

金融深化与经济增长的因果关系检验

——基于我国的实证分析

朱庆武

(宁夏大学 经济管理学院, 银川 750021)

摘要:选择1993—2014年间的相关数据对我国金融深化与经济增长的因果关系进行分析,对金融深化的三个指标与经济增长率作基于VAR模型的Granger因果检验,结果发现:金融相关率与经济增长率在短期内呈现负的相关关系,从长期来看金融相关率的发展有利于经济增长率的提高。货币化率与经济增长率之间存在正相关关系,但货币化程度的影响力在长期内是逐渐减弱的。实际利率对经济增长的影响作用不明显,不存在因果关系。

关键词:金融深化;经济增长;Granger因果检验

中图分类号:F830 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-349X(2016)01-0085-05

DOI:10.16160/j.cnki.tsxyxb.2016.01.016

On the Causal Relationship Between Financial Deepening and Economic Growth: an Empirical Analysis Based on China

ZHU Qing-wu

(School of Economics and Management, Ningxia University, Yinchuan 750021, China)

Abstract: The author of this paper has analyzed the data about financial deepening and economic growth during the period of 1993—2014 in China, and conducted the Granger causality test of the three indicators of financial deepening and economic growth, based on the VAR model. The results show that there is a negative correlation between financial interrelations ratio and economic growth rate in the short term, but in the long term the development of financial interrelation ratio contributes to economic growth, that there is a positive correlation between the currency rate and economic growth but in the long run the influence of monetization is decreasing; and that the influence of real interest rates on economic growth is not obvious, with no causal relationship.

Key Words: financial deepening; economic growth; Granger causality test

西方经济理论关于金融深化与经济增长之间的关系有两种观点:一是认为金融深化能促进经济增长;二是认为金融深化是经济增长的伴生物。我国从1992年开始进行市场经济制度改革,1993年国务院颁布《关于金融体制改革的决定》,开始金融体制改革:规范证券市场,实现汇率并轨,进行银行体系的股份制改革,发展和完善股票市场。这使得金融工具呈现多样化,金融市场逐渐完善。与此同时,

我国经济也实现了稳定增长。那么,自金融体制改革以来,我国的金融深化与经济增长之间是否存在因果关系呢?把握好二者之间的相互关系对我国进一步加强金融体制的改革具有重要的指导意义。

一、文献回顾

金融发展理论主要研究金融发展与经济增长的关系,其理论演进主要包括金融结构论、金融深化论、金融约束论、实证金融发展理论以及金融资源

论。上世纪 50 年代至 60 年代,许多发达国家利用降低利率的手段刺激经济发展,但是这种手段对于发展中国家并不起作用,许多学者试图找到适合发展中国家的金融发展理论。罗纳德·T·麦金农和爱德华·S·肖研究了金融和经济之间的相互影响以及各种金融中介在资金流动循环中的重要作用^[1-2]。1966 年休·T·帕特里克在《欠发达国家的金融发展和经济增长》中指出,考虑金融和经济的相互影响作用要从需求和供给的角度考虑,他的研究成果推动了金融深化理论的形成。1973 年麦金农和肖在已有的研究基础上提出了金融深化理论,称为麦金农—肖金融抑制和金融深化模型(M-S 模型),此模型反映了金融深化和金融抑制对经济发展的影响。金融深化理论被提出后许多国外学者对其进行了检验,不断修正和完善该理论。King 和 Levine 通过对 80 个国家 1960—1989 年间的经济增长和金融中介数据分析后指出,金融深化指标和经济增长指标之间在 1% 的水平下显著正相关^[3]。Demirguc-Kunt 和 Maksimovic 则通过研究分析了近 30 个国家 1980—1991 年间公司层面的数据,认为债券市场和股票市场越发达、银行信贷规模越高、法律体系越完善,公司外部融资的可得性越高,成本越低^[4]。

