

doi: 10.15936/j.cnki.1008-3758.2020.03.004

财政政策与融资结构动态调整

——基于辽宁省的实证研究

李雪欣¹, 张楠¹, 夏天²

(1. 辽宁大学 商学院, 辽宁 沈阳 110036; 2. 沈阳大学 商学院, 辽宁 沈阳 110044)

摘 要: 构建经典融资结构调整模型和改进融资结构调整模型, 基于辽宁省上市公司 2006—2017 年间的面板数据, 采用系统 GMM 估计方法对模型进行回归估计, 验证了财政政策对融资结构动态优化机制, 同时分析了融资结构的调整速度与调整形态。研究表明: 中央财政政策、地方财政政策、税收政策以及货币政策对融资结构动态优化机制不同; 财政政策与货币政策对融资结构动态优化存在交互作用; 相对于单一财政政策, 财政政策与货币政策的交互作用对融资结构动态优化效果更加显著。

关 键 词: 财政政策; 融资结构; 税收政策; 货币政策

中图分类号: F 275; F 812

文献标志码: A

文章编号: 1008-3758(2020)03-0021-09

The Dynamic Adjustment of Fiscal Policies and Capital Structure

—— An Empirical Study Based on Liaoning Province

LI Xue-xin¹, ZHANG Nan¹, XIA Tian²

(1. Business School, Liaoning University, Shenyang 110036, China; 2. Business School, Shenyang University, Shenyang 110044, China)

Abstract: This paper constructs a classic model of capital structure, and improves the model of capital structure adjustment based on the panel data of listed companies in Liaoning Province between 2006—2017. The systematic GMM estimation method is used to carry out regression estimation on the model, verify the dynamic optimization mechanism of the capital structure of the financial policy, and simultaneously analyze the adjustment speed and adjustment form of the capital structure. The results show that the central financial policy, local fiscal policy, taxation policy and monetary policy have different dynamic optimization mechanisms for capital structure; fiscal policy and monetary policy have an interactive effect on the dynamic optimization of capital structure; compared with a single fiscal policy, the interaction between fiscal policy and monetary policy has a more significant effect on the dynamic optimization of capital structure.

Key words: fiscal policy; capital structure; taxation policy; monetary policy

收稿日期: 2019-08-26

基金项目: 国家社会科学基金资助项目(19BGL145); 辽宁省社会科学规划基金资助项目(L18BGL027); 辽宁省经济社会发展研究资助项目(2020lsktyb-044); 辽宁省教育科学“十三五”规划资助项目(JG17DB359)。

作者简介: 李雪欣(1962-), 女, 辽宁抚顺人, 辽宁大学教授, 博士生导师, 主要从事企业管理、营销管理研究; 张楠(1992-), 女, 辽宁沈阳人, 辽宁大学博士研究生, 主要从事企业管理研究; 夏天(1983-), 女, 辽宁沈阳人, 沈阳大学讲师, 管理学博士, 主要从事财务管理、财政学研究。

一、问题的提出

融资结构是企业进行长期融资行为所积累的结果,企业融资行为会受到不同因素制约。经济增长状态以及与之配套的宏观调控政策是微观企业运行的重要外部环境,影响企业的融资决策行为及其决策结果。微观财政政策往往是通过税收政策手段、财政支出政策手段、货币供给政策手段等,以达到解决微观经济主体的动力问题和资源配置问题。不同的财政政策环境下,企业融资面临的机遇与挑战有所不同,不同企业应对环境变化的能力、策略和方法不同,其经济后果也不尽相同。

通过对国内外有关财政政策与融资结构关系研究的梳理,发现现有研究侧重于财政政策对静态融资结构的影响,少数学者研究财政政策对融资结构的动态调整,如 Hackbarth 等^[1], Douglas 等^[2], 雒敏等^[3-4], 王朝才等^[5]。在融资结构动态调整研究中,现有研究将狭义财政政策和货币政策割裂开来,分别考察单一政策对融资结构动态调整的影响,缺乏对财政政策与货币政策对融资结构动态调整交互效应的研究。另外,有关单一政策对融资结构动态调整的研究,也仅限于调整速度的测量,缺乏调整形态的分析。本文基于现有研究,以辽宁省上市公司为研究样本,采用2006—2017年的面板数据,深入探究财政政策对融资结构动态调整问题,同时分析融资结构动态调整速度与调整形态,挖掘单一财政政策效应的异质性以及政策组合的交互效应。

