

东北区域金融发展与产业结构调整实证分析

——基于VEC模型和Granger检验

林春, 王伟(博士生导师)

【摘要】 本文选用金融深化程度、保险深度和外源资金贡献率作为金融发展指标,并从金融深化程度的合理性考虑引入金融效率权重,通过VEC模型和Granger因果检验对东北地区1993~2014年的金融发展与产业结构调整进行了实证分析。结果显示:从短期来看,产业结构优化与产业结构升级相互促进,金融发展与产业结构优化相互促进,产业结构升级对保险业发展有促进作用;从长期来看,产业结构优化促进产业结构升级,金融深化可以促进产业结构进一步优化,产业结构优化又促进外商投资,而产业结构升级与金融发展具有相互促进作用。最后对实证结论提出几点建议。

【关键词】 金融深化程度; 保险深度; 外源资金贡献率; 产业结构调整

【中图分类号】 F832.7

【文献标识码】 A

【文章编号】 1004-0994(2016)12-0066-6

一、前言

金融发展是指金融结构的改变,而产业结构的调整离不开金融的发展。国外最早关注金融发展与产业结构关系的研究可以追溯到十八世纪。Adam Smith(1776)在其专著《国民财富的性质和原因的研究》中,充分肯定了银行对经济发展的促进作用,并指出慎重的银行活动可以促进一国产业的发展。银行也被称为“刺激经济最令人愉快的引擎”(Alexander Hamilton, 1781)。Walter Bagehot(1873)指出,金融体系的融资功能在英国工业革命进程中发挥了举足轻重的作用,确保了工业化进程的顺利推进(Hicks, 1969)。Schumpeter(1911)和Fisman & Love(2003)从金融市场资源配置效率的角度,Keynes(1936)从信用扩张创造货币的理论角度,也都分别肯定了金融发展与产业结构的彼此相互推进作用。Stiglitz(1985)、Mayer(1990)、Levin(1997)和Rajan & Zingales(1998)等人的后续研究也表明,金融发展对经济增长中的资源配置和结构变动具有一致的促进作用。较早从实证角度论证的是Chenery & Syrquin(1975),他们采用1950~1970年101个国家的统计数据,构造不同经济发展阶段的产业结构,充分地论述了阶段性金融发展与产业结构相对应的存在性。Zoulatos, Apergis & Tsoumas(2011)对1990~2001年29个国家产业部门的面板数据进行了协整验证,得出金融结构对产业结构会产生影响的一致性实证结论。

国内从金融角度探讨产业结构调整的问题主要集中在20世纪90年代以后,较早关注的是刘世锦(1996)和陈峰

(1996),他们一致认为金融活动的发展会对产业结构调整产生重要的影响。李克强总理于2010年指出,产业结构调整既是实现经济发展方式转变、增强可持续发展能力的重要手段和途径,也是拓展发展空间、提升持续发展水平的战略重点。伍海华(2001),杨琳、李建伟(2002)和毛定祥(2006)指出,我国的金融结构与产业结构调整的相关性非常强,区域金融发展能够促进产业结构优化升级。

对于省域研究主要包括:郭将、杨芹芹(2015)采用上海市2005~2013年金融发展与产业结构相关数据,分别进行ADF检验、协整检验和格兰杰因果检验,得出二者具有显著相关关系的结论。阚景阳、张运鹏(2010)通过对河北省1985~2008年金融发展与产业结构数据进行协整分析验证,得出二者之间具有长期的协整关系。刘宁(2014)运用广东省1982~2011年的相关数据,检验金融发展与产业结构调整之间的联动性,得出的结论是广东省金融发展与产业结构升级之间存在相互促进的长期均衡关系。

区域研究主要包括:程海燕、程宇(2012)采用Sims-VAR模型对东部地区1978~2009年间相关金融发展与产业结构数据进行了实证研究,结论是金融发展与产业结构两者之间存在协同效应。鲍金红、陆文哲(2013)通过选取1978~2011年中部地区的相关数据,对其金融相关率和产业结构优化率等指标进行平稳性检验、协整检验和格兰杰因果检验等实证分析。结果显示,中部地区的金融结构调整是促进产业结构升级的充分非必要条件,两者表现为单向因果关系。这与邓

【基金项目】 辽宁省东北地区面向东北亚区域开放协同创新中心项目(项目编号:NNAC201419)

