

银行集中度与经济增长

——基于我国 1989-2016 年数据的实证分析

王文平¹ 李甜田²

(1.山东财经大学经济学院,山东 济南 250002;2.山东华宇工学院经济管理学院,山东 德州 253000)

[摘要] 银行集中度与经济增长具有密切的关系。基于我国 1989-2016 年的时间序列数据实证分析了两者的关系。研究结果表明,经济增长是银行集中度的原因,经济发展水平越高,银行集中度越低。经济增长的冲击对银行集中度变化的贡献度稳定在 20.1%左右。经济增长的冲击对贷款总量变化的贡献度稳定在 74.6%左右。另一方面,银行集中度的降低即银行业竞争程度的提高未能促进经济增长,这可能与我国的储蓄投资传导渠道不畅、国有企业比重比较大效率较低以及长期存在利率管制等因素有关。

[关键词] 银行集中度;经济增长;格兰杰因果关系检验

[DOI 编码] 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2019.03.007

[中图分类号]F832.1 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2019)03-0082-10

一、引言与文献综述

改革开放以来,我国银行业结构发生了巨大的转变,从仅有中国人民银行一家银行机构,发展到众多的商业银行参与竞争的局面。在经济全球化和金融自由化迅速发展的今天,如何调整与优化银行业结构,促进银行业经营效率以适应经济发展的需要成为我国经济成功转型所必须要探究的课题。

经济学家们普遍认为,银行业集中度会对经济增长产生重要的影响,但对于二者的关系学者们有不同的看法。局部均衡理论的代表人物认为:银行结构越垄断越有利于经济增长。他们认为银行集中度越高,越有利于克服由于信息不对称引起的逆向选择和道德风险的问题,促进市场效率提高,由此促进经济增长,而且垄断的银行结构也有利于避免由于过度竞争引起的金融业不稳定性问题。比如 Caminal 和 Matutes(1997)^[1]认为银行业如果过度竞争会危机银行业体系的债务清偿能力。Shaffer(1998)^[2]也认为只有垄断的银行业结构才能甄别不同高低质量的企业,从而减少由于信息不对称引起的逆向选择和道德风险的问题,提高银行贷款质量,促进经济增长。而坚持一般均衡理论模型的学者却否定局部均衡理论的观点。他们的理由有:一是银行垄断会阻止利率下降。Pagano(1993)^[3]认为银行业垄断会减少企业的可贷资金数量,阻止利率下降,抑制经济增长。二是银行业垄断减少了企业可贷资金数量。Cetoreli

[作者简介]王文平(1971-),男,山东潍坊人,山东财经大学经济学院教授,博士。主要研究方向:宏观经济理论与政策。

和 Gambera(2001)^[4]认为银行业集中度会影响企业的可贷资金数量,从而影响经济增长。三是银行业垄断会造成严重的信贷配给。Guzman(2000)^[5]通过构建一个两期的迭代一般均衡模型分析了高的银行集中度以及信贷配给问题对于经济增长的影响,认为银行业垄断会使得资本积累减少,从而更加容易导致信贷配给问题,从而得出高的银行集中度不利于经济增长的结论。Paolo Coccoresse(2008)^[6]利用意大利 1991-2001 年的数据实证检验了银行业集中度与经济增长之间的关系,实证表明在短期银行集中度是经济增长的格兰杰原因,但在长期经济增长是银行集中度的格兰杰原因。

我国的一些学者从实证分析的角度研究了银行业集中度与经济增长之间的关系。张鹏、薛志宏、黄诗琪等(2012)^[7]基于我国 28 个省份 1992-2004 年的相关数据,认为在中国现阶段,银行集中度的降低有利于经济增长。张思成、刘贯春(2016)^[8]基于中国在内的 96 个国家 2004-2012 年的数据利用格兰杰因果关系检验了金融结构与经济增长之间的关系,认为金融结构是经济增长的单向格兰杰原因,金融结构的经济增长效应显著为正。曲昭光、范磊(2016)^[9]采用省级面板数据进行的研究发现,我国区域银行业集中度提高会对区域金融稳定产生负面影响,因此不利于区域经济增长。

