



# 基于剔除机械效应的 资本结构调整速度再检验

顾乃康, 邓剑兰

中山大学 管理学院, 广州 510275

**摘要:**关于资本结构调整速度的研究至今仍未获得一致结论的原因之一在于传统的部分调整模型可能存在机械效应。通过对账面资产负债率的会计恒等式进行分解,剔除由资产规模变动引起的机械效应,在此基础上以1998年至2011年中国仅发行A股的非金融类上市公司面板数据为样本,采用两阶段估计法重新检验企业主动的融资行为对资本结构调整速度和均值反转的影响。研究结果表明,在传统的采用资产负债率变动作为因变量的估计下得到的资本结构调整速度约为13%,而剔除由资产规模变动引起的机械效应之后估计得到的调整速度明显下降到5%左右。这意味着在剔除由资产规模变动引起的机械效应后,企业的融资行为仍会引起资本结构的均值反转,但因调整速度很低而使均值反转的趋势不是很明显。

**关键词:**资本结构;调整速度;机械效应;均值反转

**中图分类号:**F275 **文献标识码:**A **doi:**10.3969/j.issn.1672-0334.2014.03.011

**文章编号:**1672-0334(2014)03-0114-10

## 1 引言

静态的权衡理论强调公司会在债务融资带来的收益与成本之间做出权衡,并据此将资本结构保持在能使公司价值达到最大化的最优水平上。但在现实中,调整成本的存在可能导致企业偏离最优的资本结构水平<sup>[1]</sup>,当调整带来的收益超过成本时,企业会对资本结构做出调整,其结果使观察到的企业资本结构可能并不是最优值,这便是基于调整成本的资本结构动态权衡理论。动态权衡理论的一个重要检验方向是基于部分调整模型检验以资产负债率衡量的资本结构是否存在向目标资本结构调整的均值反转现象,并通过测定资本结构动态调整的速度反映这种均值反转的力度<sup>[2-8]</sup>。近年来有学者关注到,以资产负债率衡量的资本结构的动态变化存在机械效应,即不管企业有怎样的融资行为,只要企业资产规模发生变化,企业的资产负债率就会发生变动并导致当前的与滞后一期的资产负债率之间存在由资产规模变动引起的机械关系<sup>[9-12]</sup>。在这种情况下,

依据部分调整模型检验得出的资本结构调整速度可能部分地是由这种机械效应引起的,而不仅仅是企业主动融资行为的结果。因此,不剔除这种机械效应的影响,不仅无法对资本结构的调整速度做出合理的检验和测定,而且也难以依据其实证结果推断动态权衡理论是否成立。

本研究以中国上市公司为研究对象,在剔除由企业资产规模变动自发引起的机械效应的基础上,重新对资本结构的调整速度(均值反转现象)进行检验,并验证企业的主动融资行为是否符合动态权衡理论的预期。

## 2 相关研究评述

在企业财务研究中资本结构的权衡理论一直处于主流理论的地位。随着Fischer等<sup>[1]</sup>引入调整成本的概念,动态权衡理论逐步成为资本结构领域的研究热点。按照动态权衡理论的观点,只有当调整带来的收益超过成本时企业才会调整其资本结构。近

收稿日期:2013-10-14 修返日期:2014-02-26

基金项目:国家自然科学基金(71272203)

作者简介:顾乃康(1965-),男,江苏无锡人,毕业于中山大学,获管理学博士学位,现为中山大学管理学院教授、博士生导师,研究方向:公司财务等。E-mail:mmsgnk@mail.sysu.edu.cn

10年来,动态权衡理论的研究至少在两个方面取得重要进展,一是动态权衡模型的构建<sup>[13-14]</sup>,二是资本结构调整速度与均值反转的检验。就后者而言,近年来相关研究不断增多。一方面,大多数实证研究都认为企业存在目标资本结构,并且其资本结构的变化存在均值反转的调整过程;另一方面,不同的研究对资本结构调整速度的研究结果不尽相同,因而关于资本结构调整速度的研究至今未获得一致的研究结论。

研究结论不一致的原因是多方面的。随着对资本结构调整速度研究的不断推进,一方面学者们关注到因采用的估计方法不同而导致的实证结果差异等<sup>[15-18]</sup>;另一方面也有学者逐渐将关注焦点转移到检验模型的设定上,认为传统的资本结构部分调整模型可能受到机械效应的影响而不适用于检验动态权衡理论成立与否<sup>[9-12]</sup>。事实上,对资本结构部分调整模型的质疑最早可追溯到Shyam-Sunder等<sup>[9]</sup>(以下简称SSM)的研究,该研究使用蒙特卡洛模拟技术分别基于部分调整模型和负债-权益选择模型模拟生成两套样本,并在交叉检验后发现,即使是在融资优序理论成立的前提下,基于负债-权益选择模型而生成的模拟样本同样能在部分调整模型下检验得出可观的调整速度,由此有理由怀疑用部分调整模型检验动态权衡理论的功效。SSM认为,即使企业没有积极地进行资本结构的调整,企业资本支出的波动呈序列正相关而经营收益却呈现周期性也可能造成资本结构机械的均值反转现象。遗憾的是,后续研究并没有对此引起足够的重视。近来才有学者重新审视这个问题,将关注的焦点集中在机械效应引起的均值反转上。

Chen等<sup>[10]</sup>较早提出机械的均值反转这一概念,他们认为资产负债率的变动是其自身的单调减函数,即高(低)资产负债率的企业要进一步提高(降低)资产负债率的可能性较小。极端地,资产负债率为0的企业只能选择保持零资产负债率或者增大资产负债率,而资产负债率为1的企业也只能降低资产负债率或者保持资产负债率为1,故均值反转机制显而易见。Chen等<sup>[10]</sup>采用美国的数据进行统计发现,高资产负债率的企业比低资产负债率企业具有进一步采用负债融资的趋势,然而前者资产负债率提高的程度却比低资产负债率企业少,并且经回归分析后发现资产负债率变动与偏离目标值的程度呈负相关,但新增负债在某些情形下可能与资产负债率偏离程度呈正相关。因此,Chen等<sup>[10]</sup>认为基于资产负债率变动的考虑可能得到与基于融资行为的考虑不一致的结论。资产负债率变动本质上没有反映企业的主动融资行为,而均值反转现象作为支持权衡理论的证据是草率的。因此,他们在结论中建议应避免直接使用资产负债率作为因变量考察企业资本结构的目标调整行为,而应关注企业具体的融资行为,包括负债融资决策或权益融资决策等,从而减轻机械效应的影响。Iliev等<sup>[19]</sup>认为,即使企业没有积极

