

货币政策冲击对资本结构逆向调整的影响

——基于不同融资约束水平的检验

宣 扬

(上海财经大学 会计学院, 上海 200439)

[摘 要] 以往对资本结构动态调整的研究忽略了普遍存在的逆向调整现象,但事实上,资本结构逆向调整会损害公司价值,具有重要研究意义。实证检验不同融资约束水平下货币政策冲击对资本结构逆向调整的影响,结果表明:货币政策冲击是资本结构逆向调整的重要影响因素,公司融资约束加剧了货币政策的影响;资本结构逆向调整显著降低了公司财务业绩,在融资约束较强的公司中这一效应更为强烈。

[关键词] 货币政策冲击;融资约束;资本结构逆向调整;公司财务业绩;公司价值;资本结构动态调整

[中图分类号] F820.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1672-8750(2013)06-0057-09

一、引言

近年来,动态权衡假说逐渐受到资本结构理论研究者的重视。该假说认为公司存在资本结构目标,为提升公司价值,公司应不断调整实际资本结构水平向目标水平趋近,而动态视角下的调整速度则取决于调整成本。沿着这一思路,学者们分别探讨了产权性质、制度背景、宏观经济、法制环境等因素对资本结构动态调整速度的影响^[1-4]。虽然这些研究取得了较为丰硕的成果,但也存在着值得商榷之处:一是将公司视为同质性个体的做法固然简化了模型估计难度,但忽略调整速度异质性也可能带来以偏概全的后果;二是以往研究大多假定公司对资本结构进行部分调整,但考虑到我国宏观经济环境的复杂性与微观经济主体的高度异质性,这样的假定似乎过于苛刻,失之严谨^①。因此,本文试图将研究重心放在对资本结构逆向调整的探讨上。一方面,资本结构逆向调整是我国上市公司的常态,考察资本结构逆向调整现象有助于丰富资本结构研究领域的成果;另一方面,资本结构逆向调整意味着资本结构的变动方向背离了最优目标,深入了解其动因有助于公司制定合理的财务规划来增加公司价值。

正如 Faulkender 和 Peterson 所言,资本结构不仅与公司的资本需求密切相关,还受制于资本市场的供给因素^[6]。在我国特定制度背景下,频繁变更的货币政策对上市公司资本结构决策存在着极其深远的影响^[7],因此本文试图考察资本结构逆向调整现象是否受到货币政策变动的影响。考虑到融资约束是影响调整成本的重要因素,本文还试图探讨融资约束程度不同的公司中,货币政策对资本结构逆向调整的影响是否对称。为明确资本结构逆向调整的经济后果,本文还将进一步考察资本结构逆向调整是否实际影响了公司财务业绩。与以往研究大多从信贷融资、投资效率与期权价值等方面

[收稿日期] 2013-07-08

[作者简介] 宣扬(1987—),男,江苏常州人,上海财经大学会计学院博士生,主要研究方向为宏观经济政策与微观企业行为。

①事实上,根据屈耀辉的研究结果,仅有约30%的上市公司进行了资本结构的部分调整,大部分公司存在非合意调整现象,其中超过40%的公司进行了资本结构逆向调整,还有约20%的公司存在过度调整现象^[5]。由此可见,简单地假定所有公司都进行部分调整并不严谨。

考察货币政策的微观效应不同^[8-9],本文试图从资本结构动态调整的角度补充证据,以丰富理论界对货币政策微观效应的认识。

二、文献综述与理论假说

根据 MM 定理,在完美市场条件下,公司价值与其资本结构无关,因此公司并不存在资本结构目标。然而现实世界远非完美,税收、破产成本与信息不对称等一系列摩擦因素使得公司价值与资本结构相关联。静态权衡理论认为,公司将权衡债务融资的收益与成本,并制定最大化公司价值的资本结构目标。根据 Graham、Harvey 及陆正飞等人对公司财务人员的调查,大部分公司均存在或严格或宽松的资本结构目标,这一结论间接验证了静态权衡理论的观点^[10-12]。由于现实金融市场存在摩擦,公司调整资本结构存在成本,因此实际资本结构水平与目标值总是存在差异,公司需要不断进行动态调整以趋近目标水平,增进公司价值。

