

进口自由化与企业资本结构选择

陆晓琴 冯玲 裴婷婷*

摘要：理论机制显示，进口中间品关税下降会引发企业转向公司债融资，以降低长期融资成本。来自中国制造业上市公司的证据为此提供支持。经验证据显示，关税降低会引导企业降低短期杠杆、提升长期杠杆，而其中小规模企业更有动机降低短杠杆，此外融资约束也限制了企业调整杠杆的能力。本文认为，积极扩大进口、主动开放本国市场、发展以直接融资为代表的资本市场，尤其是公司长期债务市场，都将有助于中国“结构性去杠杆”政策的实施。

关键词：进口自由化；资本期限结构；结构性去杠杆

DOI：10.13821/j.cnki.ceq.2024.02.11

一、引言

企业资本结构问题对于中国经济稳定发展至关重要。2015 年，“去杠杆”被列为中央经济工作会议五大经济任务之一。2016 年，《国务院关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》明确提出“优化企业债务结构”是去杠杆的七大主要途径之一。2018 年 4 月，中央首次提出“要以结构性去杠杆为基本思路”。围绕这一思路，既有文章普遍强调中国企业杠杆率在行业、企业所有权等维度上所存在的结构性差异（蒋灵多和陆毅，2018；钟宁桦等，2016）。

但正如王国刚（2017）所言，“去杠杆”的重心应当是降低实体企业的流动性负债比例，提高中长期债务占比，即调整债务期限结构。大量文献显示，短期借贷波动可能会严重影响企业生产和出口选择（Amiti and Weinstein, 2011；Manova et al., 2015；Kohn et al., 2016），债务期限结构与企业贸易决策交互作用（Bergin et al., 2018, 2021）。但在探讨中国企业去杠杆问题时，秦海林和陈泽（2020）是为数不多从期限结构角度进行讨论的文章，该文指出强制性去杠杆政策能够显著改善企业债务期限结构，降低短期债务比例，提高中长期债务比例。

与此同时，中国正加速推进高水平开放型经济新体制建设，积极融入经济全球化。过去 20 年来，中国对外开放的一个鲜明特征是进口自由化，特别是加入 WTO 后，中国进口关税（尤其是中间品进口关税）经历了大幅减免（余森杰和智琨，2016）。伴随进口关税的迅速下降，2002 年中国制造业进口的中间生产要素年增长速度达到 58.3%，

* 陆晓琴，上海第二工业大学经济与管理学院；冯玲、裴婷婷，上海财经大学金融学院。通信作者及地址：冯玲，上海市杨浦区国定路 777 号，200433；电话：(021) 65904554；E-mail: feng.ling@mail.shufe.edu.cn。本文得到国家自然科学基金面上项目（72173078）、国家社会科学基金一般项目（22BJL020）、教育部人文社会科学研究基金一般项目（19YJA790011）、上海财经大学创新团队支持计划（IRTSHUFE）、浙江省软科学研究计划项目（2021C35116）的支持。感谢主编及两位匿名审稿人富有建设性的修改意见。

超过制造业出口的年增长速度(47.7%)(Feng et al., 2016)。尽管2018年以来中美贸易争端发生,中国企业在国际市场上的贸易环境更为复杂,但正如国家主席习近平2021年11月在第四届中国国际进口博览会开幕式上所强调的,主动开放国内市场,积极扩大进口,是新时代中国对外开放的不变举措。

大量文献研究发现,进口自由化前后关税的巨大差异可能对企业资本结构的选择产生重要影响。如Baggs and Brander(2006)基于加美自由贸易协定(FTA),研究了加美进口自由化对加拿大企业杠杆率的影响,结果显示进口关税降低会加剧国内市场竞争,降低企业盈利水平、提升企业杠杆率。此外,Liu et al.(2011)对37个国家企业面板数据进行分析,Xu(2012)研究了进口渗透对美国企业杠杆率的影响。这些文章发现,关税降低、进口渗透增加等会对企业融资决策产生重要影响。蒋灵多等(2019)也发现降低关税有助于中国国有企业降低杠杆率。

这些研究并未区分进口自由化如何影响不同期限的企业杠杆,且在机制上主要强调进口自由化对企业利润或是预期利润的影响。Bergin et al.(2021)指出,外生冲击会更加强烈地通过企业融资成本渠道,而非仅仅预期利润渠道,来诱发企业调整资本结构。在该文基础上,本文首先揭示了进口自由化影响企业资本结构调整的理论动机,指出进口中间品关税下降会引发企业转向长期公司债融资,以利用“税盾”效应来降低长期资本融资成本。

模型中,关税下降会降低企业中间品的单位进口成本、增加预期利润,而生产成本中所存在的固定成本会形成规模经济效应,使得企业股权价值(预期利润流的现值)的增长幅度超过生产成本的外部融资需求,短期杠杆率随之下降。由于短期生产成本融资需要股权资产作为抵押品,随着短期生产成本融资相对股权增长放缓,企业对股权资产的依赖性降低,故能够转向相对便宜的长期债融资,以利用“税盾”效应来降低长期融资成本。可见,进口自由化会降低企业短期杠杆,并可能增加长期杠杆。进一步,由于固定成本在大企业总生产成本中的占比相对较小,故当关税下降时,大企业的股权价值增长幅度会更大幅超过其生产成本的增长幅度,这使得大企业更有动机转向长期融资,小企业则主要体现为短期杠杆的下降。此外,关税下降带来生产成本相对股权抵押资产价值的下降,也会在一定程度上缓解企业融资约束,激发外部融资约束相对宽松的企业去调整资本结构,以利用“税盾”效应,而融资约束紧张的企业则相对缺乏这一能力。

来自中国制造业上市企业的证据为模型推论提供了支持。利用中国制造业上市企业1998—2017年间的数据库,文章首先构建中间品进口自由化指标。之后,回归结果显示,关税降低伴随着中国企业短期杠杆率下降,长期杠杆率上升,其中小规模企业更有动机降短期杠杆,但其增加长期杠杆的能力受到债务市场限制,而融资约束也限制了企业调整杠杆的幅度。具体地,进口关税每下降1%,企业短期杠杆下降0.772%,长期杠杆上升0.488%。以中国加入WTO为自然实验,采用倍差法进行再检验,并进行多种稳健性检验,结果均与理论推论一致。

本文为理解进口自由化如何影响企业资本结构的选择,提供了一个新的工作机制,即进口自由化会通过融资成本渠道诱发企业调整资本结构。此外,本文的研究也表明,

中间品关税降低对国有企业和僵尸企业降低短期杠杆有着尤其显著的影响，这为我国去杠杆政策指出新的操作路径。众所周知，僵尸企业杠杆居高难下，加息对于国有企业的去杠杆效果并不明显（徐臻阳等，2019）。

