

投入品预期关税减让与企业投资

——基于中国入世过渡期的分析

冯 玲 刘小逸 袁 帆*

摘要: 本文从理论与实证两个方面探究贸易协定对投入品未来进口关税约束税率的承诺如何影响企业投资决策。理论分析表明,非预期的实际关税减让会对下游企业投资产生扩张性影响,而预期关税减让则会产生当期紧缩、未来扩张的效果。实证部分以中国加入世界贸易组织为背景,为理论推论提供支持。本文将有关消息冲击的研究范围首次拓展到了中国贸易政策研究领域,为政策制定者理解减税协议工作机制、协商与制定合适的减税协议,提供更为全面的考虑因素。

关键词: 关税减让过渡期; 约束税率; 企业投资

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.01.19

一、引 言

目前已有大量文献关注未来科技或政策的消息冲击如何影响当下的经济活动,但鉴于对未来科技水平的预期相对难以识别,现有文献尤其关注提前公布的未来政策所带来的经济效应。根据 Alessandria and Mix (2021),贸易政策具有提前公布、逐步实施、与企业生产紧密相关等特征,使得贸易协定中的关税壁垒同时具有预期和非预期的成分,这为研究消息冲击的经济效应提供了理想的政策环境。基于此,本文旨在考察提前公布的关税减让过渡期安排如何通过影响企业预期,来改变企业投资行为。

关税减让过渡期安排是国际关税减让协定的主要执行方式之一。^①它是指关税减让协定生效后,关税逐步减让直至目标关税完全实现的过渡阶段。关税减让协定在实施之前即对未来的关税减让做出详细安排,并且向公众宣布,成为公共信息。这意味着过渡期安排可能通过预期关税渠道,对当前经济形成影响。

但现有研究主要关注关税实际减让幅度对企业贸易或生产行为的影响,较少从减税过渡期视角,探讨预期投入品减税对企业投资决策的影响。而要理解贸易一体化对经济的影响,就有必要充分识别不同类型贸易壁垒源头的作用机制。为此,本文首先构造包

* 冯玲、刘小逸、袁帆,上海财经大学金融学院。通信作者及地址:刘小逸,上海市杨浦区国定路777号,200433;电话:(021)65904554;E-mail:liu.xiaoyi@163.sufe.edu.cn。本文得到国家自然科学基金面上项目(72173078)、国家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(IRT-SHUF)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

^① 比如1986年11月的“乌拉圭回合”规定,农产品减税过渡期为自1995年起6至10年,其他产品为5年;2020年11月签署的《区域全面经济伙伴关系协定》规定,自2022年,各成员方在20年过渡期内逐步完成减税义务。

含预期和非预期关税变动的理论模型,指出过渡期安排所形成的对未来关税的预期,会对企业投资的跨期安排产生影响。模型在 Bustos (2011) 的基础上,增加两个关键要素。其一,在两期模型中引入当前实际执行税率和未来约束税率,以此刻画过渡期内的预期减税安排。其二,结合中国加入世界贸易组织(WTO)以来的贸易特征,将企业进口的投入品划分为中间品与资本品,并根据生产属性差异,以进口中间品(比如原材料等在一个会计期内即被消耗的产品)作为企业生产函数的投入要素,以进口资本品(比如机械设备等可以重复使用的产品)提高生产率来刻画企业投资行为。^①

模型分析表明,当期实际关税减让对下游企业投资具有扩张性影响,而预期关税减让则会对下游企业当期投资产生紧缩性作用。当期税率降低,意味着投入品进口成本下降,这会鼓励企业增加当期进口。但在关税减让安排下,若进行“前瞻性”决策的企业预期税率降低,会期望未来投入品进口成本下降,因而在当期和未来生产之间进行跨期决策。

鉴于资本品和中间品的不同生产功能,模型进一步区分预期关税减让对这两类投入品的影响。这在研究预期关税影响的文献中尚为罕见。就资本品而言,贸易协定的签署让“前瞻性”企业形成未来进口投资成本降低的预期,从而推迟当期投资,转向下一期投资,但这一选择的成本在于无法获得生产率提高带来的当期利润增长。由此可见,未来约束税率的变动能够引起资本品进口的跨期调整。但就中间品而言,其进口决策是静态的,未来中间品成本的变动仅对第二期而非第一期的生产、定价和利润形成影响,故中间品不存在跨期调整决策。

实证分析以中国入世为背景,为理论推论提供经验证据。根据《中华人民共和国加入议定书》及附件(*Protocol on the Accession of the People's Republic of China*)^②(以下简称《议定书》)规定的入世关税减让时间表,本文以投入品当期实际税率与下一期期初约束税率的差额,构建投入品“计划减税幅度”变量,以度量企业预感的未来关税减让幅度。该变量数值越大,企业预期投入品的未来税率越低,故更有动机推迟当前投资,增加未来投资。结合中国工业企业数据以及海关数据,实证分析表明,当期实际税率减让具有扩张性,但预期税率减让具有当期紧缩的影响。具体而言,投入品计划减税幅度每增加10%,在集约边际上企业当期投资率下降0.32%—0.37%,而在扩展边际上当期投资概率下降约0.08%。数据还显示,预期税率减让会鼓励下一期投资。投入品计划减税幅度每增加10%,未来投资率平均增加0.17%—0.18%,未来投资概率上升约0.02%。工具变量的回归结果提供了更进一步的稳健性支持。此外,以企业的资本品及中间品进口为被解释变量的实证结果同样表明,投入品计划减税幅度对当期资本品进口具有显著负向影响,但中间品没有受到显著影响。

与本文最为相关的研究是贸易政策变化中预期影响的文献。比如, Khan and Khederlarian (2021) 基于北美自由贸易协定的关税减让安排,发现美国从墨西哥的进口经历了相当大的预期性下滑和后续反弹。Alessandria and Mix (2019、2021) 通过构造理论

^① 自2000年至2006年,中国资本品和中间品进口规模大幅提高,资本品增长约151%,中间品增长约256%(Liu and Qiu, 2016)。现有文献普遍认为,技术溢出效应的存在,使得进口资本品有利于降低国内企业研发成本,促进企业技术升级(Mo et al., 2021)。

^② 具体参见 <http://treaty.mfa.gov.cn/tykfiles/20181217/1545037302167.pdf>, 访问时间:2024年1月10日。

模型发现，当前的贸易壁垒下降具有扩张性，而未来贸易壁垒的预期下降则具有短期紧缩、长期扩张的属性。此外，Cavallo et al. (2021) 利用中美贸易摩擦期间的数据发现，美国零售商会在关税上涨之前囤积进口产品。与现有文献相似，本文捕捉了关税协定签署之后经济体的预期性下滑和后续反弹现象，为贸易自由化所伴随的经济体缓慢调整行为提供解释。不同之处在于：其一，本文关注投入品预期关税减让对下游企业的影响，而非产品自身的关税减让安排；其二，本文关注投资的跨期安排，而非企业的进口贸易行为；其三，本文关注贸易协定对中国经济的影响，而现有文献对此鲜有研究。