也有一些学者认为对于银行业结构对于经济增长的影响不应一概而论,应具体问题具体分析,不同的银行业市场结构对于不同的经济发展阶段、不同的经济区域以及不同类型的企业的影响是不同的。比如林毅夫、姜烨(2006)^[10]认为银行业市场结构如果与经济增长相适应会促进经济发展,反之会阻碍经济发展。同时指出大企业所占份额大的地区,银行集中度高有利于经济增长,而非国有的中小企业所占份额比较大的地区,银行业越竞争越有利于经济增长。杨国辉、孙霞(2008)^[11]利用我国东中西部六个省市从 1994 年至 2004 年的数据对于银行业结构与经济发展的关系进行了实证研究,研究结果认为,竞争性的银行业结构适应于经济发展的初期,而到了经济比较发达的阶段,银行集中度越高越有利于经济的发展。张健华、王鹏、冯根福(2016)^[12]的研究发现,我国银行业集中度下降未能显著提高全要素生产率和长期经济增长率,即两者之间的负向关系在多数情况下并不显著。曾国安、马宇佳(2017)^[13]运用 GMM 方法分析了我国区域金融结构与经济增长之间的相关关系。他们的估计结果表明,东部地区的直接融资比例越高、银行集中度越低,则越能促进经济增长;西部地区这种关系则不显著;中部地区则反映出间接融资和高银行集中度的正面作用。这主要是因为中部地区和西部地区直接融资和中小金融机构发展过慢所引起的。

在我国有关银行集中度与经济增长的关系研究方面,大多侧重于面板数据的实证研究,侧重于相关性研究,而忽略了探究两者是否具有长期稳定的关系以及两者的短期波动状态。而且大多数研究都集中在把银行集中度看作是一个外生变量分析其对经济增长的影响,而忽视了从整个经济长期发展的角度分析经济增长对银行集中度的影响。在银行集中度与经济增长的关系上还没有一个统一的定论,其原因在于所使用的计量方法和理论模型以及所采取的样本数据的不同。

二、理论模型

本文的重点在于考察银行集中度与经济增长之间的关系,因此我们拟采用本文将采用格

兰杰因果检验模型进行分析。这一检验方法考察 Y 是否由 X 引起的问题,主要是看当期的 Y 能够在多大程度上被过去时期的 X 所解释,加入 X 的滞后值之后是否使得解释程度提高,如果是的话,就可以说 Y 是由 X 格兰杰引起的。建立以下方程:

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \mu_{1t}$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i X_{t-i} + \mu_{2t}$$

若 α 和 λ 整体都为零,则 X 与 Y 之间不存在影响;若 α 和 λ 整体不为零,则 X 与 Y 之间相互影响;若 α 整体为零, λ 整体不为零,则 Y 是 X 的格兰杰原因;若 λ 整体为零, α 整体不为零,则 X 是 Y 的格兰杰原因。

三、指标的选取、数据的采集以及变量的描述性分析

(一) 指标的选取

1. 经济增长指标

本文将采取实际 GDP 作为衡量经济增长的指标。计算实际 GDP 本文将选择 1989 年为基期,用去年实际 GDP 乘以本年 GDP 指数。经济增长指标记为变量 $\ln gdp$ 。

2. 银行集中度的指标

市场集中度指的是某一行业内前 n 家最大的企业所占市场份额的总和。反映市场集中度的指标一般有两个:n 企业集中度系数 CR_n 指标和赫芬达尔—赫希曼指数(HI 指数),考虑到数据的可得性,本文采取 CR_n 指数来测算市场集中度。 CR_n 指 n 家最大企业累计的市场份额。用公式表示为: $CR_n = \sum_{i=1}^N S_i$,其中 N 代表某一行业内企业总数量, S_i 代表第 i 家所占的市场份额。 CR_n 指数越大,表明市场集中度越高,市场越趋于垄断。一般理论认为, $CR_n < 40\%$ 为低集中度; $40\% < CR_n < 60\%$,为中集中度; $60\% < CR_n < 80\%$,为较高集中度, $CR_n > 80\%$,为高集中度。

在本文中将选择四大国有银行即中国银行、中国建设银行、中国农业银行以及中国工商银行作为银行业中前四家最大的企业,考虑他们在贷款方面所反映的集中度。把四大国有银行在贷款方面的集中度作为衡量银行集中度的指标,并记为变量 $\ln ancr4$ 。