下文结构安排如下：第二部分为理论动机；第三部分为数据和计量模型；第四部分为实证结果；第五部分为异质性分析；第六部分为总结。

二、理论研究动机

Bergin et al. (2021) 指出，相比预期利润渠道，融资成本渠道更有助于解释危机期间金融市场和企业资本结构联动的典型事实。该文模型假设，企业需要借入短期债务以支付生产成本，包括可变要素成本、固定成本等，为此，企业需要股权资产作为抵押；企业还会发行跨期公司债，以满足生产和投资需求。由于跨期债具有“税盾”效应，故公司债融资成本相对低于股权融资。因此，发行股票作为抵押品以达到短期生产无约束并非最优选择，因为公司可以通过发行额外的公司债来降低长期融资成本。

在其模型基础上，本文引入中间品进口关税，以理解进口自由化如何影响中国企业的杠杆率期限结构。模型中，企业面对公式（1）中的短期生产成本融资约束，与 Bergin et al. (2021) 的不同之处在于这里引入了中间品生产要素（ $Int_i^{im}(z_i)$ ）：

$$\xi_i q_i(b_i(z_i)) \geq \varphi(z_i) (\omega_i l_i(z_i) + P_i^d Int_i^d(z_i) + \tau_i^{im} P_i^{im} Int_i^{im}(z_i) + f_i), \quad (1)$$

该融资约束的经济学含义在于，企业使用股权资产（ $q_i(b_i(z_i))$ ）作为抵押，获得短期债务，用于支付生产成本，包括劳动要素成本（ $\omega_i l_i(z_i)$ ）、固定成本（ f_i ）、本国中间品投入（ $P_i^d Int_i^d(z_i)$ ）、以及外国中间品投入（ $\tau_i^{im} P_i^{im} Int_i^{im}(z_i)$ ）。其中， ω_i 、 P_i^d 、 P_i^{im} 、 τ_i^{im} 分别衡量工资水平、本国中间品价格、进口中间品价格以及中间品进口关税，而 $l_i(z_i)$ 、 $Int_i^d(z_i)$ 、 $Int_i^{im}(z_i)$ 分别衡量企业的劳动需求、本国中间品需求、进口中间品需求。 z_i 为异质性生产力水平。 $\varphi(z_i)$ 和 ξ_i 则分别衡量该企业对外部资金的依赖程度以及该国信贷市场状况。信贷市场状况越好（ ξ_i 越大），则企业抵押品的市场价值越高；对外部资金的依赖程度越高（ $\varphi(z_i)$ 越大），企业的融资约束愈发紧张。除了短期债务，企业还会发行跨期公司债（ $b_i(z_i)$ ），以满足生产和投资需求。参照 Jermann and Quadrini (2012)，公司债融资成本满足 $R_i = 1 + r_i(1 - \tau)$ ，其中 r_i 是家庭购买公司债的成本， τ 为公司所得税， R_i 为公司债有效融资成本。由于债务利息成本在税前支付，而利润在税后支付，这使得跨期公司债具有“税盾”功能，比股权融资便宜。但股权资产的可抵押性质也使得企业必须持有股权资产才能进行生产。跨期公司债和股权融资的不同优势，决定了企业的最优资本结构。

给定其他条件，关税（ τ_i^{im} ）下降会降低企业中间品的单位进口成本，增加企业预期利润。但生产成本中所存在的固定成本会形成规模经济效应，使得企业利润、以及股权价值（未来利润的现值）的增长幅度（ $q_i(z_i)$ 上涨）超过生产成本的增长幅度。这意味着相对于企业股权价值而言，企业对短期生产资金的相对需求下降，从而短期债务相对需求下降，短期杠杆率随之下降。故企业可减少对股权资产的依赖，转向相对便宜的长

期公司债融资 ($b_i(z_i)$ 上升), 以享受“税盾”效应带来的益处。由此得到推论 1。

推论 1 随着关税降低, 企业短期杠杆率下降, 长期杠杆率上升。

比较而言, 式 (1) 中的固定成本在小企业总生产成本中的占比较高, 在大企业总生产成本中的占比则相对较低。故当关税下降时, 大企业股权价值增长幅度会更大幅度超过其生产成本的增长幅度, 而受制于固定成本比例较高的约束, 小企业股权价值相对其生产成本的增长幅度有限。故大企业更有动机转向长期融资, 而小企业主要体现为短期杠杆的下降。由此得到推论 2。

推论 2 伴随进口自由化, 小规模企业倾向于降低短期杠杆, 大企业则更可能提升长期杠杆。

此外, 式 (1) 中 $\varphi(z_i)$ 越大, 企业外部融资需求越大, 其融资约束也愈发紧张。此时, 关税下降带来生产成本相对股权抵押资产价值的下降, 可以在一定程度上缓解企业融资约束。对于外部融资约束相对宽松的企业, 这一缓解效应会激发企业调整资本结构, 降低短期债务, 减少股权融资, 转向长期债务融资以利用“税盾”效应。但对于融资约束紧张的企业, 这一资本结构调整的动机则相对较弱。由此得到推论 3。

推论 3 伴随进口自由化, 融资约束相对宽松的企业更有能力调整资本结构, 而融资约束越大, 企业资本结构调整幅度越小。

下文将对以上模型推论提供经验证据支持。

三、数据和计量模型

(一) 样本数据

经验分析基于世界银行 WITS 提供的关税数据, CSMAR 和 RESSET 提供的中国制造业企业数据, 以及 UNComtrade 提供的中国对各国的出口数据。另根据联合国统计司提供的不同年份 HS6 位码转换表^①, 将产品关税统一口径为 HS2002 版本。

数据区间为 1998—2017 年, 基准回归的样本处理过程如下: (1) 删除企业缺失数据所对应年份的全部变量信息; (2) 删除杠杆率大于等于 1 和小于等于 0 以及债务税盾为负数的奇异数据; (3) 对连续变量进行上下 1% 的缩尾处理以防止异常值对研究结果的影响。

(二) 中间品进口自由化指标测度

CIC2012 二位码下的进口中间品关税指标 $Intertariff_{gt}$ 基于 IO 二位码下的行业进口中间品关税 $IOtariff_{gt}$ 转换得到。其中, $IOtariff_{gt}$ 的构建参考了 Amiti and Konings (2007)、Brandt et al. (2017), 根据中国投入产出表 IO2002 所提供的投入产出系数构建^②:

^① <http://unstats.un.org/unsd/trade/conversions/HS%20Correlation%20and%20Conversion%20tables.htm>, 访问时间: 2024 年 3 月 5 日。

^② 中间品进口关税、出口关税指标的构建细则, 详见附录 I 和附录 II。篇幅所限, 附录未在正文列示, 感兴趣的读者可在《经济学》(季刊) 官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

$$IOtariff_{gt} = \sum_k \left[\frac{input_{gk}^{2002}}{\sum_k input_{gk}^{2002}} \right] \times \tau_{kt}, \quad (2)$$

这里, $IOtariff_{gt}$ 表示 t 年行业 g 进口中间品的关税, τ_{kt} 表示投入品 k 在 t 年的平均关税, g 、 k 均为二位码行业。括号中的权重为中间投入品 k 在行业 g 产品生产中所占的成本份额。参照田巍和余森杰 (2013), 式 (2) 选择 2002 年作为固定权重值, 以控制内生性, 排除关税变动所造成的权重变化。

