

东北振兴背景下“去杠杆”与 “保增长”的门槛效应研究

郑尚植¹ 杨富泽² 傅子轩³

¹ (东北财经大学马克思主义学院, 大连 116025) ² (东北财经大学金融学院, 大连 116025)

³ (东北财经大学财政税务学院, 大连 116025)

〔摘要〕 本文选取东北三省31个地级市2003~2017年的面板数据,基于门槛模型对东北地区金融发展与经济增长二者之间的关系进行实证分析,研究结果表明:存在门槛值为2.3464,当小于这一阈值时金融发展与经济增长不存在相关关系,当大于这一阈值时,金融发展与经济增长呈现负相关关系。因此本文认为要在合理门槛区间内进行适度去杠杆,切勿盲目降低杠杆率,要做到既能使金融健康发展,同时经济可以保持平稳健康发展,从而为东北地区经济改革做出贡献。

〔关键词〕 东北振兴 金融“去杠杆” 经济增长 门槛效应 金融体系 供给侧结构性改革

DOI:10.3969/j.issn.1004-910X.2019.10.017

〔中图分类号〕 F127; F832.7 〔文献标识码〕 A

引言

随着改革开放的进程不断加快,东北近年来一直处于结构调整和转型升级的挣扎中,东北经济问题更是受到广泛关注。伴随着当前经济全球化的冲击和我国经济进入新常态,东北地区经济出现断崖式下滑,GDP等宏观经济指标增速纷纷出现大幅回落,经济增长旧动力减弱和新动力不足的结构性矛盾日渐突出(田猛飞和邵忍丽,2018)^[1]。产业结构不合理明显暴露,人才大批量流失,发展面临重重困难和挑战。为此,自2015年12月开展的中央经济工作会议以来,以习近平同志为总书记的党中央提出了供给侧结构性改革的新战略,同时“三去一降一补”作为接下来的经济工作任务也随之出台,金融“去杠杆”则是其中的首要任务;2016年,习近平总书记在部分省区座谈会上再次提到东北老工业基地的新一轮发展振兴问题;2018年9月,习近平总书记在东北三省进行考察,他强调了要落实好党中央关于东北振兴的一系列决策部署,坚持新的发展理念,以新气象新担当新作为推进东北振兴^[2,3]。

金融是一国重要的核心竞争力,经济增长离

不开金融发展。关于二者之间的关系,国内外学者早有研究,最早由Levine(1997)系统地提出“金融发展可以降低交易成本、扩大市场交易、促进技术创新,从而推动经济增长^[4]。金融发展是一种除物质资本与人力资本之外的决定国民经济增长绩效的重要因素(冯严超和王晓红,2019)^[5]。早期学者认为二者之间存在一种线性关系,以我国学者为例,谈儒勇(1999)较早对中国金融发展与经济增长之间的关系进行实证研究,他采用1993~1998年的季度数据,认为中国金融中介发展和经济增长存在显著正相关^[6]。周立等(2002)通过划分地区方法对中国金融发展与经济增长关系进行检验,结果显示各地区金融发展与经济增长强相关,金融市场化与经济增长相关性十分显著^[7]。但近年来的深入研究逐渐发现,金融杠杆与经济发展之间并非是单纯的线性关系,金融发展的不同阶段会对经济增长产生不同影响,当债务超过一定水平后,甚至会拖累经济增长,本文则更倾向于这种观点。在理论研究方面,吕芳(2018)通过经济增长代理变量、投资代理变量、进出口代理变量、金融发展代理变量和政府支出代理变量

收稿日期:2019-06-03

基金项目:国家社会科学基金青年项目“政府作用效率视阈下最优政府规模的理论重构、模型估算与实现路径研究”(项目编号:16CJY063)。

作者简介:郑尚植,东北财经大学马克思主义学院副教授,博士。研究方向:政治经济学。杨富泽,通讯作者,东北财经大学金融学院本科生。研究方向:金融学。傅子轩,东北财经大学财政税务学院本科生。研究方向:税收学。

