

金融结构、银行业结构与产业结构调整

刘 宁^{1,2}

(1. 广东省食品药品监督管理局 审评认证中心 广东 广州 510521; 2. 广东金融学院 广东 广州 510520)

摘要: 本文基于广东省的实践,分别考察了广东省金融结构、银行结构与产业结构调整的关系。运用 2006-2011 年广东省各市的面板数据,实证分析了广东省金融结构对产业结构调整影响,发现广东省银行业的发展对产业结构调整有明显的正向促进作用,而股票市场的发展对产业结构调整有一定的负向影响。这表明行业的发展在广东的经济发展中发挥着不可替代的作用,而股票市场由于不完善及多种非经济因素的影响,对产业结构调整产生了一定的阻碍作用。在此基础上运用 1980-2011 年广东省时间序列数据进一步分析了银行业结构与产业结构之间关系,结果表明广东省银行集中度的提高对产业结构调整有长期的负向影响。因此,必须提高银行业的竞争,逐步降低四大国有商业银行的垄断地位,同时加强股票市场的完善。

关键词: 广东;金融结构;银行业结构;产业结构;实证分析

中图分类号: F830.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095-0098(2014)03-0015-09

自改革开放和经济体制转轨以来,中国经济取得了长足的发展,但长期的粗放式经济发展模式使得中国产业结构升级面临诸多挑战。回顾西方发达国家的发展历程,就产业结构调整的措施,可以发现优化产业间的比重,进而提升产业结构的产出效率。措施大多都是增量调整与存量调整,无论哪种措施,其实都无法脱离金融体系的有效支持。换言之,作为现代经济核心的金融,是优化经济资源配置的主要机制;是保障经济健康向前的护航舰,是促进产业结构调整升级的最主要影响因素。金融的本质是“在金融供给方与需求之间提供链接路径,提供金融资源由盈余部门向短缺部门转化的渠道,金融资源的配置时刻都影响着宏观经济运行和微观企业行为的变化”。产业结构的调整过程,离不开作为现代经济核心的金融所发挥的支持作用。具体而言,金融体系通过资本形成与导向机制、风险分散、降低信息不对称等方式,引领和促进产业结构的调整和升级。从当前中国金融结构来看,中国当前金融体系中银行业占据主要地位,股票市场也有一定的发展,因而从银行业以及股票市场等角度出发分析金融结构与产业结构调整之间的互动关系具有,而广东省作为中国经济对外开放的门户,以银行业为主体的金融体系为广东省产业结构调整也做出了巨大贡献,但问题也日益凸显。因此,有必要通过研究以银行业为主的金融结构对产业结构调整之间的互动关系,从而构建完善和合理的金融体系,以促进和加快中国产业结构调整与优化。

一、文献综述

早在 18、19 世纪,亚当斯密、李嘉图等经济学者就指出银行等金融中介的存在可以集中储蓄,创造了信用工具,从而引起资本投向实体产业,最终达到促进经济增长和产业结构升级的目的。而 Schumpeter(1934)则从创新的角度对金融发展与经济增长之间的关系进行了研究,发现银行的信用工具为资金流向创新领域提供了条件,而创新活动的活跃加快了经济增长和产业发展。美国经济学家 Goldsmith(1969)从金融结构的角度考察了金融发展与经济增长和产业结构调整升级之间的关系,尽管 Goldsmith 的研究受限于资料的缺乏和实证技术,对金融发展与产业结构调整和经济增长关系的研究仍存在一定的缺陷,但他的研究提出金融发

收稿日期: 2013-03-20

作者简介: 刘 宁(1983-),女,广东兴宁人,广东省食品药品监督管理局审评认证中心助理会计师,广东金融学院华南金融研究所特约研究员,经济学博士,研究方向:区域金融与产业发展。

展促进经济发展与产业结构调整,具有开创性的划时代意义。

近年来,关于金融结构与产业结构调整之间互动关系的研究也逐渐增多。Rajan & Zingales(1998)从产业结构调整角度分析了金融结构的决定机理,认为银行和资本市场是企业进行外源融资的主要融资渠道,每个产业对外部融资的依赖程度与其技术创新程度紧密相关。故此,国家的金融体系是否发达和完善,直接影响到技术创新行业是否能得到较好的融资,进而影响到这些行业的发展和进步。林毅夫等(2002)利用不同国家的数据对制造业和金融结构的互动关系进行了实证研究,指出如果经济结构以大企业为主,那么银行主导性的金融结构更有利于制造业的发展,因此,他们进一步指出不同国家和地区的金融结构是否合适,必须看起是否能够与当地的经济结构相适应。范方志和张立军(2003)选取了我国东部、中部和西部等省份为样本进行了实证分析,指出我国地区产业结构升级能够促进金融结构转变以及经济增长;中国地区经济发展差距巨大主要原因是各地区金融发展水平和产业结构存在着差异,并由此导致地区经济增长的悬殊。马正兵(2004)实证研究了我国产业结构和信贷的产业投向之间的互动关系,指出20世纪80年代之前信贷投向基本符合产业结构发展的规律,而在改革开放后,在信贷的产业投向上实际上出现了信贷双重配给的情况,信贷的产业投向与产业结构实际上并不一致。韩蓉(2011)对我国实体经济发展与金融结构转型之间的互动关系进行了实证分析,认为我国经济发展和经济结构的转型升级要求金融结构向更高层次进行转型。