另采用加权平均法, 计算得到 CIC2012 二位码下的中间品进口关税指标 $Intertariff_{gt}$ 和最终品进口关税指标 $Fintariff_{gt}$ 。为方便实证结果解读, 设定 $InputLib_{gt}$ 代表中间品进口自由化, 即中间品进口关税指标 $Intertariff_{gt}$ 的相反数, $InputLib_{gt}$ 越大表示进口自由化程度越高。

此外参考 Feng et al. (2016), 构建了中国行业层面的出口关税指标 $EXtariff_{gt}$:

$$EXtariff_{gt} = \sum_{p=1}^{p_g^x} \sum_{c=1}^{c_g^x} \left[\left(\frac{EX_{pcg}^{2002}}{\sum_{p=1}^{p_g^x} \sum_{c=1}^{c_g^x} EX_{pcg}^{2002}} \right) \tau_{pct} \right], \quad (3)$$

其中, EX_{pcg}^{2002} 表示 g 行业在 2002 年对 c 国出口产品 p 的出口金额, p_g^x 和 c_g^x 分别表示出口产品和出口目的地的集合, τ_{pct} 表示 t 年度出口目的地 c 国对产品 p 征收的进口关税。为方便实证结果解读, 设定 $EXLib_{gt}$ 代表出口自由化, 即出口关税指标 $EXtariff_{gt}$ 的相反数。

(三) 债务期限结构指标测度

企业负债分为短期负债 (一年期及以下) 和中长期负债 (一年期以上)。流动负债比例过高, 可能会给企业生产带来流动性风险, 中长期负债则相对有利于缓解企业的流动性风险, 故债务期限结构对稳定企业运营非常重要。为识别进口自由化对企业债务期限结构的影响, 本文将债务期限结构区分为短期杠杆率和长期杠杆率, 并参照文献分别选择账面和市值衡量方法 (Rajan and Zingales, 1995; Booth et al., 2001; Fama and French, 2002), 采用 6 种指标构建不同期限下的企业杠杆率: (1) 总账面杠杆率 ($leverage1$), 定义为负债合计/总资产; (2) 长期账面杠杆率 ($leverage2$), 即非流动负债/总资产; (3) 短期账面杠杆率 ($leverage3$), 即流动负债/总资产; (4) 总市值杠杆率 ($leverage4$), 即负债合计/市值; (5) 长期市值杠杆率 ($leverage5$), 即非流动负债/市值; (6) 短期市值杠杆率 ($leverage6$), 即流动负债/市值。

(四) 变量说明及描述性统计

附录 III 表 A1 列出了实证检验中关键变量的描述性统计。6 种杠杆率的均值在 0.043—0.403, 3 种账面杠杆率的均值略高于对应市值杠杆率的均值。被解释变量、解释变量和控制变量均涵盖了较高和较低的数值区间, 表明数据能充分反映不同类型的企业的特征。首先可见, 中国企业存在短期负债占比过高的问题。其中, 平均长期账面 (市值) 杠杆率仅为 6.1% (4.3%), 而平均短期账面 (市值) 杠杆率则高达 34.1% (23.5%)。钟宁桦等 (2016) 同样发现中国工业企业对短期负债的依赖程度远远高于中长期负债。

进一步分析可见, 国有企业和僵尸企业的杠杆率均明显高于非国有企业和非僵尸企

业,但运营效率却低于这些企业,其中,僵尸企业的利润率和资产回报率均值甚至出现负值(见附录Ⅲ表A2)。这一发现与近年来文献中的观察具有一致性(谭语嫣等,2017;王永钦等,2018)。结构性去杠杆过程中,越来越多的学者注意到企业所有制问题,认为中国企业高杠杆不可忽视的问题包括国企杠杆率高企(王宇伟等,2018;汪勇等,2018)、僵尸企业杠杆率问题(刘莉亚等,2019)等。如何降低国有企业和僵尸企业的杠杆率,尤其是降低这些企业的短期杠杆率,是当下去杠杆政策需要重点关注的问题。

(五) 计量方法

推论1指出,随着关税降低,本国企业的短期杠杆率下降,长期杠杆率上升。为验证这一推论,计量模型设计如下:

$$leverage_{igt} = \beta_0 + \beta_1 InputLib_{gt} + \Gamma X_{igt-1} + \vartheta_t + \lambda_g + \epsilon_{igt}, \quad (4)$$

其中,被解释变量 $leverage_{igt}$ 表示二位码行业 g 中的企业 i 在 t 年的杠杆率,对应6种杠杆率之一。 $InputLib_{gt}$ 代表中间品进口自由化,该值上升代表关税下降,自由化程度提高。 X 为控制变量向量组,具体包括企业规模 ($size_{igt-1}$)、企业生产率 (tfp_{igt-1})、成长机会 (mtb_{igt-1})、有形抵押品 ($collateral_{igt-1}$)、非债务税盾 ($ndtaxshield_{igt-1}$) 以及企业年龄 (age_{igt}),为防止内生性,相关财务指标滞后一期。 ϑ_t 、 λ_g 、 ϵ_{igt} 分别表示年份固定效应、行业固定效应和误差项。根据推论1,预期针对长期杠杆率的系数符号为正 ($\beta_1 > 0$),针对短期杠杆率的系数符号为负 ($\beta_1 < 0$),即进口自由化会降低企业短杠杆,提升企业长杠杆。

推论2指出,当进口中间品关税降低时,小规模企业倾向于降低短期杠杆,大企业则更可能提升长期杠杆。推论3则指出,关税降低对融资约束高的企业的影响较小。为加以检验,式(4)中增加小规模企业 $small$ 哑变量、 $small$ 与自由化的交乘项、融资约束 KZ 指数、 KZ 指数与自由化的交乘项,回归模型如下:

$$leverage_{igt} = \beta_0 + \beta_1 InputLib_{gt} + \gamma_1 small_{igt} + \gamma_2 InputLib_{gt} \times small_{igt} + \gamma_3 KZ_{igt} + \gamma_4 InputLib_{gt} \times KZ_{igt} + \Gamma X_{igt-1} + \vartheta_t + \lambda_g + \epsilon_{igt}, \quad (5)$$

预期 $small$ 与自由化交乘项系数符号为负 ($\gamma_2 < 0$),即小规模企业更可能降低短杠杆,而长杠杆提升较小。预期 KZ 指数与自由化交乘项系数的符号与自由化系数符号相反,即融资约束越大的企业,其杠杆率调整规模越小,故针对长期杠杆率的预期系数符号为负 ($\gamma_4 < 0$, $\beta_1 > 0$),针对短期杠杆率的预期系数符号为正 ($\gamma_4 > 0$, $\beta_1 < 0$)。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表1汇报了基准回归结果。与理论预测一致,长期杠杆率 ($leverage2$, $leverage5$) 的自由化指标 ($InputLib$) 系数均在1%的水平上显著为正,短期杠杆率 ($leverage3$, $leverage6$) 的自由化指标 ($InputLib$) 系数则均为负数,其中短期账面杠杆率的系数在

(续表)