5个变量因素来研究二者的非线性关系^[8]。张振家(2019)梳理和评述了金融部门功能如若未得到正确实现将对经济增长带来怎样的负面影响,以及经济增长对金融发展的作用表现在经济增长对金融发展具有正向促进作用和非线性促进作用两个方面^[9]。在实证分析方面,国外学者 Law 和 Singh(2014)将私人信贷总额占 GDP 比重作为金融杠杆的衡量指标,通过实证研究分析出金融杠杆对经济发展的门槛为 88%,当低于 88%时,对经济发展具有正向促进作用,相反,则出现负向作用^[10]。陆静和唐小我(2009)基于内生经济增长的基本原理,得出只有在稳态经济增长中,金融发展对经济增长具有正向作用,而在非稳态中,只有保持适度的增量资本投入,才具有推动作用^[11]。杨友才(2014)以金融发展作为门槛回归变量,得出在不同的金融发展水平下,金融发展对经济增长的作用不同,表现为门槛效应和边际效率递减的非线性特征,且金融发展在东、中、西部不同地区对经济增长的反映也不同^[12]。马勇和陈雨露(2017)采用系统 GMM 估计方法对金融杠杆及其波动对经济增长的影响进行了研究,结果表明金融杠杆和经济增长之间存在显著的“倒 U 型”关系^[13]。周姝彤等(2019)基于二元 Var 模型,采用全样本格兰杰因果检验进行实证研究,得出东北地区的经济增长与金融发展之间存在着非对称关系,即金融发展促进经济增长,但经济增长未必能带动金融发展^[14]。

近几十年衰落的东北老工业基地经济发展已经步入危险期,解决东北地区经济问题迫在眉睫。东北地区第二轮振兴应该从何方面转变,如何通过金融体系调节带动经济,大量学者基于不同视角给出了见解。闫春英(2018)提出,东北振兴离不开金融资源和金融服务的支撑,需要结合相关政策并借鉴先进地区的实践经验,继续加大创新力度,尝试通过建立专门的政府引导基金、完善 PPP 融资模式应用、发展绿色金融以及灵活运用互联网众筹融资等方式支持和解决东北振兴^[15]。刘雅君(2018)通过对东北产业效率演变特征的分析,理清影响东北经济的因素,并且提出新一轮东北振兴背景下东北产业效率的优化策略^[16]。本文致力于探讨如何基于金融发展与经济增长的

关系带动东北地区新一轮振兴,通过梳理上述文献,我们发现,现有的国内经济增长与金融发展文献较多从全国角度出发,或以省级地区为单位,而并未对某地区所包含的地级市进行详细分析。金融发展会对不同地区、不同时区以及不同的经济发展水平产生不同的效果,“去杠杆”也需因地制宜。为此,本文基于东北地区 31 个地级市 2003~2017 年的面板数据,通过时间序列、协整检验、计量模型等方式探索东北地区杠杆率的合理波动区间,在该门槛内,东北地区既可以做到有效去杠杆,又能保持经济平稳增长。

1 东北地区经济增长与金融发展的统计分析与现实考察

1.1 东北振兴政策以来经济增长的速度下滑

新中国成立初期,东北地区凭借着得天独厚的自然优势,大力发展重工业、农业和国有经济,使得经济发展水平一度位居全国前列。但伴随着改革开放的进行,资源被开发枯竭,实体经济结构不合理等问题浮出水面。东北经济陷入了恶性循环,经济环境差,企业家不愿到东北地区投资;发展潜力不足,大批人选择外地学习、就业,人口流失严重。一个地区的生产总值是衡量经济增长的重要指标,因此本文选取了东北三省 31 个地级市 2003~2017 年度的国民生产总值指标来研究东北发展状况,图 1 呈现的 5 条折线分别为三省各自的 GDP 增速、东北三省 GDP 增速与全国 GDP 增速。如图所示,这十几年间,东北三省的国民生产总值总体增幅较为明显。其中,辽宁省从 2003 年的 6002.54 元增长至 2017 年的 23942 元,始终位于东北三省首位,但通过观察增长率可以看出,增长率从 2011 年达到 20.41% 的顶峰之后,呈现出一个低谷的状态,在 2014 年基本停滞不前,在 2016 年更是出现了 GDP 负增长的情况,虽然可能与之前的数据纰漏存在一定关系,但是辽宁省经济发展的潜力不足,现有经济发展形式已经不能满足经济持续发展的需求的问题也十分明显。而吉林和黑龙江经济发展水平与辽宁比相对缓慢,与全国相比更是被远远地甩在后面。再纵观整个东北地区平均 GDP 增速,2010 年后,三省的 GDP 平均增速都呈现明显下降趋势,2011~2013 年跌幅最大。以 2013 年为分界点,2013 年以前,东

