 [0.57280]	0.098258 [1.16874]
FIR(-2)	0.052382 [1.55462]	-0.336704 [-2.35590]	0.118297 [0.52005]	-0.083821 [-1.15811]
FDE(-1)	0.061887 [1.58449]	0.184294 [1.11242]	0.576521 [2.18642]	-0.079605 [-0.94882]
FDE(-2)	-0.092318 [-2.01985]	0.170437 [0.87915]	-0.164843 [-0.53423]	-0.099818 [-1.01671]
FDS(-1)	-0.189571 [-1.54003]	1.331077 [2.54933]	-0.157703 [-0.18977]	0.968003 [3.66090]
FDS(-2)	-0.075860 [-0.48231]	-0.913144 [-1.36872]	-0.122371 [-0.11524]	0.054271 [0.16063]
C	0.305544 [1.27617]	1.145995 [1.12846]	-2.123817 [-1.31396]	-0.899701 [-1.74940]
调整拟合度R ²	0.962129	0.768377	0.944668	0.901304
F统计量	67.68927	9.708073	45.81582	24.97174
似然值对数	60.47242	28.68350	18.45904	43.65205

5.4. 脉冲响应函数

本文在表 6~表 8 中十二个 Var(2)模型的基础上得到了湖南省农业全要素生产率、技术效率和农业技术进步分别与湖南省农村金融发展规模、发展效率及发展结构之间互相冲击做出脉冲响应的反应轨迹图,如图 4~图 6 所示。图中的横轴代表冲击作用滞后期数(单位:年),将滞后期设为 10 年;纵轴表示因变量对解释变量的响应程度,实线为脉冲响应函数值,两侧虚线为脉冲响应函数值正负两倍标准差。

图 4 中前三个图形分别反映了农业全要素生产率对农村金融发展规模、农村金融发展效率及农村金融发展结构的一个标准差(新息)的冲击所产生的脉冲响应函数图。给农村金融发展规模一个标准差冲击后,农业全要素生产率在第 1、2、3 期出现递增的正响应,且在第 3 期达到最大正响应点,之后缓慢下降,而第 7 期之后存在负向响应,且稍微收敛。农村金融发展效率受到一个标准差冲击后,农业全要素生产

Table 7. Estimation results of autoregressive model VAR(2) between BEFFCH and FIR, FDE, FDS
表 7. BEFFCH 与 FIR, FDE, FDS 的向量自回归模型 VAR(2)估计结果

向量自回归估计				
样本(调整): 1991 2012				
包含样本容量: 调整之后22				
[]中为t统计量				
	BEFFCH	FIR	FDE	FDS
BEFFCH(-1)	0.228901 [0.87908]	-1.666974 [-0.15912]	35.31859 [3.34928]	7.054439 [1.80543]
BEFFCH(-2)	-0.289105 [-1.10515]	-7.301691 [-0.69373]	3.781049 [0.35690]	4.197344 [1.06925]
FIR(-1)	0.008704 [1.55044]	0.577525 [2.55691]	0.190636 [0.83852]	0.126503 [1.50170]
FIR(-2)	0.004164 [0.87163]	-0.242867 [-1.26363]	0.104106 [0.53814]	-0.101840 [-1.42071]
FDE(-1)	-0.002772 [-0.46482]	0.247309 [1.03079]	0.484144 [2.00480]	-0.100811 [-1.12661]
FDE(-2)	-0.012697 [-1.89591]	-0.006404 [-0.02377]	0.428798 [1.58107]	0.090833 [0.90388]
FDS(-1)	0.039023 [2.21757]	1.176036 [1.66105]	-0.448684 [-0.62960]	0.967722 [3.66479]
FDS(-2)	-0.023432 [-0.98775]	-0.059423 [-0.06226]	-2.273720 [-2.36672]	-0.707690 [-1.98804]
C	1.067544 [2.97365]	8.734340 [0.60470]	-38.06217 [-2.61798]	-10.98858 [-2.03979]
调整拟合度R ²	0.887677	0.566890	0.958620	0.899903
F统计量	21.74520	4.435817	61.81167	24.59946
似然值对数	103.0826	21.79881	21.65519	43.49700