我国学者对金融深化与经济增长之间的关系也进行了大量的研究。孟猛对二者之间的因果关系进行实证分析后认为,短期内金融深化不会促进经济的增长,而长期金融深化程度的提高会促进经济增长速度的加快^[5]。卢峰和姚洋运用中国 29 个省 1991—2001 年的数据研究发现,金融深化对经济增长的促进作用仅表现在沿海地区^[6]。张军和金煜根据中国 29 个省 1987—2001 年的面板数据检验发现,改革开放以来的金融改革对生产率具有显著的正向影响,且具有地区差异性^[7]。熊红轶和张先峰使用我国 1978—2004 年间的数,运用协整分析技术和格兰杰因果检验实证分析我国金融深化与经济增长之间的关系后认为,金融深化一方面促进了金融的发展,同时也加剧了金融体系的脆弱性^[8]。朱承亮、岳宏志和李婷运用柯布—道格拉斯生产函数的随机前沿分析模型研究发现,金融机构的存款业务和贷款业务对效率提高有抑制作用,然而整体上金融发展对效率的提高具有较大的促进作用^[9]。周

凯和刘帅通过收集 2000—2010 年中国 31 个省份规模以上工业企业的动态面板数据研究指出,中国金融资源集聚对经济增长的促进作用比较显著^[10]。杨汉明和刘广瑞以上市公司为样本研究发现,两类股权代理成本与公司过度投资呈正相关关系,金融发展能够减弱第一类股权代理成本与公司过度投资的正相关关系^[11]。

学者们对金融深化与经济增长之间关系的研究大多是运用面板数据从某一个角度进行实证检验,少有综合运用金融深化多个指标进行短期和长期的实证分析。本文试图从金融深化理论的模型入手,选择相应的金融深化指标,运用相关数据,采用 Johansen 协整检验和基于 VAR 模型的 Granger 因果检验,对我国金融深化与经济增长之间是否存在因果关系进行实证研究。

二、实证分析

基于数据的可得性和考虑到广义货币量(M_2)统计口径的一致性,本文选择 1993 年到 2014 年的相关数据作为研究样本,采用货币化率(M_2/GDP , 记为 M)、金融相关率(FIR)、实际利率(R)三个指标来衡量金融深化程度^[12-14];经济增长指标选用经济增长率($RGDP$)。数据来源于各年度《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》、《中国人民银行统计季报》、国家统计局网站以及中国人民银行统计网站。

货币化率(M_2/GDP)表示经济货币化程度,即在全经济活动中以货币衡量的交易活动所占的比重,体现了一国金融深化的程度,比值越大,说明经济货币化的程度越高。1993—2014 年我国货币化率的变化趋势如图 1 所示。

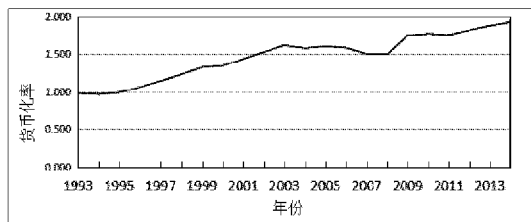


图 1 1993—2014 年货币化率的变化趋势

金融相关率(FIR)是指一定时期内社会金融活动总量与经济活动总量的比值,反映通过金融工具来促进经济活动的水平。金融相关率等于金融资产总量除以 GDP。金融资产总量包括 M_2 、股票市价总值、债券余额三个组成部分。1993—2014 年我国

金融相关率的变化趋势如图2所示。

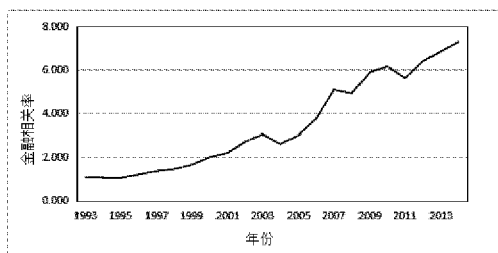


图2 1993—2014年金融相关率的变化趋势

实际利率 R 选取的是 1993—2014 年我国 1 年期实际储蓄存款利率,其计算公式是:实际利率 = (名义利率 - 通货膨胀率) / (1 + 通货膨胀率)。通货膨胀率采用 CPI 增长率。图 3 是 1993—2014 年我国实际利率的变化趋势。



图3 1993—2014年实际利率的变化趋势

从 1993—2014 年三个金融深化指标的变化情况来看,我国的金融深化总体上呈现不断发展的趋势,金融发展取得了很好的成效。

接下来对金融深化与我国经济增长之间的关系进行检验。由图 1 和图 2 可知该时间序列是非平稳的,但可能会造成伪回归,为保证回归结果的无偏性和准确性,首先应对各经济变量的平稳性进行 ADF 检验。