从不同行业角度金融结构对产业结构调整进行的研究也日益丰富。罗美娟(2001)以证券市场为研究视角,指出资本市场对于行业重点企业的发展起到了促进作用,而这些行业重点企业的发展又进一步促进整个产业的进步。与此同时,资本市场在对企业进行融资的时候,还需要考虑到产业选择的因素,利用产融结合来发展新兴产业,实现产业结构的转型升级。张丽拉(2000)和姜崑(1999)主要对广东省的产业结构调整与金融支持的互动关系进行了研究,指出金融在推动广东省产业升级得以实现的过程中,应该重点支持外贸行业、知识产业和高新技术产业。王良健和钟春平(2001)利用湖南省的数据进行了实证研究,指出金融抑制的存在会导致产业结构调整受到阻碍,经济发展、金融发展以及产业结构优化必须要相互配合。而目前我国银行主导型金融体系过多地注重银行的力量,因此,在产业结构调整中大力发展资本市场及相关货币政策的配合将有助于我国的产业结构优化。蔡红艳和阎庆民(2004)着重研究了股市资本是如何在不同的行业间进行资源配置的,指出由于政府的非市场化行为,对某些不符合产业升级要求的落后行业仍实行扶持的政策,导致我国资本市场仍有为数不少的资金流向这些落后产业,资本市场对产业结构升级的有效促进作用并没有得到体现。陈晨(2013)基于上海市15家商业银行的调研结果研究了银行业对产业结构调整的影响,发现银行业对战略性新兴产业的金融创新力度明显加大,有利于产业结构调整。

从国内外现有眼睛来看,近年来国内对产业结构调整升级与金融结构之间互动关系的研究逐渐增加,主要从不同金融行业与产业结构转型调整的角度进行了探讨,特别是深入研究了其作用机制。普遍认同金融能够一定程度地促进我国的产业结构转型升级。但由于进行这方面的研究时间并不长,受限于实证水平以及数据等方面的因素,很多关于产业调整与金融之间关系的研究未能有效利用数据来验证其观点。而部分利用相关数据进行的实证研究主要对金融结构与产业结构之间的关系或某一金融行业与产业结构之间的关系进行研究,很少有文献将两者结合起来进行深入研究。因此,应立足于中国是以银行业为主的金融体系这个宏观层面,通过具体情况具体分析的方法在实证分析金融结构与产业结构调整互动关系的基础上,进一步探讨银行业结构对产业升级的不同影响。

二、指标选取和数据说明

(一) 指标选择

为了研究银行、股票市场等组成的金融结构与产业结构调整之间的关系,本文选取了3个具有代表性的指标来说明。首先,本文采取第三产业产值/第二产业产值的比重来代表产业结构调整,并取自然对数,表示为LnINCON。其次,采用银行业金融机构的人民币各项贷款余额与名义GDP的比值来代表银行业的发展,表示为BS。最后,采用股票市场的总市值与名义GDP的比值来代表股票市场的发展,表示为SM。

为了研究广东银行业结构与产业结构调整的关系,本文选取了两个具有代表性的指标分别来说明。银行集中度是衡量银行业结构的最常用的指标,通常的做法是以最大数家银行的资产(存款额、贷款额)占银行总资产(总存款、总贷款)的比例来表示。本文选取国家银行存贷款总额在所有金融机构存贷款总额中的

比重作为银行集中度的数值,表示为BJZD。产业结构调整仍然用第三产业产值与第二产业产值之比表示,经验表明,银行集中度过高会阻碍产业结构向高级化调整,因此本文假设银行集中度与产业结构升级是负相关关系。

(二) 数据来源及说明

由于我国股票市场起步较晚,而广东省银行业金融机构存贷款数据也不够全面,综合这两方面的原因,本文分析金融结构与产业结构调整之间的互动关系时采用的面板数据中时间区间设定为2006-2011;此外由于广东省部分城市经济相对落后,有的不是在近年才有上市公司就是还没有过上市公司,因此本文选取了广东省的17个市(河源、汕尾、云浮和阳江除外)作为样本截面数据。其中,股票总市值数据来源于Wind资讯,银行业金融结构贷款2006-2011年的数据来源于搜数网,2011年数据来源于2012《广东金融业概览》,其他数据来源同上。

在分析银行业结构与产业结构调整之间的互动关系时,本文选取的时间序列数据区间为1980-2011年。1980-2004年国家银行包括人民银行、四大国有独资银行、政策性银行、邮政储蓄机构,其1980-1994年存贷款数据来源于《新中国60年统计资料汇编》,1995-2004年数据来源于《广东统计年鉴》。2006-2011年国家银行包括大型商业银行、政策性银行、邮政储蓄机构,其存贷款总额是根据银行业金融机构存贷款总额乘以国家银行资产总额与银行业金融机构资产总额的比值得到。其中银行业金融机构存贷款来源于搜数网,《2012年广东金融业概览》,国家银行资产总额与银行业金融机构资产总额数据来源于《2010年广东省金融运行报告》。2005年国家银行存贷款由2004年和2006年平均后得到。金融机构存贷款数据通过《新中国50年统计资料汇编》、《新中国60年统计资料汇编》、《广东统计年鉴》整理得到,其他数据来源同上所示。