自从 Banerjee 等人首次在资本结构研究中引入动态调整模型与面板计量方法以来^[13],很多学者分别从宏观经济环境与公司财务特征两方面考察了资本结构调整速度的影响因素。Levy 和 Hennessy 以及 Cook 和 Tang 发现宏观经济周期和各国宏观经济状况对资本结构动态调整速度存在较大影响,宏观经济景气状况与调整速度之间存在正相关关系^[14-15]。雒敏与聂文忠发现降低利率对不同企业资本结构调整速度的影响不同,而增加货币供给量能加快所有企业的资本结构调整速度^[16]。Korajczyk 和 Levy 及 Faulkender 等人的研究表明融资约束是影响调整速度的重要因素^[17-18]。近期的一些研究将这两方面的影响因素进行了结合。如何靖发现宏观经济繁荣时,公司资本结构的调整速度较快,且当考虑融资约束时,这一结论仍然成立,但不受融资约束的公司具备更快的调整速度^[19]。于蔚、金祥荣与钱彦敏发现宏观冲击对上市公司的融资决策与资本结构调整均有影响,并且这种效应在融资约束程度不同的公司间存在差异^[20]。

需要指出的是,尽管以往研究取得了较为丰硕的成果,但它们大都仅间接测算调整速度,也并未区分调整速度异质性,即假定所有公司均进行部分调整。在我国宏观经济环境复杂多变、微观经济主体异质性较高的情况下,这样的假设显然不符合实际情况。屈耀辉使用我国 1991 年至 2004 年间 742 家上市公司的非平衡面板数据,测算了各公司截面的调整速度,发现进行部分调整的公司仅占到了总样本的一小部分,超过七成的公司存在资本结构逆向调整或过度调整的现象^[5]。连玉君区分了公司调整速度异质性,发现调整速度受到公司规模、成长性和偏离最优水平程度等因素的影响,并且会因时间、行业和公司规模的不同而存在显著差异^[21]。姜付秀与屈耀辉考察了产品市场竞争与资本结构动态调整速度的关系,发现两者相互独立,互不影响^[22]。需要注意的是,以往研究并未对资本结构逆向调整现象做出详尽探讨,这是与其重要性极不相称的。资本结构逆向调整意味着公司资本结构实际调整方向与目标相反,这会使得公司调整后的资本结构进一步偏离目标水平,损害公司价值。本文拟从货币政策与融资约束两个层面分析资本结构逆向调整现象的诱因。

货币政策对上市公司资本结构决策的影响可体现在资本结构目标与调整速度两个层面上。静态地看,货币政策影响了公司的目标资本结构,如当货币政策紧缩时,银行放贷意愿较弱,公司宜保持较低的负债水平以避免资金链的断裂。而从动态角度看,货币政策可能通过调整成本作用于调整速度。理论上说,货币政策的变动改变了公司资金可获得性,若政策冲击的方向与调整目标的方向相背离,那么货币政策的冲击可能将增加资本结构逆向调整的概率。例如,紧缩性货币政策降低了公司信贷可获得性,使公司提高资本结构水平的意愿更难以实现,其增加负债率的目标与货币政策冲击下财务杠杆降低的事实相悖,从而提高了资本结构逆向调整的概率。相应地,当公司需要降低其资本结构水平时,紧缩的货币政策迎合了公司的调整需求,从而降低了资本结构逆向调整的概率,由此本文提出假设 1。

H₁: 当公司需要提高资本结构水平时,紧缩货币政策将增加资本结构逆向调整的概率;当公司需

要降低资本结构水平时,紧缩货币政策将降低资本结构逆向调整的概率。

公司之间存在广泛的异质性,其中融资约束的影响极为深远,一般说来,融资约束较弱的公司信息不对称程度较低,能以较低的成本获得资金,调整成本更低,摩擦更小,从而具有更快的资本结构调整速度。Faulkender 以及于蔚等人的研究都验证了融资约束显著影响资本结构调整速度^[18,20]。由于非融资约束公司具备更强的融资能力,较少受到货币政策的冲击,由此本文提出假设 2。

H₂: 相对于非融资约束样本组,货币政策与资本结构逆向调整的相关关系在融资约束样本组中表现得更为显著。

三、研究设计

参考宣扬的研究设计^[23],本文以我国 A 股上市公司为初始样本,在剔除了金融业上市公司、处于 ST 与 PT 状态的上市公司、所有者权益为负的公司以及数据缺失的公司后,最终共得到 728 家样本公司。本文的研究区间为 2003 年第一季度至 2011 年第三季度,大致经历了三次信贷周期。上市公司财务数据来自 CSMAR 数据库,所使用的金融机构贷款余额总量与货币政策感受指数等信息来自于中国人民银行网站并经手工整理。本文主要使用 STATA 12 软件进行计量分析。