假设被检验序列包含常数项和趋势变量,在回归方程右边加入因变量 y_t 的滞后差分项 Δy_t 来控制高阶序列相关:

$$\Delta y_t = \eta y_{t-1} + \alpha + \delta t + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t, t = 1, 2, \dots, T. \quad (1)$$

式中, α 是常数, δt 是线性趋势函数, u 是平稳序列。扩展定义检验:

$$\begin{cases} H_0: \eta = 0 \\ H_1: \eta < 0 \end{cases}$$

运用 EViews6 对原假设 $H_0: \eta = 0$ 进行参数检

验,检验结果如表 1 所示。

表1 时间序列平稳性检验

变量	ADF 检验值	滞后阶数	临界值	prob.	结论
水平 $RGDP$	-2.932 050	1	-3.012 363	0.058 5	非平稳
水平 FIR	0.675 143	1	-3.012 363	0.988 4	非平稳
水平 M	-0.82 872	1	-3.012 363	0.830 4	非平稳
水平 R	-2.303 784	1	-3.012 363	0.179 9	非平稳
一阶差分 $dRGDP$	-4.462 263	0	-3.029 970	0.002 7	平稳
一阶差分 $dFIR$	-4.899 534	0	-3.020 686	0.001 0	平稳
一阶差分 dM	-4.077 387	0	-3.020 686	0.005 6	平稳
一阶差分 dR	-3.489 327	0	-3.029 970	0.020 2	平稳

注:表中的 ADF 检验值、临界值和 Prob. 都是在 5% 的显著性水平下的数值。

由检验结果可知,时间序列 $RGDP, FIR, M, R$ 在水平数据的检验下,ADF 的统计值都大于 5% 显著水平下的临界值,为非平稳序列,不能直接进行回归分析。而在一阶差分后, $dRGDP, dFIR, dM$ 以及 dR 在 5% 的显著水平下是平稳的;原时间序列是一阶单整 $I(1)$, $RGDP, FIR, M, R$ 是非平稳的,而通过对这些时间序列的趋势变化图像观察,它们的线性组合序列有可能是平稳的,如果因变量能被自变量的线性组合所解释,两者之间就存在稳定的均衡关系。协整的目的就是决定一组非平稳的时间序列的线性组合是否具有协整关系,以及其线性回归方程设定是否合理。因此,对差分序列进行基于回归系数的 Johansen 协整检验。

首先建立一个 $VAR(p)$ 模型:

$$\Delta y_t = \alpha \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + H x_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

式中 α 为调整参数矩阵, β 为协整向量矩阵。协整检验结果如表 2, 表 3 所示。

表2 协整检验(Trace 检验)

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob. **
None*	0.931 196	88.234 19	47.856 13	0.000 0
At most 1*	0.714 186	37.380 68	29.797 07	0.005 5
At most 2	0.394 984	13.584 82	15.494 71	0.095 1
At most 3*	0.191 432	4.037 309	3.841 466	0.044 5

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

** MacKinnon-Haug-Michelis(1999) p-values

根据协整检验的原理,在 5% 显著性水平下,若趋势统计值小于临界值,原假设不能被拒绝,变量之间不存在协整关系;若趋势统计值大于临界值,原假

设被拒绝,说明变量之间存在协整关系,即变量之间存在长期稳定的均衡关系。由检验的结果来看 $dRGDP$, $dFIR$, dM , dR 之间是存在协整关系的,即存在稳定的均衡关系。

表 3 协整检验(最大特征值检验)

Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob. **
None*	0.931 196	50.853 51	27.584 34	0.000 0
At most 1*	0.714 186	23.795 86	21.131 62	0.020 6
At most 2	0.394 984	9.547 508	14.264 60	0.243 4
At most 3*	0.191 432	4.037 309	3.841 466	0.044 5

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

** MacKinnon-Haug-Michelis(1999) p-values

$dRGDP$, $dFIR$, dM , dR 之间存在协整关系,但要它们之间是否存在因果关系,则需要进行 Granger 因果检验。在上述构建的 $VAR(p)$ 模型基础上运用 EViews6 软件进行检验,结果如表 4 所示。