二、研究假设

宏观经济环境下的财政政策与企业融资行为联系紧密,具体来讲,财政政策作用于企业融资决策,影响企业融资结构调整的方式很多,包括调整宏观经济前景预期、信贷资本配置、企业融资成本等。财政政策的微观传导机制是通过两个方面使宏观经济形势产生变化,进而对企业融资结构产生影响。一方面是影响投资机会,致使企业的资金需求量产生变化;另一方面是调整金融市场利率、改变金融生态环境等作用于企业的融资成本。广义的财政政策涵盖财政政策和货币政策等^[6]。货币政策是中央银行利用货币政策工具,包括公

开市场业务、中央银行贷款、存款准备金率、汇率和利率等,对货币供应量进行优化调整,最终实现国家对宏观经济调控目标的行为。因此,本文从狭义财政政策、货币政策以及二者的交互效应三个层面探究财政政策对融资结构动态调整的优化作用。

1. 财政政策对融资结构动态调整优化作用

财政政策指政府通过财政支出与税收政策来调控宏观需求。财政支出增加、税率降低的财政政策被称为扩张性的财政政策,反之则为紧缩性的财政政策。当扩张性的财政政策出台并开始实施,社会总需求会相应增加,宏观经济趋势呈现上扬,企业获得更多投资机会,进而产生大量融资需求。宏观经济趋势的上扬态势会极大改善企业的经营状况,强化企业盈利能力,内部自有资金和积累相应增多,内部融资能力显著提升,更多融资渠道实现了更灵活的企业融资结构调整行为,这种环境下,企业可以更有力、更快速地调整企业融资结构与目标结构之间的偏离状态。财政政策的“挤出效应”十分普遍,即相当份额的私人投资空间会被扩张性的财政支出政策所挤占。当政府扩张性财政政策使其财政赤字不断升高,会进一步加剧企业对未来宏观经济风险的担忧。根据权衡理论,企业应对破产风险上升的普遍做法是降低杠杆率^[5]。

经济分权和政治垂直管理相结合是当下我国特有的制度环境,在研究财政政策如何影响企业融资结构决策时需要充分考虑这一现实背景。经济分权的直接表现就是财权的上移和事权的下移,即中央政府财力日趋强化,而地方政府增加的不是财力,而是支出责任。政治垂直管理的直接表现是地方政府必须按照中央政府的政策导向开展工作,二者相互作用产生两个方面的影响:一方面,地方政府为了实现发展本地经济的目标,进而赢得升迁机会以及更多财政收入支配权,通常采取双管齐下的方式,一边是确保生产性支出在财政总支出中的相当比例,另一边让辖区内企业代其担负部分战略性和社会性政策支出,有的甚至会对企业的具体经营决策进行干预;另一方面,这种环境致使地方政府更积极地保护当地企业,特别是能为其带来巨大税收及政治利好的本地国有企业。这种保护主义最直观地体现在地方政府会选择性干预当地银行,促使其信贷资源配置向当地企业倾斜。

从微观的角度分析,杠杆率可以体现企业权益资本与负债的比例关系。企业缴纳所得税时,债务利息可以在税前扣除,这种明显的利息税盾效应,有效降低了企业的加权平均融资成本,企业债务的增加使企业价值随之增加^[7]。除所得税外,作为我国企业主要缴纳税种的流转税,本身不具备债务税盾效应,它给企业带来的是高额的现金流支出,会对企业内部现金流产生重要影响。依据优序融资理论,在信息不对称的条件下,企业因资金短缺而开始债务融资,会被视为向市场传递积极信号,会对企业价值提升产生积极影响,而因流转税负导致的现金流短缺,会刺激企业趋向发行债务。

综合上述分析,本文提出研究假设 H1:财政政策影响融资结构动态调整。

2. 货币政策对融资结构动态调整优化作用

货币政策指中央银行调控利率和货币供应量等相关政策措施。货币政策对企业的融资行为和融资结构调整的影响,主要依靠干预企业负债融资的融资成本和融资资金的获取难度来实现。依照动态权衡理论的观点,当未实现目标融资结构时,企业会更趋向于采取债务融资的方式以实现向目标值的调整。这种情况下,若中央银行施行扩张性货币政策,加大货币供应,将大幅度降低企业债务融资的成本,银行贷款更易获取,调整成本的降低将促使企业更趋向于积极债务融资,融资结构调整的速度和效率会相应提高。

货币政策影响企业的融资行为的主要途径就是利率渠道和信贷渠道。利率渠道改变的是融资成本和资产价格,以此对微观主体产生作用;信贷渠道是间接改变企业的外部融资约束,通过商业银行对企业的信贷额度实现对实体经济的调控^[8]。在货币政策通过上述两种方式将影响作用于微观企业的过程中,决定目标资本结构的因素,如税盾效应、债务融资成本、股权融资成本等都会发生改变,并以此改变目标资本结构。

