

贸易政策不确定性、采购前置期 与企业存货调整

罗 奇 赵永亮

摘要：面对贸易政策不确定性变动产生的巨大冲击，国内企业应如何调整存货策略对提高经济发展质量至关重要。本文构建了贸易政策不确定性影响企业存货调整的理论分析框架，在此基础上借助准自然实验，首次使用双重差分方法评估了中美建立永久正常贸易关系带来的贸易政策不确定性变动对中国制造业企业存货调整的影响。研究发现：贸易政策不确定性下降显著降低了企业非产成品存货水平，该结论在考虑一系列影响因素后仍然成立；机制检验表明，贸易政策不确定性下降引致的企业存货水平降低主要通过缩短采购前置期、降低前置期不确定性等渠道实现；异质性分析发现，贸易政策不确定性下降对民营企业、一般贸易企业、低成本加成率企业以及低全要素生产率企业的去库存效果更突出。本文研究结论为当前中国在深化供给侧结构性改革背景下有序推进去库存、促进企业降本增效提供了政策启示。

关键词：贸易政策不确定性；非产成品存货；采购前置期；去库存

[中图分类号] F752 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 7-0087-18

一、引言和文献综述

改革开放后，中国经济实现了飞跃式发展，但在这一举世瞩目的成绩背后，中国制造业企业库存高企问题普遍存在，存货积压已经成为影响微观企业竞争力、制约宏观经济平稳可持续发展的重大问题。国务院发布的《降低实体经济企业成本工作方案》中指出，要采取针对性、系统性措施，有效降低实体经济企业成本^①。在企业经营中，高存货水平将产生诸多成本，如存货资金占用、存货管理以及仓库租赁等费用。随着中国经济进入新常态，如何解决企业存货积压问题变得尤为重要。

中国政府于2015年推进供给侧改革，将去库存作为主要目标之一。因而如何

[收稿日期] 2022-02-23

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“粤港澳大湾区人口流动及空间结构动态优化研究”（19CRK022）；广东省哲学社会科学项目“贸易政策不确定性对企业出口产品转化质量的影响”（GD19CYJ22）

[作者信息] 罗奇（通讯作者）：暨南大学经济学院博士研究生，电子邮箱 luoqigoing@126.com；赵永亮：暨南大学经济学院教授、博士生导师

①http://www.gov.cn/zhengce/content/2016-08/22/content_5101282.htm。

有效降低企业存货水平以实现去库存目标,亟待进一步探究。当前,大量学者围绕该议题展开了研究,为解决中国企业存货积压问题提供了有益思考(Li and Li, 2013^[1]; 张勋等, 2018^[2])。到目前为止,一些学者基于通货膨胀、交通基础设施建设、供应链、外资进入、贸易便利化等角度探讨了其对于中国企业存货水平的影响(Oke and Szejczewski, 2005^[3]; 李超和李涵, 2017^[4]; 戴严科和林曙, 2017^[5]; 李雨浓等, 2020^[6]; 段文奇和景光正, 2021^[7])。与上述文献视角不同的是,本文主要考察贸易政策不确定性变动对中国制造业企业非产成品存货的影响。

在2017年美国特朗普执政以后,其奉行的贸易保护政策加剧了中美贸易不确定性,由此引发社会各界广泛讨论贸易政策不确定性带来的影响。考虑到数据的可获得性,本文以2002年中美正式建立永久正常贸易关系(Permanent Normal Trade Relation, PNTR)为主要研究背景。美国在二十世纪八十年代初就已经授予中国正常贸易关系(Normal Trade Relation, NTR)地位,然而这仅仅是临时性的关系授予。在此之后,美国国会每年都会进行年度审议,通过投票决定下一年度是否继续授予中国临时性NTR地位。倘若审议不通过,中国出口企业将无法享受美国最惠国关税待遇,因此中国企业一直面临着高关税威胁,这给中美贸易带来了很大的不确定性。根据Handley和Limão(2017)^[8]测算,如果中国在2000年未获得美国NTR授权,那么中国出口企业面临的关税税率将大幅提高,即由一类关税(最惠国关税)平均6.7%提升到二类关税(非正常贸易关税)平均31%。直至2002年初,中美正式建立PNTR打破了这一局面,同时为本文研究贸易政策不确定性变动对企业存货调整的影响提供了难得的准自然实验样本。目前大量研究已经证实贸易政策不确定性下降对企业产生了显著且积极的经济效应(Liu and Ma, 2020^[9]; 毛其淋, 2020^[10]; 谢杰等, 2021^[11])。区别于这些文献,本文基于企业存货这一新颖视角拓展了贸易政策不确定性影响企业绩效的研究。具体地,本文主要围绕以下问题展开:贸易政策不确定性下降如何影响企业非产成品存货调整?其背后可能的传导机制是什么?对于不同类型企业是否存在异质性影响?为回答上述问题,本文构建了贸易政策不确定性影响企业存货水平的理论分析框架,同时基于中国工业企业数据对贸易政策不确定性与企业存货调整之间的关系进行了实证研究。