本文有关预期影响经济决策的发现，也能够对消息冲击文献做出贡献。这支文献主要关注未来科技水平或财政政策的预期变动，利用结构向量自回归模型 (Colacito et al., 2018; Barsky and Sims, 2012)、准自然实验、贝叶斯估计等方法来识别消息冲击参数 (Schmitt-Grohé and Uribe, 2012; Arezki et al., 2017; Blanchard et al., 2013)。这些方法往往依赖严格的识别限制或参数设定，而贸易协议中的预期成分及其与未来经济行为的高度相关性，为识别消息冲击的经济影响提供了自然的研究设定。关税过渡期安排中的约束税率限制了未来关税水平的波动范围，是了解未来关税水平的重要消息，有助于识别“预期”的贸易壁垒消息冲击和“未预料到”的贸易壁垒冲击对经济体的不同影响。不同于大量关注实际关税削减对中国经济贡献的文献，本文将有关消息冲击的研究范围拓展到中国贸易政策研究领域，有助于理解中国贸易政策的微观和宏观效应。

此外，本文也与贸易协定延迟效应的研究相关。这类文献指出，贸易自由协定签署后，缔约国的贸易往来存在滞后效应，而非立即上升。例如，Baier and Bergstrand (2007) 在贸易引力模型中引入自贸区的滞后哑变量，发现北美自由贸易协定对贸易的影响存在滞后效应。Baier et al. (2014)、Besedes et al. (2020) 也有类似发现。与现有文献不同，本文从投入品预期减税视角进行研究，并利用企业层面数据，指出贸易延迟效应还可能来自下游企业在投资决策上的调整。

过渡期的研究对于指导中国贸易实践具有非常重要的现实意义。虽然大量文献研究了加入 WTO 对中国经济的贡献 (如 Feng et al., 2016; Brandt et al., 2017)，但鲜有文章关注中国入世的关税减让时间表安排可能带来的经济效应。区域经贸合作是当前中国对外开放的重要战略选择，削减关税壁垒更是强化区域贸易交流的关键政策工具。本文的研究表明，虽然贸易减让政策是扩张性的，但贸易减让过渡期却具有短期紧缩、长期扩张的属性。这一发现为政策制定者协商与制定合适的减税协议提供了更为全面的考虑因素，不仅利于全面理解 WTO 对中国经济的贡献，更有助于理解和预估《区域全面经济伙伴关系协定》(RCEP) 等贸易协定对中国经济的影响。

下文结构安排如下，第二部分为理论模型；第三部分为背景及数据说明；第四部分为实证研究设计；第五部分为实证结果；第六部分为结论。

二、理论模型

本文借鉴 Bustos (2011) 构建异质性企业贸易模型，旨在探究预期未来关税减让对企业投资计划的影响及具体机制。不同于 Bustos (2011) 关注实际减税后的企业经营调整，本文引入未来约束税率，以刻画过渡期对减税安排的承诺如何影响企业当期及未来投资。

(一) 关税减让过渡期

过渡期安排公开并预先承诺了过渡期内各产品的进口关税约束税率及生效时间。根据《关税及贸易总协定》，约束税率是WTO成员方之间的进口关税上限，约束税率降低预示进口国在未来会降低进口关税，以兑现减税协定对约束税率的承诺。这种安排为企业提供了预判进口税率的可靠依据。

为刻画过渡期安排，模型设定两个经营期。第一期的实际进口税率为 τ_1 ，第二期的约束税率为 τ_m ($\tau_1 \geq \tau_m$)，第二期实际税率 τ_2 以该约束税率为上限 ($0 \leq \tau_2 \leq \tau_m$)，并进一步假设 τ_2 服从 $[0, \tau_m]$ 的均匀分布 (Feng et al., 2017)。约束税率 τ_m 的降低，预示着未来实际关税 τ_2 将降低，从而未来进口成本降低。

(二) 市场需求及生产函数

需求方面，设定消费者效用函数为 $U = \left[\int_{\omega \in \Omega} q(\omega)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} d\omega \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$ 。 $\omega \in \Omega$ 代表市场上的商品种类， $q(\omega)$ 代表商品 ω 的消费数量， $\epsilon > 1$ 刻画了商品替代弹性，消费总支出为 R ，消费总量为 Q 。在预算约束下，产品 ω 的需求曲线可以表示为 $q(\omega)p(\omega)^\epsilon = QP^\epsilon$ ，其中 $p(\omega)$ 代表商品 ω 的价格， $P = \left[\int_{\omega \in \Omega} p(\omega)^{1-\epsilon} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}$ 为市场价格指数。

生产方面，各异质生产率企业生产 Ω 范围内某一特定品种。为了突出研究重点，本文参考 Foellmi et al. (2015)，以进口原材料等中间品作为生产函数的唯一投入要素。^① 假设本国为小国经济，中间品进口规模的变动不会影响国际市场上的产品价格，因此对中间品价格单位化。

对于生产 ω 产品的企业，其生产函数为 $q(\omega) = \varphi M$ ，其中 φ 代表异质生产率。根据 Bustos (2011)，企业的生产率在第一期期初随机决定，服从 $G(\varphi) = 1 - \varphi^{-k}$ 的累积概率分布 ($k > \epsilon - 1$)。 M 为企业进口中间品的数量。虽然中间品在国际市场上售价固定，但进口中间品时需要按照当期税率支付进口关税。故当企业在第一期进口 M 单位中间品时，需支付的含税成本为 $M(1 + \tau_1)$ 。

(三) 企业投资决策

除了进口中间品以满足生产需求，企业还需要进口投资品以满足技术升级需求。企业可以选择在第一和/或第二期进行投资。投资后，当期及未来生产效率会得到永久性提高。参照 Bustos (2011)，模型假设企业支付固定投资成本 (I) 以进口生产设备等资本品，生产效率相应提高固定比例。

具体而言，企业第一期的含税投资成本为 $I(1 + \tau_1)$ ，第二期预期为 $I \times \mathbb{E}(1 + \tau_2)$ (\mathbb{E} 代表期望符号)。根据 Bustos (2011)、Handley and Limão (2015) 等，企业支付固定投资成本后，生产率实现等比例线性提高。故模型设定，首次投资使得企业当期及未来生产效率按照 γ 比例提高到 $\gamma\varphi$ ，当企业选择两期均投资时，第二期生产效率将进一步

^① Foellmi et al. (2015) 以生产性资本作为唯一投入要素，构建异质性企业模型，探究了贸易自由化对企业研发投入投资的影响。

提高至 $\gamma\eta\varphi$ 。这里， η 为再次投资所带来的生产效率的提高比例。^① 模型假设 $\eta \geq \gamma$ ，以此捕捉技术创新所具有的溢出性。^②

假设任意企业均有四种投资策略：决策 A，两期均不投资，生产率始终为初始水平 φ ；决策 B，第一期不投资，生产率为 φ ，第二期投资，生产率提高到 $\gamma\varphi$ ；决策 C，第一期投资，生产率提高为 $\gamma\varphi$ ，第二期不投资，生产率保持为 $\gamma\varphi$ ；决策 D，两期均投资，第一期投资后生产率提高为 $\gamma\varphi$ ，第二期投资后提高为 $\gamma\eta\varphi$ 。企业需要基于对未来关税的预期，在第一期制定当期及未来的投资规划及定价决策，以实现预期利润最大化。以决策 A 为例。给定初始生产率 φ ，当企业选择决策 A 时，其最优化问题如下^③：

$$\max_{p_{A_t}, q_{A_t}} \pi_A = p_{A1} q_{A1} - \frac{q_{A1}}{\varphi} (1 + \tau_1) - f + \beta \mathbb{E} \left(p_{A2} q_{A2} - \frac{q_{A2}}{\varphi} (1 + \tau_2) - f \right), \quad (1)$$

s. t.