三、金融结构与产业结构调整互动关系的实证分析

(一) 计量模型设定

由于银行业及股票市场构成了金融结构的主要部分,因此本文主要用银行业和股票市场发展水平来考察金融结构对产业结构调整的影响,本文分别以代表银行业与股票市场发展的指标BS和SM作为解释变量,以代表产业结构调整指标lnINCON为被解释变量,建立面板数据模型,该模型不仅可以描述金融结构与产业结构调整随着时间变化的规律,还可以描述广东省各市的金融结构与产业结构调整指标样本数的数据规律。模型建立如下:

$$\ln \text{INCON}_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} \text{BS}_{it} + \gamma_{it} \text{SM}_{it} + u_{it} \quad (\text{式 } 5.1)$$

(式5.1)中 $i=1, 2, \dots, N$ 为截面单元; $t=1, 2, \dots, T$ 为时序期数。参数表示模型的常数项; α 和 β 分别对应为解释变量BS和SM的系数;随机误差项相互独立,且均值为零,方差为 σ^2 。

(二) 变截距模型和变系数模型选择

在对面板数据模型进行估计时,使用的样本数据包含了截面、时期、变量3个方向上的信息,从而模型的形式设定是否正确关系到估计结果与所要测定的经济现实是否相一致。因此,必须对模型的形式进行检验,即检验刻画被解释变量的参数是否在所有横截面样本点和时间上都是常数。为此,本文采用协方差分析检验,主要检验如下两个假设:

假设1:斜率在不同的横截面样本点上和时间上都相同,但截距不相同,即:

$$\ln \text{INCON}_{it} = \alpha_i + \beta \text{BS}_{it} + \gamma \text{SM}_{it} + u_{it} \quad (\text{式 } 5.2)$$

假设2:斜率和截距在不同的横截面样本点和时间上都相同,即:

$$\ln \text{INCON}_{it} = \alpha + \beta \text{BS}_{it} + \gamma \text{SM}_{it} + u_{it} \quad (\text{式 } 5.3)$$

显然,如果接受假设2,则样本数据符合模型(5.3),为不变系数模型,且无需进行进一步的检验。如果拒绝假设2,则需检验假设1。如果接受假设1,则样本数据符合模型(5.2),为变截距模型,反之,则样本数据符合模型(5.1),为变系数模型。

为了检验以上两个假设,需要构建两个统计量 F_1 和 F_2 。

检验假设2的统计量 F_2 :

$$F_2 = \frac{(S_2 - S_1) / [(N-1)(k+1)]}{S_1 / (NT - N(k+1))} \sim F[(N-1)(k+1), N(T-k-1)] \quad (\text{式 } 5.4)$$

检验假设 1 的统计量 F_1 :

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1) / [(N-1)k]}{S_1 / (NT - N(k+1))} \sim F[(N-1)k, N(T-k-1)] \quad (\text{式 5.5})$$

其中 S_1, S_2, S_3 分别为模型 (5.3)、(5.2)、(5.1) 的残差平方和 k 为解释变量的个数。对于给定显著性水平, 可以通过查 F 统计分布表或者在 Eviews 中运用相关函数得到相应的临界值。如果 F_2 小于临界值, 则接受假设 2, 模型确定为 (5.3); 反之, 再利用 F_2 统计量检验假设 1。如果 F_1 小于临界值, 则接受假设 1, 模型确定为 (5.2); 反之, 模型为 (5.1)。

运用 Eviews6 软件可以求得残差平方和 $S_1 = 3.701309, S_2 = 5.380851, S_3 = 26.42081$ 。

进而求得, 再利用函数 @qfdist(d, m, n) 得到 F 分布的临界值, 其中 d 是临界点, m 和 n 是自由度。在给 5% 的显著性水平下 ($d = 0.95$), 得到相应的临界值为:

$$F_{2, 48, 51} = 1.6, F_{1, 32, 51} = 1.67$$

由于 $F_2 > 1.6$, 所以拒绝假设 2; 又由于 $F_1 < 1.67$, 所以接受假设 1, 因此模型应采用式 (5.2), 即为变截距模型。

确定了模型的形式之后, 进一步需确定运用固定影响模型还是随机影响模型。本文由于选取的截面单元不全面且时序期间较短, 因此无法用现有的样本数据去推断更广的总体效应, 所以本文选取固定效应影响的变截距模型。

(三) 实证结果及分析

根据以上设定的模型, 通过 Eviews6 软件, 运用加权最小二乘估计法 (LS) 得到模型的估计结果如表 5.1:

表 5.1 面板分析结果

变量	系数	标准差	t-值	P-值
BS	2.748762	0.200903	13.68204	0.0000
SM	-0.302021	0.107402	2.812062	0.0060
R^2	0.736784			

由表 5.1 可知, $R^2 = 0.736784$, 说明模型拟合度较好, 所有系数在 1% 的显著性水平下显著, 说明上述变量对产业结构调整都有显著地影响。系数 2.748762 和 -0.302021 分别代表模型 (5.2) 中系数和的估计值, 其具体经济意义如下:

首先, 从银行业的发展与产业结构调整的关系来看, 代表银行业发展的 BS 的回归系数为 2.748762, 这表明银行业的发展与产业结构调整呈显著的正向关系, BS 每增加 1 个单位, $\ln \text{INCON}$ 增加 2.75 个单位, 即 BS 增加 1 个百分点, INCON 增加 2.75%, 银行业发展可以促进产业结构调整。

其次, 从股票市场的发展与产业结构调整的关系来看, 代表股票市场发展的 SM 的回归系数为 -0.302021, 这表明股票市场的发展与产业结构调整呈负相关关系, SM 每增加 1 个百分点, INCON 减少 0.302021%, 很明显股票市场发展不利于产业结构向更高级的层次发展。

以上分析表明, 广东省银行业的发展对产业结构调整有明显的正向促进作用, 换言之, 银行业的发展对于广东的产业结构调整发挥着不可替代的作用。然而, 广东省股票市场的发展对产业结构调整有一定的阻碍作用, 究其原因主要有以下几点: 首先, 我国股票市场成立不久, 还有许多方面有待完善; 其次, 股票交易行为和股票价格不仅受经济因素影响, 而且还受许多非经济因素的影响, 如股民的心理因素、国内政治环境及国际股市行情等; 再次, 政府行为的非理性, 政府在股票上市方面的政策缺乏准确度、透明度及连贯性; 最后, 股市的不完善可能使得有些上市公司把筹措的资金用于消费或投资, 而不适用于正常的生产经营。

四、银行业结构与产业结构调整互动关系的实证分析

由于广东省银行业发展对产业结构调整有促进作用, 股票市场发展对产业结构调整有一定的负面作用, 而银行业在金融体系中的比重相当大, 那么是否银行业比重越大越好呢? 本文接下来将从银行集中度的解读就银行业结构与产业结构调整之间的互动关系进行研究。

(一) 计量模型构建

本文仍然采用 VAR 模型来分析银行业结构与产业结构调整之间的长期均衡关系。首先, 对 INCON 和 BJDZ 都取自然对数, 分别采用 $\ln \text{INCON}$ 和 $\ln \text{BJDZ}$ 表示, 主要考察两变量变动率之间的关系。令 Δ 则可得到

滞后期为 k 的两变量 VAR 模型表示为:

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \Pi_i y_{t-i} + u_t \quad (1) \quad (\text{式 5.6})$$

(式 5.6) 中 $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)'$, $\mu_t = (u_{1t}, u_{2t})'$ 。 y_t 为 2×1 阶时间序列向量, α 为 2×1 阶常数项列向量, Π_i ($i = 1, 2, \dots, k$) 为第 i 个待估参数 2×2 阶矩阵, μ_t 为 2×1 阶随机误差列向量, 且均值为零的白噪音。对(式 5.6) 进行差分变换可得:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \Pi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2) \quad (\text{式 5.7})$$

(式 5.7) 中 $\Pi = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i - I$, $\Gamma_i = -\sum_{j=1+i}^k \Pi_j$, 均为均值为零的白噪音。

如果(式 5.6) 中的序列都是一阶单整, 则在(式 5.7) 中分别作为 y_t 和 y_{t-1} 一阶差分的 Δy_t 和 Δy_{t-1} 都是平稳的, 且如果(式 5.6) 中 y_t 所表示的两个变量之间存且仅存一个协整关系, 则(式 5.7) 可以用误差修正模型(式 5.8) 表示:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \beta ecm_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{式 5.8})$$

(式 5.8) 中, 每一个方程都是误差修正模型。 ecm_{t-1} 是误差修正项, 由 $\ln INCON$ 和 $\ln BJZD$ 之间的长期均衡关系确定。 β 称为调整系数, 其绝对值反映了序列受短期影响而偏离长期均衡状态时, 将其调整到均衡状态的速度。

(二) ADF 检验

在对变量进行检验之前, 先通过各序列的图形表示对各变量的平稳性作一个初步判断。一个非平稳序列往往随着时间的变化呈现上升或下降的趋势, 如图 5.8 和图 5.9, $\ln BJZD$ 和 $\ln INCON$ 随着时间变化分别呈现下降和上升的趋势, 因此 $\ln BJZD$ 和 $\ln INCON$ 都是非平稳序列。根据图 5.10 和图 5.11, $D(\ln BJZD)$ 和 $D(\ln INCON)$ 在所取的时间区间内围绕某一点上下波动, 最终又回到该点, 因此其是平稳序列。