光亚、唐天伟(2010)和史诺平等(2010)得出的实证结论相一致。牛启春、刘翔(2008)利用西部1980~2007年的面板数据,对该地区的金融发展与经济总量、产业结构、城市化之间的关系进行相关实证分析,得到金融发展与产业结构之间的关系为:长期促进有效,短期促进无助。这与曾国平、王燕飞(2007)和马智利、周翔宇(2008)的实证结果相吻合。

由此可见,我国东、中、西三个地区的金融发展对产业结构调整 and 升级是有重要作用的(范方志、张立军,2003)。还有部分学者从金融创新和国际借鉴的角度论证金融发展促进产业结构的调整升级(李媛媛、金辉,2013;崔晓初,2014;白钦先、高霞,2015)。

综上所述可以看出,国内研究相关问题的文献颇多,大多数学者主要采用金融相关比率、存贷比等指标衡量金融发展,指标略显单一,缺乏对有效资产真实性的衡量。近年来,东北

地区的产业结构呈现失衡状态,调结构、保增长成为当下新一轮振兴东北老工业基地的首要任务。因此,本文选择东北地区作为研究对象,针对该地区的经济发展特征,选择拟合度较高的金融发展指标,并对金融深化指标引入金融效率的权重,然后通过构建VEC模型和进行Granger因果检验验证东北地区金融发展与产业结构调整升级的关系。

二、东北金融与产业结构发展现状

(一)东北产业结构变化分析

产业结构调整指推动产业结构合理化和高级化发展的过程,是实现产业结构与资源供给结构、技术结构、需求结构相适应的状态(杨毅,2010)。随着近些年来振兴东北老工业基地和国家相关政策的战略扶持,结构高度正由工业化的“二三一”阶段向后工业化的“三二一”阶段推进,东北地区的产业结构得到有效的优化和升级。

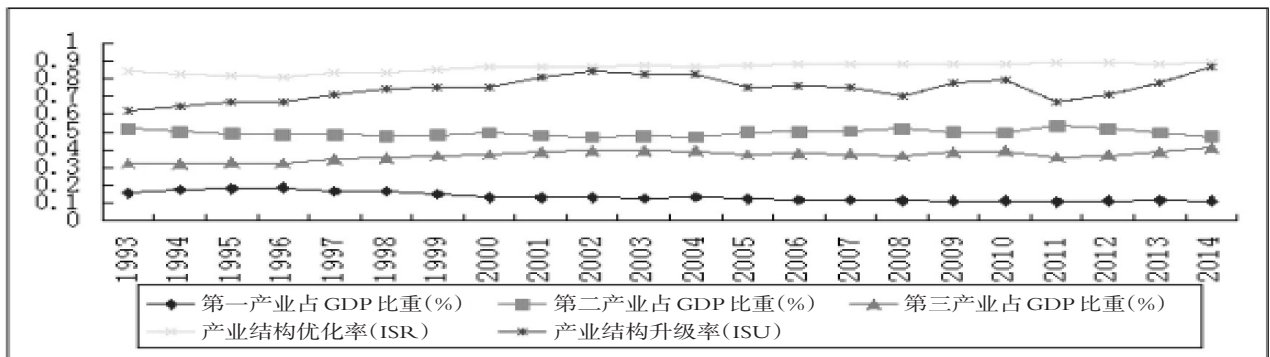


图1 1993-2014年东北产业结构的变化趋势

图1列示了1993~2014年东北产业结构的变化趋势:第一产业增加值占名义GDP的比重从1993年的15.67%下降到2014年的11.26%;第二产业增加值占名义GDP的比重从1993年的51.96%下降到2014年的47.44%;第三产业增加值占名义GDP的比重从1993年的32.37%上升到2014年的41.30%,这恰好反映出向后工业化进程推进的趋同规律。

可以看到,第一产业整体上呈下降态势,而第二、三产业有升有降。但第二产业仍据占主导地位,总体上趋于平稳并伴有缓慢下降,这源于东北地区具有良好的工业基础,工业发展对该地区的贡献率一直领先。鉴于政策作用所发挥的效果,相对发展较落后的第三产业也几次迎来增长的“春天”,尤其在2014年末直逼第二产业,产业结构升级率达到历年新高(87.06%)。可见,处于经济放缓的“新常态”经济条件下,第三产业所发挥的作用会越来越明显。尤其是金融业作为第三产业的主力军,通过金融发展促进区域产业结构的优化和升级,成为当下新一轮振兴东北老工业基地的最优选择。