在计算公司资本结构调整速度时,本文采用部分调整模型:

$$Lev_{i,t} - lev_{i,t-1} = \delta_{i,t} (Lev_{i,t}^* - Lev_{i,t-1}) \quad (1)$$

其中 $\delta_{i,t}$ 即为所求的调整速度, $Lev_{i,t}^*$ 为目标资本结构。参考连玉君、于蔚等人的做法^[20-21],本文采用一系列解释变量对资本结构水平进行拟合,并将拟合值作为公司资本结构目标,拟合方程为:

$$Lev_{i,t} = \alpha_1 Lev_{i,t-1} + \alpha_2 ROE_{i,t} + \alpha_3 Tang_{i,t} + \alpha_4 Size_{i,t} + \alpha_5 TobinQ_{i,t} + \alpha_6 Share_{i,t} + \beta + v_i + \sum Perioddummy + \sum Seasondummy + \delta_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中的 Lev 表示资产负债率,为减少市场环境动荡所带来的偏差,增加结果的准确性,本文使用根据账面价值计算资产负债率。解释变量包括盈利性(ROE)、有形资产率(Tang)、规模(Size)、成长性(Tobin Q)以及第一大股东持股比例(Share)等指标,虽然非债务税盾这一指标季度频率的数据不可得,但根据王志强与沈艺洵的研究^[24],非债务税盾与有形资产比率的相关系数达到了 0.191,这表明两者间存在着极强的相关关系,同时引入这两个变量将带来多重共线性问题,因此省略非债务税盾并不会对结果造成严重影响。式(2)中 v_i 为截面效应,根据 Hausman 检验与 F 检验的结果本文选择固定效应,这样的处理方式有利于捕捉公司层面的特质性因素。为减少模型设定偏差,回归方程还控制了季度效应与时点效应。将式(2)拟合的结果代入式(1),求得各公司特定调整速度 $\delta_{i,t}$,然后根据 $\delta_{i,t}$ 生成资本结构逆向调整虚拟变量。当 $\delta_{i,t} < 0$ 时,我们认为存在资本结构逆向调整现象,虚拟变量 AD 取值为 1,否则为 0。

随后,本文采用二元选择 Logit 模型考察资本结构逆向调整与货币政策间的相互关系,方程为:

$$\ln \frac{P_{i,t}}{1 - P_{i,t}} = \alpha_1 MP_{i,t} + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 Tang_{i,t} + \alpha_4 ROE_{i,t} + \alpha_5 Cash_{i,t} + \alpha_6 TobinQ_{i,t} + \beta + \sum Industrydummy + \sum Perioddummy + \sum Seasondummy + \delta_{i,t} \quad (3)$$

其中 P 为资本结构逆向调整的概率。在稳健性检验中本文还报告了 Probit 模型、面板固定 Logit 模型以及面板 Probit 模型的回归结果,以尽量减少模型设定偏误对结果可能造成的影响。本文定义 Tarsub 为目标资本结构水平与滞后一期资本结构水平的差值, $Tarsub > 0$ 表示公司需要提高其资产负债率, $Tarsub < 0$ 表明公司需要降低其资产负债率水平。

本文采用两种方式度量融资约束程度。一方面, Fazzari 等人指出股利分配水平可作为融资约束度量标准,这是由于发放股利的公司拥有更为充裕的现金流,较少受到融资约束问题的困扰^[25]。张纯和吕伟以及于蔚等人的研究表明对于我国上市公司而言,股利发放可作为融资约束的较好判别标

准^[20,26]。另一方面,企业的产权性质极大影响着其获取信贷资源的能力。国有企业比民营企业更容易获得银行贷款,这便是所谓的“信贷歧视”。曾海舰与苏冬蔚等人的发现支持了公司产权性质可作为融资约束程度的度量指标^[27]。出于稳健性考虑,本文同时报告了以是否发放现金股利与产权性质这两种融资约束作为分组标准的回归结果。

对货币政策区间的判断是本文的一个研究重点。马文超的研究表明,货币总量可以作为货币政策的有效代理变量^[28],因此本文参考宣扬和杨中军的研究设计^[29],以金融机构贷款余额同比增长率走势与 H-P 滤波结果(如图 1 所示)为判断依据,定义以下各期为货币宽松期:2003 年第一季度至 2004 年第一季度,2006 年第一季度至 2007 年第二季度,2008 年第四季度至 2010 年第一季度。剩余期间作为货币紧缩期(如表 1 所示)。这一划分结果无论与央行发布的货币政策感受指数还是历年来货币政策目标与具体措施都保持了较高的一致性,表明判断较为合理。