在本文中之所以选取贷款方面的集中度,而没有选取资产方面的集中度,原因一是考虑到数据的可得性,二是贷款业务是银行的主要业务之一,能较好地代表银行集中度,三是在资产数据中三大政策性银行资产很大,但是它们并不参与市场竞争,如果选取资产数据,会导致计算出的银行集中度失真。

3. 控制变量指标

从理论上来说,银行贷款会影响经济增长,因此本文将金融机构贷款总量作为控制变量指标,并对其进行对数处理,贷款总量指标记为变量 $\ln loan$ 。

(二) 数据采集与变量的描述性分析

本文搜集了从 1989 年到 2016 年的数据来分析,全部数据来源于《中国统计年鉴》《中国金融年鉴》、国泰安 CSMAR 系列研究数据库以及中国人民银行官网等。

表 1 变量的描述性统计

变量	含义	均值	最大值	最小值	标准差	样本量
loancr4	贷款所反映的银行集中度	0.572108	0.828574	0.351775	0.139667	28
gdp	国内生产总值	80170.66	211281.3	16992.32	58062.01	28
loan	金融机构贷款总量	292554.1	1120552.	14360.10	323795.5	28

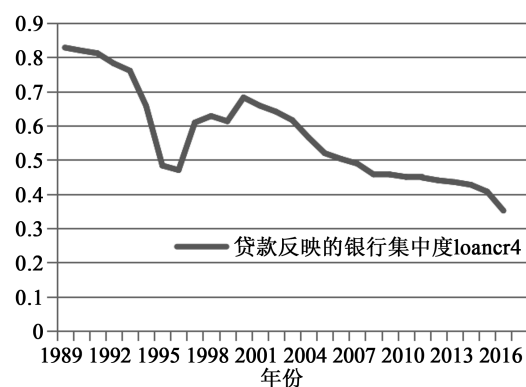


图 1 银行集中度的变化

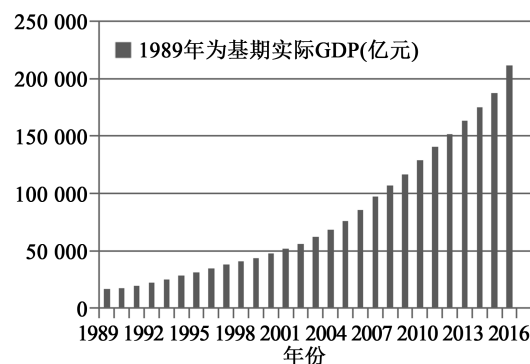


图 2 实际 GDP 的变化

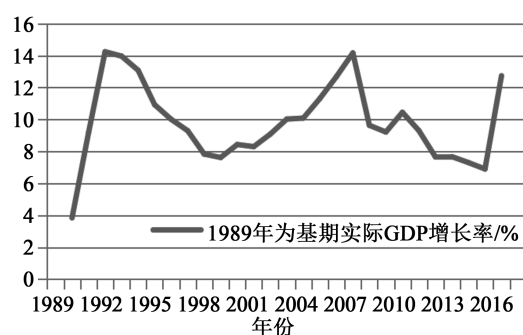


图 3 实际 GDP 增长率的变化

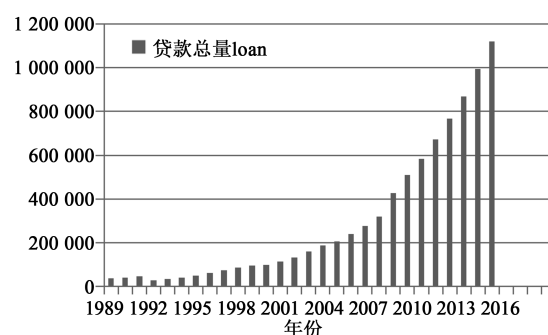


图 4 贷款总量的变化

从上述数据和图表中可以看出,银行业集中度波动比较大。1993 年之前银行集中度相当高,说明我国银行业的垄断性很强。但随着 1992 年十四大正式确立“我国经济体制改革的目标是建立社会主义市场经济体制”,经济金融体制改革步伐明显加快,设立了一些股份制商业银行,市场竞争有所增强,贷款反映的银行集中度从 1993 年的 0.76 大幅下降到 1994 年的 0.66。1995 年和 1996 年更是急剧下降到 0.48 和 0.47。这既有市场竞争不断增强的原因,也是由于农村信用社从中国农业银行独立出来从而导致四大行市场份额有所下降。但 1997 年银行业的集中度又快速上升到 0.61。这主要是因为 1997 年发生了东南亚金融危机,我国银行业收