对于货币政策的信贷传导机制,鉴于银行系统主导着我国的金融体系,调节银行系统的贷款数量是调控实际经济的主要货币政策手段。信贷规模是我国货币政策的传导机制中最主要的传导渠道^[9]。在信贷传导机制下,货币政策紧缩的最突出表现就是银行可控的信贷规模,信贷数量的骤减极大增加了企业外部融资的难度,对融资结构向最优状态调整十分不利。反之,货币政策相对宽松的状态下,银行的信贷数量相对宽裕,企业

融资结构难度降低,实现最优融资结构调整也易于实现。

总之,宽松的货币政策为企业减少了外部融资的束缚,企业可以更灵活地选择融资方式,进行融资结构调整的意愿更强,成本更低,企业融资结构调整的进程也相应加快;相反,紧缩性的货币政策必然导致外部融资环境束缚性增大,企业选择融资方式的灵活性降低,高成本的借助外部资金融资结构调整会让企业的调整意愿降低,调整速度和效率也相应下降。

综合上述分析,本文提出研究假设 H2:货币政策影响融资结构动态调整。

3. 财政政策与货币政策的交互作用

一方面,财政政策在需求管理手段中可谓是最强有力、最综合性的,但另一方面,财政政策的财政支出税收调整在程序上较为复杂,并且财政政策产生调控效应具有时滞性特征,减税易、增税难,增加支出易、缩减支出难,加之微观企业会对税率的临时浮动调整进行理性分析预判,这些都会削弱财政政策对微观个体行为的影响力。相比之下,货币政策往往更为间接地对经济产生影响。财政政策和货币政策在经济发展的新常态下存在进行有机结合与联动配合的基础和条件,并且十分必要^[10]。

国家从宏观上对资金进行集中分配主要采取财政和银行信贷两大渠道,虽然二者都可以实现调控社会总需求与总供给的目标,但是在消费需求和投资需求形成过程中,财政政策与货币政策所扮演的角色不同,因此必须将二者结合运用^[11]。财政政策不是“造币”,而是间接传导于货币政策机制进而实现对需求的扩张和紧缩效应。一方面,财政政策的调整会带动社会总需求产生相应变化,为了达到供需两端平衡,总供给势必会产生相应调整,因此产品市场会相应为企业投资提供投资机会,进而对企业的融资需求产生影响;另一方面,政府支出与私人支出之间的资金竞争效应,会从资本市场上给企业融资环境带来相应影响。货币政策独有的“造币”能力,会对企业的融资规模和成本产生影响,进而为财政政策的调节效应传导提供路径。

货币政策和财政政策协同共进,既有效弥补了二者政策工具的缺点和不足,又有效减少了两大宏观调控部门责任互推的状况。财政政策和货币政策形成相互增强效应,在企业资金需求或资

金持有存在差异的情况下,财政政策与货币政策的互动效应会表现出增强效应或替代效应的差异^[12]。

综合上述分析,本文提出研究假设 H3:财政政策和货币政策对融资结构动态调整具有交互作用。

三、研究设计与模型构建

1. 样本选取与数据来源

本文数据来自国泰安经济金融数据库(CSMAR)、《中国税务年鉴》和《中国统计年鉴》,文中个别缺失数据则使用手工查询深圳证券交易所和上海证券交易所网站提供的上市公司年报。

$$Y_{i,t} = a_1 Y_{i,t-1} + a_2 X_{i,t-2} + \sum_3^m a_k Z_{i,t-2} + \sum_m^n a_{k+1} Z_{i,t-1} \quad (1)$$

$$Y_{i,t} = b_1 Y_{i,t-1} + b_2 X_{i,t-2} + \sum_3^j b_k Z_{i,t-2} + \sum_j^m b_{k+1} Z_{i,t-1} + \sum_m^p b_{k+1} Z_{i,t-3} + \sum_p^n b_{k+1} Z_{i,t-2} \quad (2)$$

模型(1)和模型(2)分别是经典动态调整模型和改进动态调整模型。其中 Y 为被解释变量,表示融资结构; X 为解释变量,表示财政政策; Z 为包含宏观经济因素和微观因素的控制变量; i 表示企业; t 表示年份。改进模型中,可以通过被解释变量滞后一期值系数的符号来判断融资结构的调整形态,即融资结构调整的形态是围绕目标值呈双侧调整(被解释变量滞后一期值系数为负),还是相对目标值呈单方向调整(被解释变量滞后一期值系数为正)。