(二)东北金融发展现状分析

金融作为现代经济发展的核心力量,与其产业结构调整之间有着密不可分的关系。随着金融发展对经济增长的贡献度越发凸显,产业结构调整对其金融发展的依赖程度也表现

得越来越强烈。金融发展主要通过影响储蓄和投资来影响资金流量结构,从而引起生产要素分配结构的变化,促使产业结构合理优化,确保经济平稳快速增长。东北地区金融的发展与经济增长匹配度并不高,很长一段时间处于“脱节”的状态,制约着该地区产业结构的升级和优化。

图2列示了1993~2014年东北金融发展的变化趋势:可以看出,外源资金对东北地区的贡献度表现一般,仅仅从1993年的0.43%上升到2014年的0.60%,可见外部直接融资能力略显薄弱;东北地区的保险状况有所改善,尤其是在2003年启动振兴老工业基地的政策以后,收到了良好的开展效果,保费收入从1993年53.38亿元增加到2014年1472.06亿元,保险深度从1.36%提高到2.56%,可见该地区的保险业对金融的贡献度增加强劲,但也无法掩盖东北区域金融发展的“软肋”。1993年东北地区的金融业增加值占第三产业增加值的比重为18.55%,占东北地区GDP的比重为6.0%;而2014年东北地区的金融增加值占第三产业增加值的比重却降到9.89%,占东北地区GDP的比重也降到4.09%。这引起我们深思是否该地区的金融发展对经济增长、结构升级以及优化存在“弱化现象”。这和我们熟知的戈氏金融发展理论是有悖论的,可见东北地区的金融发展改革迫在眉睫。

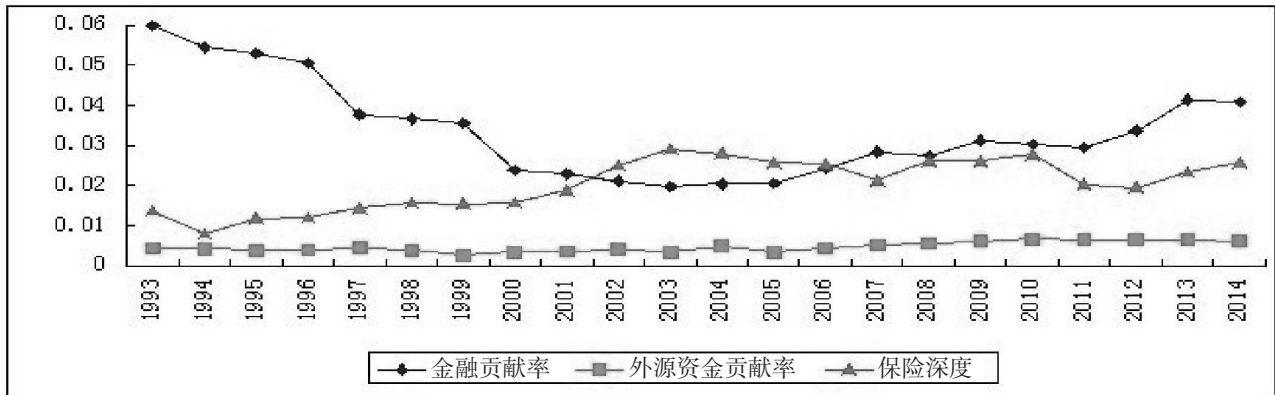


图 2 1993~2014年东北金融发展的变化趋势

三、东北金融发展与产业结构优化升级实证研究

(一)数据来源及指标选择

本文主要研究东北地区1993~2014年金融发展与产业结构调整升级的关系。数据主要来源于《中国金融年鉴》(1994~2014)、《辽宁统计年鉴》(1993~2014)、《吉林统计年鉴》(1993~2014)、《黑龙江统计年鉴》(1993~2014)以及辽、吉、黑各省的国民经济和社会发展统计公报。

1. 金融发展指标。金融发展指标的选择和确定,是研究东北地区金融发展与产业结构调整的关键环节。金融发展指标的选择必须能够充分反映该地区的实际金融发展水平。鉴于金融市场发展复杂多变,并考虑到数据的可获得性和准确性,本文将从金融深化程度、外商直接投资和保险深化程度三个方面来探讨东北地区金融发展水平。