变量	总账面 <i>leverage1</i>	长期账面 <i>leverage2</i>	短期账面 <i>leverage3</i>	总市值 <i>leverage4</i>	长期市值 <i>leverage5</i>	短期市值 <i>leverage6</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
R^2	0.225	0.127	0.183	0.453	0.215	0.422
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

注:***、**、*分别表示显著性水平小于0.01、0.05、0.1。

(二) 考虑小规模企业和融资约束

表2第(1)—(4)列汇报了考虑小规模企业的情况。^①首先,自由化指标(*InputLib*)针对长期杠杆率(*leverage2*, *leverage5*)的系数依然显著为正,针对短期账面杠杆率(*leverage3*)的系数显著为负,说明进口自由化会引导企业提升长期杠杆、降低短期杠杆,与推论1一致。此外,根据推论2,比之大企业,当进口中间品关税降低时,小规模企业短杠杆的下降幅度较大,长杠杆的上升幅度则较小。故此预期,无论是短期杠杆率还是长期杠杆率,小规模企业与自由化指标的交乘项($InputLib \times small$)系数都为负。表2第(1)—(4)列的结果与预期一致。不仅如此,针对长期杠杆率,交乘项系数的绝对值小于自由化指标系数绝对值,说明伴随进口自由化,小规模企业也有动机提升长期杠杆率,尽管幅度相对小于大企业。潜在原因可能在于:小规模企业因其故有特性,不被公司债市场所偏好,故增发公司债难度较大;同时,面对政策不确定性和受进口渗透冲击的影响,小规模企业负债行为会相对谨慎。

表2第(5)—(8)列考虑了融资约束的情况。首先可见,针对长期杠杆率和短期杠杆率,自由化指标系数符号与表1一致,且绝对值略偏大。此外,推论3指出,融资约束大的企业进行资本结构调整的动机较小。这意味着,融资约束指数与自由化指标的交乘项($InputLib \times KZ$)系数,与自由化指标的系数应该符号相反,表2第(5)—(8)列的结果为此提供支撑。其中,针对短期杠杆率的交乘项系数显著为正,说明伴随进口自由化,融资约束较低的企业更有动机降低短期杠杆。针对长期杠杆率的系数虽然不显著,但符号为负,表明融资约束高的企业相对难以提升长期杠杆。

表2 考虑小规模企业和融资约束的回归结果

变量	长期账面 <i>leverage2</i>	短期账面 <i>leverage3</i>	长期市值 <i>leverage5</i>	短期市值 <i>leverage6</i>	长期账面 <i>leverage2</i>	短期账面 <i>leverage3</i>	长期市值 <i>leverage5</i>	短期市值 <i>leverage6</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>InputLib</i>	0.5206*** (0.1503)	-0.6921** (0.3249)	0.4601*** (0.1167)	-0.0279 (0.3308)	0.5707*** (0.1731)	-1.0810*** (0.3587)	0.5421*** (0.1366)	-0.8319** (0.3920)

^① 根据国家统计局印发的《统计上大中小微企业划分标准(2017)》,本文所采用的上市企业数据中,大型企业、中型企业、小型企业、微型企业分别为10 016、3 836、242、1家。小型和微型企业样本量较少,故将中、小、微企业统一归类为小规模企业 *small*,即营业收入小于4亿元,且从业人员小于1 000人的企业。

(续表)

变量	长期账面 <i>leverage2</i>	短期账面 <i>leverage3</i>	长期市值 <i>leverage5</i>	短期市值 <i>leverage6</i>	长期账面 <i>leverage2</i>	短期账面 <i>leverage3</i>	长期市值 <i>leverage5</i>	短期市值 <i>leverage6</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>small</i>	-0.0172 (0.0106)	-0.0975*** (0.0272)	-0.0173** (0.0069)	-0.0501*** (0.0185)	-0.0220** (0.0107)	-0.1389*** (0.0248)	-0.0192*** (0.0071)	-0.0859*** (0.0191)
<i>InputLib</i> \times <i>small</i>	-0.3881** (0.1673)	-0.8208** (0.4141)	-0.4188*** (0.1106)	-0.3954 (0.2825)	-0.4152** (0.1691)	-1.1967*** (0.3823)	-0.4188*** (0.1135)	-0.8017*** (0.2934)
<i>KZ</i>					0.0120*** (0.0026)	0.0891*** (0.0056)	0.0059*** (0.0020)	0.0688*** (0.0056)
<i>InputLib</i> \times <i>KZ</i>					-0.0014 (0.0387)	0.3102*** (0.0845)	-0.0249 (0.0289)	0.4520*** (0.0844)
常数项	-0.3127*** (0.0223)	-0.0427 (0.0443)	-0.3660*** (0.0191)	-0.7454*** (0.0501)	-0.3667*** (0.0228)	-0.3967*** (0.0430)	-0.3960*** (0.0196)	-0.9879*** (0.0514)
观测值	10 954	10 954	10 954	10 954	10 954	10 954	10 954	10 954
R^2	0.128	0.189	0.217	0.423	0.154	0.361	0.230	0.463
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

注：(1)***、**、*分别表示显著性水平小于0.01、0.05、0.1。(2)所有回归均包含控制变量、行业和年份固定效应。(3)限于篇幅，控制变量的回归结果未汇报，备索。

(三) 内生性问题

基准模型基于投入产出表构建了行业层面自由化指标。考虑到指标构建过程中涉及不同企业及产品层面的关税，规模较大且高杠杆的垄断型企业有可能会游说政府，寻求对自己更为有利的关税水平，从而导致自由化指标与杠杆率之间产生内生性。为此，本节借鉴 Lu and Yu (2015) 以中国加入 WTO 实施自然实验的倍差法思路。

2001 年 12 月中国加入 WTO 之后大幅削减关税。其中，加入 WTO 之前受保护较多的行业往往经历更大幅度的关税削减，受自由化影响更大，而在加入 WTO 之前受保护较少的行业则经历相对较小的关税削减，受进口自由化影响较小（刘啟仁和黄建忠，2016a）。为此，依据加入 WTO 之前（2001 年）行业平均进口关税是否大于其中值进行分组，将平均进口关税大于中值的行业归类为高关税组（该类行业在加入 WTO 后经历更大幅度的关税削减，受进口自由化影响较大），平均进口关税小于中值的行业归类为低关税组（该类行业受进口自由化影响较小）。表 3 统计数据显示，与低关税组相比，加入 WTO 后，高关税组的长期杠杆率相对上升更多，短期杠杆率则相对下降或少量上升。

表3 加入WTO后高低关税组平均杠杆率变动对比

变量	长期账面	短期账面	长期市值	短期市值
	<i>leverage2</i>	<i>leverage3</i>	<i>leverage5</i>	<i>leverage6</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
高关税组	0.0012	-0.0144	0.0374	0.0285
低关税组	-0.0365	0.0000	0.0053	0.0456
两组相减	0.0377	-0.0144	0.0321	-0.0171
高组对比低组	长杠杆上升	短杠杆下降	长杠杆上升更多	短杠杆上升较少

注：(1) 平均杠杆率变动 = (2002年之后平均杠杆率 - 全样本平均杠杆率) / 全样本平均杠杆率。(2) 两组相减 = 高关税组平均杠杆率变动 - 低关税组平均杠杆率变动。