地进行资本结构的调整,资产负债率只能在0~1之间变动也会导致资本结构机械的调整现象,而资本结构与企业具体的融资行为之间关联度较低,本质上是两个截然不同的研究命题<sup>[20]</sup>。

此外,Chang等<sup>[11]</sup>在对机械效应做出识别和描述的基础上,使用蒙特卡洛模拟对企业的融资行为进行刻画后生成模拟样本,并用于部分调整模型的检验,结果表明,即使不存在目标资产负债率且企业的融资行为仅是类似抛硬币的随机事件,企业的资产负债率也会出现机械的均值反转现象,因此在现实中观察到的企业资本结构反转并不能作为向目标值调整的有力证据。与上述研究不同的是,Hovakimian等<sup>[12]</sup>提出通过对部分调整模型的修正以及统计方法的改进来减轻机械效应的影响,他们通过模拟提出以下修正方法,第一步,使用历史数据并采用固定效应方法拟合目标资产负债率;第二步,将目标资产负债率和滞后资产负债率作为单独的解释变量一起引入部分调整模型或者负债-权益选择模型,调整速度采用目标资产负债率的回归系数估计值而非滞后资产负债率的回归系数估计值,在该步骤中采用Fama等<sup>[21]</sup>的估计方法;此外,去掉极端高负债水平的样本也是修正方法之一。经过以上修正,Hovakimian等<sup>[12]</sup>估计得出的美国企业平均的资本结构调整速度仅为5%~13%。

从以上的研究不难看出,机械效应可能会对资本结构的调整速度(均值反转)检验产生重要影响。但遗憾的是,已有的研究主要是基于变量选取或者模型修正来减轻机械效应的作用,没有从根源上剔除这种机械效应的影响,因而可能导致已有的关于资本结构调整速度的研究结果变得不可靠,进而导致已有的关于动态权衡理论成立与否的研究结论及其推断值得商榷。因此,本研究试图在剔除由资产规模变动引起的机械效应的基础上,重新对资本结构的调整速度(均值反转)做出更为合理的检验,以便对企业的融资行为是否符合动态权衡理论的预期做出更为合理地审视。

### 3 模型推导和分析

在资本结构的静态权衡理论下,企业不仅存在最优的资本结构水平,而且当前观察到的资本结构应该就是其最优值。鉴于调整成本的存在,动态权衡理论认为企业并不总是将实际资本结构保持在最优水平,但随着时间推移实际资本结构具有向最优值调整的趋势,由此产生调整速度。针对资本结构调整速度的检验通常采用标准部分调整模型,即

$$TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1} = \alpha + \beta(TDB_{i,t}^* - TDB_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $TDB_{i,t}$ 为企业*i*第*t*期的资产负债率, $TDB_{i,t-1}$ 为企业*i*第(*t*-1)期的资产负债率, $(TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1})$ 为第*t*期内的资产负债率变动值, $TDB_{i,t}^*$ 为企业*i*第*t*期的最优(或目标)资产负债率, $(TDB_{i,t}^* - TDB_{i,t-1})$ 为第*t*期期初企业的资产负债率偏离目标值的幅度, $\alpha$ 为截距项, $\beta$ 为回归系数, $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。 $TDB_{i,t}$ 反映企业资本

结构水平,由于本研究关注因资产规模变动引起的机械效应对调整速度的影响,所以采用账面资产负债率。 $\beta$ 为企业资本结构的调整速度,若 $0 < \beta \leq 1$ ,说明企业在资本结构的调整中出现均值反转现象,若 $\beta = 1$ ,则企业进行了完全调整;若 $0 < \beta < 1$ ,则企业进行了部分调整。如果动态权衡理论成立,那么 $\beta$ 介于 $0 \sim 1$ 之间。

将(1)式移项整理后可得

$$TDB_{i,t} = \alpha + (1 - \beta)TDB_{i,t-1} + \beta TDB_{i,t}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

根据资本结构的权衡理论,企业*i*第*t*期的最优资产负债率 $TDB_{i,t}^*$ 取决于包括企业特征变量在内的特征变量集 $X_{i,t-1}$ ,即

$$TDB_{i,t}^* = \lambda + \phi X_{i,t-1} + \xi_i + \zeta_t + \nu_{i,t} \quad (3)$$

其中, $\lambda$ 为截距项, $\phi$ 为解释变量的系数向量, $\xi_i$ 为企业个体固定效应, $\zeta_t$ 为企业时间固定效应, $\nu_{i,t}$ 为误差项。在进行(1)式或(2)式的估计时,采用(3)式回归

后得到的拟合值 $\widehat{TDB}_{i,t}^*$ 衡量企业目标资本结构 $TDB_{i,t}^*$ 。

然而,在(1)式或(2)式中,使用账面资产负债率的变动检验资本结构的调整速度并据此判断企业主动的融资行为是否符合动态权衡理论的预期可能因机械效应的存在而变得不太合理。按照账面资产负债率的定义, $TDB_{i,t}$ 为企业账面总负债 $D_{i,t}$ 与账面总资产 $A_{i,t}$ 之比,而由第( $t-1$ )期的 $TDB_{i,t-1}$ 变动到第*t*期的 $TDB_{i,t}$ ,主要取决于第*t*期内的新增企业负债 $\Delta D_{i,t}$ 、新增所有者权益 $\Delta E_{i,t}$ 以及新增未分配利润 $\Delta R_{i,t}$ 。经推导可得 $TDB_{i,t}$ 与 $TDB_{i,t-1}$ 之间存在恒定关系,即

$$\begin{aligned} TDB_{i,t} &\equiv \frac{D_{i,t}}{A_{i,t}} \\ &= \frac{D_{i,t-1} + \Delta D_{i,t}}{D_{i,t-1} + E_{i,t-1} + R_{i,t-1} + \Delta D_{i,t} + \Delta E_{i,t} + \Delta R_{i,t}} \\ &= \frac{\frac{D_{i,t-1}}{D_{i,t-1} + E_{i,t-1} + R_{i,t-1}} + \frac{\Delta D_{i,t}}{D_{i,t-1} + E_{i,t-1} + R_{i,t-1}}}{\frac{D_{i,t-1}}{D_{i,t-1} + E_{i,t-1} + R_{i,t-1}} + \frac{\Delta D_{i,t} + \Delta E_{i,t} + \Delta R_{i,t}}{D_{i,t-1} + E_{i,t-1} + R_{i,t-1}}} \\ &= \frac{TDB_{i,t-1} + \frac{\Delta D_{i,t}}{A_{i,t-1}}}{1 + \frac{A_{i,t} - A_{i,t-1}}{A_{i,t-1}}} \quad (4) \end{aligned}$$