和本文直接相关的一支文献主要关注贸易政策不确定性变动对企业绩效的影响。在这支文献中,贸易政策不确定性下降对本国企业出口的促进作用已经得到证实。例如,Handley(2014)^[12]基于异质性企业的动态模型发现,贸易政策不确定性将阻碍出口企业开拓新的国外市场,并基于澳大利亚产品层面数据实证研究发现,加入WTO带来的贸易政策不确定性下降显著推动了更多产品出口到国外市场。在此基础上,Handley和Limão(2015)^[13]、Handley和Limão(2017)分别以葡萄牙加入欧共体、中国加入WTO为背景研究了贸易政策不确定性下降对本国企业出口的影响,发现贸易政策不确定性下降解释了较高比例的企业出口增长。进一步地,Feng等(2017)^[14]使用中国微观企业数据研究发现,减小贸易政策不确定性将激励生产低价格、高质量产品的企业开展出口活动,而促使生产高价格、低质

量产品的企业退出国外市场，从而整体上提升了出口企业之间的资源配置效率。不同于上述研究视角，佟家栋和李胜旗（2015）^[15]、Liu 和 Ma（2020）实证考察了贸易政策不确定性变动与中国企业产品创新之间的关系，发现减小贸易政策不确定性不仅增强了企业创新密集度，同时还有效提升了企业申请专利数量。除此之外，学者们还发现贸易政策不确定性下降对企业生产率（魏悦羚和张洪胜，2019）^[16]、企业进口（毛其淋，2020）、企业加成率（谢杰等，2021）以及企业产品质量（孙林和周科选，2020）^[17]均产生了积极且颇具统计意义的作用。

与本文密切相关的另一支文献主要探讨存货变动的影响因素。其中，Oke 和 Szejczewski（2005）研究了采购前置期^①、客户需求预测以及原材料可用性对于企业存货的影响，并发现采购前置期是影响存货水平的最主要因素。部分学者研究发现，机场、铁路以及公路等交通基础设施的完善显著降低了企业存货水平（李涵和黎志刚，2009^[18]；刘秉镰和刘玉海，2011^[19]；邹伟和梁平汉，2019^[20]）。李超和李涵（2017）证实了低能见度对中国制造业企业存货的提升效应，该效应在越依赖交通运输的企业中越大，表明空气污染主要通过降低交通运输效率提高企业存货水平。饶品贵等（2016）^[21]认为高预期通货膨胀率将显著提升企业存货水平。另外，李雨浓等（2020）基于外商投资视角，发现外资管制放松对企业非产成品存货具有显著的提升效应。

综合来看，现有研究尚未考虑到贸易政策不确定性下降在中国企业去库存过程中发挥的重要作用。通过构建理论分析框架，本文发现贸易政策不确定性下降通过缩短采购前置期、降低前置期不确定性等微观渠道促使企业调低非产成品存货，并进一步揭示了贸易自由化对企业库存绩效的影响。与以往文献相比，本文的创新点主要表现在三个方面：第一，本文可能是首篇基于企业存货视角探讨贸易政策不确定性变动与企业绩效之间关系的实证文章，弥补了以往文献在该领域的空白，同时拓展了贸易自由化的经济效应。第二，本文构建了贸易政策不确定性影响企业存货决策的理论分析框架，深入探索了其中可能的作用机制，进一步丰富了贸易自由化相关的理论体系。第三，本文构建了可用于政策评估的准自然实验，并基于中美建立 PNTR 带来的贸易政策不确定性大幅下降设计识别策略，较好地处理了内生性问题。

二、理论分析与特征事实

（一）基于安全存货视角的理论分析

自2001年底加入WTO以来，中国不断深化对外开放并积极参与到经济全球化浪潮当中，由此带来的是中国经济愈发融入世界贸易体系，全球化进程逐渐成为中国经济稳步增长的主要驱动因素。因此，国外贸易政策不确定性将深刻影响中国微观市场主体关于对外贸易环境的判断。即使一些企业未直接与国际贸易关联，也可能通过上游或下游产业链间接进入国际贸易体系，从而受到国外贸易政策不确定性

① 采购前置期指的是企业从发出订单到货物送达企业的时间。

的影响。贸易政策不确定性造成的经营环境变差将导致中国制造业企业作出策略性存货行为，以此来应对市场中存在的不确定性风险。当面临较强的贸易政策不确定性时，企业对非产成品存货的持有需求较高。原因在于，为了保证生产的连续性，同时规避贸易政策不确定性的影响，企业往往会选择储备较多的原材料、中间投入品等非产成品存货。因此，本文预期贸易政策不确定性下降将促使企业降低非产成品存货以实现降本增效。接下来，本文基于安全存货视角，进一步分析贸易政策不确定性下降如何通过缩短企业采购前置期和降低前置期不确定性来影响企业存货调整。

一方面，当面临较高的贸易政策不确定性时，由于存在较多可能延长企业跨境采购过程中的通关和清关时间的因素，进而造成订单延误。在这种情况下，企业往往会预留更多缓冲时间，如此一来，企业采购前置期相对更长。此外，较高的贸易政策不确定性将导致企业跨境订单周期的波动幅度变大，使其不具备可预见性，从而造成采购前置期也面临较大不确定性。因此，本文认为贸易政策不确定性越高，企业采购前置期越长、前置期不确定性越大。