在过去的研究中,大多数学者基本上采用金融相关率来衡量金融深化程度。对于金融相关率指标的确定,也都是参照Goldsmith(1969)提出的金融相关比率或McKinnon(1973)提出的货币化水平指标来衡量的。本文同样选用Goldsmith(1969)提出的金融相关比率来表示该地区的金融发展。鉴于我国缺乏对地区全部金融资产的权威统计数据,并考虑到数据的可获得性和准确性,本文拟选取东北三省全部的金融机构存贷款余额之和占该地区全部名义GDP的比值来表示该地区的金融相关比率。可是这样得出的金融相关率只能衡量区域内金融资产的相对存量,并没有真正考虑到存量中有效资产的比率。鉴于此,本文引入金融效率指标,在计算金融相关率FIR的基础上,增加金融效率的权重,用金融相关率(FIR)值与金融效率(PE)值的乘积来衡量东北地区金融深化程度,即金融深化程度 $FDD = FIR \times PE = (\text{东北地区金融机构存贷款余额之和} / \text{东北地区的名义GDP}) \times PE$ 。

外商直接投资也是金融市场融资的主要来源之一,考虑到数据的可获得性,本文采用东北地区外商直接投资占名义GDP的比重,即:东北外源资金贡献率($DENFDI$)=东北地区外商直接投资/东北地区名义GDP。

保险业作为金融行业的支柱产业之一,在金融业中扮演

着重要的角色。随着近年来中国保险业的异军突起,可保资源的不断丰富与完善,东北地区的保费收入屡创新高,对于该地区金融业的贡献非常大。本文选取保险深度作为衡量东北保险业在该地区金融发展中的地位指标,即:东北保险深度(IP)=东北地区的保费收入/东北地区的名义GDP。

2. 产业结构指标。配第-克拉克定理是提示经济发展过程中产业结构变化的经验性学说。配第-克拉克定理的产业结构理论是:随着经济发展,产业结构调整表现为第一产业的比重不断下降,而第二产业和第三产业比重不断上升的过程,特别是第三产业的增加尤为显著。本文拟选取东北三省各年的第二、第三产业增加值之和与该地区的名义GDP比值作为衡量东北产业结构优化的指标,即:产业结构优化率(ISR)=(第二产业增加值+第三产业增加值)/名义GDP。并选取东北各年第三产业增加值与第二产业增加值的比值作为衡量东北产业结构升级的指标,即:产业结构升级率(ISU)=第三产业增加值/第二产业增加值。

(二)金融深化程度指标的确定

本文使用随机前沿法(SFA)测量东北金融的综合效率,在投入产出指标的选择方面:

将东北地区的金融业从业人数、金融机构存款余额作为投入变量。人力资源是金融机构主要智力和效率的来源,对其经营效率有着重要的影响;金融机构的存款余额主要来自吸收公众的存款,成为金融机构运营资金的主要来源,所以本文将东北地区金融机构从业人数和金融机构存款余额作为测量金融效率的投入变量。

将东北地区的金融机构贷款余额、金融业增加值作为产出变量。金融机构贷款是企业向商业银行和非银行金融机构借入的资金,贷款余额是金融机构的主要盈利来源,并能够反映金融机构资金投放对经济运行的影响力;金融业增加值是金融业从事金融中介服务及相关金融附属活动而新创造的价值,是对一定时期内金融业生产经营活动最终成果的综合反映,所以本文将东北地区金融机构贷款余额和金融业增加值作为测量金融效率的产出变量。

本文通过 Frontier 4.1 软件,对东北三省的金融效率(PE)进行了准确测量,并同金融相关率(FIR)相乘,得到东北地区金融深化程度指标(FDD),其计算结果见表1。

表1 东北金融深化程度指数计算结果

| | PE | FIR | FDD | | PE | FIR | FDD |
|-------|--------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|
| 1993年 | 0.7251 | 1.8865 | 1.3680 | 2004年 | 0.9491 | 2.4544 | 2.3294 |
| 1994年 | 0.7527 | 1.8042 | 1.3580 | 2005年 | 0.9483 | 2.2424 | 2.1265 |
| 1995年 | 0.7930 | 1.9002 | 1.5069 | 2006年 | 0.9558 | 2.2036 | 2.1062 |
| 1996年 | 0.8196 | 2.0792 | 1.7041 | 2007年 | 0.9604 | 2.0408 | 1.9599 |
| 1997年 | 0.8539 | 2.2051 | 1.8828 | 2008年 | 0.9671 | 1.9755 | 1.9104 |
| 1998年 | 0.8704 | 2.2627 | 1.9695 | 2009年 | 0.9775 | 2.3019 | 2.2501 |
| 1999年 | 0.8867 | 2.3693 | 2.1008 | 2010年 | 0.9829 | 2.2664 | 2.2276 |
| 2000年 | 0.9050 | 2.3032 | 2.0845 | 2011年 | 0.9866 | 2.1165 | 2.0881 |
| 2001年 | 0.9162 | 2.3151 | 2.1211 | 2012年 | 0.9880 | 2.1889 | 2.1628 |
| 2002年 | 0.9299 | 2.3824 | 2.2153 | 2013年 | 0.9883 | 2.2835 | 2.2569 |
| 2003年 | 0.9444 | 2.5990 | 2.4545 | 2014年 | 0.9922 | 2.3927 | 2.3741 |