根据理论模型，比之低关税组，受进口自由化影响较大的高关税组，其长期杠杆率的上升和短期杠杆率的下降都将更大。为加以验证，构建式(6) DID模型：

$$\begin{aligned} leverage_{igt} = & \beta_0 + \beta_1^* tariff_2001 \times wto + \gamma_1^* small_{igt} + \gamma_2^* tariff_2001 \times wto \times small_{igt} \\ & + \gamma_3^* KZ_{igt} + \gamma_4^* tariff_2001 \times wto \times KZ_{igt} + \Gamma X_{igt-1} + \theta_t + \lambda_g + \epsilon_{igt}, \quad (6) \end{aligned}$$

其中，*wto*表示加入WTO的虚拟变量，2001年之后各年份的*wto*值为1，否则为0；*tariff_2001*为2001年的行业关税。预期针对长期杠杆率，DID变量(*tariff_2001* × *wto*)系数符号为正，即 $\beta_1^* > 0$ ，针对短期杠杆率，DID变量系数符号为负，即 $\beta_1^* < 0$ 。其他变量与式(5)相同。

表4第(1)—(4)列汇报了DID回归结果，可见与理论预期一致。这说明，加入WTO后，进口自由化受益大的行业，其企业更倾向上调长期杠杆率，下调短期杠杆率。这一发现在控制了小规模企业*small*哑变量、融资约束*KZ*指标后依然成立(见表4第(5)—(8)列)。针对短期杠杆率，三重交乘项(*tariff_2001* × *wto* × *small*)系数显著为负，说明随着进口自由化程度提高，关税优惠降低了小规模企业对短期融资的相对需求，引导这些企业降低短期杠杆。

进行倍差法检验的前提条件是在政策实施之前，处理组和对对照组的结果变量(即企业杠杆率)满足相同的时间趋势变动(“共同趋势假设”)。附录IV表IV1针对长期账面杠杆率和短期账面杠杆率的倍差法适用性条件进行检验，方法包括：(1)采用中国加入WTO之前的样本(即1998—2001年)，进行安慰剂检验；(2)假设中国加入WTO提前至2001年，令2001年及之后各年份为WTO会员国，以此构造哑变量*wto01*(同理以2000年为假设进入年，构造哑变量*wto00*)，以此检验预期效应；(3)鉴于多期倍差法可能存在序列相关问题，夸大倍差法估计量(*tariff_2001* × *wto*)的显著性水平，故以中国加入WTO作为时间节点，将样本划分为1998—2001年和2002—2017年两个阶段，并为每一家企业的变量计算每一个阶段内的算术平均值，以此构建两期倍差法模型进行估计。以上检验结果显示，本文DID识别并没有违反“共同趋势假设”。

表 4 倍差法回归结果

变量	长期账面 <i>leverage2</i>	短期账面 <i>leverage3</i>	长期市值 <i>leverage5</i>	短期市值 <i>leverage6</i>	长期账面 <i>leverage2</i>	短期账面 <i>leverage3</i>	长期市值 <i>leverage5</i>	短期市值 <i>leverage6</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>tariff_2001</i>	0.4960***	-0.6889**	0.2892***	-0.5245**	0.4768***	-0.4456	0.2071*	-0.5829**
× <i>wto</i>	(0.1431)	(0.2842)	(0.1105)	(0.2352)	(0.1540)	(0.2758)	(0.1177)	(0.2521)
<i>small</i>					-0.0029	-0.0091	0.0017	-0.0033
					(0.0082)	(0.0162)	(0.0053)	(0.0118)
<i>tariff_2001</i>					0.0968	-0.6211***	0.0761	-0.3603***
× <i>wto</i> × <i>small</i>					(0.0865)	(0.1723)	(0.0562)	(0.1267)
<i>KZ</i>					0.0107***	0.0705***	0.0041***	0.0334***
					(0.0020)	(0.0042)	(0.0014)	(0.0037)
<i>tariff_2001</i>					0.0196	-0.0017	0.0416***	0.0851**
× <i>wto</i> × <i>KZ</i>					(0.0223)	(0.0465)	(0.0147)	(0.0403)
常数项	-0.3923***	-0.0829*	-0.4218***	-0.7964***	-0.4713***	-0.3122***	-0.4766***	-0.9150***
	(0.0240)	(0.0484)	(0.0201)	(0.0478)	(0.0258)	(0.0472)	(0.0218)	(0.0518)
观测值	10 293	10 293	10 293	10 293	10 293	10 293	10 293	10 293
<i>R</i> ²	0.126	0.182	0.218	0.422	0.153	0.361	0.234	0.462

注：(1)***、**、*分别表示显著性水平小于0.01、0.05、0.1。(2)所有回归均包含控制变量、行业和年份固定效应。

(四) 稳健性检验

1. 控制竞争效应

进口自由化的推进会使得一些企业因为竞争压力而被迫退出市场。首先，为更好地分析进口自由化对在位企业杠杆率影响，表 5 第 (1)—(2) 列对至少连续三年都存在的企业进行回归，其中关键变量 (*InputLib*)、交乘项 (*InputLib*×*small*) 系数符号均和表 2 一致，且在 1% 的水平上显著，交乘项 (*InputLib*×*KZ*) 针对短期杠杆率的系数也显著为正，故核心结论不变。

其次，考虑到同时期中国还经历了贸易自由化带来的最终品进口关税下降，故表 5 第 (3)—(4) 列的回归控制了行业最终品进口自由化指标 (*FInputLib*)，以控制竞争效应 (Liu and Qiu, 2016; Liu et al., 2021)。如同表 2，进口自由化指标 (*InputLib*)、交乘项 (*InputLib*×*small*) 系数均与理论预期一致。此外，考虑到同样的关税变化，处于不同产业链位置的企业可能会面临不同的竞争程度，针对这一连续企业样本，本文对上游度指数 (*posup*) 及上游度与进口自由化交乘项 (*InputLib*×*posup*) 进行控制，发现基准回归结论依然稳健 (见附录 V)。

2. 控制出口需求效应

一国进口关税降低往往伴随着出口关税降低 (即其他国家降低对该国的进口关税)，为此表 5 第 (5)—(6) 列控制出口自由化指标 (*EXLib*)。结果与基准回归一致，进口

自由化指标 (*InputLib*) 针对长杠杆 (*leverage2*) 的系数依然显著为正, 针对短杠杆 (*leverage3*) 的系数也依然显著为负, 且两个交乘项 (*InputLib* × *small*、*InputLib* × *KZ*) 系数方向和显著性均稳健。

3. “四万亿”和《多种纤维协议》影响

为应对金融危机, 中国在2008年9月实施了“四万亿”的贷款投放, 这势必会对企业杠杆率产生影响。为此, 本文将受“四万亿”影响的年份删除, 只考虑1998—2007年期间的样本进行回归。表5第(7)—(8)列的结果显示基准结论依然稳健。

由于2005年年初《多种纤维协议》(以下简称“MFA”) 废除后影响到服装纺织品的出口配额, 进而影响企业的资源配置 (Khandelwal et al., 2013; 刘启仁和黄建忠, 2016b), 故剔除所涉及的三类行业, 然后再回归。^① 表5第(9)—(10)列结果显示基准结论依然稳健。^②