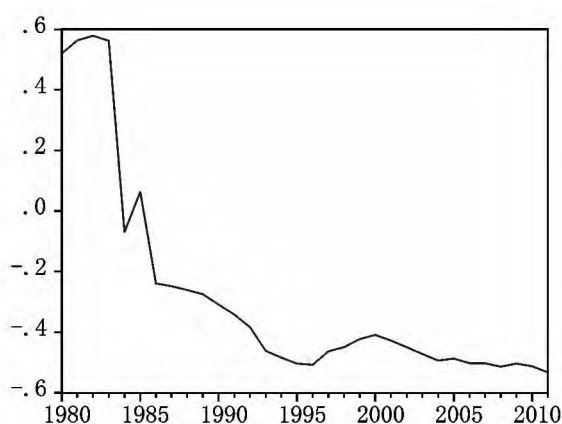


图 5.8 $\ln BJZD$ 的变化趋势

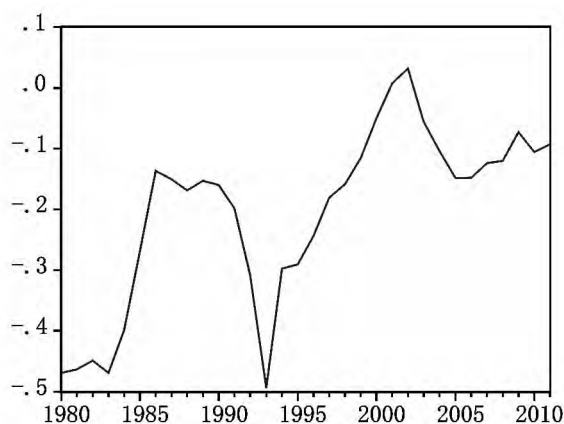


图 5.9 $\ln INCON$ 的变化趋势

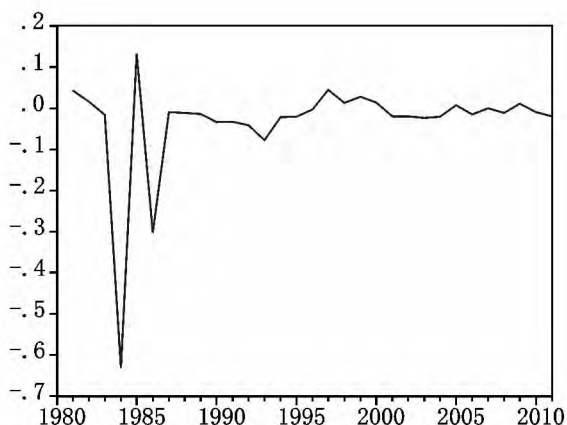


图 5.10 $D(\ln BJZD)$ 的变化趋势

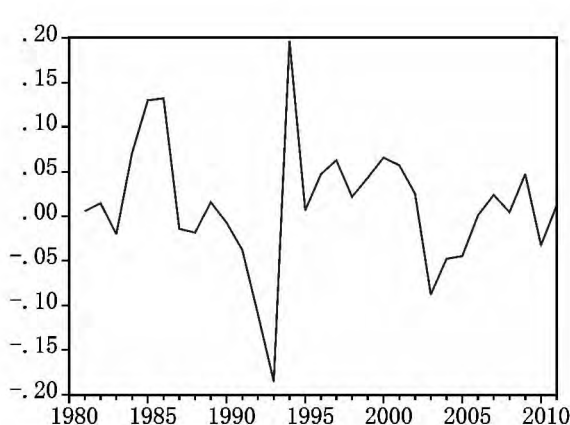


图 5.11 $D(\ln INCON)$ 的变化趋势

接着, 本文采用 ADF 检验法对 $\ln BJZD$ 和 $\ln INCON$ 序列进行单位根检验, 以确定其平稳性。表 5.3 给出

了产业结构调整指标和银行集中度的自然对数及其一阶差分的 ADF 单位根检验结果。根据结果,各变量序列 ADF 检验的统计值都大于 5% 的临界值,表明各变量序列都是不平稳的。但在 5% 的显著性水平下,各变量的一阶差分序列的 ADF 检验的统计值小于临界值,因此各变量的一阶差分序列都拒绝原假设,是平稳的。

表 5.3 ADF 单位根检验结果

变量	检验形式(C, T, K)	ADF 统计值	5% 的临界值	结论
lnINCON	(C, T, 4)	-1.609883	-3.568379	不平稳
lnBJZD	(C, N, 4)	-1.622634	-2.976263	不平稳
Δ lnINCON	(C, N, 1)	-3.104008	-2.963972	平稳
Δ lnINCON	(C, T, 4)	-4.264894	-3.595026	平稳

注:表中检验形式(C, T, K)分别表示 ADF 检验方程中包括常数项、时间趋势项和滞后差分阶数(由赤池信息准则(AIC)确定),N 代表无常数项或趋势项。“ Δ ”表示变量的一阶差分。

(三) 协整检验

为了检验 lnINCON 和 lnBJZD 是否存在长期均衡关系,需要进行协整检验。本部分仍然采用 Johnson 协整检验法来进行协整检验,首先确定 VAR 模型的最优滞后阶数。考虑到样本空间的限制,本文从最大滞后阶数 4 开始检验,得到表 5.4 的判断值。根据表 5.4,以上五个判断标准都对应着滞后阶数为 3,特别是 AIC 和 SC 准则判断的滞后期其对应数值同时达到最小,因此确定无约束 VAR 模型的最优滞后阶数为 3,从而协整检验的 VAR 模型的最优滞后阶数应为 2,即 VAR(2)。

表 5.4 无约束 VAR 模型最优滞后阶数检验

滞后阶数	LogL 值	LR 值	FPE 值	AIC 值	SC 值	HQ 值
0	-16.43342	NA	0.012791	1.316673	1.41183	1.345764
1	74.91043	163.114	2.50e-05	-4.92217	-4.6367	-4.8349
2	95.08137	33.13797	7.93e-06	-6.07724	-5.60145	-5.93179
3	102.7629	11.52224*	6.18e-06*	-6.340204*	-5.674102*	-6.136570*
4	104.5558	2.433292	7.42e-06	-6.18256	-5.32614	-5.92074