另一方面，根据经典的EOQ（经济订货量）模型，企业总存货分为日常存货与安全存货，其中日常存货指的是企业有计划使用的存货，而安全存货是指企业为满足采购前置期需求和避免采购前置期不确定性带来的存货短缺而额外储备的库存。根据日常存货和安全存货的定义，企业安全存货水平与前置期需求、前置期不确定性密切相关，而日常存货水平与企业前置期无直接关系。考虑到贸易政策不确定性主要通过采购前置期影响企业存货水平，因此接下来我们将基于安全存货视角展开讨论。借鉴段文奇和景光正（2021）的研究，本文将企业储备的安全存货总量（S）表示为：

$$S = \beta \sigma[D, L(TPU)] = \beta \{ \sigma(D) \sigma[L(TPU)] + [L(TPU)]^2 \sigma(D)^2 + (\bar{D})^2 \sigma[L(TPU)]^2 \}^{1/2} \quad (1)$$

（1）式中， β （ $\beta > 0$ ）为企业对采购前置期需求不确定性的容忍程度； D 为采购前置期需求； $L(TPU)$ 为采购前置期时长，根据前文论证，贸易政策不确定性（Trade Policy Uncertainty, TPU）指数与采购前置期时长、前置期不确定性正相关； $\sigma(D)$ 与 $\sigma[L(TPU)]$ 分别为采购前置期需求与采购前置期时长的标准差； \bar{D} 为采购前置期需求均值。为证明贸易政策不确定性与企业安全存货水平之间存在正向关系，本文将企业安全存货总量S对TPU指数求偏导，结果如下：

$$\frac{\partial S}{\partial TPU} = \frac{1}{2} \beta \sigma[D, L(TPU)]^{-1} \left\{ [\sigma(D) + 2(\bar{D})^2 \sigma[L(TPU)]] \frac{d\sigma[L(TPU)]}{dTPU} + 2L(TPU) \sigma(D)^2 \frac{dL(TPU)}{dTPU} \right\} \quad (2)$$

（2）式中， $\sigma[D, L(TPU)] = \{ \sigma(D) \sigma[L(TPU)] + [L(TPU)]^2 \sigma(D)^2 + (\bar{D})^2 \sigma[L(TPU)]^2 \}^{1/2} > 0$ 。由于贸易政策不确定性越高将导致企业采购前置期越长、采购前置期不确定性越大，即 $\frac{dL(TPU)}{dTPU} > 0$ ， $\frac{d\sigma[L(TPU)]}{dTPU} > 0$ ，因此得出 $\frac{\partial S}{\partial TPU} > 0$ ，表

明企业安全存货水平和企业面临的贸易政策不确定性呈正相关，即贸易政策不确定性下降将促使企业调低安全存货水平。

因此，本文提出假说：贸易政策不确定性下降通过缩短企业采购前置期和减小采购前置期不确定性降低企业安全存货水平，从而达到“去库存”效果。

（二）中美建立 PNTR 的特征事实

佟家栋和李胜旗（2015）认为，贸易政策不确定性通常来自贸易伙伴国家制定的各类限制性高关税。在所有贸易伙伴中，美国毫无疑问是中国最为典型和重要的贸易国。在中美建立 PNTR 之前，中国对外贸易企业面临着较高的贸易政策不确定性。1980 年以前，美国对来自中国的进口产品采取二类关税，而对已经建立 NTR 的国家产品则采取一类关税。在税率上，一类关税远远低于二类关税，图 1 展示了 2001 年美国 HS（Harmonized System）6 位数产品层面一类关税和二类关税的概率密度分布。从图中可以看出，对不同产品征收的二类关税税率分布更为分散，且税率均值远高于一类关税。在 1980 年之后，美国授予中国临时性 NTR，这意味着美国对来自中国的进口产品关税暂时由二类关税降至一类关税。但是，此时中国能否长期获得对美出口的 NTR 地位具有很大程度的不确定性，尤其是 20 世纪 80 年代末期的突发事件，导致美国连续三年拒绝给予中国 NTR 地位。因此，在中美正式建立 PNTR 之前，美国国会每年通过投票决定是否在下一年度继续给予中国临时性的 NTR 地位，这给中美贸易带来了很大的不确定性，产生了实质性的关税威胁。直到 2002 年 1 月 1 日，中美两国正式建立 PNTR，中美贸易由此迎来了平稳发展期，极大降低了贸易政策的不确定性。

本文主要考察贸易政策不确定性变动与企业非产成品存货之间的关系。为进行初步观察，我们以各行业出口美国面临的二类关税和一类关税的差值度量贸易政策不确定性，图 2 描绘了 TPU 指数和企业非产成品存货平均变化量的散点分布与拟合线。图中横轴表示 2001 年（中美正式建立 PNTR 前一年）的行业 TPU 指数，纵轴为企业非产成品存货（对数）在 2001 年和 2007 年期间的平均变化量（即 2001 年行业层面企业存货均值与 2007 年行业层面企业存货均值的差额）。该数值越大，