本文的被解释变量为融资结构(lev);解释变量为财政政策(Fiscal),主要包括中央财政政策(cfe)、地方财政政策(lfe)、税收政策(tax)等狭义

由于 2006 年完成股权改制,同时 2006 年会计准则进行重大改革,财务报表格式等发生变化,通常数据选取年份起始时间为 2007 年,本文采用动态面板估计,数据处理时需要进行差分,2006 年的数据只是作为基数进行差分处理,因此本文的样本区间为 2006—2017。本文选取 2006—2017 年辽宁省非 ST 的全部 73 家上市公司为研究对象。为保证数据的有效性,剔除金融类和房地产类上市公司,剔除 ST 公司等,最后得到 718 个有效样本的非平衡面板数据。

2. 模型构建

本文采用 2006—2017 年辽宁省的面板数据,依据 Banerjee^[13]和王春峰等^[14]提出的部分调整模型构建融资结构调整模型如下:

财政政策(fiscal)和货币政策($m2$)。为了提高研究的准确性,从宏观和微量两方面选取控制变量,主要包括:股票市场(smkt)、行业竞争(incom)、行业杠杆(inlev)、企业规模(size)、资产结构(tang)、非债务税盾(ndts)、成长性(grow)、盈利能力(prof)以及独特性(uniq)。为验证财政政策对融资结构的影响效果,将财政政策变量与融资结构变量的交互项引入到经典模型和改进模型中;为验证财政政策间的交互效应,将狭义财政政策和货币政策变量的两两交互项以及狭义财政政策和货币政策与融资结构三者交互项引入经典模型中,因此模型可以改写为:

$$\begin{aligned} \text{lev}_{i,t} = & a_0 + a_1 \text{lev}_{i,t-1} + a_2 \text{fiscal}_{t-2} + a_3 \text{fiscal}_{t-2} \times \text{lev}_{i,t-1} + a_4 \text{smkt}_{t-2} + a_5 \text{incom}_{i,t-1} + \\ & a_6 \text{inlev}_{i,t-1} + a_7 \text{size}_{i,t-1} + a_8 \text{tang}_{i,t-1} + a_9 \text{ndts}_{i,t-1} + a_{10} \text{grow}_{i,t-1} + a_{11} \text{prof}_{i,t-1} + \\ & a_{12} \text{uniq}_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{lev}_{i,t} = & a_0 + a_1 \text{lev}_{i,t-1} + a_2 \text{fiscal}_{t-2} + a_3 \text{fiscal}_{t-2} \times \text{lev}_{i,t-1} + a_4 \text{smkt}_{i,t-2} + a_5 \text{incom}_{i,t-1} + \\ & a_6 \text{inlev}_{i,t-1} + a_7 \text{size}_{i,t-1} + a_8 \text{tang}_{i,t-1} + a_9 \text{ndts}_{i,t-1} + a_{10} \text{grow}_{i,t-1} + a_{11} \text{prof}_{i,t-1} + \\ & a_{12} \text{uniq}_{i,t-1} + a_{13} \text{smkt}_{t-3} + a_{14} \text{incom}_{i,t-2} + a_{15} \text{inlev}_{i,t-2} + a_{16} \text{size}_{i,t-2} + a_{17} \text{tang}_{i,t-2} + \\ & a_{18} \text{ndts}_{i,t-2} + a_{19} \text{grow}_{i,t-2} + a_{20} \text{prof}_{i,t-2} + a_{21} \text{uniq}_{i,t-2} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \text{lev}_{i,t} = & a_0 + a_1 \text{lev}_{i,t-1} + a_2 \text{fiscal}_{t-2} + a_3 m2_{t-2} + a_4 \text{fiscal}_{t-2} \times \text{lev}_{i,t-1} + a_5 m2_{t-2} \times \text{lev}_{i,t-1} + \\ & a_6 \text{fiscal}_{t-2} \times m2_{t-2} + a_7 \text{fiscal}_{t-2} \times m2_{t-2} \times \text{lev}_{i,t-1} + a_8 \text{smkt}_{t-2} + a_9 \text{incom}_{i,t-1} + \\ & a_{10} \text{inlev}_{i,t-1} + a_{11} \text{size}_{i,t-1} + a_{12} \text{tang}_{i,t-1} + a_{13} \text{ndts}_{i,t-1} + a_{14} \text{grow}_{i,t-1} + a_{15} \text{prof}_{i,t-1} + \\ & a_{16} \text{uniq}_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

模型(3)~模型(5)分别为经典模型、改进模型和交互模型,其中 a 表示相关系数, ϵ 表示误差

项。本文采用动态面板系统 GMM 估计方法对模型进行回归估计。系统 GMM 的前提条件与

水平 GMM 相同,但估计效率较差分 GMM 显著提高。系统 GMM 除可以有效地控制潜在内生问题,该方法还能够充分体现企业融资结构的动态本质,进而有效检验其动态调整。