表5 更多稳健性检验结果

变量	存活企业		最终品进口自由化		控制出口需求效应		剔除四万亿		考虑 MFA 影响	
	长期账面 <i>leverage2</i>	短期账面 <i>leverage3</i>								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>InputLib</i>	0.5766*** (0.1739)	-1.0561*** (0.3617)	0.4240* (0.2188)	-1.9910*** (0.4402)	0.5870*** (0.1743)	-1.0536*** (0.3607)	0.2007 (0.2583)	-1.2779*** (0.4905)	0.4543** (0.1806)	-1.2477*** (0.3837)
<i>InputLib</i> × <i>small</i>	-0.4625*** (0.1691)	-1.2252*** (0.3883)	-0.4111** (0.1686)	-1.1712*** (0.3820)	-0.4081** (0.1686)	-1.1848*** (0.3832)	-0.3122 (0.2213)	-0.8070* (0.4825)	-0.4740*** (0.1814)	-1.0006** (0.4139)
<i>InputLib</i> × <i>KZ</i>	-0.0045 (0.0389)	0.3120*** (0.0854)	0.0005 (0.0388)	0.3222*** (0.0845)	-0.0025 (0.0387)	0.3084*** (0.0846)	0.0539 (0.0524)	0.3019*** (0.1076)	0.0222 (0.0403)	0.3244*** (0.0890)
<i>FInputLib</i>			0.0930 (0.0830)	0.5769*** (0.1690)						
<i>EXLib</i>					-0.1618 (0.1224)	-0.2726 (0.2347)				
常数项	-0.3674*** (0.0230)	-0.3931*** (0.0434)	-0.3654*** (0.0228)	-0.3882*** (0.0431)	-0.3569*** (0.0276)	-0.3991*** (0.0535)	-0.2541*** (0.0498)	0.0940 (0.0910)	-0.3758*** (0.0231)	-0.4121*** (0.0443)
观测值	10 724	10 724	10 954	10 954	10 954	10 954	2 612	2 612	10 475	10 475
R^2	0.153	0.358	0.154	0.362	0.154	0.361	0.181	0.290	0.158	0.362

注: (1)***、**、*分别表示显著性水平小于0.01、0.05、0.1。(2) 所有回归均包含控制变量、行业和年份固定效应。(3) 由于市值杠杆率的关键变量系数方向和账面杠杆率基本一致, 故本表开始只汇报账面杠杆率结果, 市值杠杆率、*small* 和 *KZ* 系数备索。

① 删除的三类行业为: 纺织业(代码17), 纺织服装、鞋、帽制造业(代码18), 皮革、毛皮、羽毛及其制品业(代码19)。

② 此外, 本文也尝试了更多稳健性检验, 包括采用平均中间品进口自由化指标、控制国有企业改革和外资管制政策影响, 结果显示基准结论依然稳健。详见附录VI。

五、异质性分析

考虑到进口自由化进程中，国有企业、僵尸企业的受益可能不同，下文将对不同类型企业进行异质性分析。

（一）国有企业

为考察进口自由化对不同所有制企业的影响，本文对国有企业和非国有企业进行分组检验。表 6 第（1）—（4）列结果显示，国有企业和非国有企业的自由化指标针对长期杠杆率都为正，针对短期杠杆率都为负，但只有国有企业的两个指标系数显著。这说明相比非国有企业，进口自由化更有助于提升国有企业长杠杆，降低其短杠杆。这一区别可能源于国有企业融资成本低于民营企业（申广军等，2020），使其在面对关税下降带来生产成本降低时，更有能力提升长期杠杆率，也更有动机降低短期杠杆率，减少股权融资，增加长期债务，从而优化债务期限结构。以上讨论可见，进口自由化可能有助于改善目前国有企业存在的短期负债比过高的问题。

（二）僵尸企业

借鉴蒋灵多等（2019），本文定义连续 3 年盈利为负数的企业为僵尸企业，其他企业为非僵尸企业。表 6 第（5）—（8）列分组回归结果显示，僵尸企业的自由化指标针对两类杠杆率系数都为负，说明进口自由化能够有效降低僵尸企业的短期杠杆率，且不容易提升僵尸企业长期杠杆率。非僵尸企业的自由化指标系数方向和表 2 一致，尤其是长期杠杆率下显著为正，表明进口自由化有助于提升非僵尸企业的长期杠杆率，优化企业债务期限结构。结合附录 III 表 A2 中僵尸企业的短期杠杆率居高不下这一事实，可见本文有关中间品进口自由化可以有效降低僵尸企业短杠杆的发现，为中国结构性去杠杆提供了新思路。

表 6 异质性检验结果

变量	国企		非国企		僵尸企业		非僵尸企业	
	长期账面	短期账面	长期账面	短期账面	长期账面	短期账面	长期账面	短期账面
	<i>leverage2</i>	<i>leverage3</i>	<i>leverage2</i>	<i>leverage3</i>	<i>leverage2</i>	<i>leverage3</i>	<i>leverage2</i>	<i>leverage3</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>InputLib</i>	0.4556** (0.2253)	-1.4134*** (0.4340)	0.3094 (0.2458)	-0.0379 (0.6348)	-0.0467 (0.5353)	-3.2022*** (0.9364)	0.6741*** (0.1803)	-0.6118 (0.3839)
<i>InputLib</i> × <i>small</i>	-0.6906** (0.2779)	0.1181 (0.6209)	-0.1205 (0.2170)	-1.8912*** (0.5012)	-0.4355 (0.4223)	-0.4167 (0.8476)	-0.3696** (0.1847)	-1.4815*** (0.4262)
<i>InputLib</i> × <i>KZ</i>	0.0224 (0.0495)	0.3542*** (0.1068)	-0.0881 (0.0626)	0.3634*** (0.1336)	0.1339 (0.0984)	0.7994*** (0.2191)	-0.0187 (0.0436)	0.1488 (0.0908)
常数项	-0.2585*** (0.0327)	-0.2828*** (0.0600)	-0.5065*** (0.0327)	-0.4357*** (0.0660)	-0.5378*** (0.0718)	-0.7413*** (0.1406)	-0.3614*** (0.0241)	-0.3827*** (0.0454)

(续表)

变量	国企		非国企		僵尸企业		非僵尸企业	
	长期账面	短期账面	长期账面	短期账面	长期账面	短期账面	长期账面	短期账面
	<i>leverage2</i>	<i>leverage3</i>	<i>leverage2</i>	<i>leverage3</i>	<i>leverage2</i>	<i>leverage3</i>	<i>leverage2</i>	<i>leverage3</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
观测值	4 814	4 814	6 118	6 118	1 672	1 672	9 282	9 282
R^2	0.175	0.346	0.166	0.384	0.168	0.355	0.159	0.370

注：(1)***、**、*分别表示显著性水平小于0.01、0.05、0.1。(2)所有回归均包含控制变量、行业和年份固定效应。(3)由于市值杠杆率的关键变量系数方向和账面杠杆率基本一致，故本表开始只汇报账面杠杆率结果，市值杠杆率、*small*和KZ系数备索。