$$RP_1^{\varepsilon-1} = q_{A1} p_{A1}^{\varepsilon},$$

$$RP_2^{\varepsilon-1} = q_{A2} p_{A2}^{\varepsilon},$$

其中， π_A 代表选择决策 A 时企业的预期经营现值之和， β 为折现率， $\mathbb{E}(\cdot)$ 为企业对第二期利润的预期。 p_{A_t} 和 q_{A_t} 分别为该企业的 t 期定价和产量决策 ($t=1, 2$)。根据生产函数， q_{A_t}/φ 为 t 期使用的中间品数量。 R 为市场在该行业产品上的总支出。 P_t 代表 t 期该行业的市场价格指数。 f 为企业每期生产所需支付的固定成本。因为决策 A 代表企业不进行投资，故生产效率始终保持不变。求解企业选择 A 类决策时，其各期定价决策以及预期利润现值如下^④：

$$p_{A1} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \left(\frac{1+\tau_1}{\varphi} \right); \quad p_{A2} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \frac{1}{\varphi} \mathbb{E}(1+\tau_2), \quad (2)$$

$$\pi_A = \frac{R}{\varepsilon-1} \left(\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \right)^{\varepsilon} \varphi^{\varepsilon-1} \left(\left(\frac{P_1}{1+\tau_1} \right)^{\varepsilon-1} + \beta \left(\frac{P_2}{\mathbb{E}(1+\tau_2)} \right)^{\varepsilon-1} \right) - (1+\beta). \quad (3)$$

异质性企业根据自身生产率水平进行投资规划，即给定第一期期初的生产率 (φ)，通过比较 π_A 至 π_D 的相对大小，在四类投资决策中进行选择。不同的投资决策间存在生产率分界点。首先，固定成本 f 保证了企业的市场退出机制。当 $\pi_A=0$ 时，该生产率即为市场进入门槛 φ_* (如式 (4) 所示)。如果生产效率低于 φ_* ，此时收入难以支付固定成

① 由于初始生产率存在差异，相等的投资成本为高生产率企业带来更大幅度的生产率绝对值增长，即单位投资的绝对回报随企业生产率的增高而增高，体现了投资的规模效益，进而刻画了高生产率企业更偏好于投资的现象 (Aw et al., 2011)。

② 假设根据 Dinopoulos and Sener (2007)，企业增加投资实现技术升级，技术升级通过知识积累等途径又提高了企业对新技术的掌握和学习能力，即技术创新具有很强的溢出性。故模型设定第二次投资的生产效率提高幅度高于第一次。

③ 附录 I 提供了理论模型的稳健性假设检验及相关推论的证明。限于篇幅，附录未在正文报告，感兴趣的读者可在《经济学》(季刊) 官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

④ B、C、D 三类决策下，企业的预期利润分别为：

$$\pi_B = \frac{R}{\varepsilon-1} \left(\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \right)^{\varepsilon} \varphi^{\varepsilon-1} \left(\left(\frac{P_1}{1+\tau_1} \right)^{\varepsilon-1} + \beta \left(\frac{\gamma P_2}{\mathbb{E}(1+\tau_2)} \right)^{\varepsilon-1} \right) - (1+\beta)f - \beta I \mathbb{E}(1+\tau_2),$$

$$\pi_C = \frac{R}{\varepsilon-1} \left(\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \right)^{\varepsilon} \varphi^{\varepsilon-1} \left(\left(\frac{\gamma P_1}{1+\tau_1} \right)^{\varepsilon-1} + \beta \left(\frac{\gamma P_2}{\mathbb{E}(1+\tau_2)} \right)^{\varepsilon-1} \right) - (1+\beta)f - I(1+\tau_1),$$

$$\pi_D = \frac{R}{\varepsilon-1} \left(\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \right)^{\varepsilon} \varphi^{\varepsilon-1} \left(\left(\frac{\gamma P_1}{1+\tau_1} \right)^{\varepsilon-1} + \beta \left(\frac{\gamma \eta P_2}{\mathbb{E}(1+\tau_2)} \right)^{\varepsilon-1} \right) - (1+\beta)f - \beta I \mathbb{E}(1+\tau_2) - I(1+\tau_1).$$

本,企业会选择退出市场。其次,当 $\pi_A = \pi_B$ 时,生产率为 φ_{AB} (如式(5)所示),此时决策A与决策B无差别;当 $\pi_D = \pi_B$ 时,生产率为 φ_{BD} (如式(6)所示),此时决策B与决策D无差别。

$$\varphi_*^{\epsilon-1} = \frac{(1+\beta)f(\epsilon-1)}{R} \left(\frac{\epsilon-1}{\epsilon}\right)^{-\epsilon} \left(\left(\frac{P_1}{1+\tau_1}\right)^{\epsilon-1} + \beta \left(\frac{P_2}{\mathbb{E}(1+\tau_2)}\right)^{\epsilon-1} \right)^{-1}, \quad (4)$$

$$\varphi_{AB}^{\epsilon-1} = \frac{I\mathbb{E}(1+\tau_2)(\epsilon-1)}{R(\gamma^{\epsilon-1}-1)} \left(\frac{\epsilon-1}{\epsilon}\right)^{-\epsilon} \left(\frac{P_2}{\mathbb{E}(1+\tau_2)}\right)^{1-\epsilon}, \quad (5)$$

$$\varphi_{BD}^{\epsilon-1} = \frac{I(1+\tau_1)(\epsilon-1)}{R(\gamma^{\epsilon-1}-1)} \left(\frac{\epsilon-1}{\epsilon}\right)^{-\epsilon} \left(\left(\frac{P_1}{1+\tau_1}\right)^{\epsilon-1} + \beta \frac{\gamma^{\epsilon-1}(\eta^{\epsilon-1}-1)}{\gamma^{\epsilon-1}-1} \left(\frac{P_2}{\mathbb{E}(1+\tau_2)}\right)^{\epsilon-1} \right)^{-1}. \quad (6)$$

类似于Bustos(2011),决策B与决策C的参数条件是互斥选择。模型将舍弃决策C,而保留A、B、D三种决策。原因在于,本文对中国制造业企业各年投资分布情况进行分析时发现,入世初始阶段(2001—2002年)各分位投资率均普遍低于过渡期内各年份(2003—2006年)相应分位的投资率,企业投资整体呈现扩张趋势。这与决策C所描述的前期投资、后期不投资的决策类型相矛盾,与决策B所描述的投资规律相吻合。

(四) 总结

企业投资决策如图1所示。定义选择决策A的企业为A类企业,B、C、D类企业类似。类型A、B、D企业的生产率将分别归属于 $(\varphi_*, \varphi_{AB})$ 、 $(\varphi_{AB}, \varphi_{BD})$ 、 (φ_{BD}, ∞) 的区间上。由此可见,给定关税结构和市场结构后,生产率越高的企业越倾向于投资,这与异质性贸易模型的经典结论相吻合(Melitz, 2003; Bustos, 2011)。

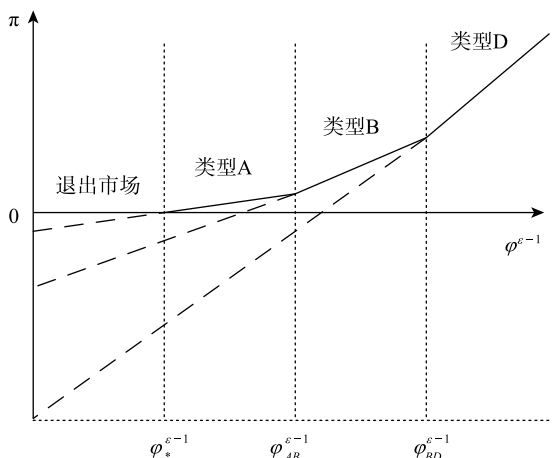


图1 企业投资决策示意图

注: A类企业两期均不投资; B类企业仅第二期投资; D类企业两期均投资; 横坐标轴代表生产率(φ)的函数形式($\varphi^{\epsilon-1}$)。

模型对于约束税率的设定,允许我们进一步分析投入品关税过渡期如何影响企业的跨期投资决策。推论1、推论2分别从集约边际、扩展边际进行说明。

推论1 在集约边际上,第二期约束税率(τ_m)降低,第一期在位企业的平均投资规模将降低,第二期在位企业的平均投资规模将增加。

第一、二期在位企业的平均投资规模可以分别表示为 $Inv1 = \int_{\varphi_{BD}}^{\infty} I\mu(\varphi) d\varphi$ 和 $Inv2 =$