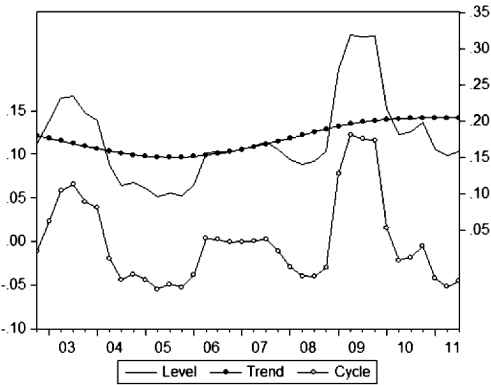


图 1 金融机构贷款余额同比增长率走势
与 H-P 滤波结果($\lambda = 1600$)

表 1 货币政策区间划分结果

阶段	货币 政策	期间	总计 (季度)
一	宽松期	2003S1 - 2004S1	5
	紧缩期	2004S2 - 2005S4	7
二	宽松期	2006S1 - 2007S2	6
	紧缩期	2007S3 - 2008S3	5
三	宽松期	2008S4 - 2010S1	6
	紧缩期	2010S2 - 2011S3	6

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计情况,为避免极端值影响,本文对所有连续变量进行了 1% 水平的 winsorise 处理。从描述性统计结果来看,各公司间财务指标差异极大,就资产负债率而言,最低的仅为 7.15%,而最高的却达到 85.98%,标准差达到了 0.1770,这表明即使在静态条件下,公司的资本结构也存在极大差异。其他变量的描述性统计特征也存在较大的差异性,这说明公司间异质性因素广泛存在,需要在多元回归中加以控制,以增强结论可信性。

(二) 目标资本结构与调整速度测算

表 3 报告了资本结构动态调整速度的描述性统计状况。从结果来看,处于部分调整区间的公司仅占到总样本的 28.15%,超过 40% 的公司存在资本结构逆向调整现象,另有 25.99% 的公司存在过度调整现象,未发生调整的公司仅占到 1.51%,这里的结果与屈耀辉所报告的比例基本一致^[5]。

需要注意的是,资本结构逆向调整比例在不同货币政策时期的差异并不大,在紧缩期与宽松期资本结构逆向调整分别占到了样本量的 44.02% 与 44.73%,但这并不足以说明货币政策对资本结构逆向调整没有作用。上市公司资本结构目标及调整方向不尽相同,并且不同货币政策期间公司的财务

表 2 主要变量描述性统计结果

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
Lev	25480	0.5011	0.1770	0.0715	0.8598
Tang	25480	0.9605	0.0595	0.1649	1.0000
Size	25480	21.6653	1.0490	19.4450	24.8169
ROE	25480	0.0504	0.0692	-0.1696	0.3074
Cash	25480	0.0619	0.0489	0.0023	0.2501
Tobin's Q	25480	1.5435	0.7733	0.8273	5.1555
Share	26208	0.3942	0.1616	0.0032	0.8523
Div	26208	0.2558	0.4363	0.0000	1.0000
MP	26208	0.5000	0.5000	0.0000	1.0000

特征存在较大差异,不考虑这些特征的变化而仅从总量的比例来进行判断显然不够严谨。

采用是否分配股利作为融资约束的标准进行分析,我们发现融资约束组的资本结构逆向调整公司比重高出了非融资约束组 5.3 个百分点,这为假说 2 提供了初步证据,进一步的考察需要借助于多元回归分析。

表 3 资本结构调整速度描述性统计

		全样本	紧缩期	宽松期	融资约束	非融资约束
观测数	资本结构逆向调整	10978	5768	5210	8455	2523
	无调整	374	205	169	296	78
	合意调整	6967	3753	3214	5195	1772
	过度调整	6433	3378	3055	4560	1873
	总和	24752	13104	11648	18506	6246
比重	资本结构逆向调整	44.35%	44.02%	44.73%	45.69%	40.39%
	无调整	1.51%	1.56%	1.45%	1.60%	1.25%
	合意调整	28.15%	28.64%	27.59%	28.07%	28.37%
	过度调整	25.99%	25.78%	26.23%	24.64%	29.99%
	均值	0.3056	0.3481	0.2577	0.2230	0.5503
统计特征	标准差	7.1517	7.1254	7.1813	7.174	7.078
	中位数	0.0994	0.1035	0.0950	0.0610	0.2124
	最大值	39.2017	39.2017	39.2017	39.2017	39.2017
	最小值	-34.6276	-34.6276	-34.6276	-34.6276	-34.6276