其中, $D_{i,t-1}$ 为第( $t-1$ )期的企业负债水平, $E_{i,t-1}$ 为第( $t-1$ )期的所有者权益, $R_{i,t-1}$ 为第( $t-1$ )期的未分配利润, $A_{i,t-1}$ 为第( $t-1$ )期的账面总资产。 $k_{i,t}$ 为企业在第*t*期的资产规模变动率,令 $k_{i,t} = \frac{A_{i,t} - A_{i,t-1}}{A_{i,t-1}}$ 。将其代入式(4)整理可得

$$TDB_{i,t} \equiv \frac{1}{1 + k_{i,t}}(TDB_{i,t-1} + \frac{\Delta D_{i,t}}{A_{i,t-1}}) \quad (5)$$

由此可见, $TDB_{i,t}$ 与 $TDB_{i,t-1}$ 之间的关系取决于恒定系数 $\frac{1}{1 + k_{i,t}}$ ,而该系数的经济意义是 $k_{i,t}$ 主要取决于企业的投资行为。如果将企业的投资行为视为外生的,那么 $k_{i,t}$ 与企业的融资行为无直接联系。只要 $k_{i,t}$ 大于零

(即 $0 < \frac{1}{1 + k_{i,t}} < 1$ ),即使企业不存在权衡理论下的最优

资产负债率,由(2)式估计所得的回归系数 $(1 - \beta)$ 也会介于 $0 \sim 1$ 之间。因此,资本结构部分调整模型因存在资产规模变动引起的机械效应而在检验资本结构调整速度时具有较大的弊端。为剔除这种机械效应的影响,在(5)式两边同乘 $(1 + k_{i,t})$ ,移项后得

$$(1 + k_{i,t})TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1} = \frac{\Delta D_{i,t}}{A_{i,t-1}} \quad (6)$$

(6)式右端仅取决于公司新增负债水平 $\Delta D_{i,t}$ ,而 $\Delta D_{i,t}$ 由企业主动的融资行为决定。用由(6)式剔除资产规模变动引起的机械效应后的资产负债率变动 $[(1 + k_{i,t})TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1}]$ 替代(1)式中的 $(TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1})$ ,得到修正的部分调整模型,即

$$(1 + k_{i,t})TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1} = \alpha' + \beta'(TDB_{i,t}^* - TDB_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中, $\alpha'$ 为截距项; $\beta'$ 为回归系数,即为剔除了资产规模变动引起的机械效应后由企业主动融资行为导致的资本结构向目标资本结构调整的速度。若 $0 < \beta' \leq 1$ 显著成立,则表示在剔除由资产规模变动引起的机械效应后,企业在资本结构的调整中确实存在由主动融资行为引起的均值反转现象。如果动态权衡理论成立,那么企业主动的融资行为应导致资本结构的均值反转,即 $\beta'$ 应介于 $0 \sim 1$ 之间。根据(7)式的回归结果考察在剔除机械效应后企业的主动融资行为是否会产生向目标值均值反转的现象。由于(6)式恒等关系的存在,使用(7)式进行检验本质上与Chen等<sup>[10]</sup>的建议一致,Chen等<sup>[10]</sup>认为在考察资本结构的调整速度(均值反转)时应更多地关注企业的主动融资行为而不是资产负债率本身变动。

本研究首先讨论3种特殊的企业融资行为以及在这些融资行为下是否会产生理论上的均值反转现象。①如果企业始终全部使用权益为资产规模的变动实现融资,那么 $\Delta D_{i,t} = 0$ , (6)式右边项 $\frac{\Delta D_{i,t}}{A_{i,t-1}} = 0$ 。在这种情况下,企业的融资行为显然不会产生均值反转现象,即其与 $(TDB_{i,t}^* - TDB_{i,t-1})$ 无关。②如果企业始终全部使用债务为资产规模的变动实现融资,那么 $\Delta D_{i,t} = A_{i,t} - A_{i,t-1}$ , (6)式右边项 $\frac{\Delta D_{i,t}}{A_{i,t-1}} = k_{i,t}$ 。在这种情况下,因 $k_{i,t}$ 主要取决于企业外生的投资行为,与实际资产负债率是否偏离目标值没有直接的理论关系,即其与 $(TDB_{i,t}^* - TDB_{i,t-1})$ 无关。③如果企业以随机的方式为资产规模的变动实现融资, (6)式中 $\frac{\Delta D_{i,t}}{A_{i,t-1}}$ 的期

望值 $E(\frac{\Delta D_{i,t}}{A_{i,t-1}}) = p_{i,t} \cdot k_{i,t} + (1 - p_{i,t}) \times 0 = p_{i,t} \cdot k_{i,t}$ ,  $p_{i,t}$ 为全部使用债务融资的概率,  $(1 - p_{i,t})$ 为全部使用权益融资的概率。在这种情况下,不存在 $(\frac{\Delta D_{i,t}}{A_{i,t-1}})$ 与 $(TDB_{i,t}^* - TDB_{i,t-1})$ 之间的理论关系。所以,从理论上讲,当企业始终全部使用权益,或者始终全部使用债务,或者随

机地全部使用权益或债务为其资产规模的变动实现融资时,  $\frac{\Delta D_{i,t}}{A_{i,t-1}}$  与  $(TDB_{i,t}^* - TDB_{i,t-1})$  之间均不存在系统的相关关系, 根据(6)式,  $[(1+k_{i,t})TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1}]$  与  $(TDB_{i,t}^* - TDB_{i,t-1})$  之间不存在系统的相关关系, 因此(7)式中的相关系数  $\beta'$  应不显著, 也就是说在剔除机械效应后不会产生资本结构的均值反转现象。

进一步地, 如果企业在融资决策中主动遵循动态权衡理论的预期, 那么企业的融资行为就会对当前实际资产负债率偏离目标值的程度做出反应, 即  $[(1+k_{i,t})TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1}]$  就可能与  $(TDB_{i,t}^* - TDB_{i,t-1})$  存在系统的相关关系。若统计得出的回归系数  $\beta'$  显著地介于0~1之间, 表明企业存在向目标值均值反转的现象。

由(5)式可知, 由资产规模变动引起均值反转的机械效应主要发生在资产规模扩张(即  $k_{i,t} > 0, \frac{1}{1+k_{i,t}} < 1$ ) 的情形下, 因此, 如果资产规模扩张的样本数在检验样本中占主体, 则在均值反转的检验中剔除由资产规模变动引起的机械效应的影响就显得更为重要。在现实中, 尤其是中国上市公司的样本中, 大多数企业具有资产规模不断扩大的趋势。