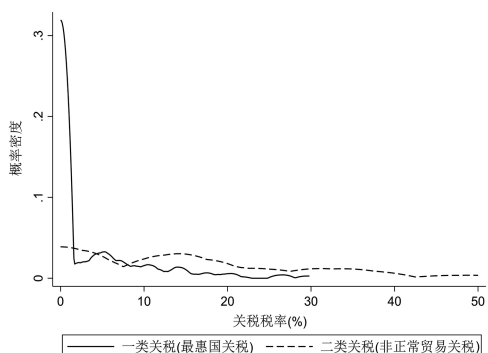


图 1 美国 2001 年 HS6 位数产品层面关税分布图

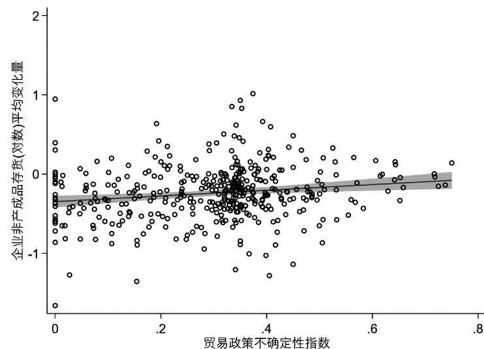


图 2 贸易政策不确定性与企业非产成品存货变化的关系图

意味着企业存货均值的降幅越大。由图2可以看出,企业非产成品存货平均变化量与2001年的行业TPU指数呈正相关。因此,在中美建立PNTR前TPU指数更高的行业内,企业非产成品存货在2001—2007年期间的下降幅度也更大。由于初始贸易政策不确定性较高的行业在2002年及之后出现了更大幅度的TPU指数下降,这表明贸易政策不确定性下降有助于企业调低非产成品存货水平。在后续部分,本文将使用更加严谨的方法进一步识别两者之间的关系。

三、实证模型、变量和数据

(一) 实证模型

本文借鉴Liu和Ma(2020)的实证思路,将2002年中美正式建立PNTR作为一次准自然实验,采用双重差分法开展实证估计。因初始TPU指数较高的行业面临的贸易政策不确定性降幅较大,因此本文主要比较2001年高TPU指数行业内企业(实验组)和低TPU指数行业内企业(控制组)在2002年前后存货变化情况。基于此,我们构建如下双重差分模型:

$$\ln Inventory_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 TPU_{i, 2001} \times Post02_t + \beta_2 X_{jt} + \beta_3 X_{pt} + \theta_j + \delta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

模型(3)中, i 、 j 和 t 分别代表四位数行业、企业和年份编码。 $\ln Inventory_{ijt}$ 为本文被解释变量,表示 i 行业中 j 企业第 t 年非产成品存货(单位:千元)的自然对数。 $TPU_{i, 2001}$ 表示行业 i 在2001年的TPU指数。 $Post02_t$ 为年份虚拟变量,在2002年及之后取1,否则为0。 X_{jt} 为一组企业层面控制变量, X_{pt} 为一组省份层面控制变量。 θ_j 为企业固定效应,以控制不同企业的内在特征。 δ_t 为年份固定效应,以控制全国性的冲击, ε_{ijt} 表示误差项。此外,由于潜在的时间序列与异方差等问题可能造成实证结果偏误,如无特别说明,本文回归均使用企业层面聚类的稳健性标准误。

(二) 变量选取与说明

1. 被解释变量

本文被解释变量为企业非产成品存货的自然对数。企业存货具体包含原材料、半成品和产成品存货。由于本文主要考察贸易政策不确定性对中国制造业企业存货调整的影响,因此主要关注点在于企业存货决策的动态变化。在企业总存货中,产成品存货调整重点刻画了企业所在销售环境的改变,而非产成品存货调整可以更好地反映企业决策行为变化。因此,在考察企业存货调整的影响因素时,已有文献通常围绕非产成品存货展开讨论(Li and Li, 2013; 张勋等, 2018; 李雨浓等, 2020)。此外,本文样本中非产成品存货占据了企业总存货的近三分之二,因此选取非产成品存货研究企业库存问题具有一定代表性,下文中的“存货”均指“非产成品存货”。

2. 核心解释变量

本文核心解释变量为交互项 $TPU_{i, 2001} \times Post02_t$ 。其中, $TPU_{i, 2001}$ 表示2001年四位数行业面临的贸易政策不确定性,数值越高表明不确定性越大。 $Post02_t$ 为年份

虚拟变量, 2002年及之后取1, 否则为0。本文参照Pierce和Schott(2016)^[22]的测算方法, 使用美国产品层面二类关税税率与一类关税税率的差值度量贸易政策不确定性。需要指出的是, Pierce和Schott(2016)计算的TPU指数在HS6位数层面, 结合本文研究内容, 我们将HS6位数产品与CIC(China Industry Classification)四位数行业相对应, 然后在CIC四位数行业层面当中对上一步计算的关税差值进行简单平均, 最终得到2001年各行业的TPU指数($TPU_{i, 2001}$)。