(三) 国有僵尸企业

为更深入挖掘进口自由化对国有企业和僵尸企业杠杆率的影响，表7将国有企业、僵尸企业根据其 $t-1$ 时期的长、短期账面杠杆率的中位数，分成高杠杆组和低杠杆组。^①结果显示，第一，国有企业中，自由化指标(*InputLib*)只有在高杠杆组中与基准模型一致，说明进口自由化主要提升了具有一定长期债务规模或发债经验的国有企业的长期杠杆率，并降低了这类企业的短期杠杆率。这类国有企业往往具有丰富的发债经验，增发长期债券，降低短期融资的可能性及实现度较高。第二，僵尸企业中，进口自由化大幅降低了高杠杆组的短期杠杆率，尤其是降低了国有僵尸企业的短期杠杆率。其原因可能在于国有僵尸企业的融资约束相对较低(刘莉亚等，2019)，且中间品进口自由化可能提升了这类企业的生产率(李平等，2021)。

表7 异质性检验结果

变量	国企	国企	僵尸企业	僵尸企业	国有僵尸企业	国有僵尸企业
	(高组)	(高组)	(高组)	(高组)	(高组)	(高组)
	长期账面	短期账面	长期账面	短期账面	长期账面	短期账面
	<i>leverage2</i>	<i>leverage3</i>	<i>leverage2</i>	<i>leverage3</i>	<i>leverage2</i>	<i>leverage3</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>InputLib</i>	0.7544**	-1.7658***	0.1252	-4.8065***	0.6250	-5.7436***
	(0.3403)	(0.5002)	(0.7222)	(1.0101)	(0.7834)	(1.2209)
<i>InputLib</i> \times <i>small</i>	-1.3743**	0.5896	-0.0314	1.7107*	-0.4122	2.8236***
	(0.5426)	(0.6893)	(0.6232)	(0.9425)	(0.5710)	(1.0304)
<i>InputLib</i> \times KZ	-0.0369	0.4541***	0.1960	0.9182***	0.2094	1.2372***
	(0.0797)	(0.1185)	(0.1412)	(0.2077)	(0.1567)	(0.2516)
常数项	-0.2220***	0.1084	-0.4004***	-0.3427**	-0.3444***	-0.4108**
	(0.0465)	(0.0705)	(0.0956)	(0.1507)	(0.1117)	(0.1917)

① 限于篇幅，这里仅汇报具有显著性的回归结果。分成高中低三组的回归结果类似。详见附录III表A3至表A6。

(续表)

变量	国企 (高组)	国企 (高组)	僵尸企业 (高组)	僵尸企业 (高组)	国有僵尸企业 (高组)	国有僵尸企业 (高组)
	长期账面 <i>leverage2</i>	短期账面 <i>leverage3</i>	长期账面 <i>leverage2</i>	短期账面 <i>leverage3</i>	长期账面 <i>leverage2</i>	短期账面 <i>leverage3</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
观测值	2 693	2 825	1 008	1 054	658	674
R ²	0.158	0.264	0.167	0.359	0.208	0.405

注：(1)***、**、*分别表示显著性水平小于0.01、0.05、0.1。(2)所有回归均包含控制变量、行业和年份固定效应。(3)由于市值杠杆率的关键变量系数方向和账面杠杆率基本一致，故本表开始只汇报账面杠杆率结果，市值杠杆率、*small*和KZ系数备索。

(四) 进口自由化影响的经济价值

为进一步识别进口自由化对不同期限杠杆影响的经济规模，表8基于基准回归系数(表2第(5)–(6)列、表6)估计了进口关税为数据均值(6.2%)和0时的长期债务和短期债务水平。发现如下：(1)进口自由化(中间品进口关税下降)明显提升了各类企业长期杠杆率，降低了其短期杠杆率；(2)比之非国有企业，进口自由化更有助于提升国企长杠杆，降低其短杠杆；(3)进口自由化有助于提升非僵尸企业的长期杠杆率，降低僵尸企业的短期杠杆，优化企业债务期限结构。这些发现为推动我国结构性去杠杆提供可能思路。

表 8 异质性企业长短期杠杆率估计值比较

	长期账面杠杆率					短期账面杠杆率				
	全样本	国企	非国企	僵尸企业	非僵尸企业	全样本	国企	非国企	僵尸企业	非僵尸企业
关税为均值 (6.2%)	6.14%	6.78%	5.69%	7.32%	5.92%	33.98%	37.22%	31.19%	39.60%	32.97%
关税为0	9.44%	9.67%	6.42%	8.66%	9.71%	30.49%	32.81%	34.18%	31.40%	30.26%
上涨幅度	3.30%	2.89%	0.73%	1.34%	3.79%	-3.49%	-4.41%	2.99%	-8.20%	-2.71%

注：上涨幅度定义为：关税为0时的杠杆率—关税为均值时的杠杆率。

六、结论与启示

“中国将秉持开放、合作、团结、共赢的信念，坚定不移全面扩大开放，让中国市场成为世界的市场、共享的市场、大家的市场。”^①为理解本国市场开放如何影响中国经济，本文专注于企业资本结构的调整。

本文首先揭示了进口自由化影响企业资本结构调整的理论动机，指出进口中间品关

① 资料来源：习近平在第三届中国国际进口博览会上发表的主旨演讲，详见 https://www.sohu.com/a/429529121_115239，访问时间：2024年3月5日。

税下降会引发企业转向公司债融资,以利用“税盾”效应,来降低长期资本融资成本。之后,本文运用中国制造业上市企业数据对模型推论给予支持。实证结果显示,随着关税降低,企业倾向于降低短期杠杆,提升长期杠杆,但调整能力受限于企业规模和融资约束程度。其中,小规模企业更有动机降低短杠杆,但其在债务市场上的融资能力限制了增加长期杠杆的幅度,而高融资约束的企业也较难调整资本结构。针对国有企业、僵尸企业的研究进一步显示,进口自由化可以优化我国企业债务期限结构,提升国有企业长杠杆、降低其短杠杆,提升非僵尸企业的长期杠杆,降低僵尸企业的短期杠杆。

本文的研究指出,中间商品关税的降低有助于改善企业债务期限结构,降低可能引发流动性风险的短期杠杆,提高有助于企业长期发展的中长期杠杆,故丰富了进口自由化的政策含义,但具体实施降低关税政策时仍需考虑多方面的经济影响。与此同时,鉴于融资结构的调整需要有一个相对发展的资本市场,故本文的第二个政策含义是,进一步发展以直接融资为代表的资本市场,尤其是公司债券市场,这将有助于降低“结构性去杠杆”所面对的障碍,推动中国“结构性去杠杆”政策的实施。