率在第 1、2 期正响应后出现下降, 并在第 3 期达到最大负响应点, 之后逐渐波动上升, 在第 6 期之后又存在正向响应, 但趋向于发散。给农村金融发展结构一个标准差冲击后, 农业全要素生产率在第 1 至 10 期都是负向响应, 先下降再缓慢上升。

图 4 中下面三个图形分别反映了农村金融发展规模、农村金融发展效率及农村金融发展结构对农业全要素生产率的一个标准差(新息)的冲击所产生的脉冲响应函数图。当给农业全要素生产率的一个标准差的冲击之后, 农村金融发展规模、农村金融发展效率表现出正的响应, 且在第 2 期都达到最大值, 然后波动性下降, 在第 6 期之后出现了负响应, 农村金融发展规模表现出的负向响应用小于农村金融发展效率, 且有一定收敛。农村金融发展结构表现出平滑的先升后降, 在第 8 期及之后出现在了负响应。

图 4 中六个图形结果表明: 最初农村金融发展规模对农业全要素生产率有正的影响, 但随着时间的推移会出现负的影响。农村金融发展效率在最初阶段有正向影响, 中间阶段存在负向影响, 但之后较长

Table 8. Estimation results of autoregressive model VAR(2) between BTECH and FIR, FDE, FDS
表 8. BTECH 与 FIR, FDE, FDS 的向量自回归模型 VAR(2)估计结果

向量自回归估计				
样本(调整): 1991 2012				
包含样本容量: 调整之后22				
[]中为t统计量				
	BTECH	FIR	FDE	FDS
BTECH(-1)	0.256977 [1.20403]	2.453589 [2.45888]	3.230789 [1.96383]	0.900959 [1.75268]
BTECH(-2)	0.510399 [2.39497]	-3.318781 [-3.33089]	-0.468458 [-0.28518]	0.153586 [0.29922]
FIR(-1)	0.018785 [0.52849]	0.722038 [4.34485]	0.155284 [0.56676]	0.099971 [1.16775]
FIR(-2)	0.048229 [1.57858]	-0.340790 [-2.38580]	0.122337 [0.51948]	-0.083047 [-1.12858]
FDE(-1)	0.075216 [2.16281]	0.150771 [0.92729]	0.604572 [2.25531]	-0.070498 [-0.84166]
FDE(-2)	-0.082092 [-1.91079]	0.138387 [0.68897]	-0.203467 [-0.61440]	-0.114145 [-1.10311]
FDS(-1)	-0.212659 [-1.91966]	1.297812 [2.50579]	-0.107161 [-0.12550]	0.983234 [3.68512]
FDS(-2)	-0.022715 [-0.15217]	-0.880264 [-1.26132]	-0.042484 [-0.03692]	0.092765 [0.25803]
C	0.310096 [1.37707]	0.815392 [0.77449]	-2.132490 [-1.22856]	-0.909546 [-1.67702]
调整拟合度R ²	0.973707	0.770715	0.941227	0.898901
F统计量	98.21053	9.823626	43.03843	24.33960
似然值对数	62.72551	28.79509	17.79543	43.38745