(三) 回归结果分析

表 4 报告了方程(3)的回归结果。

表 4 货币政策、融资约束与资本结构逆向调整检验结果 I (以股利发放为融资约束判断标准)

		全样本		非融资约束组		融资约束组	
		Tarsub >0	Tarsub <0	Tarsub >0	Tarsub <0	Tarsub >0	Tarsub <0
MP		0.313 **	-0.320 **	0.178	0.302	0.319 **	-0.323 **
		(2.13)	(-2.03)	(0.90)	(1.39)	(2.17)	(-2.04)
Size		-0.0775 ***	0.0806 ***	-0.0277	0.0134	-0.0754 ***	0.0673 **
		(-3.37)	(2.74)	(-0.63)	(0.20)	(-2.75)	(2.02)
Tang		-1.280 ***	0.0121	0.637	-1.322	-1.611 ***	0.354
		(-3.36)	(0.03)	(0.76)	(-1.34)	(-3.69)	(0.80)
ROE		5.035 ***	-4.939 ***	2.874 ***	-4.288 ***	6.786 ***	-5.429 ***
		(13.48)	(-15.94)	(3.76)	(-5.81)	(14.06)	(-15.19)
Cash		-6.498 ***	3.293 ***	-7.234 ***	2.677 ***	-6.283 ***	3.459 ***
		(-12.82)	(8.10)	(-7.10)	(3.03)	(-10.60)	(7.47)
Share		0.140	0.288 **	-0.390	0.278	0.397 ***	0.277 *
		(1.12)	(2.13)	(-1.61)	(0.93)	(2.68)	(1.81)
Tobin's Q		-0.0322	-0.0514	-0.0860	-0.0546	0.00172	-0.0585
		(-0.97)	(-1.50)	(-1.26)	(-0.66)	(0.04)	(-1.52)
截距		2.485 ***	-1.681 **	-0.186	0.401	2.557 ***	-1.748 **
		(3.78)	(-2.26)	(-0.14)	(0.24)	(3.29)	(-2.07)
Pseudo R ²		0.0333	0.0353	0.0453	0.0589	0.0385	0.0361
N		13013	11739	3738	2488	9261	9245

注:括号中报告的是 z 统计量,*、** 与 *** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

对全样本的分析表明,当公司计划提高其资本结构水平时,紧缩货币政策使资本结构逆向调整的概率增加了 31.3 个百分点。类似地,当公司计划降低资本结构水平时,紧缩货币政策降低了其资本结构逆向调整概率,并且这一关系在 5% 水平上显著。这里的结果支持了本文的假说 1,表明货币政策能通过影响信贷资金可获得性作用于公司资本结构的动态调整。回归结果还显示,在其他条件不变的情况下,资本结构逆向调整概率与公司规模及现金持有负相关,与盈利能力正相关,这一结果验证了融资优序假说。

以是否分配现金股利作为融资约束的划分标准,回归结果表明在非融资约束组中,资本结构逆向调整概率与货币政策之间并不存在显著的相关关系;融资约束组中,回归系数分别为 0.319 与 -0.323,并且系数都在 5% 水平上显著。这一结果意味着在高融资约束的公司中,资本结构逆向调整概率受货币政策冲击的影响强于低融资约束公司。其原因可能在于,低融资约束公司在紧缩货币政策期间的融资能力强于高融资约束公司,能以较低成本筹集资金实现其资本结构调整目标,发生资本结构逆向调整的概率较低。

由于现金股利分配决策本身也受到货币政策的显著影响^[29],因此采用是否分配现金股利作为融资约束的标准可能存在内生性偏误。在中国特定制度背景下,相比于民营企业,国有企业更容易获得银行贷款。参考王彦超的研究^[30],本文采用产权性质作为融资约束的判断标准,重新进行回归分析,结果报告于表 5。从表 5 的结果来看,融资约束组中的回归系数分别表现为 0.569 与 -0.516,不仅在经济显著性上超出非融资约束组中的系数(分别为 0.228 与 -0.239),其统计显著性也要远远强于非融资约束组。由此可见,假说 2 的成立与否并不依赖于融资约束的度量方式。