然而, 企业在为资产规模变动实现融资的过程中也可能遵循融资优序理论的预期, 即企业的融资行为主要是对外部融资缺口, 而不是对实际资产负债率偏离目标值做出反应。为此, 在(7)式中引入SSM<sup>[9]</sup>的外部融资缺口, 建立嵌套模型, 即

$$(1+k_{i,t})TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1} = \alpha' + \beta''(TDB_{i,t}^* - TDB_{i,t-1}) + \gamma''DEF_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中,  $DEF_{i,t}$  为企业  $i$  第  $t$  期的外部融资缺口占期初账面总资产的比例, 使用企业第  $t$  期的外部融资缺口(即新增债务与新增权益的总和, 表示为  $\Delta D_{i,t} + \Delta E_{i,t} = \Delta A_{i,t} - \Delta R_{i,t}$ ) 与第  $(t-1)$  期期末的账面总资产  $A_{i,t-1}$  之比来衡量,  $\Delta A_{i,t}$  为资产规模的变动;  $\alpha''$  为截距项;  $\beta''$  为剔除资产规模变动引起的机械效应后企业在权衡理论下的资本结构调整速度;  $\gamma''$  为剔除资产规模变动引起的机械效应后企业在融资优序理论下的负债融资偏好系数。从融资的角度看, 资产规模的变动项可以被看做是为了满足抓住投资机会的需要而面临的总的融资缺口, 其中一部分可以通过内源融资(即当期新增的未分配利润  $\Delta R(i,t)$ ) 弥补, 不足部分通过从外部获得资本弥补。如果企业的融资行为遵循融资优序理论的预期, 则  $[(1+k_{i,t})TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1}]$  就会与  $DEF_{i,t}$  存在显著的正相关关系, 且回归系数  $\gamma''$  接近于1。

进一步考察(8)式可以发现, ①与SSM<sup>[9]</sup>使用的嵌套模型不同, (8)式中的因变量  $[(1+k_{i,t})TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1}]$  恒等于  $\frac{\Delta D_{i,t}}{A_{i,t-1}}$ , 而在SSM<sup>[9]</sup>模型中因变量  $\Delta D_{i,t}$  除以的是  $A_{i,t}$ , SSM<sup>[9]</sup>的因变量选择只是出于统计的需要而没有实际的经济意义, 本研究模型中因变量  $\Delta D_{i,t}$  除以  $A_{i,t-1}$ , 如此处理不仅具有统计上的合理性,

更重要的是具有经济意义, 其反映的是剔除资产规模变动引起的机械效应后企业融资行为引致的资产负债率变动额。②(8)式与Frank等<sup>[22]</sup>使用的嵌套模型(5)式也不同, 该嵌套模型强调  $\Delta D_{i,t}$  主要取决于第  $t$  期主要企业特征变量的变动以及当期的外部融资缺口, 并没有关注  $\frac{\Delta D_{i,t}}{A_{i,t-1}}$  或者  $\frac{\Delta D_{i,t}}{A_{i,t}}$  的经济意义。

## 4 实证结果和分析

### 4.1 样本选择

本研究以1998年至2011年深沪两市仅发行A股的上市公司为研究对象, 并进行如下的数据处理。①剔除金融业和保险业数据, 因为这些企业的资产特性与其他行业企业存在较大差异; ②剔除ST公司数据, 因为这些企业数据可能存在异常; ③剔除资产负债率大于1或小于0的极端数据; ④剔除资产规模增长率大于10的极端数据; ⑤对控制变量进行前后1%的Winsorize化处理; ⑥剔除重要变量缺失的数据。经过上述处理, 本研究最终获得12493个样本, 由于使用滞后变量进行回归, 所以实际的回归总样本为10536个。本研究使用的数据来自CSMAR数据库, 并且采用Stata 11进行所有数据的处理和分析。

在着重检验资本结构动态性和调整速度的同时, 还有一些学者关注资本结构的持久性问题<sup>[23]</sup>, 即如果公司在初始时资产负债率较高(低), 则多年后仍会保持较高(低)的资本结构水平, 这种持久性也可能部分是由机械效应所引起。为了与已有的持久性研究相一致, 并保证研究结果的稳健性, 本研究依照顾乃康等<sup>[24]</sup>的做法, 将1998年至2011年的样本进一步细分为以下两个样本, ①总体样本, 即依据前述样本选取方法获得的12493个观察值样本。②存活10年及以上样本(简称“存活10年样本”), 即总体样本中于2003年1月1日以前上市且上市之后连续存活10年及以上的公司样本观测值。依据该选取方法, 本研究共获得存活10年样本8490个观测值, 由于使用滞后变量进行回归, 所以实际的回归样本为7704个。

### 4.2 变量描述

本研究使用账面资产负债率( $TDB$ )衡量资本结构,  $TDB = \frac{\text{总负债}}{\text{总资产的账面价值}}$ 。在测度目标资产负债率时, 依据顾乃康等<sup>[25]</sup>针对影响资本结构核心因素识别的研究结果, 选取公司规模( $LOGA$ )、盈利性( $PROF$ )、成长性( $GROW$ )、非负债税盾( $NDT$ )和产业资产负债率中值( $MEDI$ )作为控制变量。采用账面总资产的自然对数衡量公司规模, 采用息税折旧前利润与总资产账面价值之比衡量盈利性, 采用销售额的年度增长率衡量成长性, 采用折旧额与总资产账面价值之比衡量非负债税盾, 依照证监会公布的行业分类标准划分产业(其中制造业按二级分类标准划分, 其他行业按大类标准划分, 由此共划分为22个产业类别)统计出各年度产业资产负债率中值。在

具体检验结果中,以“L变量名”表示滞后一期的各控制变量。此外,本研究的外部融资缺口(DEF)为当期总资产规模变动额与当期新增未分配利润的差值与期初的账面总资产之比。

#### 4.3 实证结果和分析

##### (1) 描述性统计结果和分析

各变量描述性统计结果见表1。由表1可知,在总体样本和存活10年样本中,账面资产负债率的均值分别为0.466和0.483;外部融资缺口的均值分别为0.159和0.140。表2给出两组样本各变量之间的相关性检验统计结果。由表2可知,各控制变量之间的Pearson相关系数均在0.400以下。在总体样本和存活10年样本中,当期账面资产负债率与滞后一期的账面资产负债率的相关系数分别为0.877和0.867;因变量 $(1+k) \cdot TDB$ 与滞后一期的账面资产负债率的相关系数分别为0.660和0.611。由此可见,剔除由资产规模变动引起的机械效应后,因变量与滞后一期资产负债率的相关系数明显下降。

值得注意的是,在总体样本和存活10年样本中,年度内资产规模扩大(即 $k \geq 0$ )的样本占绝大多数,分别为77.852%和74.912%。由前文所述可知,在资产规模扩张样本占主体的情况下,检验中剔除由资产规模变动引起的机械效应的影响显得更为重要。