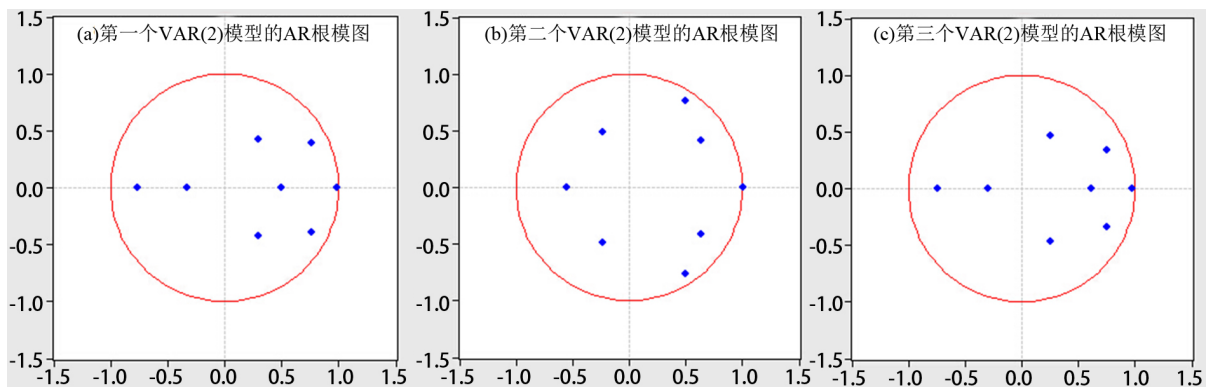


Figure 3. AR mode root graph of three VAR(2) model
图 3. 三个 VAR(2)模型的 AR 根模图

Table 9. Cointegration tests between agricultural TFP and development scale, development efficiency and development structure of rural financial**表 9.** 农业全要素生产率与农村金融发展规模, 发展效率及发展结构之间的协整检验

序列: BTFP FIR FDE FDS							
样本(调整): 1992 2012							
趋势假设: 无确定性趋势(具有常数项)							
时滞区间: 1 至 2 阶							
不受约束的协整秩检验							
协整个数的原假设	特征值	迹统计量	迹		最大特征值		
			0.05 临界值	收尾概率**	最大特征值统计量	0.05 临界值	收尾概率**
0 个*	0.7507	66.0141	54.0790	0.0030	29.1716	28.5881	0.0421
至多 1	0.5547	36.8425	35.1928	0.0329	16.9900	22.2996	0.2336
至多 2	0.4627	19.8526	20.2618	0.0568	13.0443	15.8921	0.1332
至多 3	0.2769	6.80829	9.1645	0.1369	6.8083	9.1645	0.1369

*表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设。

**表示 MacKinnon-Haug-Michelis (1999) 收尾概率率值。

Table 10. Cointegration tests between technology efficiency and development scale, development efficiency and development structure of rural financial**表 10.** 技术效率与农村金融发展规模, 发展效率及发展结构之间的协整检验

序列: BEFFCH FIR FDE FDS							
样本(调整): 1992 2012							
趋势假设: 无确定性趋势							
时滞区间: 1 至 2 阶							
不受约束的协整秩检验							
协整个数的原假设	特征值	迹统计量	迹		最大特征值		
			0.05 临界值	收尾概率**	最大特征值统计量	0.05 临界值	收尾概率**
0 个*	0.6870	50.9285	40.1749	0.0030	24.3935	24.1592	0.0465
至多 1	0.5805	26.5350	24.2760	0.0255	18.2413	17.7973	0.0428
至多 2	0.3140	8.2937	12.3209	0.2148	7.9141	11.2248	0.1800
至多 3	0.0179	0.3795	4.1299	0.6010	0.3795	4.1299	0.6010

Table 11. Cointegration tests between technology progress and development scale, development efficiency and development structure of rural financial**表 11.** 技术进步与农村金融发展规模, 发展效率及发展结构之间的协整检验

序列: BTECH FIR FDE FDS							
样本(调整): 1992 2012							
趋势假设: 无确定性趋势							
时滞区间: 1 至 2 阶							
不受约束的协整秩检验							
协整个数的原假设	特征值	迹统计量	迹		最大特征值		
			0.05 临界值	收尾概率**	最大特征值统计量	0.05 临界值	收尾概率**
0 个*	0.8140	65.4672	40.1749	0.0000	35.3171	24.1592	0.0010
至多 1	0.5488	30.1501	24.2760	0.0081	16.7142	17.7973	0.0721
至多 2	0.4144	13.4359	12.3209	0.0324	11.2365	11.2248	0.0498
至多 3	0.0994	2.1993	4.1299	0.1629	2.1993	4.1299	0.1629