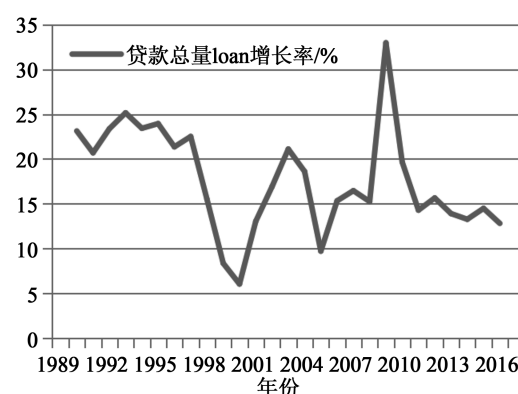


图 5 贷款总量增长率的变化

到较大冲击。在这种情况下,居民和企业对国家背景的四大银行信任度增强,由此导致银行业的集中度大幅上攀升^[14]。总的来说我国银行业的集中度处于下降趋势,贷款反映的银行集中度从1989年的82.86%下降到2016年的35.18%。这说明随着我国金融体制改革的推进,银行业的竞争性在不断增强。

实际人均GDP从1989年的16992.319亿元上升到2016年的211281.3亿元,增长了12.43倍,1991年以来实际GDP增长率也一直保持7%以上,近一半年份实际GDP增长率超过了10%,可见经济增长速度之快。

贷款总量也一直呈上升趋势,从1989年的14360.1亿元上升到2016年的1120551.79亿元,贷款总量增长率大部分年份保持在10%甚至15%以上。2009年增长最快,为32.98%,原因在于2008年底政府出台四万亿经济刺激计划,使得贷款总量迅速增加。

从上述分析可知,银行集中度大体呈下降趋势,而GDP一直在增长。这不禁让我们想到:是银行集中度的下降会促进经济增长?还是经济增长会加速银行集中度的下降?两者是否存在一定的因果联系?

四、实证分析

本文采取格兰杰因果关系检验,一个完整的格兰杰因果关系检验应该首先检验数据的平稳性以及变量间的协整性关系。只有在时间序列变量平稳以及变量之间存在长期均衡关系的情况下才能进行格兰杰因果关系的检验。

(一)平稳性检验

从上述描述中可知,银行集中度变量和实际GDP变量都有随时间变动的趋势,两者可能会存在伪回归的问题,即两者的相关性可能仅仅是因为两者同时随时间有着向上或者向下变动的趋势,实际上可能两者并没有联系。为了解决可能存在的伪回归的问题需要对变量进行平稳性检验。本文使用ADF检验。ADF检验的原假设为:至少存在一个单位根;备选假设:序列不存在单位根。通过软件Eviews7.0可得平稳性检验结果如下:

表2 平稳性检验结果

变量	检验形式(c,t,n)	ADF 检验统计量	ADF 5%临界值	P 值	检验结果	单整阶数
loancr4	(c,0,6)	-1.551898	-2.998064	0.4901	非平稳	0
lngdp	(c,t,6)	-3.142165	-3.622033	0.1205	非平稳	0
lnloan	(c,t,6)	-2.749630	-3.595026	0.2267	非平稳	0
d(loancr4)	(0,0,6)	-3.729594	-1.955020	0.0006	平稳	1
d(lngdp)	(c,0,6)	-3.356485	-2.981038	0.0224	平稳	1
d(lnloan)	(c,0,6)	-2.989477	-2.986225	0.0496	平稳	1

注:c、t、n分别表示是否带有常数项、是否带有时间趋势项以及滞后阶数,滞后阶数由SIC准则来确定,d(loancr4)、d(lngdp)、d(lnloan)分别表示变量的一阶差分。

从表中可以看出,在5%的显著性水平下,银行集中度、实际GDP、贷款总量的数据都不能拒绝原假设,都是非平稳的。做银行集中度、实际GDP与贷款总量的一阶差分,ADF检验统计量大于ADF 5%临界值,拒绝原假设,即银行集中度、实际GDP与贷款总量的一阶差分在5%的显著性水平下是平稳的。即两个变量的单整阶数都是1, $loancr4 \sim I(1)$ 、 $lngdp \sim I(1)$ 、 $lnloan \sim I(1)$ 符合进一步做协整检验的要求。