北地区凭借先天优势,增长速度虽然下滑但依然始终高于全国水平,但2013年以后三省GDP增速下滑严重,远低于全国水平,后期更是倒数,

并且与全国平均水平的差距越来越大。在经济新常态下,东北地区经济下行压力持续加大。

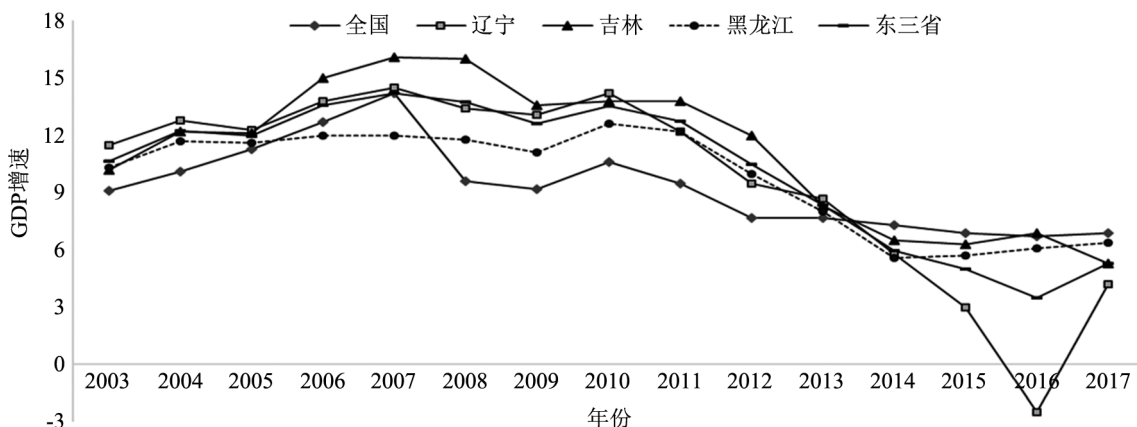


图1 东北地区与全国的经济增长率比较

东北经济屡次陷入困境的现象,引起了诸多学者以及政府乃至全社会的广泛关注。主要归纳出经济下滑的因素有,历史形成并遗留下来的体制性问题和结构性矛盾,经济增长新动力不足和旧动力减弱,国有企业比重过大,体制僵化等,这些问题使东北地区经济一波三折。东北地区的产业结构问题突出表现在产业结构不合理,第一、二产业占比大,第三产业占比低,高新技术产业发展缓慢,自主创新能力较弱,技术集约化程度较低。东北地区曾经拥有的资源优势已经不在,尤其伴随着市场经济体制不断确立和完善,加之先进技术和设备进口的冲击,东北地区的结构性问题逐渐凸显。东北老工业基地要顺应经济新常态的要求,围绕供给侧结构性改革,从共性问题 and 个性问题两个方面入手,加快转变原有的经济发展方式,加快失衡产业结构的优化升级,增强东北地区经济发展的活力。

1.2 东北地区金融发展的相对滞后

随着金融改革的不断深化,东北地区存在的金融问题日趋明显,主要表现为:金融机构组织体系不健全;金融生态环境不佳,不良信贷多;中小民营企业融资困难,产业结构不合理。图2中以存贷款占GDP比重来度量金融发展,从图中我们不难得出结论,近十年来东北三省金融发展水平始终低于全国。其中,辽宁金融发展状况在三省中相对较好,并在2016年超过全国平均水平,吉林和黑龙江金融发展形势愈发严峻。受金融危机的影响,东三省的金融发展水平在2008年达到最低点,此后,黑龙江与吉林两省基本与全国金融发展情况走向大体一致,但始终存在较大差距。总的来看,东北地区金融业总量小,金融产业占地区生产总值和地区第三产业的比重极低,金融发展急需改进(郑岩,2017)^[17]。