$\int_{\varphi_{AB}}^{\infty} I\mu(\varphi) d\varphi$ 。其中， $\mu(\varphi)$ 为在位企业的生产率概率密度函数， $\mu(\varphi) = G'(\varphi) / [1 - G(\varphi_*)]$ 。可以证明 $\frac{\partial Inv1}{\partial \tau_m} > 0$ ， $\frac{\partial Inv2}{\partial \tau_m} < 0$ 。

推论 2 在扩展边际上，第二期约束税率降低，会减少第一期投资企业占在位企业总数的比例，提高第二期投资企业占在位企业总数的比例，即出现扩展边际的投资递延。

第一期即投资的企业（D 类企业）占企业总数的比例可表示为 $Ratio1 = \frac{\varphi_*^k}{\varphi_{BD}^k}$ ，且 $\frac{\partial(Ratio1)}{\partial \tau_m} > 0$ ，即 τ_m 降低，第一期即投资的企业生产率临界值（ φ_{BD} ）将相对提高，意味着第一期即投资的企业数量会相对下降。同时，存在第二期投资行为的企业（B、D 两类企业）数量占比为 $Ratio2 = \frac{\varphi_*^k}{\varphi_{AB}^k}$ ，且 $\frac{\partial(Ratio2)}{\partial \tau_m} < 0$ ，即 τ_m 降低，第二期进行投资的企业生产率临界值（ φ_{AB} ）会相对降低，意味着第二期投资的企业数量会相对上升。

推论 1 和推论 2 分别从集约边际和扩展边际阐述了未来约束税率降低对企业当期投资的抑制以及对未来投资的激励。为了识别上述推论的具体机制，下文将从资本品及中间品两个角度分析未来约束税率的变动对企业的影响。

在决定是否推迟投入品进口时，企业面临着递延当期进口的成本与收益的考虑。就资本品渠道而言，第二期约束税率下降意味着第二期的预期投资成本降低，但企业将第一期投资递延至第二期的成本在于，其无法立即获得生产率提高带来的利润增长。随着贸易协定的签署，“前瞻性”企业可以从贸易协定中未来约束税率下降形成有关未来实际税率和进口投资成本降低的预期。相应地，企业会推迟当期投资，转向下一期投资。

中间品渠道则相对简单。作为生产函数的投入要素，中间品是所有企业维持生产的必需品，其关税成本直接影响企业产品定价。但因为产品定价仅依赖于当期关税水平，故中间品的决策是静态的，不涉及跨期调整。如式（2）所示，第二期约束税率下降虽然意味着第二期的预期投资成本降低，但对第一期的生产、定价和利润不产生影响。式（7）、式（8）进一步展示在位企业第一、二期的平均中间品进口额（ $M1$ 、 $M2$ ），可以发现， $M1$ 仅受到第一期实际税率（ τ_1 ）的影响，与第二期约束税率无关，即中间品不存在跨期调整机制。

$$M1 = \frac{\varepsilon - 1}{\varepsilon(1 + \tau_1)}, \quad (7)$$

$$M2 = \frac{\varepsilon - 1}{\varepsilon \mathbb{E}(1 + \tau_2)}. \quad (8)$$

模型中对于两期关税结构的设定，允许我们对比第一期实际税率与第二期约束税率对企业进口与投资的影响差异。第一，根据式（7），第一期实际税率降低，能够激励在位企业第一期中间品的平均进口额，即 $\frac{\partial(M1)}{\partial \tau_1} < 0$ 。第二，第一期实际税率降低意味着第一期的资本品进口成本，即第一期投资成本降低，这将增加企业在第一期的平均投资额及资本品进口额，即 $\frac{\partial(Inv1)}{\partial \tau_1} < 0$ 。

以上分析可见,实际税率的下降具有扩张性,会激励企业的当期进口和投资,而预期关税减让则只对资本品具有当期紧缩、未来扩张额属性。我们将进一步对此进行检验。

三、背景及数据说明

(一) 入世减税过渡期安排

2001年11月10日,世界贸易组织第四届部长级会议通过了中国入世决议,11日正式签署了《议定书》。其中,关税减让表规定了各进口税目的约束税率及生效时间,是入世过渡期内中国进口关税调整的总体指导方针,对于预判税率变动幅度、变动时间具有重要的信息价值。

根据《议定书》,中国承诺于2010年之前完成所有进口产品的减税义务,即各税目的实际进口税率应于最终约束税率正式生效时(或之前),降至该约束税率(或以下)。但不同产品的最终约束税率生效时间存在差异。减让表对所涉及的全部税目均规定了入世时正式生效(2001年12月11日)的约束税率,部分税目还规定了过渡期内生效的约束税率。表1统计了在各年份生效的最终约束税率的税目数量。入世减税义务共涉及HS 8产品层面税目约7 159项。其中,3 312项税目的入世约束税率即为最终约束税率,于中国入世时立即生效,占比约为46.3%,该类税目的约束税率在后续过渡期年份中不再发生改变。对于其他53.7%的税目,最终约束税率将在后续过渡期内逐步生效。截至2006年,99.4%税目的最终约束税率均正式生效,故本文实证分析以2000—2006年为研究区间。

表1 各年最终约束税率生效税目数(HS 8)

生效时间	2001年12月11日	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年
税目数量	3 312	914	626	1 393	779	95	0	36	0	4
税目占比(%)	46.26	12.77	8.74	19.46	10.88	1.33	0.00	0.50	0.00	0.06

注:2002年代表生效时间为2002年1月1日,即总计914项税目的最终约束税率于2002年1月1日生效,占比为12.77%,以此类推;总税目数目为各年份中最终约束税率生效的税目数量之和,总计7 159项;税目占比=税目数量/总税目数目。

(二) 数据说明

本文使用的数据包括中国工业企业数据、海关数据、关税数据三部分。其中,工业企业数据以全部国有及规模以上非国有工业企业为统计对象,统计变量包括企业识别码、企业名称以及各项财务指标等。海关数据以进出口贸易记录为统计对象,统计信息包括各项交易的金额、数量、贸易类型、贸易方身份信息、产品的HS 8位码类别等。关税数据包括中国最惠国进口关税与入世关税减让时间表所承诺的年度约束税率,并通过《中国2002年投入产出表》计算各行业投入品的平均最惠国进口关税与约束税率。

数据匹配包含三个主要环节。首先,以企业名称为桥梁,将2000—2006年度工业企业数据与海关数据分年度匹配,平均匹配成功记录约占工企企业数量20.6%,约占海

关企业数量 33.3%^①；其次，选取工业企业数据库中的制造业企业，按照 Brandt (2012) 的方法，通过企业代码、名称等信息，对年度数据进行跨期匹配。此外，按照一般公认的会计准则进行数据清洗。^② 最后，根据海关编码与国民经济行业分类代码的对应关系，将关税与工企数据库的行业进行匹配，得到 CIC 4 行业层面产出品及投入品的关税变量。