3. 控制变量

其他一些因素对企业非产成品存货也将产生影响, 因此本文在基准模型中加入了一组企业层面控制变量, 包括: 企业年龄($\ln age$); 企业年龄平方项($\ln age^2$); 国有企业虚拟变量(Soe); 中间投入合计($\ln Input$)用来衡量企业对原材料的存货需求, 这是因为企业中间投入越高, 为了保证生产连续性, 所持有的原材料存货也越多; 参考Hay和Louri(1994)^[23]的做法, 用企业固定资产净值($\ln Fixasset$)和长期投资($\ln Investment$)反映企业存货的资金占用成本; 企业利息支出($\ln Interest$)与企业补贴($\ln Subsidy$)用来衡量企业外部资金约束; 企业负债合计($\ln Debts$)、员工人数($\ln Employee$)、销售总额($\ln Sale$)、利润总额($\ln Profit$)和企业本年折旧($\ln Depreciation$)等变量用来控制企业经营状况、规模等因素的影响。除了企业特征变量之外, 其他一些宏观层面因素也可能影响企业存货决策行为。因此, 本文控制了以下省份特征变量: 企业所在省份人均国内生产总值($\ln PgdP$), 用来反映当地经济发展水平; 企业所在省份通货膨胀率($Inflation$), 用当地消费价格指数(CPI)减1表示。

(三) 数据来源与描述性统计

本文所用数据包含: (1) 企业经营数据, 来源于国家统计局构建的中国工业企业数据库, 该数据库涵盖了全部国有企业与年销售额高于500万元的非国有企业的生产和财务数据(从中能够获取非产成品存货、固定资产净值、中间投入合计、从业人数、本年折旧、长期投资等详细的企业特征信息), 涉及我国31个省级行政区和制造业中所有的大类行业。参照聂辉华等(2012)^[24]的做法, 本文剔除了主要变量存在异常或与会计准则不符的观察值。此外, 为确保不同年份所用的行业分类标准一致, 我们通过Brandt等(2012)^[25]提供的行业代码对应表将2002年前后的四位数行业进行了统一调整。(2) 美国对中国产品征收的关税数据, 包含了HS8位数产品层面一类关税和二类关税, 该数据来自Feenstra等(2002)^[26]。(3) 企业进出口数据, 来自中国海关统计数据库, 本文首先将月度的企业进出口额等变量加总至年份层面, 然后匹配到工业企业数据库用来识别企业对外贸易方式。(4) 行业层面进口关税数据, 来自世界银行World Integrated Trade Solution数据库, 其提供了HS6位数的中国进口关税信息, 本文将其对应到CIC四位数行业, 并据此计算出中国各行业最终品进口关税税率与中间品进口关税税率。(5) 省份层面数据, 来自历年《中国统计年鉴》, 以控制企业所在省份的特征。经过整理, 本文最终得到了1998—2007年共27万家企业总计约104万条观测值的非平衡面板数据。

表1展示了主要变量的描述性统计。

表1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnInventory</i>	1 042 347	6.970	2.018	0.000	16.870
<i>TPU</i>	1 042 347	0.310	0.163	0.000	0.750
<i>lnAge</i>	1 042 347	2.125	0.843	0.000	5.881
<i>lnAge2</i>	1 042 347	5.227	3.779	0.000	34.580
<i>Soe</i>	1 042 347	0.074	0.261	0.000	1.000
<i>lnInput</i>	1 042 347	9.896	1.333	0.693	18.970
<i>lnFixasset</i>	1 042 347	8.393	1.654	0.693	17.970
<i>lnInvestment</i>	1 042 347	1.174	2.787	0.000	17.340
<i>lnInterest</i>	1 042 347	3.957	2.878	0.000	14.350
<i>lnSubsidy</i>	1 042 347	0.759	2.038	0.000	14.220
<i>lnDebts</i>	1 042 347	2.287	0.216	0.000	2.946
<i>lnEmployee</i>	1 042 347	4.883	1.114	0.693	12.150
<i>lnSale</i>	1 042 347	2.406	0.116	0.527	2.998
<i>lnProfit</i>	1 042 347	6.377	2.196	0.000	16.720
<i>lnDepreciation</i>	1 042 347	5.929	1.735	0.693	16.180
<i>lnPgdp</i>	1 042 347	9.670	0.592	7.761	11.040
<i>Inflation</i>	1 042 347	1.188	0.190	0.861	1.887

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表2汇报了贸易政策不确定性与企业非产成品存货调整的基准回归结果，本文主要关注 $TPU_{i, 2001} \times Post02_i$ 的估计系数。第(1)列仅加入了企业、年份固定效应，回归结果表明企业面临的贸易政策不确定性降幅越大，非产成品存货降低得越多。第(2)列在此基础上控制了众多的企业特征变量，第(3)列进一步控制了省份特征变量。我们发现，在控制一系列不同层面的特征变量后，贸易政策不确定性下降对企业存货的降低效应始终保持在1%的水平上显著。我们将第(3)列作为本文基准估计结果，同时为进一步检验基准结果的稳健性，本文在第(4)列加入了企业所在省份与企业所在行业的固定效应，在第(5)列加入了省份—年份联合固定效应，回归结果显示双重差分的交互项系数符号和显著性均未发生变化。