表 4 中, P 值为不能拒绝原假设的概率, P 值越小,原假设被拒绝的概率就越大。假定当 P 值足够小,小于 5% 时,原假设被拒绝,两个变量之间存在

Granger 原因。那么,由表 4 可知: $dFIR$, dM 对于 $dRGDP$ 的 P 值都小于 5%, 是 $dRGDP$ 的 Granger 原因,存在显著的因果关系;同时 $dRGDP$ 对 $dFIR$ 和 dM ; $dFIR$ 对 $dRGDP$ 和 dM ; dM 对 $dRGDP$ 和 $dFIR$ 的 P 值也都小于 5%, 因此这三个变量之间互为 Granger 原因,彼此都存在显著的因果关系,即我国的经济增长率与货币化率、金融相关率存在互为因果的关系,经济增长率的提高能够促进货币化率、金融相关率的发展,同时货币化率、金融相关率的发展反过来又能促进经济的增长。

对于原假设: dR 不能 Granger 引起 $dRGDP$, $dFIR$ 和 dM 的 P 值分别为 63.01%, 32.30%, 77.81%, 可见 dR 不是 $dRGDP$, $dFIR$ 和 dM 的 Granger 原因,说明实际利率的变动与我国经济增长之间并不存在因果关系,在我国金融深化发展中实际利率与货币化率、金融相关率也不存在因果关系。 $dRGDP$ 和 $dFIR$ 不能 Granger 引起 dR 的 P 值分别为 40.62% 和 10.12%, 说明我国经济增长、金融相关率与实际利率之间不存在因果关系,但货币化率与实际利率之间却存在着因果关系。

表 4 Granger 因果检验

	原假设	χ^2 统计量	df	P 值
dRGDP 方程	dFIR 不能 Granger 引起 dRGDP	10.662 15	2	0.004 8
	dM 不能 Granger 引起 dRGDP	11.383 02	2	0.034
	dR 不能 Granger 引起 dRGDP	0.923 836	2	0.630 1
	dFIR, dM, dR 不能同时 Granger 引起 dRGDP	14.122 25	6	0.028 3
dFIR 方程	dRGDP 不能 Granger 引起 dFIR	10.554 87	2	0.005 1
	dM 不能 Granger 引起 dFIR	10.440 91	2	0.005 4
	dR 不能 Granger 引起 dFIR	2.260 302	2	0.323 0
	dRGDP, dM, dR 不能同时 Granger 引起 dFIR	17.113 04	6	0.008 9
dM 方程	dRGDP 不能 Granger 引起 dM	6.084 647	2	0.047 7
	dFIR 不能 Granger 引起 dM	2.121 088	2	0.346 3
	dR 不能 Granger 引起 dM	0.501 768	2	0.778 1
	dRGDP, dFIR, dR 不能同时 Granger 引起 dM	18.372 70	6	0.005 4
dR 方程	dRGDP 不能 Granger 引起 dR	1.801 839	2	0.406 2
	dFIR 不能 Granger 引起 dR	4.580 607	2	0.101 2
	dM 不能 Granger 引起 dR	9.160 431	2	0.010 3
	dRGDP, dFIR, dM 不能同时 Granger 引起 dR	26.991 20	6	0.000 1

$dRGDP$, $dFIR$, dM 和 dR 四个变量的综合影响程度存在显著的 Granger 因果关系。 $dFIR$, dM , dR 能同时 Granger 引起 $dRGDP$; $dRGDP$, dM , dR 不能同时 Granger 引起 $dFIR$; $dRGDP$, $dFIR$, dM 不能同时 Granger 引起 dR 。