四、实证研究设计

(一) 变量构造

(1) 企业经营投资。理论分析部分，我们强调固定资产投资对企业生产的激励作用。参考 Caldara et al. (2020)，本文以企业经营用固定资产的对数差分衡量投资率。此外，根据企业投资率是否大于 0，本文构建投资哑变量，并采用行业平均经营用固定资产的对数差分来衡量行业投资率。

(2) 投入品计划减税幅度。“投入品计划减税幅度”变量构造如下： $IPgap_{ht} = IPMFN_{ht} - IPbound_{h(t+1)}$ 。其中， $IPMFN_{ht}$ 代表 CIC 4 位码中 h 行业的投入品在 t 年的最惠国进口税率； $IPbound_{h(t+1)}$ 代表 h 行业的投入品在第 $t+1$ 年年年初的约束税率。该变量取值越大，代表相比于投入品的现行税率，下期期初的约束税率越低。鉴于关税将于下期期初之前减让至约束税率（或以下），以兑现减税承诺，企业因此会预期本期内进口投入品将经历更大幅度的减税过程，即本期计划减税幅度扩大。

(3) 控制变量。企业层面控制变量包含流动资产规模、生产率、贸易规模及国有资本占比 (Caldara et al., 2020; Liu and Qiu, 2016)。在行业层面，本文引入投入品、产出品的进口税率 (Amiti and Konings, 2007)，用于控制投入品的实际税率水平、产出品进口竞争等因素对企业投资的影响；引入行业利息率、税收率、补助率，以控制产业政策保护的影响 (Aghion et al., 2015)；引入行业集中度 (赫芬达尔指数)，以控制行业的垄断程度。在地区层面，本文引入省生产总值规模、贸易规模、财政支出规模以控制地区政府的经济、政策及贸易特征 (张小蒂和李晓钟, 2002) 等变量。变量描述性统计如表 2 所示。

表 2 描述性统计

变量名称 (符号)	变量解释	平均值	标准差	最小值	最大值
关税变量					
投入品计划减税幅度 ($IPgap_{ht}$)	本年投入品进口税率减次年 约束税率	0.272	1.272	-3.936	11.57

^① 本文匹配成功率与现有文献可比，如 Mo et al. (2021) 对 2000—2006 年的海关和工业企业数据进行匹配，其匹配率占工业企业数量的 17%。

^② 删除所有者权益、固定资产或固定资产净额大于总资产的样本，以及固定资产、无形资产、总资产、销售额、政府补助、经营用固定资产为负的样本。

(续表)

变量名称 (符号)	变量解释	平均值	标准差	最小值	最大值
投入品进口税率 ($IPMFN_{ht}$)	投入品平均最惠国进口税率	9.212	3.886	2.323	35.81
投入品约束税率 ($IPbound_{ht}$)	投入品平均约束税率	9.311	3.752	2.253	34.85
产出品进口税率 (MFN_{ht})	产出品最惠国进口税率	11.83	7.092	0	63
行业变量					
行业利息率 ($Rate_{ht}$)	行业利息支出比短期借款	0.022	0.008	-0.038	0.216
行业投资率 ($Indu_inv_{ht}$)	行业平均经营用固定资产 对数差分	0.025	0.352	-4.55	4.20
行业税收率 (Tax_{ht})	行业税费支出比销售额	0.002	0.001	-0.000	0.046
行业补助率 (Sub_{ht})	行业政府补助比销售额	0.003	0.004	0	0.101
行业集中度 (HHI_{ht})	赫芬达尔指数	0.0177	0.308	0.001	1
地区变量					
省生产总值规模 (GDP_{gt})	省级地区生产总值对数	9.038	0.706	4.936	10.16
省贸易规模 ($Trade_{gt}$)	省进出口总额对数	17.55	1.624	11.44	20.08
省财政支出规模 ($Finance_{gt}$)	省财政支出对数	6.866	0.558	4.369	7.845
企业变量					
投资率 ($Inv_{jhg_{gt}}$)	经营用固定资产对数差分	0.0931	2.210	-17.61	17.05
投资哑变量 ($Inv_{jhg_{gt}}^d$)	投资率大于 0 取值 1, 否则 取值 0	0.699	0.459	0	1
生产率 ($TFP_{jh_{gt}}$)	根据 OP 方法计算的全要素 生产率	3.898	1.067	-7.927	11.51
流动资产规模 ($Current_{jh_{gt}}$)	流动资产对数	8.905	1.608	0	17.61
贸易规模 ($IM_EX_{jh_{gt}}$)	进出口总额对数	3.224	5.981	0	24.03
国有资本占比 ($State_{jh_{gt}}$)	国有资本比总资产	0.0250	0.333	0	236.2
资本品进口规模 ($Imp_cap_{jh_{gt}}^m$)	进口资本品金额对数	0.976	3.295	0	21.82

(续表)

变量名称 (符号)	变量解释	平均值	标准差	最小值	最大值
资本品哑变量 ($Imp_cap_{jhg}^{gt}$)	进口资本品取值 1, 未进口 取值 0	0.085	0.279	0	1
中间品进口规模 ($Imp_inte_{jhg}^{gt}$)	进口中间品金额对数	1.843	4.565	0	22.98
中间品哑变量 ($Imp_inte_{jhg}^{gt}$)	进口中间品取值 1, 未进口 取值 0	0.148	0.355	0	1

注：以 $\log(x+1)$ 衡量 x 的对数形式。

(二) 实证模型

1. 基准回归

基准回归将从集约边际和扩展边际检验过渡期减税对企业跨期投资计划的影响。首先，为了识别投入品过渡期减税对本期投资的影响，本文构建模型如下：

$$Inv_{jhg} = \beta_1 IPgap_{ht} + \beta_2 IPMFN_{ht} + \beta_3 TFP_{jhg(t-1)} + \Phi_j C_{jhg} + \Phi_h D_{ht} + \Phi_g E_{gt} + \delta_j + \delta_t + \epsilon_{jhg} \quad (9)$$

其中， Inv_{jhg} 代表 CIC 4 位细分行业 h 中的企业 j 在 t 年的投资，包括集约边际投资 (Inv_{jhg}^{int})、扩展边际投资 (Inv_{jhg}^{ext})， g 代表企业注册地所在省份。 $IPgap_{ht}$ 为行业 h 在 t 期的投入品计划减税幅度； $TFP_{jhg(t-1)}$ 为 $t-1$ 期企业全要素生产率； $IPMFN_{ht}$ 为投入品进口税率； C_{jhg} 为企业控制变量，包括国有资本占比、流动资产规模、贸易规模； D_{ht} 为行业控制变量，包括产出品进口税率、行业利息率、行业税收率、行业补助率、行业集中度； E_{gt} 为地区控制变量，包括地区生产总值规模、财政支出规模、贸易规模。 δ_j 、 δ_t 分别代表企业、年份固定效应。

其次，为了识别投入品过渡期减税对下期投资的影响，本文构建模型如下：

$$Inv_{jhg} = \alpha_1 IPgap_{h(t-1)} + \alpha_2 IPMFN_{ht} + \alpha_3 TFP_{jhg(t-1)} + \Gamma_j C_{jhg} + \Gamma_h D_{ht} + \Gamma_g E_{gt} + \delta_j + \delta_t + \vartheta_{jhg} \quad (10)$$