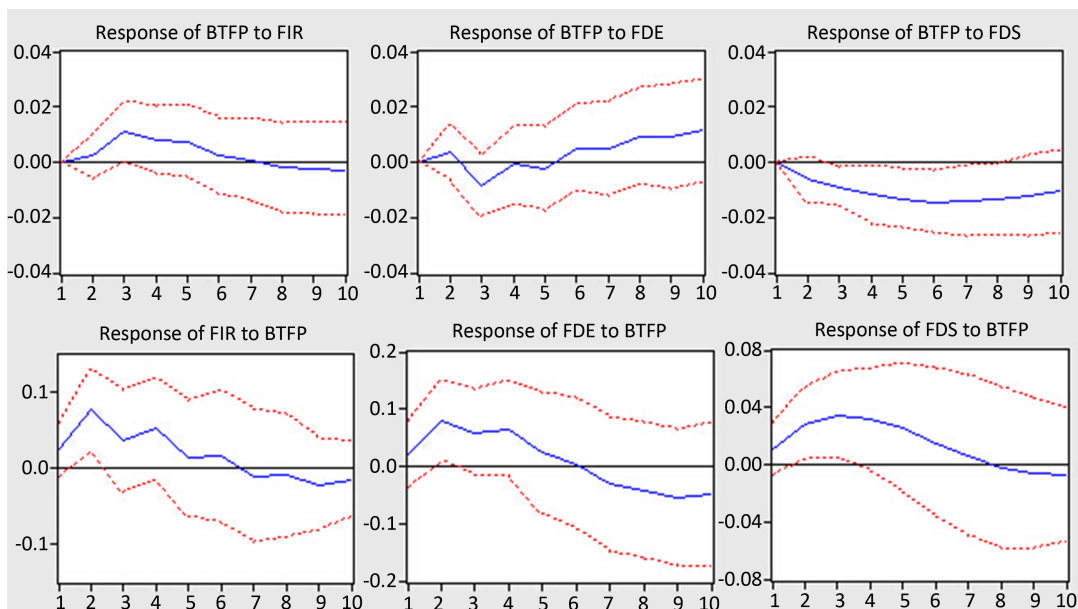


Figure 4. Part impulse response to BTFP of corresponding Var(2) model

图 4. BTFP 相应 Var(2)模型的部分脉冲响应图

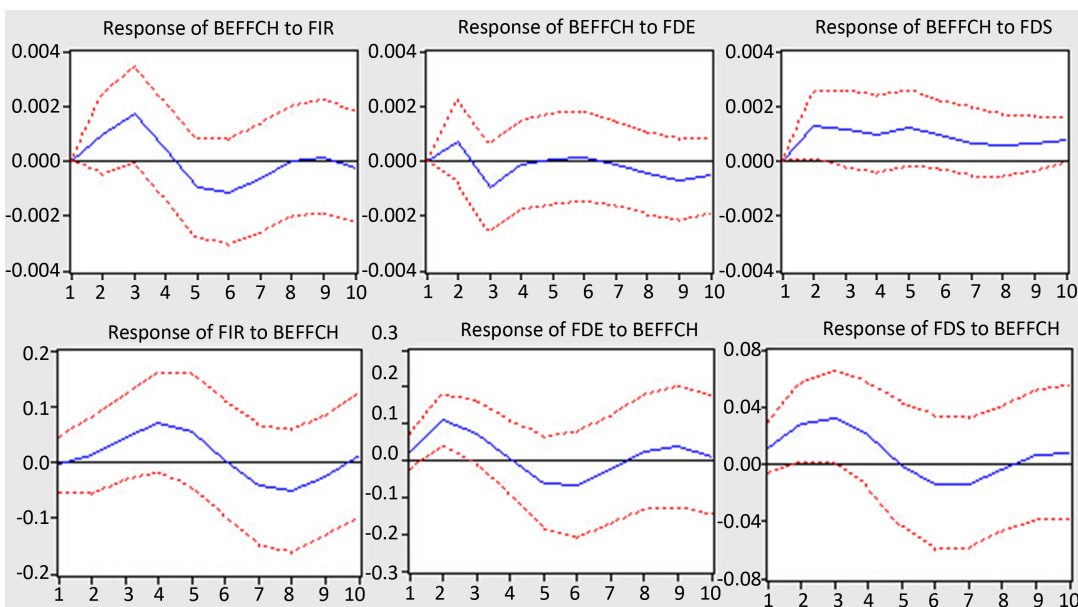


Figure 5. Part impulse response to BEFFCH of corresponding Var(2) model

图 5. BEFFCH 相应 Var(2)模型的部分脉冲响应图

阶段出现正向影响且影响越来越大。农村金融发展结构对农业全要素生产率一直有负面的冲击影响。农业全要素生产率对农村金融发展规模、农村金融发展效率及农村金融发展结构三者开始都有正向的影响,且影响先升后缓慢下降,然后出现负向影响。