注“*”表示从每一列标准中选的滞后数,其中“*”最多的一行对应的滞后阶数即为最优滞后阶数。

根据图 5.12,被估计的 VAR 模型所有根模的倒数小于 1,即位于单位圆内,表明模型是稳定的,因此进行脉冲响应函数和方差分解的结果将是有效的。

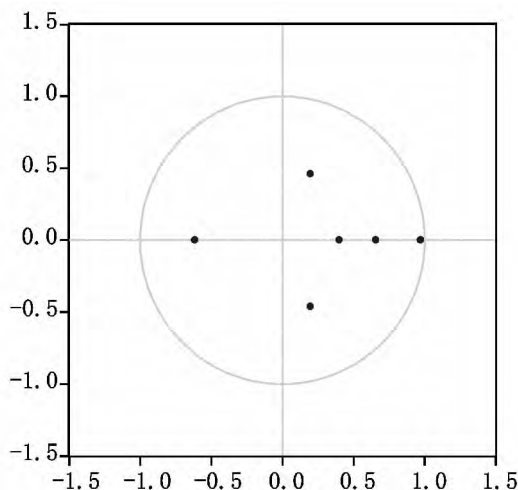


图 5.12 VAR(3) 平稳性检验结果

本文基于 VAR(2) 模型的 JJ 检验法检验结果如表 5.5 所示:

表 5.5 JJ 协整检验结果

原假设	特征根	迹统计量	5% 的临界值	相伴概率
没有协整关系*	0.539089	25.19851	15.49471	0.0013
至多有一个	0.090049	2.736572	3.841466	0.0981

注“*”表示在 5% 的临界值下拒绝没有协整关系的原假设

表 5.5 是为了对该模型的协整方程数目进行选择。表 5.5 显示,原假设“没有协整关系”的迹统计量为 25.19851,比 5% 的显著性水平下的临界值 15.49471 要大,拒绝原假设,表明至少有一个协整方程。而对于“至多有一个协整关系”的原假设,其迹统计量的值 2.736572 小于 5% 的显著性水平下的临界值 3.841466,接受原假设,表明 $\ln \text{INCON}$ 和 $\ln \text{BJZD}$ 之间有且仅有一个协整方程。

表 5.6 标准化协整方程系数

变量	$\ln \text{INCON}$	$\ln \text{BJZD}$
系数	1.000000	-11.31796
渐进标准差		(1.50913)

注:对数似然比 = 72.6605。

根据表 5.6 可知,广东省的银行集中度对产业结构调整的影响弹性系数为 -11.31796,表在长期内银行集中度与产业结构调整呈明显的负相关关系,即银行集中度每增加 1%,第三产业产值与第二产业产值之比将下降 11.31796%,即银行集中度的增加会促使第二产业以比第三产业更快的速度增长。协整方程如下:

$$\ln \text{INCON}_t = -11.31796 \ln \text{BJZD}_t + u_t \quad (\text{式 } 5.9)$$

式中,表示残差序列。

表 5.7 的单位根检验

ADF 统计值	-14.64510***	1% 的临界值	-4.323979
		5% 的临界值	-3.580623
		10% 的临界值	-3.225334

注:根据 AIC 准则,确定检验形式为 (C,T,4),即滞后阶数为 4,有截距和趋势项。“***”表示在 1% 的显著性水平下显著。

对序列 u_t 进行单位根检验,结果如表 5.7 所示。在 99% 的置信度水平下,ADF 检验的统计值 -14.64510 远小于 1% 显著性水平下的临界值 -4.323979,所以残差序列 u_t 是一个平稳序列,从而验证了以上序列间的协整关系是正确的。

(四) 向量误差修正模型 (VECM)

为了反映银行集中度与产业结构调整之间的短期偏离机制,本文采用向量误差修正模型进行分析。由于 VAR 模型的最有滞后阶数是 2,因此 VECM 模型的滞后阶数应为 1。检验结果如表 5.8 所示。

通过前面的分析,已确定了 VECM 的形式,根据表 5.7,本文进一步确定其具体形式如下:

$$0.145095 \Delta \ln \text{BJZD}_{t-1} - 0.0598 \Delta \ln \text{BJZD}_{t-2} + 0.110023 \quad (\text{式 } 5.10)$$

$$\text{式 } 5.10 \text{ 中 } \rho_{\text{ecm}_{t-1}} = \ln \text{INCON}_{t-1} + 11.31796 \ln \text{BJZD}_{t-1} - 4.76289$$

误差修正系数等于 -0.003039,为负,符合反向修正机制。然而,误差修正系数的绝对值很小,表明纠正上一期非均衡的程度约为 0.3%,说明当银行集中度偏离其与产业结构调整长期均衡水平时,从非均衡状态向长期均衡状态调整的速度相当慢。