从控制变量结果来看^①，当其他变量保持一致时，反映企业规模和经营情况的变量，如利息支出、长期投资、固定资产净值、本年折旧、补贴收入、企业员工人数、销售总额、负债合计等对企业存货水平均产生了显著的正向影响，即促使了企

^①限于篇幅，控制变量回归结果未予展示，读者可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

业增加非产成品存货，这与现有研究得出的结论保持一致（李超和李涵，2017）。这可能是由于，随着企业规模逐渐扩张和市场份额提高，企业为迎合市场需求可能增加非产成品存货。经营年限越短的企业存货水平越低，这可能是由于成立时间较短的企业对市场了解不足，从而在生产和经营方面更加谨慎和保守，这使得企业选择了一个较低的存货水平。中间投入越高的企业非产成品存货越高，这是因为中间投入反映了企业对原材料的存货需求。因此，为了确保生产过程的连续性，企业中间投入越高，实际的非产成品存货水平也越高。此外，我们还发现，高利润企业具有较少的非产成品存货。

表2 基准回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>TPU</i> × <i>Post02</i>	-0.121 *** (0.023)	-0.180 *** (0.022)	-0.169 *** (0.022)	-0.189 *** (0.024)	-0.139 *** (0.022)
企业控制变量	NO	YES	YES	YES	YES
省份控制变量	NO	NO	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	NO	NO	NO	YES	NO
行业固定效应	NO	NO	NO	YES	NO
省份—年份固定效应	NO	NO	NO	NO	YES
样本量	1 042 347	1 042 347	1 042 347	1 042 347	1 042 347
R ²	0.783	0.794	0.794	0.794	0.796

注：*、**和***分别代表系数估计值在10%、5%和1%水平上显著，如无特别说明，圆括号内为企业层面聚类的稳健标准误，下同。

（二）双重差分有效性检验

1. 平行趋势检验与动态效应估计。运用双重差分法需要通过平行趋势检验，即实验组和控制组企业的存货水平应在中美建立PNTR之前保持相同的变化趋势。为检验本文样本是否满足平行趋势，我们根据2001年贸易政策不确定性指数将总样本划分成高TPU组（实验组）和低TPU组（控制组），图3绘制了两个组别中企业的存货变化趋势。从中可以看出，在中美建立PNTR之前的年份中，实验组和控制组企业存货水平基本保持着相同的变化趋势。而从2002年起，实验组企业存货水平增长速度明显低于控制组企业，且两者之间的差距逐年增大，这表明平行趋势假设成立。另外，为考察贸易政策不确定性对企业非产成品存货调整的动态效应，我们构建如下动态效应模型：

$$\ln Inventory_{ijt} = \beta_0 + \sum_{t=1999}^{2007} \beta_t \times TPU_{i,2001} \times Year_t + \beta_2 X_{jt} + \beta_3 X_{pt} + \theta_j + \delta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

模型（4）中，为了避免多重共线性问题，本文以1998年作为基准年份，将 $TPU_{i,2001}$ 分别交乘1999—2007年各年份虚拟变量（ $Year_t$ ），其他变量含义与模型（3）相同。为了直观展示，我们将模型（3）中各交互项系数 $\{\beta_{1999}, \beta_{2000}, \dots,$

$\beta_{2006}, \beta_{2007}$ 绘制于图4, 图中实线为交互项系数的变化情况, 刻画了贸易政策不确定性影响企业存货的边际效应, 虚线为95%置信区间。由图4可知, 2002年以前交互项系数在0值附近且不显著; 而从2002年起, 系数均显著为负。可见, 减小贸易政策不确定性能够有效降低企业非产成品存货水平。

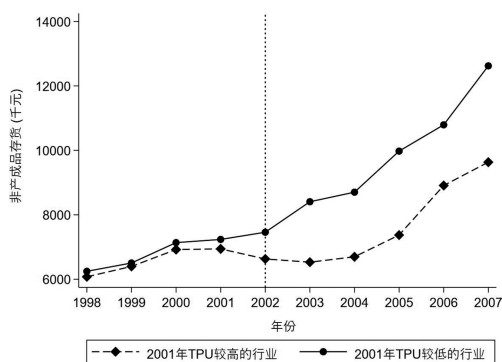


图3 平行趋势图

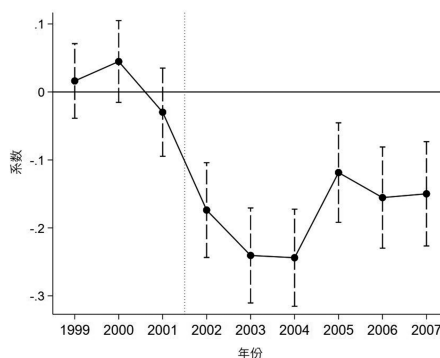


图4 动态效应图

2. 控制行业线性趋势。由于不同行业内企业的存货调整趋势存在一定差异, 因此本文在模型(3)基础上额外加入行业特定的线性时间趋势项 ($\lambda_i \times t$), 以排除非观测的行业层面特征因素对本文结果的影响 (Liu and Qiu, 2016)^[27]。表3第(1)列结果显示, 在加入行业线性趋势之后, 交互项估计系数依然在1%水平上显著为负。可见, 那些不可观察的行业混杂因素不会对本文核心结论产生实质影响。