(二)协整检验

协整检验是检验两个变量之间是否存在长期稳定的均衡关系。虽然各个变量各自都是非平稳的,但是他们的线性组合可能是平稳的。如果变量之间的线性组合是平稳的,就可以说变量之间存在着长期均衡关系。做协整检验一般有两种方法:E-G 两步法与 Johansen 检验。一般认为 E-G 两步法适合两个变量之间的协整关系检验,即在变量平稳的情况下,建立两变量之间的回归,只要检验其残差是否平稳即可,如果残差平稳,则可以认为变量之间存在协整关系,反之,变量之间不存在协整关系。考虑到要进行多变量协整检验,本文采用 Johansen 检验,因为这种方法被认为是目前进行多变量协整检验的较好的方法。

表 3 Johansen 检验结果

原假设	特征根	Trace 统计量	5%临界值(Trace)	λ -max 统计量	5%临界值(λ -max)
0 个协整向量	0.545418	38.37093 *	29.79707(0.0041)	21.4978 *	21.13162(0.0486)
至少 1 个协整向量	0.475506	17.87313 *	15.49471(0.0215)	16.77837 *	14.26460(0.0196)
至少 2 个协整向量	0.041232	1.094762	3.841466(0.2954)	1.094762	3.841466(0.2954)

注:*表示在 5%的水平下统计上显著。

检验结果显示,迹检验和最大特征根检验都表明在 5%的显著性水平下 lngdp、loancr4、lnloan 三个变量之间有两个协整向量,因此我们可以认为实际国内生产总值、贷款所代表的银行集中度、贷款总量之间有协整关系。标准化协整系数如下:

表 4 标准化协整系数

Loancr4	lngdp	lnloan
1.000000	-0.108378	0.160478
	(0.30318)	(0.18450)

注:本表由 Eviews 7.0 软件计算得出,括号内的数是各系数的标准误差。

所以,协整方程为: $Loancr4 = -0.108378lngdp + 0.160478lnloan$

协整方程显示,长期来看,在加入贷款总量这一控制变量的情况下银行集中度与经济增长之间存在负向相关关系,经济增长每增加 1%,贷款反映的银行集中度将下降 0.108%。

(三)格兰杰因果关系检验

协整只是说明变量存在长期均衡的关系,至于银行业集中度与经济增长之间的因果关系还需要用格兰杰检验进一步确定。在进行格兰杰检验之前需要进行最优滞后阶数的确定。首先在 proc 下建立向量自回归模型(VAR),然后检测最优滞后阶数。结果显示,当变量为 lngdp、loancr4、lnloan 时,最优滞后阶数为 4,因此我们选择的滞后阶数为 4。在加入贷款总量这一控制变量的情况下格兰杰因果关系如下:

表 5 格兰杰检验结果

原假设	F 统计量	P 值
LoanCR4 不是 LnGDP 的格兰杰原因	0.74478	0.5764
LnGDP 不是 LoanCR4 的格兰杰原因	6.31207	0.0035

上述结果显示,当滞后期为 4 年时,当原假设为 loancr4 不是 lngdp 的格兰杰原因时,P 值等于 57.6%,在 5%的显著性水平下接受原假设,即认为 loancr4 不是 lngdp 的格兰杰原因。但是当原假设为 lngdp 不是 loancr4 的格兰杰原因时,P 值为 0.3%,小于 5%,在 5%的显著性水平下拒绝原假设,即认为 lngdp 是 loancr4 的格兰杰原因。

综上所述,我们的实证分析结果表明银行集中度与经济增长有着单向的因果关系,即经济增长是银行集中度的原因,但是银行集中度可能不是经济增长的原因。

一方面,我国的经济增长降低了银行业的集中度。这主要是由于以下几个方面的原因:一是随着经济的发展,第二、三产业比重增大,更多的金融中介随之出现,导致银行业的集中度降低。二是随着经济发展,市场不断拓展,在复杂的市场环境下,人们更加注重风险的分散。这必然会导致更多金融机构的出现,银行业集中度下降。三是随着经济发展,人们收入水平提高,除了满足生活需要,还有一些闲余资金,越来越多的人对投资理财和资产管理产生需求。银行为提高利益满足人们需要,业务不断多元化,服务水平不断提高,银行业竞争因此不断增强,银行集中度不断下降。四是随着经济发展人们收入水平提高,越来越多的人有能力支付低收入阶段无力支付的金融中介成本,交易数量增多,促进了金融市场发展和金融业的竞争,银行业集中度由此降低^[15]。