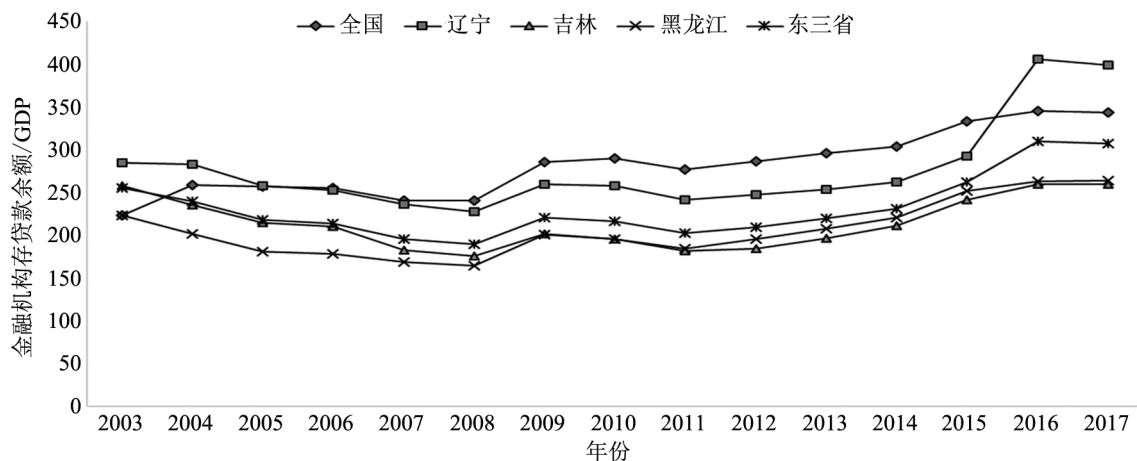


图2 东北地区与全国的金融发展水平比较

自 1978 年实施改革开放以来,东北地区的区域金融与经济两者始终处在“低均衡”的状态。特别是国家实施金融体制改革后,金融机构由单一的国有银行转变为国有银行、股份银行、保险公司、信托公司等多种金融机构并存的形式,投资方式也由银行贷款转为保险、金融机构贷款、债券融资等多重手段。而东北地区企业融资主要依靠银行贷款,且主要依赖于国有商业银行;融资结构中间接融资占绝对主导地位,直接融资严重滞后,负债率居高不下;融资渠道狭窄,投资体系较东部发达地区有较大的差距;资金主要流向大型国有企业,小微、民营等企业部门融资难,民营企业投资信心不足。此外,在现代市场经济中,经济规模的扩大和产业结构的优化升级必然要求金融业相应地提供更为多样化且全面的金融服务。而东北地区的国有大型企业效益已大不如前,中小私人企业由于区域环境差、资金收益缓慢,也没有能力支付全部的改革成本,政府不得不大量举债。这导致东北地区的债务杠杆居高不下,政府部门杠杆率超标,地方政府债务负担加重,财政收入持续减少,入不敷出,政府面临巨大压力。在经济新常态下的东北地区要实现经济持续、快速、健康发展,关键在于正确处理好金融发展与经济增长的关系,并且建立起与全国经济快速增长相适应的现代金融体系。

1.3 经济增长与金融发展的协整分析

由于衡量经济增长与金融发展的数据指标多为变量,即具有非平稳性,易产生伪回归。多元非平稳序列之间可否建立动态的回归模型,关键在于他们之间是否具有协整关系。因此本文选择采用协整分析来检验金融发展与经济增长之间的相关性。本文按照省份分别对变量进行单位根检验(表略),发现几乎所有变量在 5% 显著性水平下均无法拒绝原假设,变量存在单位根过程。进一步地,本文按照省份对变量做面板协整检验,考察变量之间是否存在长期均衡的协整关系。根据 Kao 检验给出的 5 种统计量,其对应的 p 值均小于 0.05,故可在 5% 水平上拒绝“不存在协整关系”的原假设,认为存在协整关系。综上所述,可以得出中国金融发展与经济增长之间具有显著的正相关关系。为下一步回归分析做出了前提条件。