式 (10) 与式 (9) 的唯一区别在于，核心解释变量更换为滞后一期的投入品计划减税幅度 ($IPgap_{h(t-1)}$)。

根据理论推论，未来约束税率越低，本期计划减税幅度越大，当期投资将受到抑制，下期投资受到激励。因此，投入品计划减税幅度与本期投资具有负相关关系，预期式 (9) 中 $\beta_1 < 0$ ；与下期投资具有正相关关系，预期式 (10) 中 $\alpha_1 > 0$ 。其中， β_1 估计值的经济含义为预期关税降低的即期效应，即行业 h 投入品的预期减税幅度每增加 1%，该行业中企业本期投资率的平均变动值为 $\beta_1\%$ 。 α_1 的经济含义类似，但限于预期关税降低的未来效应。

2. 内生性

基准回归的前提假设是，投入品计划减税幅度相对企业投资是外生的。这一假设具有充分的合理性。第一，约束税率的制定是与多国贸易谈判的结果，多轮谈判机制有助于保证关税减让时间表的外生性。根据国务院关税税则委员会办公室 (2011, 第 98—99 页) 记载，1992 年中国向各缔约国发出关税减让谈判邀请，先后共与 37 个世贸成员方完成

双边谈判,以商定入世关税减让细则。根据 Alessandria and Mix (2021),此类贸易协定签订之前的漫长谈判凸显了贸易政策的可预测性,但同时也表明这些谈判具有企业不可干预的特征。第二,Liu and Qiu (2016)计算了入世前的行业经营变量与入世后进口税率的相关系数,Brandt et al. (2017)以行业期初生产率为解释变量,以入世过渡期内进口关税的变动为被解释变量进行回归检验。研究显示,中国入世后的关税减让与入世前的行业经营特征相关性较低,从而减税过程具有较强的外生性。第三,参考 Aghion et al. (2015),基准回归引入行业利息率、税收率、政府补助率以控制行业政策保护因素,并通过引入企业固定效应,控制不随时间变动的企业和行业特性。第四,构建工具变量如式(11):

$$IV_{h(t-1)} = IPMFN_{h2001} - IPMFN_{h(t-1)}, \quad (11)$$

其中, $IPMFN_{h2001}$ 、 $IPMFN_{h(t-1)}$ 分别代表行业 h 投入品在2001年、 $t-1$ 年($t > 2003$)的最惠国进口税率, $IV_{h(t-1)}$ 代表自2001年至 $t-1$ 年行业 h 投入品实际减税幅度。该变量符合工具变量的相关性要求。对于各类投入品,《议定书》规定了其过渡期内的总体减税幅度,即最终约束税率在入世前已经确定。因此前期实际减税幅度越大,后期计划减税幅度可能相对较小。另外,该变量与随机误差项不相关。根据 Amiti and Konings (2007)、余森杰和袁东(2016),企业的经营决策往往仅考虑当期的关税水平,与曾经的减税幅度不相关,因此工具变量不会直接影响本期投资。

3. 机制识别

机制检验的重点在于识别投入品计划减税幅度对企业当期资本品、中间品进口的影响差异。构建实证模型如下:

$$Imp_{jhgt}^{int} = \lambda_1 IPgap_{ht} + \phi_j F_{jhgt} + \phi_h G_{ht} + \phi_g E_{gt} + \delta_j + \delta_t + \omega_{jhgt}, \quad (12)$$

其中, Imp_{jhgt}^{int} 包括企业资本品($Imp_{cap_{jhgt}}^{int}$)或中间品($Imp_{inte_{jhgt}}^{int}$)的集约边际进口规模; F_{jhgt} 为企业层面控制变量,包括期初生产率、期初贸易规模、国有资本占比、流动资产规模。 G_{ht} 代表行业控制变量,包括投入品及产出品进口税率、行业利息率、行业税收率、行业补助率、行业集中度; E_{gt} 代表地区控制变量,包括地区生产总值规模、财政支出规模、贸易规模。 δ_j 、 δ_t 分别代表企业、年份固定效应。根据理论推论,预期投入品计划减税幅度对本期资本品进口存在显著负向影响,即 $\lambda_1 < 0$,对中间品进口则不存在显著影响。

五、实证结果

(一) 基准回归

1. 集约边际

在集约边际上,实证分析发现投入品计划减税幅度($IPgap_{ht}$)的扩大会导致当期投资下滑,未来投资上升。基于式(9),表3第(1)列至第(3)列汇报了 $IPgap_{ht}$ 对当期投资的抑制作用。可见, $IPgap_{ht}$ 的估计系数均在99%置信水平下显著为负,即上游产业前期计划减税幅度每增加10%,下游企业当期投资率将平均下降0.32%到0.37%。

基于式(10),表3第(4)列至第(5)列以 $t-1$ 期投入品计划减税幅度($IPgap_{h(t-1)}$)

为核心解释变量，检验了过渡期税率安排对未来投资的激励作用。结果显示， $IPgap_{h(t-1)}$ 的估计系数在 99% 的置信水平下显著为正，且上游产业前期计划减税幅度每增加 10%，下游企业当期投资率将平均增加 0.17% 到 0.18%。表 3 第 (6) 列同时加入 $IPgap_{ht}$ 和 $IPgap_{h(t-1)}$ ，结果类似。

控制变量的回归系数与预期一致。其一，企业期初生产率的回归系数显著为正，表明期初生产率越高的企业，当期投资率越高，与理论分析吻合。其二，投入品进口税率系数估计为负，即实际税率降低会激励投资，该实证发现与 Alessandria and Mix (2021) 一致，即贸易减让政策具有当期扩张性，但贸易减让过渡期却具有当期紧缩性。

表 3 集约边际

被解释变量	企业投资率					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$IPgap_{ht}$	-0.032*** (-4.23)	-0.037*** (-4.46)	-0.036*** (-4.39)			-0.031*** (-3.71)
$IPgap_{h(t-1)}$				0.018*** (3.67)	0.017*** (3.40)	0.016*** (2.89)
国有资本占比	-0.001 (-0.01)	-0.002 (-0.02)	-0.004 (-0.04)	-0.012 (-0.15)	-0.021 (-0.25)	-0.005 (-0.06)
流动资产规模	0.176*** (15.79)	0.176*** (15.78)	0.175*** (15.69)	0.177*** (19.51)	0.175*** (19.37)	0.175*** (15.69)
贸易规模	0.003* (1.94)	0.003* (1.94)	0.003 (1.51)	0.001 (0.38)	-0.001 (-0.46)	0.003 (1.49)
期初 TFP	0.090*** (11.46)	0.090*** (11.49)	0.091*** (11.60)	0.069*** (11.83)	0.076*** (12.97)	0.092*** (11.62)
投入品进口税率		-0.011* (-1.83)	-0.011* (-1.70)		-0.004 (-0.66)	-0.010* (-1.67)
产出品进口税率		0.002 (1.01)	0.002 (0.97)		0.003 (1.16)	0.002 (0.91)
行业利息率		1.101 (1.08)	0.838 (0.82)		-0.379 (-0.45)	0.706 (0.69)
行业税收率		19.753*** (3.08)	18.854*** (2.94)		12.015** (2.23)	18.664*** (2.91)
行业政府补助率		-1.549 (-0.77)	-1.337 (-0.66)		-0.662 (-0.36)	-1.326 (-0.66)
HHI 指数		0.204 (0.80)	0.229 (0.90)		0.249 (1.11)	0.223 (0.88)
省生产总值规模			0.351** (1.98)		0.866*** (5.69)	0.344* (1.94)

(续表)