(三) 平稳性检验

平稳性检验是处理时间序列的重要关卡,可以防止出现伪回归问题。本文采用 Eviews 8.0 计量软件,对所选变量面板数据进行 ADF 检验,其结果见表2。

表2 单位根检验结果

| 变量 | ADF 检验值 | AIC 值 | SC 值 | 是否平稳 |
|---------|-----------|-----------|-----------|------|
| ISR | -1.610339 | -4.859294 | -4.759816 | 否 |
| ISU | -1.873481 | -3.203289 | -3.103811 | 否 |
| FDD | -2.055091 | -1.179310 | -1.079831 | 否 |
| DENFDI | -1.154079 | -11.46050 | -11.43892 | 否 |
| IP | -1.355589 | -8.451354 | -8.429765 | 否 |
| △ISR | -6.016275 | -4.870324 | -4.770751 | 是*** |
| △ISU | -3.809048 | -2.978334 | -2.878761 | 是*** |
| △FDD | -3.564577 | -0.958878 | -0.859305 | 是** |
| △DENFDI | -6.407628 | -11.51316 | -11.41359 | 是*** |
| △IP | -4.629181 | -8.484931 | -8.385357 | 是*** |

注:*,**,***分别表示对应在10%、5%、1%的置信水平结果。△表示一阶差分。零阶差分10%、5%、1%置信水平上的临界值分别为-2.646119、-3.012363和-3.788030;一阶差分10%、5%、1%置信水平上的临界值分别为-2.650413、-3.020686、-3.808546。

根据表2可以看出,各个变量的原时间序列都是非平稳的时间序列。将上述变量经过一阶差分处理之后,所得出的新的时间序列均表现为平稳。因此,ISR、ISU、FDD、DENFDI和IP均为一阶单整I(1),符合协整的定义,可以对其进行协整检验。

(四) 协整检验

本文依照SC和AIC信息准则确定VAR模型最优滞后期为2。由于通过单位根检验,结果显示原数据为非平稳,但是是一阶单整。因此,需要对上述变量进行Johansen协整检

验,所得到各特征方程的特征根均位于单位圆内。从表4协整检验结果可以看出,ISR、FDD、DENFDI和IP之间存在两个协整关系,表明四者之间存在长期均衡关系。而从表3检验结果也可以看出,ISR、FDD、DENFDI和IP之间存在两个协整关系,表明四者之间存在长期均衡关系。且表3与表4结论吻合。

表3 ISR、FDD、DENFDI和IP协整检验结果

| Hypothesized: No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|-------------------------------|------------|--------------------|------------------------|---------|
| None* | 0.813951 | 72.44551 | 47.85613 | 0.0001 |
| At most 1* | 0.710336 | 38.81065 | 29.79707 | 0.0035 |
| At most 2 | 0.485223 | 14.02996 | 15.49471 | 0.0821 |
| At most 3 | 0.036783 | 0.749532 | 3.841466 | 0.3866 |

注:*表示能够拒绝原假设的检验,其置信水平是0.05,下同。

表4 ISU、FDD、DENFDI和IP协整检验结果

| Hypothesized: No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|-------------------------------|------------|--------------------|------------------------|---------|
| None* | 0.803858 | 67.42325 | 47.85613 | 0.0003 |
| At most 1* | 0.696410 | 34.84496 | 29.79707 | 0.0120 |
| At most 2 | 0.372598 | 11.00343 | 15.49471 | 0.2113 |
| At most 3 | 0.080571 | 1.680058 | 3.841466 | 0.1949 |

(五) VEC模型

根据Granger定理,如果变量是I(1),当变量之间存在协整关系时,使用一阶差分模型进行估计,而不使用误差修正模型检验变量之间的因果性,模型设定就是错误的。因此,在协整检验的基础上,进一步建立误差修正模型,以此来研究模型的短期动态和长期调整特征。

本文得到ISR与FDD、IP、DENFDI的关系式如下:

$$\begin{aligned} \Delta ISR_t = & -0.611936ECM_{t-1} - 0.177800\Delta ISR_{t-1} - \\ & 0.101913\Delta FDD_{t-1} + 0.494503\Delta IP_{t-1} - \\ & 2.518074\Delta DENFDI_{t-1} + 0.008536 \\ ECM_t = & ISR - 0.110286FDD_{t-1} + 0.465009IP_{t-1} - \\ & 0.682873DENFDI_{t-1} - 0.642106 \end{aligned}$$