2 门槛模型设定、变量选取与数据说明

2.1 门槛模型设定

根据上述分析可知,经济增长也许会随着金融发展的变化而同样发生变化,即存在各种不同的作用区间。使用门槛变量来决定分界点从而将研究样本进行分段这一思想最早是由 Hansen 提出来的,通过不断对门槛变量的观察值进行分段回归从而估计出来适合的门槛值,其能够十分有效地回避以往研究者在构建模型时使用主观判定分界点这一弊端所造成的分段点的选择性偏误。因此,本文基于面板门槛模型,使用单一门槛模型对面板门槛模型进行解释说明,其基本方程可设定为:

$$gdp_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it} + \beta_2 cdk_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta'_2 cdk_{it} (q_{it} \geq \gamma) + e_{it} \quad (1)$$

其中, $i=1,2,\dots,N$, N 表示不同的城市; $t=1,2,\dots,T$, T 表示时间, gdp_{it} 表示 gdp 增长率, cdk 表示金融发展水平, β_1 和 x_{it} 向量包含城镇化水平 $cshl$ 、对外依存度 $jckl$ 、固定资产投资占比 $gdzc$ 、产业结构 $dscyzb$ 。 q_{it} 为门槛变量, e_{it} 为残差项, γ 为门槛值。式 (1) 中的 $I(\cdot)$ 指的是一个指标函数,当满足某一条件时,这个函数的取值为 1,否则取 0。根据门槛变量 q_{it} 和门槛值 γ 的大小关系进行排序就可以将样本的观察值根据分界点分为两个不同的区间,而这两个区间的不同则主要是通过不同区间内的门槛变量前的回归系数 β_1 和 β_2 表现出来的。为了剔除该模型估计中会遇到的个体效应,采取“组内去心”的方法,即每个观察值都减去其平均值,若以矩阵形式表现,则式 (1) 可转换为:

$$Y^* = x^*(\gamma)\beta + \varepsilon^* \quad (2)$$

当给定 γ 值时,本文采用普通最小二乘法得到参数 γ 的一致估计量,即 $\hat{\beta}(\gamma) = [x^*(\gamma)'x^*(\gamma)]^{-1}x^*(\gamma)'Y^*$,残差向量 $\hat{\varepsilon}^*(\gamma) = Y^* - x^*(\gamma)\hat{\beta}(\gamma)$,而残差平方和 $S_1(\gamma) = \hat{\varepsilon}^*(\gamma)'\hat{\varepsilon}^*(\gamma)$ 。根据 Hansen (1999) 的方法,本文采用最小二乘法来估计并获得 γ 的值,即 $\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} \hat{\gamma} S_1(\gamma)$ 。

2.2 变量选取与数据说明

本文的被解释变量是经济增长水平,使用 GDP 增长率来度量,因为一国或地区的经济发展水平主要靠国民收入来衡量^[18]。本文的核心解释变量

为金融发展水平,由存贷款之和占 GDP 比重来衡量,从宏观层面对金融杠杆水平进行衡量,合理呈现了“杠杆率”。

为了更加具体地考察金融发展对经济增长的影响,本文选取存贷款之和占 GDP 比重作为门槛变量,寻求门槛是为了得出“去杠杆”在哪一个区间是适度的,是可以保持经济平稳增长的。在金融发展的不同阶段、不同地区,金融发展对经济增长的影响各不相同,因此杠杆率是门槛变量的核心。本文选取 4 个控制变量指标来衡量东北

地区特征,分别是对外开放水平 $jckl$,由出口占 GDP 的比重衡量;城镇化水平 $cshl$,由城市人口占总人口比重衡量;国有企业占比 $gdzc$,由固定资产投资额衡量;产业结构 $dscyzb$,由第三产业占 GDP 比重衡量。以上 4 种变量均对经济增长产生影响,其中产业结构对经济增长作用明显。本文采用的是 2003~2017 年的东北三省 31 个城市面板数据(考虑数据的完整性,大连市、辽阳市、松原市未包括在内),变量的描述性统计具体见表 1。