##### (2) 资本结构调整速度的实证结果和分析

本研究使用两阶段估计法进行统计,首先采用固定效应法(以下简称FE法)估计(3)式,得到目标资产负债率拟合值 $\widehat{TDB}_{i,t}^*$ ;然后采用混合OLS法和Fama-MacBeth法(以下简称FM法)估计(1)式、(7)式和

(8)式,得到调整速度的估计值。Hovakimian等<sup>[12]</sup>的研究表明,资本结构调整速度的检验存在固定效应,但由于内生性问题导致固定效应FE法会严重高估调整速度,而两阶段估计法能够较好地处理该问题。此外,由于本研究主要关注剔除资产规模变动引起的机械效应后因变量 $[(1+k_{i,t})TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1}]$ 与目标值偏离程度 $(TDB_{i,t}^* - TDB_{i,t})$ 及外部融资缺口之间的关系,因而采用两阶段估计法能够使估计结果的经济意义更直接明了。

根据(3)式,本研究在总体样本下,在控制滞后一期的公司规模、盈利性、成长性、非负债税盾和产业资产负债率的中值的基础上,使用FE估计法估计目标资产负债率。统计结果为

$$\begin{aligned} \widehat{TDB}_{i,t}^* = & -1.157^{***} + 0.074^{***}LOGA_{i,t-1} - \\ & 0.588^{***}PROF_{i,t-1} + 0.015^{***}GROW_{i,t-1} - \\ & 0.350NDT_{i,t-1} + 0.233^{***}MEDI_{i,t-1} \\ & (R^2 = 21.500\%) \end{aligned} \quad (9)$$

其中, $\widehat{TDB}_{i,t}^*$ 为拟合得到的目标资产负债率。将(9)式计算得到的目标资产负债率值代入(1)式、(7)式和(8)式以作为 $TDB_{i,t}^*$ 的测度,进而进行第二阶段的估计,即(1)式、(7)式和(8)式的调整速度检验。

在此基础上,分别在总体样本和存活10年样本下,依据标准模型(1)式以及修正模型(7)式和(8)式,采用混合OLS法和FM法,对标准的调整速度、剔除由资产规模变动引起的机械效应后的调整速度以及负债融资偏好系数进行估计,在混合OLS估计中

表1 描述性统计  
Table1 Descriptive Statistics

变量	总体样本						存活10年样本					
	观测值	均值	标准差	最小值	中位值	最大值	观测值	均值	标准差	最小值	中位值	最大值
TDB	12 493	0.466	0.188	0.051	0.476	0.999	8 490	0.483	0.177	0.051	0.490	0.993
L.TDB	12 493	0.454	0.186	0.051	0.460	0.999	8 490	0.471	0.175	0.051	0.476	0.996
LOGA	12 493	21.309	0.963	19.004	21.201	24.224	8 490	21.314	0.953	19.004	21.232	24.224
PROF	12 493	0.079	0.061	-0.159	0.075	0.265	8 490	0.075	0.061	-0.159	0.072	0.265
GROW	12 493	0.239	0.548	-0.678	0.154	4.364	8 490	0.226	0.574	-0.678	0.136	4.364
NDT	12 493	0.023	0.015	0.001	0.020	0.074	8 490	0.022	0.015	0.001	0.020	0.074
MEDI	12 493	0.476	0.086	0.080	0.477	0.726	8 490	0.482	0.082	0.080	0.479	0.726
DEF	12 493	0.159	0.321	-0.347	0.084	2.367	8 490	0.140	0.296	-0.347	0.077	2.367
k	12 493	0.178	0.338	-0.804	0.108	4.538	8 490	0.152	0.300	-0.804	0.095	4.043
k ≥ 0	9 726	0.256	0.341	0.000	0.159	4.538	6 360	0.236	0.297	0.000	0.153	4.043
k < 0	2 767	-0.095	0.102	-0.804	-0.062	0.000	2 130	-0.097	0.104	-0.804	-0.066	0.000

注:k为企业的资产规模变动率,下同。

表2 Pearson 相关性检验结果  
Table2 Test Results of Pearson Correlation

变量	总体样本								
	<i>TDB</i>	<i>L. TDB</i>	$(1+k)TDB$	<i>LOGA</i>	<i>PROF</i>	<i>GROW</i>	<i>NDT</i>	<i>MEDI</i>	<i>DEF</i>
<i>TDB</i>	1.000								
<i>L. TDB</i>	0.877	1.000							
$(1+k)TDB$	0.821	0.660	1.000						
<i>LOGA</i>	0.285	0.271	0.344	1.000					
<i>PROF</i>	-0.288	-0.175	-0.122	0.181	1.000				
<i>GROW</i>	0.077	0.036	0.276	0.044	0.191	1.000			
<i>NDT</i>	-0.043	-0.014 <sup>d</sup>	-0.127	0.103	0.294	-0.049	1.000		
<i>MEDI</i>	0.388	0.378	0.323	0.179	-0.110	0.030	-0.069	1.000	
<i>DEF</i>	0.079	-0.027	0.564	0.156	0.048	0.333	-0.168	-0.002 <sup>d</sup>	

  

变量	存活10年样本								
	<i>TDB</i>	<i>L. TDB</i>	$(1+k)TDB$	<i>LOGA</i>	<i>PROF</i>	<i>GROW</i>	<i>NDT</i>	<i>MEDI</i>	<i>DEF</i>
<i>TDB</i>	1.000								
<i>L. TDB</i>	0.867	1.000							
$(1+k)TDB$	0.804	0.611	1.000						
<i>LOGA</i>	0.224	0.201	0.294	1.000					
<i>PROF</i>	-0.294	-0.170	-0.111	0.190	1.000				
<i>GROW</i>	0.084	0.040	0.277	0.031	0.181	1.000			
<i>NDT</i>	-0.099	-0.065	-0.164	0.121	0.300	-0.034	1.000		
<i>MEDI</i>	0.340	0.340	0.270	0.164	-0.121	0.030	-0.121	1.000	
<i>DEF</i>	0.118	-0.077	0.637	0.169	0.067	0.341	-0.146	-0.004 <sup>d</sup>	1.000