根据估计的结果,分别可以得到以下的方程式:

$$dRGDP = 0.368\ 802 \times RGDP(-1) - 1.187\ 479 \times FIR(-1) - 6.063\ 571 \times M(-1), \quad (3)$$

$$dFIR = 0.228\ 043 \times RGDP(-1) - 0.326\ 316 \times FIR(-1) + 3.931\ 188 \times M(-1), \quad (4)$$

$$dM=0.018\ 369\times RGDP(-1)+0.194\ 413\times M(-1), \quad (5)$$

$$dR=12.744\ 31\times M(-1)-0.262\ 928\times R(-1). \quad (6)$$

时间序列模型分析影响关系可以考虑扰动项的影响是如何传播到各个变量的,为了更好地观察金融深化指标对经济增长影响的动态关系,本文运用脉冲响应函数进一步考察各金融深化指标对经济增长的影响过程和方向,检验结果如图4,图5所示。

图4,图5中,纵轴表示经济增长率 $RGDP$,横轴表示冲击作用的滞后期数,实线表示脉冲响应函数,代表了金融深化指标的变动对 $RGDP$ 冲击的反应,虚线表示正负两倍标准差偏离带。从图4可以看出,前4期金融相关率的正冲击会给 $RGDP$ 造成负的影响,在第4期达到最小值;从第4期开始金融相关率的正冲击则给 $RGDP$ 造成正的影响,虽然影响的力度不大,但影响的时间较长。从图5可以看出,在前2期内,货币化率的正冲击会给 $RGDP$ 带来较大的正的影响,在第2期达到最高值,此后各期虽然货币化率的冲击能够带来经济增长率的较小回升,但总体呈现下降趋势,并且冲击力逐渐减弱。

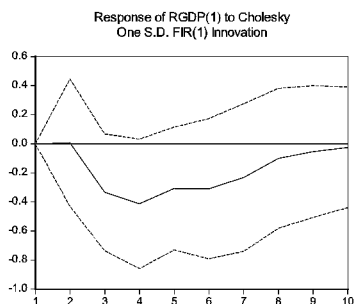


图4 $dFIR$ 对 $dRGDP$ 的冲击图

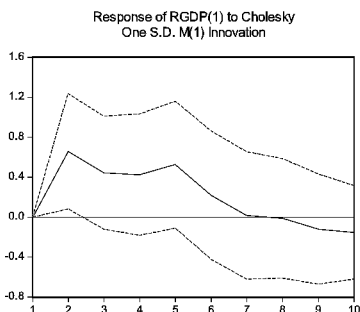


图5 dM 对 $dRGDP$ 的冲击图

三、结论

本文利用金融深化的三个指标与经济增长率来

检验我国金融深化与经济增长间的因果关系,所得如下结论:

(1)金融相关率与经济增长率在短期内呈现负的相关关系,但在长期内金融相关率的发展有利于经济增长率的提高。因此,我国金融的发展在长期内必须重视提高金融相关率,发展壮大以及不断完善金融市场,丰富金融工具,扩大金融资产。

(2)货币化率与经济增长率之间存在正的相关关系,但货币化程度的影响力在长期内是逐渐减弱的。货币化率的提高反映了经济体系中资金在储蓄和投资转化过程中的流动情况,货币化率越高越能够扩大实际的产出和收入,促进经济的发展。

(3)实际利率对经济增长的影响作用不明显,二者之间不存在因果关系。这主要与我国金融体系中国有银行的垄断相关。由于市场缺乏竞争的利率配置,许多银行贷款流向收益较少的企业,使得贷款资金的使用效率较低,这表明金融资源的配置不合理,造成利率的传导机制失效。所以,我国金融的发展必须要对金融资源进行有效配置,创建有效的金融市场机制,使利率传导机制发挥作用。

参考文献:

- [1] 罗纳德·T·麦金农. 经济发展中的货币与资本[M]. 上海:上海人民出版社,1997.
- [2] 爱德华·S·肖. 经济发展中的金融深化[M]. 上海:生活·读书·新知三联书店,1988.
- [3] King R, Levine R. Finance and growth: schumpeter might be right[J]. Quarterly Journal of Economics, 1993,108:717-738.
- [4] Demirguc-Kunt A, Maksimovic A. Law, finance and firm growth[J]. Journal of Finance, 1998,53(6):2107-2137.
- [5] 孟猛. 金融深化和经济增长间的因果关系——对我国的实证分析[J]. 南开经济研究, 2003(1):72-74.
- [6] 卢峰,姚洋. 金融压抑下的法治、金融发展和经济增长[J]. 中国社会科学, 2004(1):42-55.
- [7] 张军,金煜. 中国的金融深化和生产率关系的再检验[J]. 经济研究, 2005(11):34-45.
- [8] 熊红轶,张先峰. 中国金融深化与经济增长的因果关系检验[J]. 工业技术经济, 2006(8):117-121.
- [9] 朱承亮,岳宏志,李婷. 中国经济增长效率及其影响因素的实证研究:1985-2007年[J]. 数量经济技术经济研究, 2009(9):53-62.