表 1 变量描述性统计

| 变量名称 | 变量含义 | 计算方法 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----------|---------|-------------------------|----------|----------|----------|----------|
| gdp | GDP 增长率 | (当期 GDP-上一期 GDP)/当期 GDP | 0.110824 | 0.067472 | -0.19380 | 0.291000 |
| $cshl$ | 城镇化水平 | 城市人口/总人口 | 0.514449 | 0.148458 | 0.253000 | 0.869000 |
| $jckl$ | 对外依存度 | 出口/GDP | 0.085006 | 0.137597 | 0.000510 | 1.028237 |
| $gdzc$ | 固定资产占比 | 固定资产投资额/GDP | 0.556399 | 0.245814 | 0.000018 | 1.286290 |
| $dscyzb$ | 产业结构 | 第三产业/GDP | 0.375529 | 0.080472 | 0.110500 | 0.605100 |
| cdk | 金融发展 | 存贷款/GDP | 2.149891 | 1.041424 | 0.497500 | 10.73910 |

3 实证结果分析

3.1 基于面板固定效应的基本回归

为了检验东北三省的经济增长与金融发展之间是否存在相关关系,本文使用如下计量模型:

$$gdp_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it} + \beta_2 cdk_{it} + \beta_3 cdk_{it}^2 + e_{it}$$

根据 2003~2017 年东北三省 31 个城市的面板数据,通过简单最小二乘法 (OLS),我们检验金融发展与经济增长之间是否存在相关关系。根据回归结果(表略)可知, cdk 项和 cdk^2 项的系数分别为 -0.662154 和 0.0052646, p 值均为 0.000,通过显著性检验,即金融发展和经济增长呈倒 U 型关系,经计算,当杠杆率为 62.8873989 时, GDP 增长率取得最大值。接下来本文进行门槛效应检验寻找门槛值。

3.2 基于门槛模型的回归检验

(1) 门槛效应检验

本文使用汉森 (Hansen, 1996, 2000) 的 Bootstrap 方法来获得检验统计量的 P 值,以此来判断是否存在门槛效应。为了确定回归模型的形式,即使用几重门槛模型来进行回归分析,进行门槛效果检验。表 2 为门槛效果检验所需要的 F 统计量以及与之相对应的 P 值。从表 2 中可以看到,单一门槛效果检验的 P 值为 0.057,门槛效果在 10% 的水平上显著,而二重门槛效果并不显著,自抽样 P 值为 0.179。因此,下面的回归分析使用的模型为单重门槛模型。具体模型如下:

$$gdp_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it} + \beta_2 cdk_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' cdk_{it} (q_{it} \geq \gamma) + e_{it}$$

表 2 门槛效果检验及估计值

| | F 值 | P 值 | 估计值 | 临界值 | | |
|------|-------|-------|--------|---------|---------|---------|
| | | | | 10% | 5% | 1% |
| 一重门槛 | 16.36 | 0.057 | 2.3464 | 14.3957 | 16.8069 | 22.1176 |
| 二重门槛 | 11.23 | 0.179 | 1.7803 | 13.0754 | 14.8563 | 19.7907 |

为了更好地理解门槛值以及置信区间, 本文绘制了相应的似然比函数图, 见图 3。门槛模型中门槛变量对应的估计值为 2.3464。我们可以将金融发展程度细分为低水平 ($cdk \leq 2.3464$) 和高水平 ($cdk > 2.3464$) 两子样本进行相应的考察。