3. 排除预期效应。除平行趋势假设外, 双重差分法的运用还需要事件冲击具有一定的外生性, 即中美建立PNTR是不可预知的。为此, 本文参考Liu和Ma (2020)的做法, 在模型(3)基础上加入 $TPU_{i, 2001}$ 与建立PNTR前一年 (即2001年) 的年份虚拟变量 $Year01$ 的交互项。回归结果展示在表3第(2)列, $TPU_{i, 2001} \times Year01$ 的估计系数 (0.028) 很小且在统计上不显著。这意味着中美建立PNTR的预期效应不存在, 企业在此之前并未形成调整存货的预期。同时, 在加入该项后, 本文主要关心的核心解释变量估计系数虽有小幅下降, 但仍然在1%水平上显著为负。

4. 排除同期政策干扰。在2002年前后有一些与本文研究主题相关的重大事件发生, 这些事件均可能对企业存货调整产生影响, 包括加入WTO、国有企业改革以及外资管制放松等。为此, 参考Lu和Yu (2015)^[28]、Liu等 (2021)^[29] 的做法, 本文在模型(3)基础上分别加入2001年各行业中间品关税率 ($Intariff01$) 和最终品关税率 ($Outtariff01$)、各行业国有企业数量占企业总数比重 ($Soeration01$)、各行业外资企业数量占企业总数比重 ($Fieration01$) 与2002年年份虚拟变量 $Post02_t$ 的交互项, 用以排除加入WTO、国有企业改革以及外资管制放松这三大事件对本文基准结果的干扰。表3第(3) — (5)列结果显示, 在分别控制上述三大重要事件后, $TPU_{i, 2001} \times Post02_t$ 估计系数均在1%水平上显著为负。其中, 国有企

业改革对企业非产成品存货具有显著正向的影响，中间品关税下降与外资管制放松显著降低了企业非产成品存货水平，然而本文并未发现最终品关税变动对企业存货有显著作用^①。

5. 安慰剂检验。为了进一步考察双重差分识别的有效性，本文进行了两种安慰剂检验。第一，借鉴 Topalova (2010)^[30] 的做法，本文截取了 1998—2001 年（即中美建立 PNTR 之前年份）的子样本对行业贸易政策不确定性与企业存货水平进行 OLS 估计。回归结果展示在表 3 第（6）列， $TPU_{1998-2001}$ 变量估计系数不显著，与本文预期相符。第二，为进一步排除其他不可观测因素的影响，本文随机给定 2001 年行业 TPU 指数和中美建立 PNTR 年份的安慰剂检验。为增强安慰剂检验的有效性，本文进行了 500 次随机处理并重新回归。由于各行业 2001 年的 TPU 指数与中美建立 PNTR 年份均是随机给定的，因此这些“虚假”的估计系数应集中分布在 0 值附近。随机处理的系数核密度分布图显示，交互项系数主要分布在 0 值两侧（远低于基准结果的系数绝对值 0.169），符合本文预期^②。同时，表 3 第（7）报告了 500 次“伪回归”的估计系数均值与标准误均值，可以看出系数均值非常小且在统计上不显著，即排除了其他不可观测因素对本文结果产生影响的可能。

表 3 双重差分的有效性检验

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	控制行业线性趋势	预期效应	考虑加入 WTO 事件	考虑国企改革事件	考虑外资开放事件	1998—2001 年子样本	安慰剂检验
$TPU \times Post02$	-0.190 *** (0.024)	-0.177 *** (0.024)	-0.159 *** (0.022)	-0.122 *** (0.023)	-0.150 *** (0.022)		0.000 (0.006)
$TPU \times Year01$		-0.028 (0.027)					
$TPU_{1998-2001}$						0.073 (0.056)	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
行业特定趋势	YES	NO	NO	NO	NO	NO	
样本量	1 042 347	1 042 347	1 041 231	1 041 184	1 041 184	249 706	
R ²	0.984	0.794	0.794	0.794	0.794	0.859	

（三）稳健性检验

1. 两期双重差分法。考虑到双重差分模型具有较强的序列相关问题，可能导致双重差分估计量显著性被高估。为此，本文参考毛其淋和许家云（2017）^[31] 的

①限于篇幅，三大事件的回归系数未予展示，读者可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

②限于篇幅，系数核密度分布图未予展示，读者可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

做法，构建两期双重差分模型进行稳健性检验。具体地，本文根据中美建立 PNTR 的年份（即 2002 年）将样本划分成 1998—2001 年与 2002—2007 年两个阶段，并对每一阶段企业层面变量取平均值，以此构建两期面板数据进行双重差分估计。表 4 第（1）列结果显示，交互项估计系数与基准结果相比未发生明显改变，统计显著性也保持一致。因此，在缓解了序列相关问题之后，本文基准结果依然是稳健的。