3. 变量选取与测度

(1) 被解释变量为融资结构(lev)。本文选取资产负债率测度融资结构,由于市值受股票价格影响波动幅度较大,因此参照苏冬蔚和曾海舰(2009)^[15]等学者的度量方法,采用账面价值计算资产负债率。

(2) 解释变量为财政政策(Fiscal),主要包含狭义的财政政策(fiscal)和货币政策(m2)。本文主要通过财政支出、税收和货币供应来反映财政政策,依据雒敏等(2012)^[3]、杨志安(2015)^[6]和王朝才等(2016)^[5]的研究选取中央财政支出增速测度中央财政政策,选取地方财政支出增速测度地方财政政策,选取综合税率测度税收政策,选取货币供应量增速测度货币政策。

(3) 控制变量综合宏观经济、行业层面和企业特征等因素,并借鉴雒敏等(2012)^[3]、王朝才等(2016)^[5]以及王朝阳等(2018)^[16]的研究进行选取及度量。股票市场是反映经济的晴雨表,选取股票市值占 GDP 比值测度宏观经济水平;选取行

业内企业数量和行业杠杆中位数测度行业特征;选取企业资产规模、非流动资产占比、固定资产折旧、资产增长率、资产净利率以及费用收入比等指标测度企业自身特征。

四、实证分析

本文运用 Stata 14.0 软件进行实证分析,并利用构建的经典模型、改进模型以及交互模型对研究假设进行实证检验。

1. 描述性统计

表 1 报告了被解释变量(融资结构)各年度的描述性统计结果。从表 1 中可见,2006—2017 年各年的平均资产负债率都高于 50%,呈现较高的负债水平,体现了企业重债务融资而轻股权融资的偏好。

表 2 报告了样本中解释变量(财政政策)的描述性统计结果。从表 2 中可以看出反映财政政策的中央财政政策(cfe)、地方财政政策(lfe)、税收政策(tax)和货币政策(m2)四个变量的最大值与最小值相差较大,为后续研究财政政策对融资结构动态调整奠定基础。

表 1 融资结构变量描述性统计

| 年份 | 均 值 | 标准差 | 中位数 | 最小值 | 最大值 |
|------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 2006 | 0.642 137 | 0.481 754 | 0.596 686 | 0.209 532 | 3.015 679 |
| 2007 | 0.557 424 | 0.225 252 | 0.586 007 | 0.201 695 | 1.369 403 |
| 2008 | 0.570 072 | 0.179 810 | 0.620 033 | 0.074 486 | 0.869 175 |
| 2009 | 0.571 888 | 0.207 705 | 0.602 719 | 0.107 056 | 0.969 500 |
| 2010 | 0.576 973 | 0.207 050 | 0.577 061 | 0.088 642 | 0.913 800 |
| 2011 | 0.600 410 | 0.207 471 | 0.615 697 | 0.102 912 | 0.979 590 |
| 2012 | 0.629 437 | 0.321 597 | 0.599 391 | 0.142 827 | 2.023 922 |
| 2013 | 0.588 738 | 0.202 267 | 0.590 032 | 0.194 036 | 0.953 326 |
| 2014 | 0.601 741 | 0.216 643 | 0.581 972 | 0.265 835 | 1.226 131 |
| 2015 | 0.581 531 | 0.206 159 | 0.598 595 | 0.195 765 | 1.018 838 |
| 2016 | 0.577 074 | 0.194 809 | 0.581 685 | 0.204 001 | 0.966 771 |
| 2017 | 0.561 050 | 0.181 419 | 0.547 019 | 0.286 330 | 0.952 312 |

表 2 财政政策变量描述性统计

| 变量 | 均 值 | 标准差 | 中位数 | 最小值 | 最大值 |
|-----|-----------|-----------|-----------|------------|-----------|
| cfe | 0.107 727 | 0.038 823 | 0.111 715 | 0.032 795 | 0.166 238 |
| lfe | 0.140 927 | 0.127 820 | 0.167 119 | -0.117 880 | 0.388 902 |
| tax | 0.173 023 | 0.013 096 | 0.173 169 | 0.139 367 | 0.193 920 |
| m2 | 0.157 267 | 0.046 645 | 0.156 724 | 0.090 428 | 0.284 233 |

2. 财政政策对融资结构调整分析

根据经典模型(3)和改进模型(4)检验财政政策对融资结构调整,实证检验结果如表 3 所示。

如表 3 所示,在经典模型中,方程 wald 统计量在 1%的显著性水平上分别为 289.00、240.80 和 221.27,表明中央财政政策、地方财政政策以

及税收政策与融资结构动态优化的经典模型整体效果均显著,因此三个经典回归模型的设定是可以接受的。在经典模型中,变量 $cfe(2) \times lev(1)$ 、 $lfe(2) \times lev(1)$ 和 $tax(2) \times lev(1)$ 的估计系数均达到 1% 的显著性水平,系数值分别为 8.220 3、