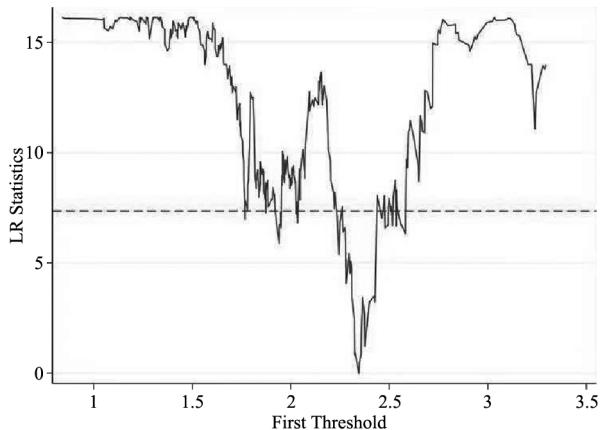


图 3 门槛的估计值和置信区间

(2) 门槛估计结果

由表 3 估计结果可知, 将样本金融程度根据门槛值 2.3464 分成了 $(0, 2.3464]$ 和 $(2.3464, \infty)$ 两段, 从金融发展的系数来看, 整个曲线呈现出倒 U 型形态, 即存贷款率与 GDP 增长率之间的系数由于所处区间的不同确实出现了由正到负的转变。具体来看, 当金融发展程度小于 2.3464, 即处于低水平的金融发展程度时, 存贷款率的系数为 0.00616, 没有通过显著性检验, 在此阶段金融发展与经济增长不存在相关关系。当金融发展程度大于 2.3464 时, 存贷款率的系数变为 -0.00926, 并且在 5% 的显著性水平上显著, 即经济增长和金融发展之间存在负向相关关系, 即金融发展每增加 1 个单位, GDP 增长率减少 0.00926 个单位。同时从其他控制变量来看, 城镇化水平、产业结构、国有企业占比均通过了显著性检验, 且与经济增长呈负相关关系。对外依存度没有通过显著性检验, 因此本文认定经济增长与对外依存度没有关系。

4 主要结论与政策建议

本文以金融发展规模 (存贷款占 GDP 比) 为门槛变量, 基于东北三省 31 个地级市 2003~2017 年的平衡面板数据, 分析了金融发展与经济增长率之间的非线性关系。通过实证分析, 认为金融发展对经济增长的作用会随着门槛变量值的不同而产生不同的影响: 当金融门槛值小于 2.3464 时,

表 3 门槛回归结果

| 变量 | 结果 | 变量 | 结果 |
|--------------------|----------------------|-----------------|-----------------------|
| <i>cshl</i> | -0.447*** (-6.13) | <i>jchl</i> | -0.00874 (-0.30) |
| <i>gdzc</i> | -0.0349** (-2.58) | <i>dscyzb</i> | -0.542*** (-8.58) |
| $cdk \leq 234.642$ | 0.00616 (0.87) | $cdk > 234.642$ | -0.00926** (-2.05) |
| _cons | 56.67*** (13.92) | r^2 | 0.410 |
| $r2_w$ | 0.410 | N | 465 |
| F | 49.47 | | |

注: **、*** 分别表示在 5%、1% 的水平上显著; 括号内数值为 t 统计量值。

金融发展与经济增长没有关系, 大于 2.3464 时, 二者呈负相关关系。因此, 不同地区经济发展与金融发展水平各不相同, 相应的金融发展政策也需因地制宜。东北地区“去杠杆”会保持在一个合理区间, 在该区间内, 既能做到有效“去杠杆”又能保证经济平稳持续增长。因此, 金融适度发展是实现经济最优增长的必要条件, 金融抑制或金融过度均会损害经济增长。根据结论, 本文提出具体政策建议如下:

(1) “去杠杆”要适度, 根据本文的实证结果分析得出一个合理的阈值, 在该区间内, 东北地区既可以“去杠杆”又能“保增长”。目前东北地区杠杆率已进入高水平阶段, “去杠杆”也是近年来的供给侧结构性改革过程中的首要任务, 但“去杠杆”不能操之过急, 要在适度合理区间内减少负债水平, 防止金融抑制或金融过度, 以保证东北经济平稳运行, 健康发展; (2) 要始终把“保增长”放在第一位, 经济增长会影响一个地区的就业、人口等宏观重要指标。东北经济近年来的严重下滑现象使其必须大力发展经济, 改变东北地区当前经济环境, 要始终在保证经济有质量发展的基础上追求速度, 切忌盲目追求经济增长而忽视质量; (3) 健全东北地区金融发展体系, 提升金融服务水平。要有针对性地制定适合东北地区发展的相应规划, 建立适合东北地区产业结构调整的商业银行信贷管理和贷款的评审制度, 提供与供给侧结构性改革紧密结合的金融产