从上述关系可知,该模型反映了东北地区产业结构优化与金融深化程度、保险深度以及外源资金贡献率之间的短期波动关系,该模型不仅受偏离均衡的影响,还受到东北地区金融深化、保险发展和外商直接投资水平自身变动的的影响。从模型可以看出,FDD的系数为-0.110286,DENFDI的系数为-0.682873,表明ISR与FDD、DENFDI之间具有正相关关系,如果FDD增加1个单位或者DENFDI增加1个单位,ISR就会相应增长0.110286或0.682873个单位。IP的系数为0.465009,表明ISR与IP之间具有负相关关系,如果IP减少1个单位,ISR会增长0.465009个单位。从模型的系数可以看出,东北地区的金融深化程度、保险深度和外源资金贡献率

□ 金融与理财

对产业结构升级的弹性系数分别为-0.101913、0.494503和-2.518074,说明东北地区短期外商投资对产业结构优化的贡献更为显著。同时,模型中误差修正系数表示误差修正对产业结构优化的调整速度,其值为-0.611936,说明各变量间的长期稳定关系以0.611936的调整速度拉回到均衡状态,从而引起东北地区产业结构的优化。

本文得到ISU与FDD、IP、DENFDI的关系式如下:

$$\begin{aligned} \Delta ISU_t = & -0.066543ECM_{t-1} - 0.137477\Delta ISU_{t-1} + \\ & 0.079592\Delta FDD_{t-1} + 2.678885\Delta IP_{t-1} - \\ & 14.29103\Delta DENFDI_{t-1} + 0.009109 \\ ECM_t = & ISU - 0.669364FDD_{t-1} + 4.726114IP_{t-1} - \\ & 109.7711DENFDI_{t-1} - 1.706209 \end{aligned}$$

从上述关系可知,该模型反映了东北产业结构升级与金融深化程度、保险深度以及外源资金贡献率之间的短期波动关系,该模型不仅受偏离均衡的影响,还受到东北地区金融深化、保险发展和外商投资水平自身变动的的影响。从模型可以看出,FDD的系数为-0.669364,DENFDI的系数为-109.7711,表明ISU与FDD、DENFDI之间具有正相关关系,如果FDD增加1个单位或者DENFDI增加1个单位,ISU就会相应增加0.669364或109.7711个单位。IP的系数为4.726114,表明ISU与IP之间具有负相关关系,如果IP减少1个单位ISU会增长4.726114个单位。从模型的系数可以看出,东北地区金融深化程度、保险深度和外源资金贡献率对产业结构升级的弹性系数分别为0.079592、2.678885和-14.29103,说明短期保险深度和外商投资对产业结构升级的贡献更为显著。同时,模型中误差修正系数是表示误差修正对产业结构升级的调整速度,其值为-0.066543,说明各变量间的长期稳定关系以0.066543的调整速度拉回到均衡状态,从而引起东北地区的产业结构升级。

(六) Granger 因果关系检验

Granger指出:如果变量之间是协整的,那么至少有一个方向上存在Granger原因。因此,通过上述协整检验可知,本文各变量之间可以进行Granger因果关系检验。我们分别对滞后1期到滞后5期的变量间Granger因果关系进行检验,结果见表5。

从表5中可以看出,对于东北地区的产业结构优化,不论是从短期还是长期来看,金融深化程度都是产业结构优化的Granger原因,而产业结构优化不是金融深化程度的Granger原因,即东北地区的金融深化程度对产业结构优化具有促进作用,而产业结构优化对金融深化程度并没有推进作用。同时,外源资金贡献率不是产业结构优化的Granger原因,对其没有促进作用。从短期来看,产业结构优化是外源资金、保险深度的Granger原因,对外商投资和保险深度具有促进作用。这是因为,产业结构优化可以通过产业调整,实现各产业的协调发展,同时满足社会不断增长的需求。