-1.861 0 和 -1.521 7,即中央财政政策与融资结构的交互项系数为正,地方财政政策和税收政策与融资结构的交互项系数为负,表明中央财政政策降低了融资结构的调整速度,而地方财政政策和税收政策则加快了融资结构的调整速度。

表 3 财政政策与融资结构动态优化

| 变 量 | 经 典 模 型 | | | 改 进 模 型 | | |
|---------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|
| | 中央财政 | 地方财政 | 综合税收 | 中央财政 | 地方财政 | 综合税收 |
| lev(1) | 0.594 6*** [0.050 3] | 0.435 4*** [0.047 9] | 0.429 0*** [0.048 5] | 0.779 1*** [0.055 0] | 0.683 4*** [0.057 7] | 0.682 2*** [0.058 8] |
| cfe(2) | -0.116 8 [0.112 6] | | | -0.107 9 [0.124 5] | | |
| lfe(2) | | 0.100 9** [0.039 5] | | | 0.060 5 [0.050 0] | |
| tax(2) | | | 1.291 8*** [0.429 6] | | | 0.649 5 [0.579 3] |
| cfe(2)×lev(1) | 8.220 3*** [0.929 1] | | | 2.524 6*** [0.975 3] | | |
| lfe(2)×lev(1) | | -1.861 0*** [0.352 3] | | | -1.766 4*** [0.402 6] | |
| tax(2)×lev(1) | | | -1.521 7*** [0.391 8] | | | -1.085 6** [4.509 6] |

注:***、**、* 分别表示变量在 0.01、0.05、0.1 水平上显著;[] 内为标准误;() 内为变量滞后阶数,下同

在改进模型中,方程 wald 统计量在 1% 的显著性水平上分别为 458.22、358.88 和 340.63,表明中央财政政策、地方财政政策以及税收政策与融资结构动态优化的改进模型整体效果均显著,因此三个改进回归模型的设定是可以接受的。在改进模型中,变量 $cfe(2) \times lev(1)$ 、 $lfe(2) \times lev(1)$ 和 $tax(2) \times lev(1)$ 的估计系数均达到 1% 的显著性水平,系数值分别为 2.524 6、-1.766 4 和 -1.085 6,即中央财政政策与融资结构的交互项系数为正,地方财政政策和税收政策与融资结构的交互项系数为负,表明中央财政政策降低了融资结构的调整速度,而地方财政政策和税收政策则加快了融资结构的调整速度。在改进模型中,可以通过判断 $lev(1)$ 的估计系数正负符号来判断融资结构的调整方向,变量 $lev(1)$ 的估计系数为正,表示除财政政策外的所有变量综合作用下,融资结构的调整方向为单向调整。变量 $cfe(2) \times lev(1)$ 的估计系数为正数,表明中央财政政策对融资结构调整方向为单向调整,变量 $lfe(2) \times lev(1)$ 和变量 $tax(2) \times lev(1)$ 的估计系数为负数,表明地方财政政策和税收政策对融资结构调整方向为双向调整。中央财政改进模型中融资结构滞后一期系数为正,表示在中央财政政

策影响的情况下,融资结构总体方向仍然为单向调整;地方财政改进模型中,融资结构滞后一期系数为正数,表示在地方财政影响下,融资结构总体方向仍然为单向调整,说明现有地方财政政策对融资结构调整的影响不足以改变融资结构原有单向调整,但当地方财政支出增速进一步提升时,其有可能会改变融资结构总的调整方向;在税收政策改进模型中,融资结构滞后一期系数为负数,表示在综合税收政策影响的情况下,融资结构总体方向为双向调整。因此,研究假设 H1 成立。

3. 货币政策对融资结构调整分析

根据经典模型(3)和改进模型(4)检验货币政策对融资结构调整,实证检验结果如表 4 所示。

表 4 货币政策与融资结构动态优化

| 变 量 | 经典模型 | 改进模型 |
|--------------|-------------------------|-------------------------|
| lev(1) | 0.436 3*** [0.049 6] | 0.695 9*** [0.058 5] |
| m2(2) | 0.139 7 [0.115 1] | 0.186 4 [0.129 2] |
| m2(2)×lev(1) | 0.108 3* [0.061 8] | 0.619 4* [0.359 8] |
| 常数 | -0.199 0 [0.155 1] | -0.113 0 [0.153 2] |
| 方程的 wald 检验 | 196.95*** | 336.58*** |