(下转第95页)

隼落,骏马下注千丈坡”^[14]般曲折多姿,是文学作品中的典范之作。

通过上述分析不难发现,蔡伸不仅人品高朗脱俗,而且具有清拔俊逸的文思,其词作婉转凄恻,清新淡雅,不仅小令“雅近南唐”^{[4]64},“婉雅逼近温、韦”^{[11]907},慢词“亦几几入清真之室”^{[4]64}。就其柔软婉约的作品而言,既可以比肩向子諲的《江北旧词》,又可以直追柳永、周邦彦,是南渡词坛重要的作家。有宋一世,词的创作达到了登峰造极的境界,涌现出大量的优秀作家,但是历来的研究者对词学的研究却总是聚焦于大家、名家,而忽略了很多值得关注的次一级作家,蔡伸就属其列。蔡伸存词数量在宋朝福建莆田家族中名列第一,在清代叶申蓐辑的《闽词钞》中位居第三,在现存宋代词作中排名第28位,无论在福建地域文学还是在中国词学史上都占有一定的分量,不可等闲视之。因此,通过对蔡伸个人的研究不仅能够还原历史,给予他相应的词史地位,加深对宋代福建整个蔡氏家族如蔡襄、蔡高、蔡传、蔡佃、蔡戡、蔡京、蔡卞、蔡攸、蔡絛、蔡确等人的了解和研究,还能进一步深化对整个福建地域文学和中国词学的了解与研究。

参考文献:

[1] 蔡戡.定斋集:卷十四·大父行状[M]//丛书集成续

(上接第89页)

- [10] 周凯,刘帅.金融资源集聚能否促进经济增长——基于中国31个省份规模以上工业企业数据的实证检验[J].宏观经济研究,2013(11):46-53.
- [11] 杨汉明,刘广瑞.金融发展、两类股权代理成本与过度投资[J].宏观经济研究,2014(1):61-71.
- [12] 何凤隼,仇娟东.金融发展理论研究——基于中国视角

编.台北:新文丰出版公司,1997.

- [2] 朱德才.增订注释全宋词:第二册[M].北京:文化艺术出版社,1997.
- [3] 王国维.人间词话[M].黄霖,等,导读.上海:上海古籍出版社,2000.
- [4] 冯煦.蒿庵论词[M].北京:人民文学出版社,1998.
- [5] 李国庭.兴化蔡氏家族诗词小论[J].福建论坛,1994(5):24-29.
- [6] 吴熊和.唐宋词汇评两宋卷:第二册[M].杭州:浙江教育出版社,2004.
- [7] 周振甫.文心雕龙今译[M].北京:中华书局,2009.
- [8] 纪昀.清艳堂诗序[M]//纪文达公遗集卷九.上海:上海古籍出版社,2002:587.
- [9] 张炎.词源注[M].夏承焘,校注.北京:人民文学出版社,1998:20.
- [10] 沈祥龙.论词随笔[M]//唐圭璋.词话丛编:第五册.北京:中华书局,1986:4051.
- [11] 陈廷焯.词则·闲情集[M].上海:上海古籍出版社,1984.
- [12] 程俊英,蒋见元.诗经注析[M].北京:中华书局,1999:454.
- [13] 李学勤.礼记正义[M]//十三经注疏.北京:北京大学出版社,1999:1077.
- [14] 王水照.苏轼选集[M].上海:上海古籍出版社,1984:113.

(责任编辑:白丽娟)

的实证分析[J].石家庄经济学院学报,2011(4):2-7.

- [13] 席增雷.区域金融深化与经济增长理论[D].保定:河北大学,2006.
- [14] 戴世昌.金融深化对我国经济发展影响的实证分析[D].青岛:中国海洋大学,2013.

(责任编辑:李秀荣)