参 考 文 献

- [1] Amiti, M., and D. E. Weinstein, “Exports and Financial Shocks”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126 (4), 1841-1877.
- [2] Amiti, M., and J. Konings, “Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia”, *American Economic Review*, 2007, 97 (5), 1611-1638.
- [3] Baggs, J., and J. A. Brander, “Trade Liberalization, Profitability, and Financial Leverage”, *Journal of International Business Studies*, 2006, 37, 196-211.
- [4] Bergin, P. R., L. Feng, and C. Y. Lin, “Financial Frictions and Trade Dynamics”, *IMF Economic Review*, 2018, 66, 480-526.
- [5] Bergin, P. R., L. Feng, and C. Y. Lin, “Trade and Firm Financing”, *Journal of International Economics*, 2021, 131, 103461.
- [6] Booth, L., V. Aivazian, A. Demirguc-Kunt, and V. Maksimovic, “Capital Structures in Developing Countries”, *The Journal of Finance*, 2001, 56 (1), 87-130.
- [7] Brandt, L., J. V. Biesebroeck, L. Wang, and Y. Zhang, “WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms”, *American Economic Review*, 2017, 107 (9), 2784-2820.
- [8] Fama, E. F., and K. R. French, “Testing Trade-Off and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt”, *Review of Financial Studies*, 2002, 15, 1-33.
- [9] Feng, L., Z. Li, and D. L. Swenson, “The Connection Between Imported Intermediate Inputs and Exports: Evidence from Chinese Firms”, *Journal of International Economics*, 2016, 101, 86-101.
- [10] Jermann, U., and V. Quadrini, “Macroeconomic Effects of Financial Shocks”, *American Economic Review*, 2012, 102 (1), 238-271.
- [11] 蒋灵多、陆毅,“市场竞争加剧是否助推国有企业加杠杆”,《中国工业经济》,2018年第11期,第155—173页。
- [12] 蒋灵多、陆毅、纪珽,“贸易自由化是否助力国有企业去杠杆”,《世界经济》,2019年第9期,第101—125页。
- [13] Khandelwal, A. K., P. K. Schott, and S. J. Wei, “Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters”, *American Economic Review*, 2013, 103 (6), 2169-2195.
- [14] Kohn, D., F. Leibovici, and M. Szkup, “Financial Frictions and New Exporter Dynamics”, *International Economic Review*, 2016, 57 (2), 453-486.

- [15] Liu, Q., and L. D. Qiu, "Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms' Patent Filings", *Journal of International Economics*, 2016, 103, 166-183.
- [16] Liu, Q., H. Cai, and M. Yu, "Trade Liberalization and Corporate Financing Decisions", *Social Science Electronic Publishing*, 2011, No. 2022788.
- [17] Liu, Q., R. Lu., Y. Lu, and T. A. Luong, "Import Competition and Firm Innovation: Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 2021, 151, 102650.
- [18] Lu, Y., and L. Yu, "Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China WTO Accession?", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7 (4), 221-253.
- [19] 李平、程红雨、王春晖, "进口自由化、僵尸企业与企业生产率", 《南开经济研究》, 2021 年第 6 期, 第 197—215 页。
- [20] 刘莉亚、刘冲、陈垠帆、周峰、李明辉, "僵尸企业与货币政策降杠杆", 《经济研究》, 2019 年第 9 期, 第 73—89 页。
- [21] 刘啟仁、黄建忠, "贸易自由化、企业动态与行业生产率变化——基于中国加入 WTO 的自然实验", 《国际贸易问题》, 2016a 年第 1 期, 第 27—37 页。
- [22] 刘啟仁、黄建忠, "人民币汇率、依市场定价与资源配置效率", 《经济研究》, 2016b 年第 12 期, 第 18—31 页。
- [23] Manova, K., S. J. Wei, and Z. Zhang, "Firm Exports and Multinational Activity under Credit Constraints", *The Review of Economics and Statistics*, 2015, 97, 574-588.
- [24] 秦海林、陈泽, "强制性去杠杆能改善企业债务期限结构吗", 《财会月刊》, 2020 年第 16 期, 第 26—34 页。
- [25] Rajan, R. G., and L. Zingales, "What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data", *The Journal of Finance*, 1995, 50 (5), 1421-1460.
- [26] 申广军、姚洋、钟宁桦, "民营企业融资难与我国劳动力市场的结构性问题", 《管理世界》, 2020 年第 2 期, 第 41—58+217 页。
- [27] 谭语嫣、谭之博、黄益平、胡永泰, "僵尸企业的投资挤出效应: 基于中国工业企业的证据", 《经济研究》, 2017 年第 5 期, 第 175—188 页。
- [28] 田巍、余淼杰, "企业出口强度与进口中间品贸易自由化: 来自中国企业的实证研究", 《管理世界》, 2013 年第 1 期, 第 28—44 页。
- [29] 王国刚, "'去杠杆': 范畴界定、操作重心和可选之策", 《经济学动态》, 2017 年第 7 期, 第 16—25 页。
- [30] 汪勇、马新彬、周俊仰, "货币政策与异质性企业杠杆率——基于纵向产业结构的视角", 《金融研究》, 2018 年第 5 期, 第 47—64 页。
- [31] 王宇伟、盛天翔、周耿, "宏观政策、金融资源配置与企业部门高杠杆率", 《金融研究》, 2018 年第 1 期, 第 36—52 页。
- [32] 王永钦、李蔚、戴芸, "僵尸企业如何影响了企业创新? ——来自中国工业企业的证据", 《经济研究》, 2018 年第 11 期, 第 99—114 页。
- [33] Xu, J., "Profitability and Capital Structure: Evidence from Import Penetration", *Journal of Financial Economics*, 2012, 106, 427-446.
- [34] 肖泽忠、邹宏, "中国上市公司资本结构的影响因素和股权融资偏好", 《经济研究》, 2008 年第 6 期, 第 119—134+144 页。
- [35] 徐臻阳、鄢萍、吴化斌, "价格指数背离、金融摩擦与'去杠杆'", 《经济学》(季刊), 2019 年第 4 期, 第 1187—1208 页。
- [36] 余淼杰、智琨, "进口自由化与企业利润率", 《经济研究》, 2016 年第 8 期, 第 57—71 页。
- [37] 钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林, "中国企业债务的结构性问题", 《经济研究》, 2016 年第 7 期, 第 102—117 页。

Import Liberalization and the Choice of Corporate Capital Structure

LU Xiaoqin

(Shanghai Polytechnic University)

FENG Ling* PEI Tingting

(Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract: A simple theoretical model demonstrates that import liberalization may induce firms to switch to long-term bond financing. Evidence from Chinese manufacturing firms supports model predictions, and shows that tariff reductions are associated with falling short-term leverage ratios but rising long-term leverage ratios. In particular, small-scale companies tend to reduce short-term leverage. Additionally, financing constraints may also limit the ability of firms' capital structure adjustment. The paper suggests that actively expanding imports, opening up domestic markets, and promoting the development of direct-financing capital markets, especially the long-term corporate debt markets, will contribute to the implementation of China's "structural deleveraging" policy.

Keywords: import liberalization; capital term structure; structural deleveraging

JEL Classification: F13, F14, G32

* Corresponding Author: Feng Ling, Finance School at Shanghai University of Finance and Economics, No. 777 Guoding Street, Yangpu District, Shanghai 200433, China; Tel: 86-21-65904554; E-mail: feng.ling@mail.shufe.edu.cn.