(四) 进一步的分析

以往文献大多仅考察资本结构动态调整速度的影响因素,并未深入研究动态调整对于公司财务业绩的作用,这就使得这些研究缺乏从理论落到实践的关键一环。为进一步明确资本结构逆向调整与公司业绩的关系,本文对模型(4)进行了回归分析,结果报告于表 6。

$$ROE_{i,t} = \alpha_1 AD_{i,t} + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 Tang_{i,t} + \alpha_4 ROE_{i,t} + \alpha_5 Cash_{i,t} + \alpha_6 TobinQ_{i,t} + \beta + \sum Industrydummy + \sum Perioddummy + \sum Seasondummy + \delta_{i,t}$$

(4)

从表 6 报告的结果可以看出,在全样本回归中,ROE 与资本结构逆向调整虚拟变量的相关系数显著为负,这表明资本结构逆向调整显著降低了公司的财务绩效,这可能是由于资本结构逆向调整使得公司资本结构进一步偏离其目标水平,使得债务与股权融资契约的总成本超出了这些契约给公司带来的总收益,降低了财务业绩。分组检验的结果则表明,资本结构逆向调整与公司财务业绩的负向关系在融资约束组中表现得更为强烈与显著,这可能是由于融资约束公司更有可能出现由于缺乏资

表 5 货币政策、融资约束与资本结构逆向调整检验结果 II
(以产权性质为融资约束判断标准)

	非融资约束组		融资约束组	
	Tarsub >0	Tarsub <0	Tarsub >0	Tarsub <0
MP	0.228	-0.239	0.569 *	-0.516 *
	(1.34)	(-1.28)	(1.92)	(-1.76)
Size	-0.0829 ***	0.0622 *	-0.108 **	0.173 ***
	(-3.16)	(1.73)	(-1.96)	(3.02)
Tang	-1.430 ***	0.203	-1.342	-0.0484
	(-3.30)	(0.40)	(-1.52)	(-0.07)
ROE	4.901 ***	-4.621 ***	5.538 ***	-5.779 ***
	(11.46)	(-11.86)	(6.64)	(-10.77)
Cash	-6.406 ***	3.093 ***	-6.268 ***	3.866 ***
	(-11.02)	(6.33)	(-5.79)	(4.98)
Share	0.215	0.172	-0.250	0.692 ***
	(1.49)	(1.03)	(-0.83)	(2.61)
Tobin's Q	-0.0529	-0.0855 **	-0.0292	0.0451
	(-1.31)	(-1.97)	(-0.46)	(0.75)
截距	2.863 ***	-1.483 *	2.964 **	-3.634 **
	(3.77)	(-1.65)	(1.98)	(-2.42)
Pseudo R ²	0.0327	0.0347	0.0520	0.0478
N	10108	8013	2904	3726

注:括号中报告的是 z 统计量,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著水平。

金而被迫放弃有利可图的投资项目的情形。回归方程都通过 1% 置信水平的 F 检验,且 R^2 均超过了 0.20,表明模型整体拟合效果较为理想。

表 6 资本结构逆向调整与公司财务业绩检验结果

	全样本	以产权性质为分组依据		以股利分配为分组依据	
		融资约束组	非融资约束组	融资约束组	非融资约束组
<i>AD</i>	-0.00170 ** (-2.22)	-0.00691 *** (-4.36)	0.0000392 (0.05)	-0.00196 ** (-2.25)	-0.00111 (-0.79)
<i>Size</i>	0.0219 *** (48.01)	0.0245 *** (23.76)	0.0227 *** (43.97)	0.0168 *** (31.66)	0.0212 *** (24.83)
<i>Lev</i>	-0.0280 *** (-11.23)	-0.0150 *** (-2.94)	-0.0319 *** (-11.11)	-0.0280 *** (-10.03)	0.0228 *** (4.49)
<i>Cash</i>	0.167 *** (18.96)	0.144 *** (7.92)	0.172 *** (17.13)	0.169 *** (16.89)	0.105 *** (6.40)
<i>Tobin's Q</i>	0.0253 *** (38.41)	0.0221 *** (17.57)	0.0273 *** (34.87)	0.0190 *** (25.39)	0.0417 *** (34.00)
<i>Share</i>	0.0203 *** (7.86)	0.0386 *** (6.67)	0.0234 *** (7.93)	0.0209 *** (7.10)	0.00678 (1.43)
截距	-0.452 *** (-41.90)	-0.520 *** (-22.69)	-0.477 *** (-39.11)	-0.353 *** (-27.78)	-0.530 *** (-12.60)
R^2	0.259	0.257	0.280	0.200	0.350
F	150.6	41.15	122.5	81.07	62.89
N	25480	6825	18654	19232	6248