品。构建多元金融体系,适度形成金融机构之间的良性竞争。拓宽融资渠道,加快解决中小、民营企业融资难、融资贵的现象。完善社会信用体系,优化区域金融生态,严查不良信贷,降低信息不对称,夯实金融发展制度基础。以新形式新动力推动金融发展,从而带动经济增长。

参 考 文 献

- [1] 田猛飞,邵忍丽. 振兴东北老工业基地的路径选择——基于供给侧结构性改革的视角 [J]. 特区经济, 2018, (10): 60~62.
- [2] 新华网. 习近平主持召开中央财经领导小组第十一次会议 [EB]. <http://www.xinhuanet.com/>, 2015, 11.
- [3] 新华网. 习近平:以新气象新担当新作为推进东北振兴 [EB]. <http://www.xinhuanet.com/>, 2018, 9.
- [4] R Levine. Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda [J]. Journal of Economic Literature, 1997, (2): 688~726.
- [5] 冯严超, 王晓红. 土地财政、金融发展与城市扩张 [J]. 贵州财经大学学报, 2019, (1): 25~36.
- [6] 谈儒勇. 中国金融发展和经济增长关系的实证研究 [J]. 经济研究, 1999, (10): 53~61.
- [7] 周立, 王子明. 中国各地区金融发展与经济增长实证分析: 1978~2000 [J]. 金融研究, 2002, (10): 1~13.
- [8] 吕芳. 我国金融发展对经济增长的非线性影响机制探讨

- [J]. 中国商论, 2018, (34): 29~30.
- [9] 张振家. 金融发展与经济增长相互作用关系研究综述 [J]. 沈阳大学学报(社会科学版), 2019, (2): 138~142.
- [10] Siong Hook Law, Nirvikar Singh. Does Too Much Finance Harm Economic Growth? [J]. Journal of Banking and Finance, 2014, 41 (C): 36~44.
- [11] 陆静, 唐小我. 金融发展推动经济增长的理论模式及实证分析 [J]. 管理工程学报, 2009, 23 (3): 6~11.
- [12] 杨友才. 金融发展与经济增长——基于我国金融发展门槛变量的分析 [J]. 金融研究, 2014, (2): 59~71.
- [13] 马勇, 陈雨露. 金融杠杆、杠杆波动与经济增长 [J]. 经济研究, 2017, 52 (6): 31~45.
- [14] 周姝彤, 刘力臻, 王庆龙. 东北地区经济增长与金融发展的非对称关系及其结构性变迁 [J]. 工业技术经济, 2019, 38 (3): 147~154.
- [15] 闫春英. 东北振兴过程中的金融创新支持研究 [J]. 现代经济探讨, 2018, (10): 59~63.
- [16] 刘雅君. 新一轮东北振兴视角下东北经济转型与效率提升 [J]. 浙江学刊, 2018, (1): 126~131.
- [17] 郑岩. 东北振兴与区域金融互动 [J]. 中国金融, 2017, (22): 50~51.
- [18] 郑尚植, 徐珺. 市场化进程、制度质量与有条件的“资源诅咒”——基于面板门槛模型的实证检验 [J]. 宏观质量研究, 2018, 7 (2): 28~40.

Research on the Threshold Effect of “De-Leverage” and “Growth Assurance” in the Background of Northeast Revitalization

Zheng Shangzhi¹ Yang Fuze² Fu Zixuan³

(1. School of Marxism, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China;

2. School of Finance, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China;

3. School of Public Finance and Taxation, Dongbei University of Finance and Economics,

Dalian 116025, China)

[Abstract] This article selects panel data of 31 cities in the three Northeast provinces in 2003~2017, based on threshold model to make an empirical analysis of the relationship between financial development and economic growth in the empirical analysis, and draws the following conclusion. The results show that it exists threshold value of 2.3464, when less than the rich value, there is no correlation between financial development and economic growth, when more than the net value, there is a negative correlation between financial development and economic growth. Therefore, this paper believes that moderate deleveraging should be carried out within the reasonable threshold range, not to mention daily reduction of leverage ratio. It is necessary to achieve both healthy financial development and stable and healthy economic development, and make contributions to the economic reform in Northeast China.

[Key words] northeast revitalization; financial deleveraging; economic growth; threshold effect; financial system; supply-side structural reform

(责任编辑:张舒逸)