另一方面,从理论上来说银行业集中度应该与经济增长呈反向关系。这是因为,银行业集中度的降低意味着银行业竞争性的增强,由此会促进储蓄率的提高。但这一传导机制作用的发挥基于两个条件:一是银行业具有较高的资金配置效率,储蓄能够有效地转化为投资;二是企业具有较高的投资效率。首先,我们的实证分析表明储蓄率和投资率并没有长期的协整关系^①。这说明储蓄向投资转化的渠道并不顺畅,大量的银行资金脱实入虚也似乎证明了这一点。其次,我国长期实行利率管制,金融市场发展相对滞后,银行业资金的配置效率比较低下。再次,我国国有企业在经济中仍占较大比重,银行信贷资金的60%投向了国有企业,统计数据表明国有企业的投资效率较低。因此我国银行集中度对经济增长的传导效率比较低下,这也就解释了为何银行集中度不是经济增长的格兰杰原因。

(四)脉冲响应函数

上述结果表明经济增长与银行集中度存在着长期协整关系,而且格兰杰因果关系检验证明银行集中度与经济增长有着单向因果关系,即经济增长是银行集中度的格兰杰原因。但是这只是分析了两者大体具有的长期关系,要进一步明确地分析经济增长和银行集中度的关系还需要建立VAR模型,做脉冲响应函数和方差分解。

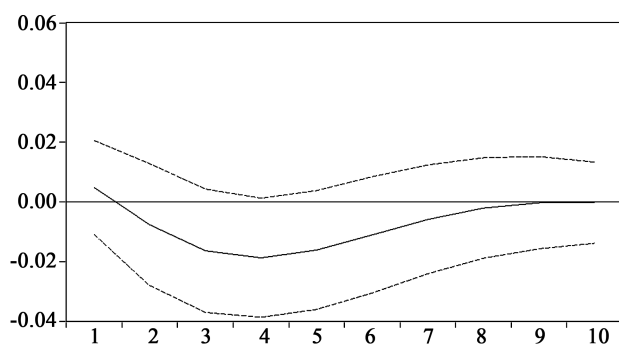


图6 银行集中度对经济增长冲击的反应

图5表示,贷款反映的银行集中度对经济增长冲击的反应。第一期为正值,从第二期开始到第九期为负值,最后趋于零。这表明经济增长受到了一个正冲击后,对贷款反映的银行集中度产

^①由于篇幅限制,我们在这里就不列出实证分析过程了。

生冲击,第一期产生正的影响,从第二期开始到第九期产生负的影响,之后对冲击不再反应。

图 6 表示,贷款总量对经济增长冲击的反应。从第一期开始不断增加,到第六期达到最大值,之后趋于平稳。这表明经济增长受到了一个正冲击后,对贷款总量产生冲击,从第一期开始到第六期影响不断增大,之后趋于平稳。

(五) 方差分解

脉冲响应函数描述的是给一个变量冲击,另一个变量是做何反应的。而方差分解指的是每一个结构内的冲击对内生变量变化影响的贡献度。它给出了对模型变量产生变化影响的每一个冲击重要性的信息。

首先,对 `loaner4` 的标准误差进行方差分解,来分析我国经济增长对贷款反映的银行集中度的影响程度。检验结果如下:

表 6		方差分解表		
Period	S.E.	ln gdp	ln loan	loaner4
1	0.040206	1.444979	0.148235	98.40679
2	0.055725	2.622428	5.40119	91.97638
3	0.061214	9.317136	9.636297	81.04657
4	0.064521	16.79778	9.161579	74.04064
5	0.068754	20.2913	8.904255	70.80445
6	0.072393	20.63449	10.59603	68.76949
7	0.074185	20.27059	12.10048	67.62893
8	0.074629	20.10655	12.60496	67.28849
9	0.074648	20.09775	12.63401	67.26823
10	0.074672	20.08588	12.66326	67.25086