图 5 中上面三个图形分别反映了农业技术效率对农村金融发展规模、农村金融发展效率及农村金融发展结构的一个标准差新息的冲击所产生的脉冲响应函数图。给农村金融发展规模一个标准差冲击,农业技术效率在第 1、2、3 期出现递增的正响应,且在第 3 期达到最大值,然后缓慢下降,在第 4 期之后存在负向响应,且在第 6 期达到最大负响应,之后上升到第 8 期又出现正响应,第 9 期之后又为负。给

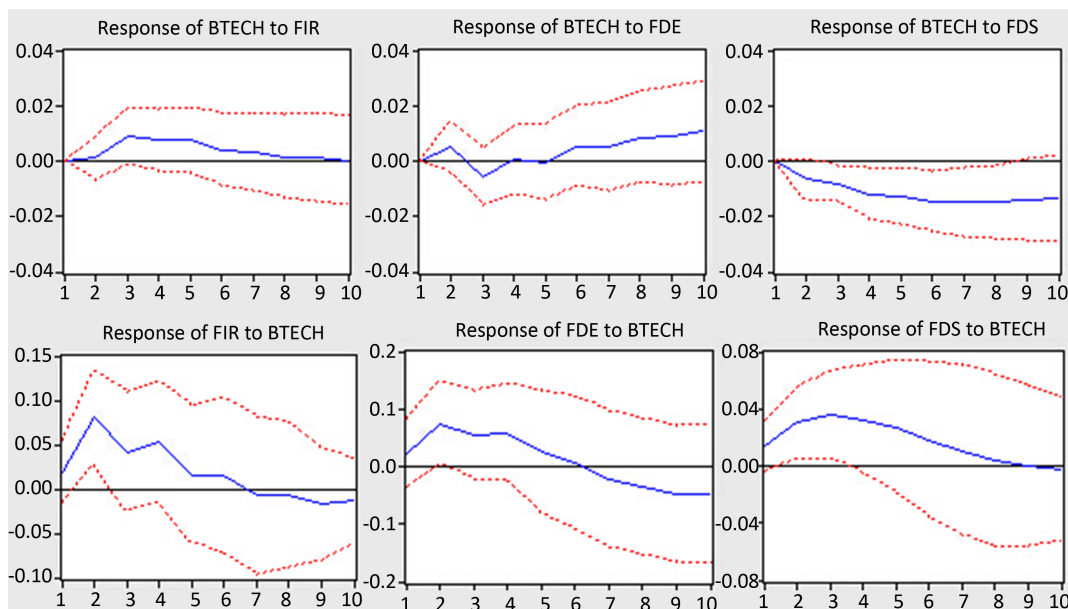


Figure 6. Part impulse response to BTECH of corresponding Var(2) model
图 6. BTECH 相应 Var(2)模型的部分脉冲响应图

农村金融发展效率一个标准差冲击, 农业技术效率开始在第 1、2 期出现了正响应但整个过波动, 交替出现正负响应, 响应值不大。给农村金融发展结构一个标准差冲击, 农业技术效率在第 1 至 10 期都是正向响应, 先上升再波动性缓慢下降。

图 5 中下面三个图形分别反映了农村金融发展规模、农村金融发展效率及农村金融发展结构对农业技术效率的一个标准差新息的冲击所产生的脉冲响应函数图。当给农业技术效率的一个标准差的冲击之后, 农村金融发展规模表现出正的响应, 且在第 4 期都达到最大值, 然后下降, 在第 6 期之后出现了负响应, 第 8 期达到最大负响应, 然后上升, 在第 10 期出现了较小的正响应。农村金融发展效率在第 1 至 5 期正向响应, 第 6 至 8 期负响应, 第 9、10 期又正响应。农村金融发展结构表现在第 1 至 4 期正向响应, 且在第 3 期出现最大响应, 第 5 至 8 期负响应, 第 9、10 期又正响应。