注:括号中报告的是 t 统计量,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著水平。

综合前文的研究结果,我们可以发现货币政策对于公司资本结构逆向调整存在显著作用,并且在融资约束组中这一效应更强;同时资本结构逆向调整显著降低了公司绩效,且融资约束程度越高,降低幅度越大。这里的结果表明宏观层面的货币政策与微观角度的融资约束都影响着公司的财务业绩,这证实了货币政策至少在短期内会作用于公司业绩,从而从资本结构动态调整角度补充了货币政策的微观传递效应。

(五) 稳健性检验

为保证本文结果基本稳定,不受模型设定与数据选择的影响,本文进行了稳健性检验,主要结果报告于表 7。

表 7 稳健性回归结果

	全样本		非融资约束组		融资约束组	
	Tarsub >0	Tarsub <0	Tarsub >0	Tarsub <0	Tarsub >0	Tarsub <0
Probit	0.196 ** (2.16)	-0.200 ** (-2.04)	0.111 (0.9)	0.182 (1.37)	0.199 ** (2.19)	-0.202 ** (-2.06)
面板 Logit	0.306 ** (2.04)	-0.353 ** (-2.18)	0.323 (1.54)	0.219 (0.91)	0.301 ** (1.99)	-0.383 ** (-2.34)
面板 Probit	0.193 ** (2.11)	-0.201 ** (-2.03)	0.115 (0.93)	0.187 (1.39)	0.196 ** (2.13)	-0.204 ** (-2.06)
区间改变	0.323 ** (2.22)	-0.316 ** (-2.01)	0.215 (1.08)	0.303 (1.39)	0.322 ** (2.19)	-0.321 ** (-2.03)

注:括号中报告的是 z 统计量,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著水平。

本文的稳健性检验包括:(1)采用 Probit 二元选择模型进行回归分析,以检验结论是否受到模型

形式选择的影响。(2)为充分捕捉公司非时变性异质性因素影响,通过面板固定 Logit 回归模型进行分析,以考察结论是否会发生改变。(3)采用面板 Probit 模型进行回归分析,以观察结论是否稳定。(4)为避免会计制度变更所产生的影响,仅采用 2007 年以后的数据进行回归,来考察结论是否受到数据区间选择的影响。

从表 7 报告的结果来看,无论是改变模型设定的形式,还是改变数据区间的选择,本文的回归结论都并未发生本质性改变,由此可见,本文的结论是较为稳健的。

五、结论

本文首先测算了每家公司的资本结构调整速度,发现资本结构逆向调整占据了相当比重,随后探讨了货币政策是如何影响公司资本结构逆向调整的。本文实证研究的结果表明:公司的资本结构逆向调整受到货币政策冲击的显著影响,并且不同融资约束程度的公司受货币政策冲击的程度是存在差异的,融资约束程度较高的公司更易受到货币政策冲击的影响,出现资本结构逆向调整的结果;资本结构逆向调整降低了公司的财务业绩,并且在融资约束程度较高的样本组中,这一效应更为强烈显著。

本文的主要贡献体现在两个层面:其一,本文对公司资本结构逆向调整现象进行了探讨,发现资本结构逆向调整受到货币政策与融资约束的双重作用,充实了资本结构动态调整研究领域的成果;其二,本文从资本结构动态调整角度阐述了货币政策是如何作用于公司业绩的,为货币政策的微观传递机制提供了动态层面的证据。当然,本文也存在一定的研究局限,需要在以后的研究加以克服:以上市公司为研究样本,并剔除了 ST 公司、PT 公司与资不抵债公司,这可能带来选择偏差;对行业因素采用虚拟度量形式以及仅考虑货币政策和融资约束的影响,可能存在处理不当和遗漏度量的问题。

参考文献:

[1]盛明泉,张敏,马黎珺,等. 国有产权、预算软约束与资本结构动态调整[J]. 管理世界,2012(3):151-157.

[2]赵兴楣,王华. 政府控制、制度背景与资本结构动态调整[J]. 会计研究,2011(3):34-40.

[3]闵亮,沈悦. 宏观经济冲击下的资本结构动态调整——基于融资约束的差异性分析[J]. 中国工业经济,2011(5):109-118.

[4]Öztekin Ö, Flannery M J. Institutional determinants of capital structure adjustment speeds[J]. Journal of Financial Economics,2012,103:88-112.

[5]屈耀辉. 中国上市公司资本结构的调整速度及其影响因素——基于不平行面板数据的经验分析[J]. 会计研究,2006(6):56-62.