其次,对 `lnloan` 标准误差进行方差分解,来分析我国经济增长对贷款总量的影响程度。检验结果如下:

表 7		方差分解表		
Period	S.E.	ln gdp	ln loan	Loaner4
1	0.034061	0.046458	99.95354	0
2	0.047228	5.276791	94.00358	0.719624
3	0.057484	25.42894	72.66799	1.903066
4	0.071574	50.79814	47.75189	1.449962
5	0.088667	67.45404	31.12395	1.422012
6	0.106435	74.41053	22.0227	3.566765
7	0.122932	75.79031	17.43502	6.774666
8	0.1368	75.25517	15.20961	9.535215
9	0.147628	74.68439	14.02731	11.2883
10	0.155897	74.61859	13.2091	12.17232

从上表中可以看出,当因变量为 `loaner4` 时,贷款反映的银行集中度冲击对其本身变的贡献度,在第一期为 98.4%,之后逐渐减少,到第七期后趋于稳定,为 67.3%左右。经济增长的冲击对贷款反映的银行集中度变化的贡献在第一期为 1.44%,之后逐渐增加,最后稳定在 20.1%左右。贷款总量的冲击对贷款反映的银行集中度变化的贡献在第一期为 0.14%,之后逐渐增

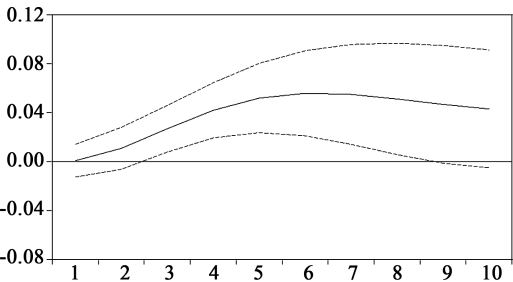


图 7 贷款总量对经济增长冲击的反应

加,最后稳定在12.7%左右。

同样地,贷款总量冲击对其本身变化的贡献度,在第一期99.95%,之后逐渐减少,到第九期后趋于稳定,为13.2%左右。经济增长的冲击对贷款总量变化的贡献在第一期0.05%,之后逐渐增加,最后稳定在74.6%左右。贷款反映的银行集中度的冲击对贷款总量变化的贡献在第一期0,之后逐渐增加,最后稳定在12.2%左右。

四、主要结论与政策建议

本文采用我国1989–2016年银行集中度和经济增长的时间序列数据,运用格兰杰因果关系检验、脉冲响应函数以及方差分解等计量经济方法来分析两者的关系。结果表明,经济增长与银行集中度之间存在长期均衡的关系。经济增长每增加1%,银行集中度将下降0.108%。即长期中经济发展水平越高,银行集中度越低;经济增长的冲击对贷款反映的银行集中度变化的贡献度稳定在20.1%左右。经济增长的冲击对贷款总量变化的贡献度稳定在74.6%左右;银行集中度与经济增长有着单向的因果关系,即经济增长导致了银行业集中度的降低,促进了银行业的竞争,但银行业集中度的降低并没有促进经济增长。这可能与我国的储蓄投资传导渠道不畅、国有企业比重比较大效率较低以及长期存在利率管制等因素有关。

为促进经济发展,我们应该采取有效的政策促进金融市场的发展和完善。一方面要放开市场准入政策,引入多元化的竞争主体,鼓励各种类型的银行如民营银行、外资银行等的设立与发展。另一方面,拓宽银行业务,促进银行业与证券、保险等其他金融业务相结合,提高银行业经营效率。另外,在优化银行业竞争环境的同时,保障银行业的稳定性和安全性是不容忽视的。最后,银行业改革的成功依赖于全社会信用体系的培育与发展,应当建立健全全社会的信用体系。

但是仅仅依靠单纯的银行业改革是不够的,必须全面推进经济体制改革。我们要正确处理政府与市场的关系,转变政府职能,让市场在资源配置中起决定性作用。金融改革与企业改革是相通的,金融改革依赖于企业改革。国有企业的效率比较低,为此国有企业应该加快良好的公司治理结构的建立和完善,实行政企分开,建立健全现代产权制度,创新国有资产管理体制,在保持国有企业支柱地位的基础上大力推进股权多元化。