图 5 中六个图形结果表明: 农村金融发展规模和农村金融发展效率对农业技术效率出现了正负正负相互交替的影响, 但农村金融发展规模比农村金融发展效率的影响程度要大。而农村金融发展结构对农业技术效率一直有正的冲击影响。农业技术效率对农村金融发展规模、农村金融发展效率及农村金融发展结构三者具有相似的波动性影响, 都有正负正的影响。

图 6 中上面三个图形分别反映了农业技术进步对农村金融发展规模、农村金融发展效率及农村金融发展结构的一个标准差新息的冲击所产生的脉冲响应函数图。当给农村金融发展规模一个标准差冲击后, 农业技术进步在一直表现正响应, 先增后缓慢下降, 且收敛。当给农村金融发展效率一个标准差冲击后, 农业技术进步在第 1、2 期正响应但下降, 且只有第 3 期出现负响应, 之后逐渐波动上升, 但趋向于发散。给农村金融发展结构一个标准差冲击后, 农业技术进步在第 1 至 10 期都是负向响应, 且响应越来越大。

图 6 中下面三个图形分别反映了农村金融发展规模、农村金融发展效率及农村金融发展结构对农业技术进步的一个标准差新息的冲击所产生的脉冲响应函数图。当给农业全要素生产率的一个标准差的冲击之后, 农村金融发展规模、农村金融发展效率表现出正的响应, 且在第 2 期都达到最大值, 然后波动性下降, 在第 6 期之后出现了负响应, 但农村金融发展规模表现出的负向响应用小于农村金融发展效率, 且具有一定收敛。农村金融发展结构表现出先增后减响应, 且在第 9 期及之后出现在了负响应。

图 6 中六个图形结果表明: 农村金融发展规模对农业技术进步一直有正的影响, 但随着时间推移这种影响逐渐降低至 0; 而农村金融发展效率在最初阶段有正向影响, 在只有第 3 期出现负向影响, 之后较长阶段出现正向影响且影响越来越大; 而农村金融发展结构对农业技术进步一直是负的冲击影响。农业技术进步在前 6 期对农村金融发展规模和农村金融发展效率及在前 8 期农村金融发展结构都有较大正向的影响, 且影响先升后缓慢下降, 然后出现负向影响, 但农村金融发展效率负响应最大。

从图 4~图 6 总体可以得到, 湖南省农业全要素生产率和农业技术进步两者分别与湖南省农村金融发展规模、发展效率及发展结构三者之间互相冲击做出脉冲响应的反应非常相似, 这与湖南省农业全要素生产率主要是由农业技术进步来推动相一致的, 而其农业生产规模效率基本上没有变化。湖南省农村金融的发展发挥了一定的作用: 农村金融发展规模在短期起到了正向的影响, 但长期来说, 影响逐渐减少直至消失。农村金融发展效率在短期内影响不明显, 偶尔还会表现负影响, 但长期来说, 对湖南省农业全要素生产率及农业技术进步有较大的促进作用。农村金融发展结构对对湖南省农业全要素生产率及农业技术进步起到负向的影响作用, 而对农业技术效率起到正向的作用。湖南省农业全要素生产率、农业技术进步对农村金融发展的影响具有两期分化特征, 前半期表现正的影响, 后半期表现负的影响, 而农业技术效率对农村金融发展的影响具有三期分化特征, 即前期具有正向影响, 中期具有负向影响, 而后期具有正向影响。影响产生的原因主要有: 20 世纪 80 年末以来, 湖南省农业劳动力、土地等农业生产要素及农户储蓄资金大量流向第二三产业, 加剧了农业本身零碎化生产, 同时由于多丘陵山区, 农业机械化生产、规模化生产难以形成, 阻碍了农村金融发展促进湖南省农业技术效率变动的的作用。湖南省农业缺乏农业管理、制度等技术体系的支撑, 所以造成了湖南省农业技术进步难以通过农村金融发展得到提升。湖南省农业技术进步及农业全要素这二十多年来的小小提升并没有给农村金融发展带来更多的改变, 而是大量地支援了城市的经济发展。