注:<sup>d</sup>为相关性不显著,未标注的数据为在1%的显著性水平上相关。

控制了时间效应。表3给出总体样本和存活10年样本下的统计结果。

以表3总体样本下混合OLS的统计结果为例进行分析。由列(1)可知,用两阶段估计法,由(1)式估计得到的标准调整速度为0.131,在1%水平上显著;由列(3)可知,在剔除资产规模变动引起的机械效应后,按(7)式估计得到的调整速度下降为0.050,仍在1%水平上显著;由列(5)可知,在纳入外部融资缺口后,由(8)式估计得到的调整速度也降至0.052,在1%水平显著。这意味着,从统计意义上看,在剔除资产规模变动引起的机械效应后,企业的主动融资行为引起的调整速度降低,但仍显现出均值反转现象。然而,从经济意义上看,剔除机械效应后5%左右的调整速度是很低的,甚至可以认为企业的主动融资行为并未明显推动企业实际的资本结构向目标值进行调整,均值反转的趋势较弱,从而不符合动态权衡理论的预期。

进一步考察总体样本OLS回归下(8)式的统计结

果可以发现,企业的主动融资行为对外部融资缺口非常敏感,外部融资缺口的回归系数达到0.610,在1%水平上显著。也就是说,在平均意义上,企业61%的外部融资缺口是通过负债弥补的。与目标偏离度的回归系数0.052相比,企业的融资行为对外部融资缺口更敏感,这似乎支持了融资优序理论的预期。当然,还不能就此做出结论,因为在中国存在权益再融资的管制,企业偏好负债融资可能出于管制的原因而不一定是出于逆向选择的原因,在此本研究不做深入探讨。

表3还表明,无论在存活10年样本下还是采用FM估计法进行统计,均能得到与上述一致的结果,也即上述结果具有稳健性。

### (3) 稳健性检验的实证结果和分析

Hovakimian等<sup>[12]</sup>通过模拟认为可以在模型或估计方法上做出某些修正来降低机械效应的影响。据此,本研究进一步按照Hovakimian等<sup>[12]</sup>提出的修正方法对资本结构的调整速度进行稳健性检验,具体包

表3 资本结构调整速度的统计结果  
Table 3 Regression Results of Capital Structure's Adjustment Speed

	Panel A: 总体样本					
	(1)式		(7)式		(8)式	
	OLS (1)	FM (2)	OLS (3)	FM (4)	OLS (5)	FM (6)
$TDB_{i,t}^* - TDB_{i,t-1}$	0.131*** (0.006)	0.134*** (0.009)	0.050*** (0.016)	0.062** (0.022)	0.052*** (0.007)	0.049*** (0.013)
$DEF_{i,t}$					0.610*** (0.011)	0.634*** (0.029)
截距项	0.018*** (0.004)	0.013*** (0.003)	0.111*** (0.010)	0.093*** (0.005)	-0.020*** (0.006)	0.003 (0.003)
观测值	10 536	10 536	10 536	10 536	10 536	10 536
调整 $R^2$	0.067	0.058	0.008	0.006	0.765	0.778
	Panel B: 存活10年样本					
	(1)式		(7)式		(8)式	
	OLS (7)	FM (8)	OLS (9)	FM (10)	OLS (11)	FM (12)
$TDB_{i,t}^* - TDB_{i,t-1}$	0.131*** (0.008)	0.133*** (0.008)	0.084*** (0.019)	0.082*** (0.019)	0.054*** (0.009)	0.048*** (0.012)
$DEF_{i,t}$					0.614*** (0.014)	0.631*** (0.030)
截距项	0.016*** (0.005)	0.011*** (0.003)	0.082*** (0.010)	0.086*** (0.006)	-0.029*** (0.006)	0.003 (0.003)
观测值	7 704	7 704	7 704	7 704	7 704	7 704
调整 $R^2$	0.068	0.057	0.013	0.007	0.767	0.775

注:\*\*\*为在1%水平上显著,\*\*为在5%水平上显著;括号中数据为标准误,下同。

括以下5个方面。①在去掉资产负债率大于等于80%的样本基础上,重新估计(1)式和(7)式,统计结果如表4 Panel A所示。②在第一步估计中使用历史数据并通过固定效应FE法拟合得到目标资产负债率。例如,采用1998年至2000年的历史数据估计2001年的目标资产负债率,采用1998年至2001年的历史数据估计2002年的目标资产负债率,以此类推。而在传统的估计方法中,直接使用全样本(如本研究的1998年至2011年)数据估计所有年份的目标资产负债率。本研究在采用历史数据估计目标资产负债率后重新估计(1)式和(7)式,统计结果如表4 Panel B所示。③同时进行前述两种处理,并重新估计(1)式和(7)式,统计结果如表4 Panel C所示。④在采用表4列(14)拟合得到目标资产负债率的基础上,在控制 $TDB_{i,t-1}$ 后,分别将 $(TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1})$ 和 $[(1 + k_{i,t})TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1}]$ 对 $TDB_{i,t}^*$ 进行回归,且将 $TDB_{i,t}^*$ 的回归系数看做调整速度,统计结果如表5 Panel A所示。⑤在去掉资产负债率大于等于80%的样本并使用历史数据

拟合目标资产负债率的基础上,重新进行④的检验,统计结果如表5 Panel B所示。总体样本下和存活10年样本下的统计结果具有一致性,出于篇幅的考虑,本研究表4和表5仅列示总体样本下的结果。

由表4列(13)、(14)、(17)、(18)、(21)、(22)和表5列(25)、(26)、(29)、(30)可知,除表5列(26)外,无论使用何种稳健性检验的方法,标准的资本结构调整速度介于0.111~0.161之间,在1%水平上具有统计显著性,与表3 Panel A列(1)和列(2)的统计结果一致。进一步地,由表4列(15)、(16)、(19)、(20)、(23)、(24)可知,剔除资产规模变动引起的机械效应后的调整速度在大多数情况下,降低到0.052~0.095(多数情况仍在1%水平上显著),而从表5列(27)、(28)、(31)和(32)可以看出,剔除了资产规模变动引起的机械效应后调整速度(Hovakimian等<sup>[12]</sup>认为是 $TDB_{i,t}^*$ 的回归系数)在多数情况下甚至失去了显著性(见表5列(27)、(28)和(32))。表5列(31) $TDB_{i,t}^*$ 的回归系数比列(29)增大,这似乎与表4的结论相悖。然