当然本文还存在一些不足,比如在数据选取上,只选取了27年的数据,如果把数据年份放宽可能会得到更有说服力的效果。还有指标选取上用CRn指数,一个重要的缺点是忽略了集中度曲线以外的信息^[16]。用赫芬达尔—赫希曼指数(HI指数)可能更有说服力,可是考虑到数据的可得性,并没有采取此方法。另外,本文在分析银行集中度与经济增长关系时,只是单纯地分析两者关系,并没有考虑到其他相关因素的影响。希望后续的研究能够在这些方面做进一步的改进,得到更有说服力的结论。

参考文献:

- [1] Caminal R, Matutes C. Bank solvency, market structure, and monitoring incentives[Z]. Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper, 1997.
- [2] Shaffer S. The winner's curse in banking[J]. Journal of Financial Intermediation, 1998, 7(4): 359–392.
- [3] Pagano M. Financial markets and growth: An overview[J]. Eur Econ Rev, 1993, 37(2): 613–622.
- [4] Cetorlli N, Gambera M. Banking structure, financial dependence and growth: International evidence from in-

dustry data[J]. Journal of Finance, 2001, 56(2): 617-648.

[5] Guzman M G. The economic impact of bank stucture: A review of recent literature[J]. Economic and Financial Review, 2000, (11): 14-25.

[6] Paolo Coccocorese. An investigation on the causal relationships between banking concentration and economic growth[J]. International Review of Financial Analysis, 2008, 17(3): 557-570.

[7] 张鹏, 薛志宏, 黄诗琪. 邹议银行集中度与经济增长的关系——基于面板数据 VAR 模型的实证分析[J]. 金融研究, 2012, (03): 71-80.

[8] 张成思, 刘贯春. 最优金融结构的存在性、动态特征及经济增长效应[J]. 管理世界, 2016, (01): 66-67.

[9] 曲昭光, 范磊. 区域银行业市场结构与金融稳定的关系研究——基于中国省域面板数据的经验证据[J]. 辽宁大学学报(哲学社会科学版), 2016, (02): 70-80.

[10] 林毅夫, 张烨. 发展战略、经济结构与银行业结构: 来自中国的检验[J]. 管理世界, 2006, (01): 29-42.

[11] 杨国辉, 孙霞. 银行结构与经济发展的因果关系——基于中国地区面板数据实证检验[J]. 南方金融, 2008, (02): 26-29.

[12] 张健华, 王鹏, 冯根福. 银行业结构与中国全要素生产率——基于商业银行分省数据和双向距离函数的再检验[J]. 经济研究, 2016, (11): 110-124.

[13] 曾国安, 马宇佳. 金融结构差异对东、中、西部地区经济增长的影响——基于中国省际面板数据的实证分析[J]. 经济问题, 2017, (09): 34-40.

[14] 蔡文浩, 王海花. 金融环境对区域创新绩效影响的实证分析[J]. 经济与管理评论, 2017, (03): 91-97.

[15] 姜琪, 丁启军, 金娜. 金融发展、科技创新与经济增长[J]. 经济与管理评论, 2017, (02): 145-153.

[16] [美] 林恩·派波尔, 丹·理查兹, 乔治·诺曼. 当代产业组织理论[M]. 北京: 机械工业出版社, 2012: 52-53.

(责任编辑: 杨 磊)

Bank Concentration Degree and Economic Growth

——Empirical Evidence Based on the Time Series Data from 1989 to 2016

WANG Wenping¹, LI Tiantian²

(1. School of Economics, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250002, China;

2. School of Economic Management, Shandong Huayu Institute of Technology, Dezhou 253000, China)

Abstract: Bank concentration is closely related to economic growth. Based on the time series data from 1989 to 2016, the paper explores the relationship between bank concentration degree and economic growth. Studies show that economic growth is the reason for bank concentration, and the higher the level of economic development, the lower the bank concentration is. The contribution degree of economic growth shocks to changes of bank concentration keeps at around 20.1% stably. The contribution degree of economic growth shocks to the changes of total loans keeps at around 74.6% stably. On the other hand, bank concentration decreasing, i.e. the competition degree increasing does not push economic growth. This may relate to poor transmission channels of savings and investment, relatively large proportion of state-owned enterprises with low efficiency, as well as long-term interest control in China.

Key Words: Bank concentration; Economic growth; Granger causality test