6. 结论

本文在收集整理 1988~2012 年湖南省农村金融发展指标及 14 个市州狭义农业生产总值、农业机械总动力、农作物播种面积、农村从业人员、化肥施用量、有效灌溉面积及农村用电量的基础上, 利用 DEA 方法对湖南省农业生产的全要素生产率进行了 Malmquist 指数分解, 再利用 VAR 模型及其协整检验、脉冲响应函数图分别考察了农村金融发展规模、效率及结构三个发展指标分别与湖南省农业全要素生产率、农业技术效率及农业技术进步的相互影响。相应的政策启示:

第一, 继续推进农村金融体制改革, 为现代农业生产技术的应用、农业机械和农业科技的投入、农村栽培技术等方面提供资金支持, 从而更有效地利用现有资源提高农业技术进步和技术效率, 提升农业全要素生产率。第二, 发展农民专业合作社, 积极推进农业产业化。农民专业合作社的发展必须与农村信用合作、农村银行等农村金融机构结合起来, 引导信贷资源回流农业, 发挥农村金融对农业全要素生产率的提升作用。第三, 调整财政支持“三农”的结构支出, 重视对农业科研的投资, 以提高财政支农效率。第四, 提高农村人力资本素质。一方面, 鼓励农村青年劳动力从事农业活动, 避免农村劳动力老龄化的现象; 另一方面加强对农村劳动力技能的培训。总之, 农业全要素生产率的提升得益于农村金融的支持与发展, 同时也内生更多的金融需求, 使更多的金融资源及产品进入农业领域。所以, 要不断深化农村金融改革, 建立和健全全方位的、多层次的农村金融服务体系。

基金项目

湖南农业大学基金项目“湖南省农村金融发展与农业全要素生产率的动态关系研究”(11YJ06), 湖南省教育厅资助科研项目“基于数据包络法的湖南水稻生产效率分析”(12K066)。

参考文献 (References)

- [1] Kuznets, S. (1955) Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, 1, 1-28.
- [2] Shaw, E.S. (1973) *Financial Deepening in Economic Development*. Oxford University Press, New York.
- [3] 余利丰, 邓柏盛, 王菲. 金融发展与中国生产率增长——随机前沿分析的视角[J]. 管理科学, 2011, 24(4): 106-112.
- [4] 赵勇, 雷达. 金融发展与经济增长: 生产率促进抑或资本形成[J]. 世界经济, 2010(2): 37-50.
- [5] 姚耀军, 曾维洲. 金融发展和全要素生产率: 一个文献回顾[J]. 浙江社会科学, 2011(3): 144-149.
- [6] 王定祥, 刘杰, 李伶俐. 财政分权、银行信贷和全要素生产率[J]. 财经研究, 2011, 37(4): 69-79.
- [7] 谭霖, 邓伟平. 金融发展与全要素生产率互动: 农业视角[J]. 理论研究, 2011(8): 23-26.
- [8] 尹雷, 沈毅. 农村金融发展对中国农业全要素生产率的影响: 是技术进步还是技术效率——基于省级动态面板数据的 GMM 估计[J]. 财贸研究, 2014(2): 32-40.
- [9] Fare, R., Grosskopf, S. and Knox Lovell, C.A. (1994) *Production Frontiers*. Cambridge University Press, Cambridge.
- [10] 何平均, 邓倚月. 湖南省农村金融发展与经济增长关系的实证分析[J]. 当代经济, 2013(9): 69-71.
- [11] 李立清, 周贤君. 湖南各地市农业全要素生产率变动实证分析[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2010, 11(6): 22-27.

期刊投稿者将享受如下服务:

1. 投稿前咨询服务 (QQ、微信、邮箱皆可)
2. 为您匹配最合适的期刊
3. 24 小时以内解答您的所有疑问
4. 友好的在线投稿界面
5. 专业的同行评审
6. 知网检索
7. 全网络覆盖式推广您的研究

投稿请点击: <http://www.hanspub.org/Submission.aspx>

期刊邮箱: wer@hanspub.org