如表 4 所示,在经典模型中,方程 wald 统计量在 1%的显著性水平上为 196.95,表明货币政策与融资结构动态优化的经典模型整体效果均显著,因此经典回归模型的设定是可以接受的。在经典模型中,变量 $m2(2) \times lev(1)$ 的估计系数达到 10%的显著性水平,系数值为 0.108 3,即货币政策与融资结构的交互项系数为正,虽然货币政策对融资结构影响的显著性较低,但货币政策仍然降低了融资结构的调整速度。

在改进模型中,方程 wald 统计量在 1%的显著性水平上为 336.58,表明货币政策与融资结构动态优化的改进模型整体效果显著,因此改进回归模型的设定是可以接受的。在改进模型中,变量 $m2(2) \times lev(1)$ 的估计系数均达到 10%的显著性水平,系数值为 0.619 4,即货币政策与融资结构的交互项系数为正,表明货币政策降低了融资结构的调整速度。在改进模型中,可以通过判断 $lev(1)$ 的估计系数正负符号来判断融资结构的调整方向,变量 $lev(1)$ 的估计系数为正,表示除货币政策外的所有变量综合作用下,融资结构的调整方向为单向调整。变量 $m2(2) \times lev(1)$ 的估计系数为正数,表明货币政策对融资结构调整方向为单向调整。货币政策改进模型中融资结构滞后一期系数为正,表示在货币政策影响的情况下,融资结构总体方向仍然为单向调整。因此,研究假设 H2 成立。

4. 财政政策与货币政策交互作用分析

根据模型(5)检验综合财政政策与货币政策对融资结构调整的交互影响,实证检验结果如表 5~表 7 所示。

| 表 5 中央财政政策与货币政策交互效应 | | |
|---------------------|-----------------------------|--|
| 变 量 | 估计值 | |
| lev(1) | 0.652 3*** [0.050 8] | |
| cfe(2) | -0.050 8 [0.121 8] | |
| m2(2) | 0.208 2 [0.152 9] | |
| cfe(2)×lev(1) | 10.185 6*** [0.992 7] | |
| m2(2)×lev(1) | 3.239 6** [1.540 8] | |
| cfe(2)×m2(2) | -4.680 7 [5.391 9] | |
| cfe(2)×m2(2)×lev(1) | -253.475 1*** [59.363 7] | |
| 方程的 wald 检验 | 333.55*** | |

| 表 6 地方财政政策与货币政策交互效应 | | |
|---------------------|---------------------------|--|
| 变 量 | 估计值 | |
| lev(1) | 0.505 7*** [0.054 5] | |
| lfe(2) | 0.070 8 [0.068 0] | |
| m2(2) | 0.098 0 [0.162 1] | |
| lfe(2)×lev(1) | -3.414 2*** [0.630 2] | |
| m2(2)×lev(1) | 5.2921*** [1.718 7] | |
| lfe(2)×m2(2) | 0.904 3 [1.852 9] | |
| lfe(2)×m2(2)×lev(1) | -35.098 4** [16.199 6] | |
| 方程的 wald 检验 | 260.13*** | |

| 表 7 综合税收与货币政策交互效应 | | |
|---------------------|-----------------------------|--|
| 变 量 | 估计值 | |
| lev(1) | 0.444 3*** [0.051 2] | |
| tax(2) | 1.375 9* [0.745 5] | |
| m2(2) | 0.119 3 [0.150 1] | |
| tax(2)×lev(1) | -32.300 6*** [9.154 1] | |
| m2(2)×lev(1) | -1.003 2 [1.707 8] | |
| tax(2)×m2(2) | 1.193 1 [24.297 9] | |
| tax(2)×m2(2)×lev(1) | -587.807 8** [284.645 3] | |
| 方程的 wald 检验 | 214.41*** | |

在表 5~表 7 中,财政政策与货币政策交互效应三个方程的 wald 统计量在 1%的显著性水平上分别为 333.55、260.13 和 214.41,表明中央财政政策、地方财政政策以及综合税收政策与货币政策对融资结构优化的交互效应模型整体效果均显著,因此三个回归模型的设定是可以接受的。由表 5 可知,变量 $cfe(2) \times m2(2) \times lev(1)$ 的估计系数达到 1%的显著性水平,系数值为 -253.475 1,即中央财政政策、货币政策及融资结构的交互项系数为负,表明中央财政政策与货币政策的交互作用显著并快速提高了融资结构的调整速度;由表 6 可知,变量 $lfe(2) \times m2(2) \times lev(1)$ 的估计系数达到 5%的显著性水平,系数值为 -35.098 4,即地方财政政策、货币政策及融资结构的交互项系数为负,表明地方财政政策与货