表 5.8 向量误差修正模型估计结果

误差修正	$\Delta \ln \text{INCON}$	$\Delta \ln \text{BJZD}$
ecm 系数	-0.003039 [-0.48178]	-0.036625 [-4.16916]
$\Delta \ln(\text{INCON}(-1))$	0.468794 [2.12127]	0.135962 [0.44174]
$\Delta \ln(\text{INCON}(-2))$	-0.144101 [-0.71026]	-0.306042 [-1.08309]
$\Delta \ln(\text{BJZD}(-1))$	-0.145095 [-1.29124]	-0.152647 [-0.97538]
$\Delta \ln(\text{BJZD}(-2))$	-0.0598 [-0.52052]	0.22356 [1.39723]
常数项	0.110023	-0.006442
R-squared	0.320391	0.532906
方程 S.E	0.071114	0.099043
F 值	2.168596	5.24812

注:[]中数字为回归系数的 t 统计量的值。

(五) Granger 因果检验

上述协整关系检验的结果表明,银行集中度与产业结构调整之间存在显著的负相关关系,即存在着长期稳定的均衡关系。本文基于 VAR 模型对变量进行 Granger 因果检验,检验结果如表 5.9 所示。

表 5.9 Granger 因果检验结果

原假设	Chi - sq	自由度	Prob
lnBJZD 不是 lnINCON 的 Granger 原因	6.478558	1	0.0109 **
lnINCON 不是 lnBJZD 的 Granger 原因	0.287674	1	0.5917

注: Chi - sq 为 Wald 的 χ^2 检验值, “**”表示在 5% 的显著性水平下显著。

由表 5.9 可知, 在 5% 的显著性水平下, 银行集中度是产业结构调整 Granger 原因, 而产业结构调整对银行集中度的影响不显著, 不是其 Granger 原因。因此, 银行集中度与产业结构调整仅为单向的因果关系, 表现为银行集中度是引起产业结构调整 Granger 变化的原因。

(六) 脉冲响应函数

图 5.13 和图 5.14 就是基于 VAR 模型得到的脉冲响应曲线图。根据图 5.13 可知, lnBJZD 对 lnINCON 的一个单位冲击是负的效应, 在前 8 期冲击效应逐渐加强, 且速度较快, 最终达到 -0.028, 之后冲击效应逐步减弱, 且速度较慢, 这表明银行集中度对产业结构调整有阻碍作用。从图 5.14 可知, lnINCON 对 lnBJZD 的一个单位冲击也是负的效应, 在前 10 期, lnINCON 对 lnBJZD 的冲击效应波动较大, 其中在第 1 期降到 -0.01, 而到第 2 期立即升到 -0.035, 之后又逐步下降, 在 10 期之后, 冲击值稳定在 -0.05 左右, 这表明产业结构调整对银行集中度会产生制约作用。总而言之, 银行集中度与产业结构调整之间存在着显著地负相关关系。

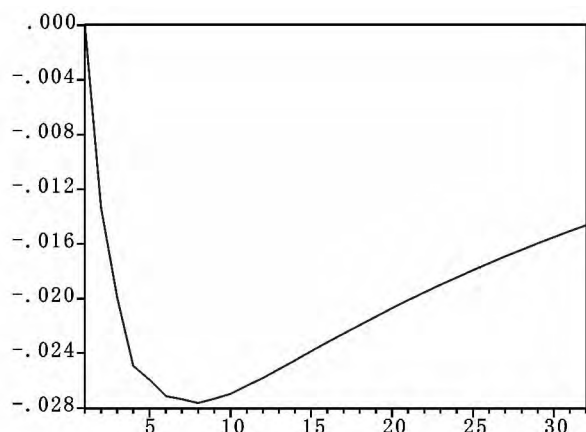


图 5.13 lnBJZD 对 lnINCON 冲击的响应

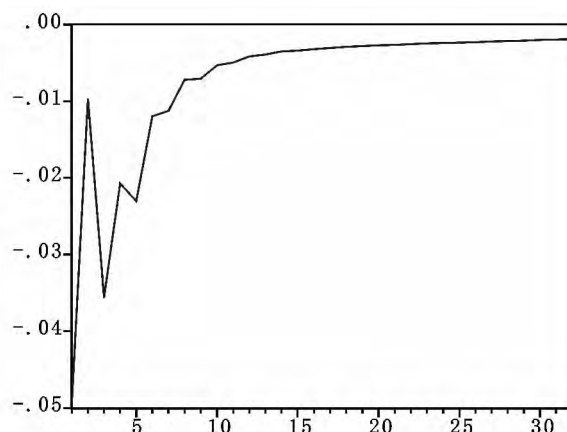


图 5.14 lnINCON 对 lnBJZD 冲击的响应

五、结论及政策启示

本文基于 2006 - 2011 广东省 17 市银行业、股票市场以及产业结构的面板数据对金融结构与产业结构调整之间的互动关系进行了实证分析, 在此基础上进一步利用 1980 - 2011 广东省银行集中度和产业结构的时间序列数据对银行业结构与产业结构调整之间的互动关系进行实证分析, 得出以下结论及启示:

第一, 银行业的发展对产业结构调整有明显的正向促进作用, 而股票市场的发展对产业结构调整有一定的负向影响。该结论说明了银行业的发展在产业结构调整中发挥着不可替代的作用, 而股票市场由于不完善及多种非经济因素的影响, 对产业结构调整产生了一定的阻碍作用。因此, 在现阶段要处理好银行、股票市场组成的金融结构与产业结构调整的关系, 应从两方面着手: 一方面, 应继续推进银行业改革, 提高银行业运行效率, 从而最大限度的发挥银行业对产业结构调整的促进作用; 另一方面, 应逐步完善股票市场机制, 提高股市市场的透明度, 重点建设一个良好的股票投资环境, 从而尽可能的使股票市场由原来的阻碍产业结构调整转变为促进产业结构调整。

第二, 银行集中度的提高不利于产业结构调整。广东省银行集中度 lnBJZD 与产业结构调整指标 lnINCON 的时间序列均为非平稳序列, 但对其进行一阶差分后都为平稳序列, 即 lnBJZD 和 lnINCON 都是一阶单整序列。通过 JJ 协整检验法, 发现 lnBJZD 和 lnINCON 存在长期稳定的均衡关系, 且关系为负, 即表现为银行集中度的提高对产业结构调整有长期的负向影响。然而, 通过向量误差修正模型, 发现当银行集中度偏离其与产业结构调整的长期均衡水平时, 将有一个 0.3% 的调整系数使得其从非均衡状态向长期均衡状态调整, 调整速度相对较慢。在 5% 的显著性水平下, 银行集中度是产业结构调整 Granger 原因, 而产业结构调整不是银行集中度的 Granger 原因, 银行集中度与产业结构调整仅为单向的因果关系。根据脉冲响应函数

分析结果 $\ln BJZD$ 对 $\ln INCON$ 的脉冲响应都是负向响应,再次表明银行集中度的提高会阻碍经济的增长。而前文分析中提到银行业的发展能够促进产业结构调整,因此这很大程度上得益于广东省银行业集中度的降低。换言之,为了使银行业的发展更好地促进产业结构调整,必须提高银行业的竞争,逐步降低四大国有商业银行的垄断地位。

参考文献:

- [1] Schumpeter Joseph A. *Theorie der Wirtschaftlichen Entwicklung* (The theory of economic development). Leipzig: Dunker and Humblot, 1912 [M]. translated by Redversopie. Cambridge, MA: Harvard U. Press, 1934.
- [2] Goldsmith, Raymond W. *Financial structure and development* [M]. New Haven, CT: Yale University Press, 1969.
- [3] 林毅夫,章奇,刘明兴. 金融结构与经济增长:以制造业为例[J]. 世界经济, 2002(1): 3-11.
- [4] 马正兵. 中国经济增长中的信贷结构与效率实证分析[J]. 河北经贸大学学报, 2004(6): 39-43.
- [5] 范方志,张立军. 中国地区金融结构转变与产业结构升级研究[J]. 金融研究, 2003(11): 36-48.
- [6] Rajan, Rhagurm G., Zingales, Luigi. Financial Dependence and Growth [J]. The American Economic Review, 1998, 88(3): 559-586.
- [7] 韩蓉. 我国经济转型中的金融转型问题[J]. 合作经济与科技, 2011(22): 56-57.
- [8] 罗美娟. 证券市场推动产业成长的机理分析[J]. 云南大学人文社会科学学报, 2001(1): 43-46.
- [9] 张丽拉. 试述广东产业结构调整的金融支持[J]. 学术研究, 2000(11): 53-55.
- [10] 姜崑. 广东产业结构调整与金融支持[J]. 广东金融, 1999(7): 101-105.
- [11] 王良健,钟春平. 产业结构调整中金融发展的作用与定位[J]. 经济地理, 2001(6): 669-673.
- [12] 蔡红艳,阎庆民. 产业结构调整与金融发展——来自中国的跨行业调查研究[J]. 管理世界, 2004(10): 79-84.
- [13] 陈晨. 银行业支持战略性新兴产业发展的创新、问题与对策——基于上海市15家商业银行的调研[J]. 证券市场导报, 2013(6): 21-26.

A Study on the Adjustment of Financial Structure, Banking Structure and Industrial Structure in Guangdong Province

LIU Ning

(Evaluation and Certification Center, The State Food and Drug Administration in Guangdong, Guangzhou, Guangdong 510521, China; Guangdong Finance Academy, Guangzhou, Guangdong 510520, China)

Abstract: On the basis of the practice in Guangdong Province, this paper examines the interaction among financial structure, banking structure and industrial structure adjustment. Firstly, by using the panel data from 2006 to 2011 in Guangdong Province, it takes a demonstration study on the effects of financial structure on industry structure adjustment. It is found that the banks have a significant improving effect on the industrial structure adjustment, but the development of the stock market leads to some negative influences on the adjustment of industrial structure as the impact of imperfect and other non-economic factors. The results show that the development of the industry plays an irreplaceable role in Guangdong's economic development. Moreover, by using the time series data from 1980 to 2011, it makes further analysis of the relationship between banking structure and industrial structure in Guangdong Province. Clearly, the increased concentration of bank has long-term negative effects on the adjustment of industrial structure. Therefore, it is not only necessary to sharpen the competition of banks and weaken the monopoly of those state-owned commercial banks gradually, but also to strengthen the improvement of the stock market.

Key words: guangdong; financial structure; banking structure; industrial structure; demonstration study

(责任编辑:黎芳)