表4 稳健性检验结果1  
Table 4 Robustness Test Results 1

	Panel A: 剔除 $TDB$ 大于等于 80% 的样本				Panel B: 采用历史样本进行 目标资产负债率估计				Panel C: 同时进行两种处理			
	(1)式		(7)式		(1)式		(7)式		(1)式		(7)式	
	OLS (13)	FM (14)	OLS (15)	FM (16)	OLS (17)	FM (18)	OLS (19)	FM (20)	OLS (21)	FM (22)	OLS (23)	FM (24)
$TDB_{i,t}^* - TDB_{i,t-1}$	0.156*** (0.007)	0.161*** (0.010)	0.080*** (0.017)	0.092*** (0.020)	0.129*** (0.007)	0.130*** (0.009)	0.052*** (0.017)	0.060** (0.024)	0.153*** (0.008)	0.155*** (0.010)	0.085*** (0.017)	0.095*** (0.022)
截距项	0.015*** (0.004)	0.011*** (0.003)	0.111*** (0.009)	0.090*** (0.005)	0.020*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.083*** (0.007)	0.093*** (0.005)	0.018*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.081*** (0.008)	0.090*** (0.005)
观测值	10 222	10 222	10 222	10 222	9 603	9 603	9 603	9 603	9 309	9 309	9 309	9 309
调整 $R^2$	0.086	0.079	0.010	0.007	0.069	0.057	0.008	0.006	0.088	0.078	0.010	0.008

注:总体样本中共有314个样本的资产负债率大于等于80%而被剔除,因为回归纳入的是滞后一期的变量,故 Panel A 实际回归的样本为10 222个;采用历史数据通过FE法估计目标资产负债率时,由于数据有限,2000年及之前的目标资产负债率不能得到估计值,故 Panel B 的回归中  $TDB^*$  仅为2001年至2011年的数据,实际回归样本数为9 603个;出于同样的原因, Panel C 的回归样本数量下降为9 309个,下同。

表5 稳健性检验结果2  
Table 5 Robustness Test Results 2

因变量	Panel A: 将目标滞后资产负债率单独列示为解释变量				Panel B: Hovakimian 等 <sup>[12]</sup> 的处理			
	$TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1}$		$(1 + k_{i,t})TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1}$		$TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1}$		$(1 + k_{i,t})TDB_{i,t} - TDB_{i,t-1}$	
	OLS (25)	FM (26)	OLS (27)	FM (28)	OLS (29)	FM (30)	OLS (31)	FM (32)
$TDB_{i,t}^*$	0.111*** (0.013)	0.086*** (0.022)	0.022 (0.036)	-0.087 (0.071)	0.137*** (0.014)	0.127*** (0.036)	0.167*** (0.039)	0.100 (0.066)
$TDB_{i,t-1}$	-0.131*** (0.006)	-0.134*** (0.009)	-0.049*** (0.016)	-0.060** (0.020)	-0.153*** (0.008)	-0.156*** (0.010)	-0.086*** (0.017)	-0.092*** (0.021)
截距项	0.027*** (0.006)	0.035** (0.011)	0.123*** (0.017)	0.156*** (0.035)	0.025*** (0.006)	0.025 (0.015)	0.044** (0.017)	0.086** (0.031)
观测值	10 536	10 536	10 536	10 536	9 309	9 309	9 309	9 309
调整 $R^2$	0.067	0.062	0.008	0.017	0.088	0.081	0.011	0.011

注: Hovakimian 等<sup>[12]</sup> 认为  $TDB^*$  的回归系数为调整速度,但传统的研究大多数认为  $TDB_{i,t-1}$  的系数其绝对值为调整速度。Panel B 的统计数据首先剔除了资产负债率大于或等于80%的样本,并进一步采用历史数据通过FE法估计目标资产负债率,因而实际回归样本数仅为9 309个,比表4 Panel B 更少。

而, Hovakimian 等<sup>[12]</sup> 提出依据  $TDB_{i,t}^*$  的回归系数作为资本结构调整速度的方法本就区别于传统研究。在传统的资本结构调整速度研究中,将表5中  $TDB_{i,t-1}$  回归系数的绝对值看做是资本结构的调整速度。那么,如果按照传统的研究思路,表5的结果则表明在剔除机械效应后调整速度也明显下降至0.049~0.092之间,因此事实上与表4的结论是一致的。表4和表5在剔除机械效应下统计得到的调整速度也与表3 Panel A 列(3)和列(4)的统计结果相一致。稳健性检

验的统计结果再次表明,在剔除资产规模变动引起的机械效应后,由企业主动融资行为引起的调整速度降低了,但仍显现出均值反转的现象;就经济意义而言,剔除机械效应后的调整速度是比较低的,从而使均值反转的趋势不是很明显。也就是说,企业的融资行为并不太符合动态权衡理论的预期。此外,值得注意的是,在未剔除机械效应的情况下,由 Hovakimian 等<sup>[12]</sup> 建议的修正方法得出的调整速度的统计结果(见表4和表5)与在标准的部分调整模型下使



用传统的估计方法得出的统计结果(见表3)具有高度的一致性,所以从一个侧面表明,Hovakimian等<sup>[12]</sup>的旨在减弱机械效应影响的修正方法并未产生显著的效果,至少在中国上市公司的样本中是如此。

## 5 结论

机械效应的存在导致以账面资产负债率衡量的资本结构调整速度的检验结果不可靠。本研究在Chen等<sup>[10]</sup>和Chang等<sup>[11]</sup>的研究基础上,通过直接剔除由资产规模变动引起的机械效应,对传统的资本结构部分调整模型做出修正,使用1998年至2011年中国仅发行A股的非金融类上市公司的面板数据为样本进行检验。实证结果表明,按照传统的部分调整模型估计得到的资本结构调整速度约为13%,在剔除由资产规模变动引起的机械效应之后估计得到的调整速度明显下降到5%左右。这意味着,从统计意义上看,在剔除机械效应后,企业主动的融资行为具有向目标资本结构调整的趋势;但从经济意义上看,由于调整速度很低,资本结构调整中的均值反转现象并不明显,因此支持动态权衡理论的证据不充分。此外,在剔除资产规模变动引起的机械效应基础上,本研究发现企业的融资行为对外部融资缺口更敏感,这似乎支持融资优序理论的预期。但是企业偏好负债融资也可能是由于中国特殊的股权融资管制背景,而不一定是出于逆向选择的原因,所以该现象的深层含义有待进一步探讨。

由本研究结论可以得出如下启示。①已有传统的资本结构调整速度研究中得出的可观的调整速度大部分是由企业规模变动(即资产规模的扩大或缩小)导致的,而不是因企业为将资本结构向目标值调整而进行的主动融资行为引起的。进而,依据传统的资本结构部分调整模型估计得到的调整速度来推断动态权衡理论成立的证据并不可靠。②在未来的相关研究中,为更合理地检验动态权衡理论,需要提出新的研究思路或方法。一方面,要注意剔除机械效应的影响;另一方面,要着眼于企业主动的融资行为及其决策过程,而不是单纯地讨论企业融资行为的结果(即资本结构水平)。

本研究提出的剔除机械效应的修正方法,对于更合理地测定企业资本结构的调整速度具有直接的方法论意义,能够为已有的检验动态权衡理论成立与否的相关研究提供新的思路和参考,对企业主动融资行为的分析也能够帮助我们更好地理解企业实际的融资动机及其结果。但是,值得注意的是,本研究提出的剔除机械效应的修正方法假定资产规模的变动主要是由外生的投资行为导致,如果进一步将投资内生化,那么需要建立更为复杂的修正模型,这是未来需要进一步探讨的内容。

## 参考文献:

[1] Fischer E O, Heinkel R, Zechner J. Dynamic capital structure choice: Theory and tests [J]. The Journal

of Finance, 1989, 44(1): 19-40.