[6]Faulkender M, Petersen M A. Does the source of capital affect capital structure? [J]. Review of financial studies,2006,19:45-79.

[7]马文超,胡思玥. 货币政策、信贷渠道与资本结构[J]. 会计研究,2012(11):39-48.

[8]陆正飞,祝继高,樊铮. 银根紧缩,信贷歧视与民营上市公司投资者利益损失[J]. 金融研究,2009(8):128-140.

[9]靳庆鲁,孔祥,侯青川. 货币政策,民营企业投资效率与公司期权价值[J]. 经济研究,2012(5):96-106.

[10]Graham J R, Harvey C R. The theory and practice of corporate finance:evidence from the field[J]. Journal of financial economics,2001,60:187-243.

[11]陆正飞,高强. 中国上市公司融资行为研究——基于问卷调查的分析[J]. 会计研究,2003(10):16-24.

[12]李悦,熊德华,张峥,等. 公司财务理论与公司财务行为——来自 167 家中国上市公司的证据[J]. 管理世界,2007(11):108-118.

[13]Banerjee S, Heshmati A, Wihlborg C. The dynamics of capital structure[R]. Working paper,2000.

- [14]Levy A, Hennessy C. Why does capital structure choice vary with macroeconomic conditions? [J]. Journal of Monetary Economics, 2007, 54: 1545 - 1564.
- [15]Cook D O, Tang Tian. Macroeconomic conditions and capital structure adjustment speed [J]. Journal of Corporate Finance, 2010, 16: 73 - 87.
- [16]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.
- [17]Korajczyk R A, Levy A. Capital structure choice: macroeconomic conditions and financial constraints [J]. Journal of Financial Economics, 2003, 68: 75 - 109.
- [18]Faulkender M, Flannery M J, Hankins K W, et al. Transaction costs and capital structure adjustments [R]. Working Paper, 2010.
- [19]何靖. 宏观经济环境影响资本结构调整速度吗? [J]. 南方经济, 2010(12): 3 - 16.
- [20]于蔚, 金祥荣, 钱彦敏. 宏观冲击、融资约束与公司资本结构动态调整 [J]. 世界经济, 2012(3): 24 - 47.
- [21]连玉君, 钟经樊. 中国上市公司资本结构动态调整机制研究 [J]. 南方经济, 2007(1): 23 - 38.
- [22]姜付秀, 屈耀辉, 陆正飞, 等. 产品市场竞争与资本结构动态调整 [J]. 经济研究, 2008(4): 99 - 110.
- [23]宣扬. 货币政策冲击、债务保守与公司融投资 [J]. 南方经济, 2012(12): 102 - 114.
- [24]王志强, 洪艺珣. 中国上市公司资本结构的长期动态调整 [J]. 会计研究, 2009(6): 50 - 57.
- [25]Fazzari S, Hubbard R G, Petersen B C. Financing constraints and corporate investment [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1988, 1: 141 - 206.
- [26]张纯, 吕伟. 信息环境、融资约束与现金股利 [J]. 金融研究, 2009(7): 81 - 94.
- [27]曾海舰, 苏冬蔚. 信贷政策与公司资本结构 [J]. 世界经济, 2010(8): 17 - 42.
- [28]马文超. 货币政策与企业债务融资: 总量序列分析 [J]. 南京审计学院学报, 2013(3): 53 - 63.
- [29]宣扬, 杨中军. 货币政策、现金股利分配与投资水平——基于我国上市公司的实证研究 [J]. 金融评论, 2012(4): 58 - 65.
- [30]王彦超. 融资约束、现金持有与过度投资 [J]. 金融研究, 2009(7): 121 - 133.

[责任编辑: 杨凤春]

On the Impact of Monetary Policy Shocks to Capital Structure Adverse Adjustment: Based on Different Financial Constraint Levels

XUAN Yang

Abstract: Previous researches on dynamics of capital structure fail to thoroughly study capital structure adverse adjustment, which is a prevailing phenomenon and causes damages to firm value, and thus is of big research importance. This paper empirically tests how monetary policy shocks influence capital structure adverse adjustment on different financial constraint levels. Results suggest that monetary policy shocks act as a significant factor, while financial constraints increase firms' sensitivity to monetary shocks. In addition, adverse adjustment decreases firm value, especially for financial constrained firms.

Key Words: monetary policy shocks; financial constraints; capital structure adverse adjustment; firm financial performance; firm value; capital structure dynamic adjustment