币政策的交互作用显著性都略有降低,但依然提高了融资结构的调整速度;由表 7 可知,变量 $\text{tax}(2) \times m2(2) \times \text{lev}(1)$ 的估计系数达到 5% 的显著性水平,系数值为 -587.807 8,即综合税收政策、货币政策及融资结构的交互项系数为负,表明虽然综合税收政策与货币政策的交互作用虽然显著性都略有降低,但是其快速提高了融资结构的调整速度。因此,研究假设 H3 成立。

五、结论与启示

1. 研究结论

通过对辽宁省企业进行实证研究,发现财政政策确实影响融资结构动态调整,当具体运用的财政政策工具不同时,其作用机制存在差异。

(1) 财政政策与融资结构动态调整

财政政策对企业的融资结构动态调整存在动态优化作用,但中央财政政策、地方财政政策和综合税收政策三者的优化机制不同。中央财政政策降低了融资结构的调整速度,其对融资结构的调整方向为单侧调整;地方财政政策加快了融资结构的调整速度,其对融资结构的调整方向为单侧调整,但当地方财政支出增速超过 0.386 9 临界值时,地方财政政策对融资结构的调整方向则变为双侧调整;综合税收政策加快了融资结构的调整速度,其对融资结构的调整方向为双侧调整,但当宏观税率低于 6.76% 临界值时,综合税收政策对融资结构的调整方向则变为单侧调整。

(2) 货币政策与融资结构动态调整

货币政策对融资结构动态调整存在动态优化作用,但是相对于财政政策,货币政策对融资结构动态优化效果较弱。货币政策降低了融资结构的调整速度,其对融资结构的调整方向始终为单侧调整。

(3) 财政政策与货币政策交互作用

财政政策和货币政策的组合机制对融资结构动态调整存在动态优化交互作用。财政政策和货币政策的组合机制相对于单一的财政政策或货币政策,对融资结构动态优化效果明显。中央财政政策与货币政策的组合机制显著提升了融资结构的调整速度;地方财政政策与货币政策的组合机制显著提升了融资结构的调整速度;综合税收政策与货币政策的组合机制显著提升了融资结构的

调整速度;地方财政和综合税收政策与货币政策的组合机制对融资结构调整的影响效果的显著性相对较弱。

2. 研究启示

本文基于经济转型的时代背景,探究广义财政政策与企业融资结构动态调整,挖掘宏观财政政策对微观企业融资结构调整的作用机制,将融资结构调整影响因素的研究范畴拓展到宏观经济政策领域。在微观层面,有助于企业精准把握宏观经济政策,积极应对政策变化,优化融资结构调整行为。在宏观层面,有助于中央和地方政府明确经济政策的微观传导机制和实施效果,进而有效采取经济刺激措施。此外,政府在宏观调控过程中的关注点应聚焦在中央财政政策与地方财政政策、独立政策与政策组合对融资结构优化机制的异质性,扎实推进财政体制改革,全面激发企业内在潜力,推进经济高质量发展。

参考文献:

- [1] Hackbarth D, Miao J, Morellec E. Capital Structure, Credit Risk, and Macroeconomic Conditions[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 82(3): 519-550.
- [2] Douglas O C, Tian T. Macroeconomic Conditions and Capital Structure Adjustment Speed [J]. Journal of Corporate Finance, 2010, 16(1): 73-87.
- [3] 雒敏, 聂文忠. 财政政策、货币政策与企业资本结构动态调整——基于我国上市公司的经验证据[J]. 经济科学, 2012(5): 18-32.
- [4] 雒敏, 苏文兵, 聂文忠. 宏观经济政策与公司资本结构动态调整路径研究——基于我国上市公司的经验证据[J]. 南京社会科学, 2013(3): 14-20.
- [5] 王朝才, 汪超, 曾令涛. 财政政策、企业性质与资本结构动态调整——基于 A 股上市公司的实证研究[J]. 财政研究, 2016(9): 52-63.
- [6] 杨志安. 中国现阶段财政政策调控研究[M]. 沈阳: 辽宁大学出版社, 2015.
- [7] Modigliani F, Miller M H. Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction[J]. Journal of Finance, 1963, 53(11): 433-443.
- [8] Taylor J B. The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 11-26.
- [9] 盛松成, 吴培新. 中国货币政策的二元传导机制——“两中介目标, 两调控对象”模式研究[J]. 经济研究, 2008(10): 37-51.
- [10] 李扬. 宏观调控再思考[J]. 新金融, 2016(1): 7-10.
- [11] 杨源源, 于津平, 尹雷. 中国财政货币政策协调配合范式选择[J]. 财贸经济, 2019(1): 20-35.