- [2] Fama E F, French K R. Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt [J]. The Review of Financial Studies, 2002, 15(1): 1-33.
- [3] Leary M T, Roberts M R. Do firms rebalance their capital structures? [J]. The Journal of Finance, 2005, 60(6): 2575-2619.
- [4] Flannery M J, Rangan K P. Partial adjustment toward target capital structures [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(3): 469-506.
- [5] Öztekin Ö, Flannery M J. Institutional determinants of capital structure adjustment speeds [J]. Journal of Financial Economics, 2012, 103(1): 88-112.
- [6] Faulkender M, Flannery M J, Hankins K W, Smith J M. Cash flows and leverage adjustments [J]. Journal of Financial Economics, 2012, 103(3): 632-646.
- [7] 肖作平. 资本结构影响因素和双向效应动态模型: 来自中国上市公司面板数据的证据 [J]. 会计研究, 2004(2): 36-41.
- Xiao Zuoping. Influence factors of capital structure and the two-way effect dynamic model: Evidence from panel data of listed companies in China [J]. Accounting Research, 2004(2): 36-41. (in Chinese)
- [8] 王正位, 赵冬青, 朱武祥. 资本市场摩擦与资本结构调整: 来自中国上市公司的证据 [J]. 金融研究, 2007(6): 109-119.
- Wang Zhengwei, Zhao Dongqing, Zhu Wuxiang. Stock market friction and the capital structure adjustment: Evidence from Chinese listed companies [J]. Journal of Financial Research, 2007(6): 109-119. (in Chinese)
- [9] Shyam-Sunder L, Myers S C. Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure [J]. Journal of Financial Economics, 1999, 51(2): 219-244.
- [10] Chen L, Zhao X. Mechanical mean reversion of leverage ratios [J]. Economics Letters, 2007, 95(2): 223-229.
- [11] Chang X, Dasgupta S. Target behavior and financing: How conclusive is the evidence? [J]. The Journal of Finance, 2009, 64(4): 1767-1796.
- [12] Hovakimian A, Li G. In search of conclusive evidence: How to test for adjustment to target capital structure [J]. Journal of Corporate Finance, 2011, 17(1): 33-44.
- [13] Hennessy C A, Whited T M. Debt dynamics [J]. The Journal of Finance, 2005, 60(3): 1129-1165.
- [14] Strebulaev I A. Do tests of capital structure theory mean what they say? [J]. The Journal of Finance, 2007, 62(4): 1747-1787.
- [15] Petersen M A. Estimating standard errors in finance

- panel data sets: Comparing approaches [J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(1):435-480.
- [16] Huang R, Ritter J R. Testing theories of capital structure and estimating the speed of adjustment [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2009, 44(2):237-271.
- [17] Elsas R, Florysiak D. Dynamic capital structure adjustment and the impact of fractional dependent variables [R]. Munich: University of Munich, 2010.
- [18] Flannery M J, Hankins K W. Estimating dynamic panel models in corporate finance [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2013, 19:1-19.
- [19] Iliev P, Welch I. Reconciling estimates of the speed of adjustment of leverage ratios [R]. Pennsylvania State: Pennsylvania State University, 2010.
- [20] Welch I. Two common problems in capital structure research: The financial-debt-to-asset-ratio and issuing activity versus leverage changes [J]. *International Review of Finance*, 2011, 11(1):1-17.
- [21] Fama E F, MacBeth J D. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests [J]. *The Journal of Political Economy*, 1973, 81(3):607-636.
- [22] Frank M Z, Goyal V K. Testing the pecking order theory of capital structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 67(2):217-248.
- [23] Lemmon M L, Zender J F. Debt capacity and tests of capital structure theories [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2010, 45(5):1161-1187.
- [24] 顾乃康, 李晓晶, 陈辉. 杠杆演进以及初始杠杆对资本结构的影响分析 [J]. *财会通讯*, 2009(3):35-39.  
Gu Naikang, Li Xiaojing, Chen Hui. The leverage evolution and the role of initial leverage in determining capital structure [J]. *Communication of Finance and Accounting*, 2009(3):35-39. (in Chinese)
- [25] 顾乃康, 张超, 孙进军. 影响资本结构决定的核心变量识别研究 [J]. *当代财经*, 2007(11):41-48.  
Gu Naikang, Zhang Chao, Sun Jinjun. An empirical study on identifying the most reliable factors on capital structure [J]. *Contemporary Finance & Economics*, 2007(11):41-48. (in Chinese)

## The Retest of Capital Structure's Adjustment Speed Based on Exclusion of Mechanical Effects

Gu Naikang, Deng Jianlan

School of Business, Sun Yat-Sen University, Guangzhou 510275, China

**Abstract:** The reason why research on capital structure's adjustment speed has not yet won unanimous conclusion is that there may be a "mechanical effect" in conventional partial adjustment model. By decomposing the accounting identity of asset-liability ratio, this paper eliminates the mechanical effects caused by the change in asset size. And based on panel data of listed companies in Shenzhen Stock Market and Shanghai Stock Market from 1998 to 2011 which issue A-shares only, this paper uses the two-stage estimation method to retest the adjustment speed and mean reversion of capital structure which are caused by active financing behaviors of corporates. The empirical results show that: The adjustment speed of capital structure is about 13% under traditional estimation which uses the change of asset-liability ratio as the dependent variable; but after excluding mechanical effects caused by changes in assets, the adjustment speed significantly drops to around 5%. The results show that, by excluding such mechanical effects, the corporate financing behaviors still induce mean reversion phenomenon of capital structure, but the speed of adjustment is so low that the trend of mean reversion is not obvious.

**Keywords:** capital structure; adjustment speed; mechanical effects; mean reversion

**Received Date:** October 14<sup>th</sup>, 2013      **Accepted Date:** February 26<sup>th</sup>, 2014

**Funded Project:** Supported by the National Natural Science Foundation of China(71272203)

**Biography:** Dr. Gu Naikang, a Jiangsu Wuxi native(1965 - ), graduated from Sun Yat-Sen University and is a Professor and Ph. D. Advisor in the School of Business at Sun Yat-Sen University. His research interests include corporate finance, etc. E-mail: mmsgnk@mail.sysu.edu.cn □