被解释变量	企业投资率					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
省贸易规模			0.983*** (12.64)		1.179*** (19.78)	0.977*** (12.55)
省财政支出规模			-0.727*** (-4.79)		-2.156*** (-21.42)	-0.724*** (-4.76)
观测值	455 000	455 000	455 000	709 745	709 745	455 000
企业及年份固定效应	是	是	是	是	是	是
F 统计量	87.54	41.25	48.00	116.4	87.47	45.57

注:***、**、*分别代表在99%、95%、90%的置信水平下显著;括号内为t值;回归标准误在企业层面进行了聚类调整;后同。

2. 扩展边际

扩展边际检验结果同样表明 $IPgap_{ht}$ 扩大会抑制本期投资,激励下期投资。基于式(9),表4第(1)列至第(3)列以投资哑变量为被解释变量,检验了 $IPgap_{ht}$ 对本期扩展边际投资的抑制作用。结果显示,计划减税幅度增加10%,企业当期投资概率降低约0.08%。基于式(10),表4第(4)列至第(5)列以 $IPgap_{h(t-1)}$ 为核心解释变量,检验了前期计划减税幅度对当期投资的激励作用。结果显示, $IPgap_{h(t-1)}$ 增加10%,投资概率增加约0.02%。表4第(6)列同时加入 $IPgap_{ht}$ 和 $IPgap_{h(t-1)}$,结果类似。

表4 扩展边际

被解释变量	投资哑变量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$IPgap_{ht}$	-0.008*** (-4.79)	-0.008*** (-4.57)	-0.008*** (-4.52)			-0.007*** (-4.15)
$IPgap_{h(t-1)}$				0.002** (2.00)	0.002* (1.95)	0.002* (1.78)
企业控制变量	是	是	是	是	是	是
行业控制变量		是	是		是	是
地区控制变量			是		是	是
观测值	455 000	455 000	455 000	709 745	709 745	455 000
企业及年份固定效应	是	是	是	是	是	是
F 统计量	223.9	102.1	85.81	332.8	133.6	86.65

注:控制变量与表3一致,后同。

(二) 稳健性检验

1. 内生性检验

基于式(11),表5汇报了工具变量检验的回归结果。其中,第(1)列至第(3)列以滞后一期投入品计划减税幅度($IPgap_{h(t-1)}$)为核心解释变量,其系数估计在99%

的置信水平下显为正。第 (4) 列至第 (6) 列以当期投入品计划减税幅度 ($IPgap_{ht}$) 为核心解释变量, 其系数估计在 99% 的置信水平下显著为负。可见, 在控制内生性影响后, 基准回归的结论仍然保持。

面板 2 进一步汇报了第一阶段回归结果及相关检验的统计量。由结果可知, 工具变量与内生变量显著相关, 且各列检验值均显著拒绝弱工具变量、不可识别及过度识别原假设。

表 5 工具变量

被解释变量	企业投资率					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
面板 1: 第二阶段						
$IPgap_{h(t-1)}$	0.073*** (3.03)	0.075** (2.42)	0.052* (1.69)			
$IPgap_{ht}$				-0.449*** (-4.63)	-0.352*** (-3.67)	-0.293*** (-2.98)
企业控制变量	是	是	是	是	是	是
行业控制变量		是	是		是	是
地区控制变量			是			是
观测值	497 273	497 273	497 273	241 636	241 636	241 636
F 统计量	98.695	46.600	102.678	60.436	31.203	67.345
企业、年份固定效应	是	是	是	是	是	是
面板 2: 第一阶段						
$IV_{h(t-1)}$	0.336*** (85.54)	0.269*** (61.61)	0.270*** (61.87)	-0.133*** (-30.79)	-0.139*** (-31.28)	-0.137*** (-30.75)
弱工具变量 KP 统计量	7 316.741	3 796.328	3 827.572	948.157	978.139	945.572
不可识别 KP 统计量	19 065.224	3 164.109	3 183.167	1 905.283	2 099.075	2 025.919
不可识别统计量 p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
过度识别统计量	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

2. 约束税率、行业检验、过渡期时长

表 6 第 (1)、(2) 列以约束税率 ($IPbound_{ht+1}$) 为核心解释变量进行检验。原因在于: 前文中 $IPgap_{ht} = IPMFN_{ht} - IPbound_{h(t+1)}$, 其中 $IPMFN_{ht}$ 可能存在内生性, 进而导致 $IPgap_{ht}$ 的估计系数可能存在偏差。相比之下, 约束税率于 2001 年制定完成, 此后不发生变动, 内生性问题相对较弱。此处, $IPbound_{h(t+1)}$ 直接对应理论模型中的 τ_m , 能够为理论分析提供直接检验。由 $IPgap_{ht}$ 定义可见, $IPbound_{h(t+1)}$ 越大, 预期减税幅度越小, 其对当期投资的抑制性越小, 当期投资率越高, 即预期 $IPbound_{h(t+1)}$ 系数为正。回归结果与理论相吻合。

基准回归衡量了一年内的投入品计划减税幅度如何影响企业当前投资, 无法完整捕捉过渡期较长的投入品总体减税幅度。第 (3)、(4) 列构造变量: $IPgap2_{ht} = IPMFN_{ht} - IPbound_{h(t+2)}$, 用于衡量未来两年的投入品计划减税幅度。结果表明, 计划减税幅度的

时间跨度越大,对企业投资的影响越微弱。这一研究发现与 Khan and Khederlarian (2021) 一致。表 6 第 (5)、(6) 列以行业投资率为被解释变量,从行业层面提供检验,结果再次与理论预期相符。

表 6 补充检验

被解释变量	企业层面投资				行业层面投资	
	投资率			投资哑变量	投资率	
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$IPbound_{h(t+1)}$	0.036*** (4.39)	0.024*** (2.65)				0.021 (1.19)
$IPbound_{ht}$		-0.031*** (-4.40)				-0.043** (-2.28)
$IPgap_{ht}$					-0.080*** (-2.66)	
$IPgap_{2ht}$			0.000 (0.08)	0.000 (0.43)		
固定效应	企业、年份				行业、年份	
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	455 000	455 000	455 021	455 021	1 792	1 792

注:企业层面回归的控制变量与表 3 相同,行业层面分析的控制变量仅包括表 3 中的行业变量。

3. 其他检验

本文还提供了更多检验^①,包括:第一,以固定资产净额、总资产的对数差分衡量集约边际的企业投资;以进口资本品哑变量衡量扩展边际投资;以行业固定资产净额对数差分衡量行业投资率。第二,以投入品滞后一期的进口税率作为补充工具变量进行内生性检验。第三,类似于表 6 第 (3) 列至第 (4) 列,改变过渡期时长,考察未来三、四年内投入品计划减税幅度的影响。第四,剔除提前完成减税计划的税目观测值。第五,考察约束税率对企业资本品及中间品进口的影响。第六,为避免资本品、中间品进口额与同期贸易总额之间的内生性问题,行业层面回归(式(12))中以滞后一期贸易规模作为控制变量,另以当期贸易规模为控制变量或剔除贸易控制变量的结果均类似。以上回归结果均稳健。

(三) 机制检验

表 7 以企业资本品及中间品进口额作为被解释变量,对式(12)进行检验。结果表明,投入品计划减税幅度在扩展边际与集约边际上均对当期资本品进口具有显著负向影响。投入品计划减税幅度每扩大 10%,企业当期进口资本品的概率将减少 0.02% 至 0.03%,资本品进口规模减少约 0.25%。相比之下,中间品则没有受到显著影响,与理论机制相符。