表5 格兰杰因果关系检验结果

| 变 量 | P 值 | | | | | |
|------------|------------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | 滞后 1 期 | 滞后 2 期 | 滞后 3 期 | 滞后 4 期 | 滞后 5 期 | |
| 产业结构优化 | ISR→FDD | 0.8941 | 0.5251 | 0.9879 | 0.8794 | 0.9851 |
| | FDD→ISR | 0.0167** | 0.0006* | 0.0054** | 0.0056** | 0.0536* |
| | ISR→DENFDI | 0.0296** | 0.0928* | 0.2027 | 0.0588* | 0.2211 |
| | DENFDI→ISR | 0.7019 | 0.9936 | 0.8939 | 0.8084 | 0.7200 |
| | ISR→IP | 0.0613* | 0.0182** | 0.0089** | 0.1180 | 0.1526 |
| | IP→ISR | 0.0371** | 0.1770 | 0.3074 | 0.1184 | 0.2023 |
| 产业结构升级 | ISU→FDD | 0.8059 | 0.9247 | 0.2891 | 0.2419 | 0.3786 |
| | FDD→ISU | 0.1810 | 0.2353 | 0.1144 | 0.1409 | 0.2265 |
| | ISU→DENFDI | 0.9029 | 0.6844 | 0.4302 | 0.6702 | 0.0263** |
| | DENFDI→ISU | 0.9514 | 0.6797 | 0.7675 | 0.8602 | 0.4784 |
| | ISU→IP | 0.0527* | 0.4980 | 0.4799 | 0.0660* | 0.0473** |
| | IP→ISU | 0.6826 | 0.4519 | 0.4237 | 0.2919 | 0.0019** |
| ISR→ISU | 0.1019 | 0.0031** | 0.0078** | 0.0366** | 0.0454** | |
| ISU→ISR | 0.0514* | 0.0337** | 0.0939* | 0.1548 | 0.4090 | |
| FDD→IP | 0.0616* | 0.7089 | 0.0873* | 0.2350 | 0.2604 | |
| IP→FDD | 0.5021 | 0.0899* | 0.1529 | 0.0463 | 0.1073 | |
| DENFDI→IP | 0.8453 | 0.9084 | 0.5050 | 0.3940 | 0.6465 | |
| IP→DENFDI | 0.2108 | 0.3780 | 0.5709 | 0.4270 | 0.2131 | |
| FDD→DENFDI | 0.4287 | 0.7098 | 0.1614 | 0.2398 | 0.1232 | |
| DENFDI→FDD | 0.7015 | 0.6408 | 0.6845 | 0.8259 | 0.2053 | |

注:**表示在0.05的置信水平上拒绝原假设,*表示在0.1的置信水平上拒绝原假设。

随着经济的不断发展和国家的政策倾斜,越来越多的外商看到了东北巨大的发展商机,纷纷投资建厂,从而增加了更多外商直接投资。而伴随着人们对物质和精神保障的追求越来越高,保险开展的业务越发增多,盈利能力也越发增强,促进了其进一步发展。在短期内,保险深度是产业结构优化的Granger原因,对产业结构优化也具有一定的促进作用。这是因为保险产业的发展,导致第三产业中金融业的贡献率不断增强,进而促使产业结构不断进行调整优化。

对于产业结构升级,无论是长期还是短期,产业结构升级均不是金融发展深度的Granger原因,金融发展深度也不是产业结构升级的Granger原因,外源资金贡献率也不是产业结构升级的Granger原因。从短期看,只有产业结构升级是保险深度的Granger原因。从长期看,产业结构升级是外源资金贡献率、保险深度的Granger原因,保险深度也是产业结构升级的Granger原因。这说明长期看来,产业结构升级可以促进外商直接投资和保险业的发展,进一步促进东北地区金融业的快速发展。

从表5中还可以看出,东北地区的产业结构优化在滞后1期时并不是产业结构升级的Granger原因,但在滞后2期到5期时,产业结构优化是产业结构升级的Granger原因;产业

结构升级在短期内是产业结构优化的 Granger 原因,而长期来看并不是,这就说明在短期内,产业结构优化和产业结构升级是相互促进的,而长期来看,产业结构优化促进产业结构升级,这符合产业结构演化的基本规律。对于东北地区各金融发展指标之间的关系,可以发现只有金融深化程度和保险深度在短期内存在相互关系,这是因为保险业作为金融业的一部分,其占比是相当小的,长期来看,其对金融深化程度的影响可能不太明显;而外商直接投资虽然是金融直接融资的一个主要来源,但限于东北地区经济发展略显一般,其融资水平不容乐观。

具体各变量之间的短期与长期关系如图 3 所示:

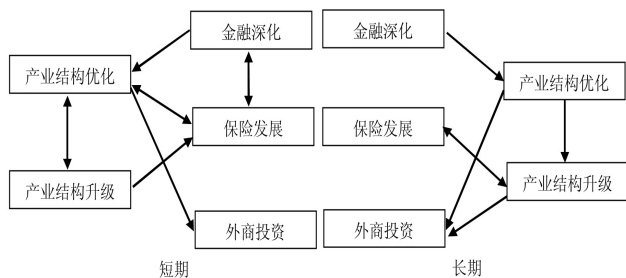


图 3 各变量的短期和长期关系

四、结论与建议

本文通过 VEC 模型和 Granger 因果检验对东北地区 1993~2014 年的金融发展与产业结构调整进行了实证检验。从短期来看,产业结构优化与产业结构升级相互促进,金融发展与产业结构优化相互促进,产业结构升级对保险业发展有促进作用;从长期来看,产业结构优化促进产业结构升级,金融深化可以促进产业结构进一步优化,产业结构优化又促进外商直接投资,而产业结构升级与金融发展具有相互的促进作用。总之,东北地区金融发展与产业结构调整并没有完全展现出理论上的互为因果关系,这说明了东北地区金融发展与产业结构调整存在“不协调”现象,该地区的金融发展仍呈现诸多问题,因此实行区域金融改革迫在眉睫。

针对新一轮振兴东北老工业基地战略的有力实施,确保东北地区的金融发展在产业结构调整升级中大有作为,笔者提出以下几点建议:

首先,进一步强化东北地区的金融发展深度。因为区域金融作用于产业结构的过程被简化为:金融→影响储蓄、投资→影响资金的流量结构→影响生产要素分配结构、影响资金存量结构→影响产业结构。可见该地区的金融深化程度越高,就越能够有效地动员和配置社会资金,促进该地区的经济发展,进而促进地区的产业结构调整,形成一个相互促进的良性循环过程。所以现阶段要不断地加大东北地区金融改革,引入先进的金融文化理念、提高区域金融资源的配置效率和加强金融业务的创新力度,构造完善、健全的区域金融发展体系。同时,政府也要采取合理的财税政策和汇率管制,

给予适合该地区金融发展的自由度,创造良好的区域生态金融环境,加快产业结构调整。

其次,引领保险业登上一个新的台阶。保险业作为金融业的重要组成部分,对金融业的贡献率逐年增加。东北地区更是如此,尤其是振兴东北老工业基地战略实施以来,东北保险业发展迅速,并取得了丰硕的成果,但仍然存在覆盖率较低、险种有限、保险意识薄弱等情况。因此东北地区应该进一步加大保险宣传力度,改善人们对物质与精神追求的保障意识,开发出多种适合不同群体需要的保障险种,推进政策性保险惠农方案实施,抵御区域内所面临的各种自然灾害,建立健全的保障制度和体系,完善金融市场,促进产业结构调整。

最后,加强外商直接投资的融资能力。在国家政策的扶持和区域资源优势下,东北地区的外商直接投资逐年递增,招商引资状况有所改善,区域融资能力有所增强,但没有体现出深度融合效果所应达到的杠杆倍增作用。可见该地区的融资环境应该进一步完善,增强外商与本土的资本耦合度,提高金融创新能力,调整区域产业结构升级。

主要参考文献:

- Hicks J.. A Theory of Economic History [M]. Oxford: Clarendon Press, 1969.
- Shaw E.S.. Financial Deepening Economic Development [M]. Oxford: University Press, 1973.
- Angelos A. Antzoulatos, Nicholas Apergis and Chris Tsoumas. Financial Structure and Industrial Structure [J]. Bulletin of Economic Research, 2011(63).
- 李克强. 关于调整经济结构促进持续发展的几个问题 [J]. 求是, 2010(11).
- 杨德勇. 区域金融发展问题研究 [M]. 北京: 中国金融出版社, 2006.
- 胡荣才, 黄晓璐, 陈黎明. 金融服务业发展对产业结构优化的动态影响——以湖南省为例 [J]. 财经理论与实践, 2012(6).
- 郭将, 杨芹芹. 上海市金融发展对其产业结构优化的影响研究 [J]. 华东经济管理, 2015(2).
- 刘宁. 金融发展与产业结构调整的联动性——基于广东省 1982~2011 年数据分析 [J]. 学术论坛, 2014(1).
- 崔晓初. 金融催动产业结构调整 [J]. 中国农村金融, 2014(20).
- 白钦先, 高霞. 日本产业结构变迁与金融支持政策分析 [J]. 现代日本经济, 2015(2).
- 杨毅. 金融发展对我国产业结构调整的促进效用研究 [J]. 生产力研究, 2010(5).
- 作者单位: 辽宁大学经济学院, 沈阳 110036