① 相关结果请见附录 II。

表 7 机制检验

投入品类别	资本品			中间品		
	哑变量		规模	哑变量		规模
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$IPgap_{it}$	-0.003*** (-4.94)	-0.002*** (-3.15)	-0.025*** (-3.65)	0.000 (0.28)	0.001 (1.39)	0.002 (0.31)
企业控制变量	是	是	是	是	是	是
行业、地区控制变量		是	是		是	是
观测值	455 000	455 000	455 000	455 000	455 000	455 000
企业、年份固定效应	是	是	是	是	是	是
F 统计量	21.47	11.57	13.01	87.37	34.60	43.83

六、结 论

本文从理论与实证两方面，探究关税减让表对投入品未来进口关税约束税率的承诺如何影响企业投资决策。理论部分构建两期模型，指出上游产业的约束税率对下游企业的投资（资本品进口）具有当期紧缩、未来扩张的影响，但并不必然影响中间品进口。实证部分基于中国入世关税减让协定这一背景，利用工业企业数据库及海关数据库，为理论推论提供支持。

本文的政策价值在于：关税减让过渡期是一个非常普遍的现象，是国际关税减让协定主要执行方式之一，但鲜有文献关注关税减让过渡期安排对中国贸易和经济的影响。正如 Alessandria and Mix (2019、2021) 所述，贸易壁垒的实施时间会对经济体产生完全不同的影响和福利效应。近些年来，贸易自由化在放缓，保护主义在抬头。而中国正处于对外开放的转型期，继 RCEP 协定之后，中国正全力推进中欧全面投资协定 (CAI) 和全面与进步跨太平洋伙伴关系协定 (CPTPP)。这意味着中国需要更加全面深入地了解贸易一体化的经济影响机制。本文能够为政策制定者商讨贸易协定及制定合适的减税协议，提供较为全面的考虑因素。

参 考 文 献

- [1] Aghion, P., J. Cai, M. Dewatripont, L. Du, A. Harrison, and P. Legros, "Industrial Policy and Competition", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2015, 7 (4), 1-32.
- [2] Alessandria, G., and C. Mix, "Trade Policy Is Real News: Theory and Evidence", National Bureau of Economic Research Working Paper, 2021, No. w28904.
- [3] Alessandria, G., and C. Mix, "Trade Policy Is Real News: A Quantitative Analysis of Past, Current, and Future Changes in U. S. Trade Barriers", 2019, Meeting Papers Society for Economic Dynamics.
- [4] Amiti, M., and J. Konings, "Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia", *American Economic Review*, 2007, 97 (5), 1611-1638.
- [5] Arezki, R., V. A. Ramey, and L. Sheng, "News Shocks in Open Economies: Evidence from Giant Oil Discoveries", *The Quarterly Journal of Economics*, 2017, 132 (1), 103-155.

- [6] Aw, B. Y., M. J. Roberts, and D. Y. Xu, "R&D Investment, Exporting, and Productivity Dynamics", *American Economic Review*, 2011, 101 (4), 1312-1344.
- [7] Baier, S. L., and J. H. Bergstrand, "Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade?", *Journal of International Economics*, 2007, 71 (1), 72-95.
- [8] Baier, S. L., J. H. Bergstrand, and M. Feng, "Economic Integration Agreements and the Margins of International Trade", *Journal of International Economics*, 2014, 93 (2), 339-350.
- [9] Barsky, R. B., and E. R. Sims, "Information, Animal Spirits, and the Meaning of Innovations in Consumer Confidence", *American Economic Review*, 2012, 102 (41), 1343-1377.
- [10] Besedes, T., T. Kohl, and J. Lake, "Phase Out Tariffs, Phase in Trade?", *Journal of International Economics*, 2020, 127, 103385.
- [11] Blanchard, O. J., J. P. L'Huillier, and G. Lorenzoni, "News, Noise, and Fluctuations: An Empirical Exploration", *American Economic Review*, 2013, 103 (7), 3045-3070.
- [12] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2), 339-351.
- [13] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, L. Wang, and Y. Zhang, "WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms", *American Economic Review*, 2017, 107 (9), 2784-2820.
- [14] Bustos, P., "Trade Liberalization, Exports, and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of MERCOSUR on Argentinian Firms", *American Economic Review*, 2011, 101 (1), 304-340.
- [15] Caldara, D., M. Iacoviello, P. Molligo, A. Prestipino, and A. Raffo, "The Economic Effects of Trade Policy Uncertainty", *Journal of Monetary Economics*, 2020, 109, 38-59.
- [16] Cavallo, A., G. Gopinath, B. Neiman, and J. Tang, "Tariff Pass-through at the Border and at the Store: Evidence from US Trade Policy", *American Economic Review: Insights*, 2021, 3 (1), 19-34.
- [17] Colacito, R., M. Croce, S. Ho, and P. Howard, "BKK the EZ Way: International Long-Run Growth News and Capital Flows", *American Economic Review*, 2018, 108 (11), 3416-3449.
- [18] 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.
- [19] Feng, L., Z. Li, and D. L. Swenson, "Trade Policy Uncertainty and Exports: Evidence from China's WTO Accession", *Journal of International Economics*, 2017, 106, 20-36.
- [20] Foellmi, R., S. Legge, and A. Tiemann, "Innovation and Trade in the Presence of Credit Constraints", 2015, Available at SSRN 2559332.
- [21] 国务院关税税则委员会办公室,《中国关税:制度、政策与实践》。北京:中国财政经济出版社,2011年。
- [22] Handley, K., and N. Limao, "Trade and Investment under Policy Uncertainty: Theory and Firm Evidence", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2015, 7 (4), 189-222.
- [23] Khan, S. Y., and A. Kherdarian, "How Does Trade Respond to Anticipated Tariff Changes? Evidence from NAFTA", *Journal of International Economics*, 2021, 133, 103538.
- [24] 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.
- [25] Melitz, M. J., "The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, 2003, 71 (6), 1695-1725.
- [26] Mo, J., L. D. Qiu, H. Zhang, and X. Dong, "What You Import Matters for Productivity Growth: Experience from Chinese Manufacturing Firms", *Journal of Development Economics*, 2021, 152, 102677.
- [27] Schmitt-Grohé, S., and M. Uribe, "What's News in Business Cycles", *Econometrica*, 2012, 80 (6), 2733-2764.
- [28] 余森杰、袁东,“贸易自由化、加工贸易与成本加成——来自中国制造业企业的证据”,《管理世界》,2016年第9期,第33—43页。
- [29] 张小蒂、李晓钟,“中国外贸三强省贸易模式比较分析”,《管理世界》,2002年第12期,第40—47页。

Input Tariff Phase-Out and Firm Investment Dynamics

—Evidence from China's WTO Accession

FENG Ling LIU Xiaoyi* YUAN Fan
(Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract: We investigate how the commitments of trade agreement on bound rates of future tariff on imported inputs affect firm investment decisions theoretically and empirically. Theoretical analysis shows that the unanticipated tariff cut encourages the investment of downstream firms, while the anticipated tariff cut depresses firms' current investment but expands their future investment, and it may not have such effects on the intermediate inputs. The empirical analysis based on China's WTO accession provides supporting evidence. This study expands the scope of research on the news shocks to the field of trade policy research in China for the first time.

Keywords: tariff phase-out; bound tariff; firm investment

JEL Classification: F10, F40, G31

* Corresponding Author: Liu Xiaoyi, Finance School at Shanghai University of Finance and Economics, No. 777 Guoding Street, Yangpu District, Shanghai 200433, China; Tel: 86-21-65904554; E-mail: liu.xiaoyi@163.sufe.edu.cn.