2. 替换被解释变量。本文将被解释变量替换为非产成品存货占总存货的比例。表 4 第（2）列结果显示，即使从非产成品存货相对量的角度切入，贸易政策不确定性下降依旧显著降低了企业非产成品存货水平。

3. 替换核心解释变量。前文均采用 2001 年行业层面 TPU 指数作为处理变量，此处将其分别替换为 1998 年、1999 年和 2000 年的 TPU 指数。回归结果依次展示在表 4 第（3）—（5）列，从中可以看出，新的交互项系数均在 1% 水平上显著为负，再次说明了贸易政策不确定性下降能够降低企业存货水平。

表 4 稳健性检验 I

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	两期双重 差分法	非产成品 存货/总存货	更换处理变量 (1998 年)	更换处理变量 (1999 年)	更换处理变量 (2000 年)
$TPU \times Post02$	-0.149*** (0.027)	-0.015*** (0.005)			
$TPU_{1998} \times Post02$			-0.170*** (0.022)		
$TPU_{1999} \times Post02$				-0.178*** (0.022)	
$TPU_{2000} \times Post02$					-0.173*** (0.022)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	177 990	1 042 313	1 041 410	1 041 410	1 041 410
R ²	0.889	0.604	0.794	0.794	0.794

4. 更换标准误计算方法。考虑到不同行业每年所处的经济政策可能相差较大，从而导致误差项在行业—年份维度序列相关。为此，本文使用行业—年份层面聚类的标准误，结果展示在表 5 第（1）列，可以看出标准误略大于基准回归，但系数值仍显著为负。

5. 缓解企业跨行业生产问题。前文均采用四位数行业层面的 TPU 指数，考虑到部分企业存在跨四位数行业进行生产的现象，这可能导致回归结果出现偏误。为此，本文将 TPU 指数分别加总到三位数行业与二位数行业进行回归。表 5 第（2）、（3）列结果显示，在重新构建 TPU 变量后，贸易政策不确定性下降对企业存货水平的影响依然显著为负，与基准结果保持一致。

6. 构建平衡面板。样本期间企业进入与退出可能影响本文的研究结论，因此本文保留了1998—2007年期间持续存在的企业进行回归。表5第(4)列显示，基于平衡面板数据，贸易政策不确定性下降依然对企业存货水平产生了负向影响。

7. 行业层面回归。由于本文主要关注的变量在四位数行业层面，因此即使是企业级样本，估计出来的依然是行业层面的平均效应。为检验基准结果的稳健性，本文将所有企业层面变量加总到四位数行业层面，构建行业面板数据进行回归。结果如表5第(5)列所示，交互项系数符号与显著性和基准结果保持一致。

表5 稳健性检验 II

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	行业—年份 层面聚类	TPU 加总至 3 位 码行业	TPU 加总至 2 位 码行业	平衡面板回归	行业层面回归
$TPU \times Post02$	-0.169*** (0.027)			-0.252*** (0.072)	-0.337*** (0.091)
$TPU \times Post02$		-0.191*** (0.025)			
$TPU \times Post02$			-0.217*** (0.033)		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	1 042 347	1 042 347	1 042 347	49 790	4 238
R ²	0.794	0.794	0.794	0.811	0.920

五、进一步讨论

(一) 中间机制检验

接下来，本文试图探索贸易政策不确定性下降影响企业存货的中间机制。在理论分析基础上，本文构建了企业采购前置期、前置期不确定性的代理变量，并通过如下模型验证上述机制：

$$Mechanism_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 TPU_{i, 2001} \times Post02_t + \beta_2 X_{jt} + \beta_3 X_{pt} + \theta_j + \delta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

模型(5)中， $Mechanism_{ijt}$ 为机制变量。其中，借鉴张勋等(2018)关于企业采购前置期的测算方法，本文以365/(销售成本/流动负债)的自然对数近似替代企业从发出订单到货物送达仓库所花费的时间，数值越大表明采购前置期越长。同时，借鉴段文奇和景光正(2021)的思路，本文采用(前置期 t -前置期 t_{-1})/前置期 t_{-1} 的绝对值衡量企业前置期不确定性，这一指标反映了企业前置期的波动幅度，数值越大表明前置期波动越大，即前置期不确定性越高。回归结果展示在表6第(1)、(2)列，交互项系数至少在5%水平上显著为负，意味着贸易政策不确定性下降显著缩短了企业采购前置期并降低了前置期的不确定性。第(3)、(4)列进一步控制了省份—年份联合固定效应，发现交互项系数仍在1%水平上显著为负。

表6 机制检验

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
	采购前置期	前置期不确定性	采购前置期	前置期不确定性
$TPU \times Post02$	-0.076 *** (0.023)	-0.007 ** (0.003)	-0.075 *** (0.023)	-0.010 *** (0.003)
控制变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
省份—年份固定效应	NO	NO	YES	YES
样本量	368 399	186 538	368 399	186 538
R ²	0.851	0.490	0.852	0.492

(二) 异质性分析

不同类型企业之间存在较大差异,为此本文接下来讨论贸易政策不确定性下降对企业非产成品存货的异质性效应。

1. 基于企业所有权的异质性分析。不同所有权的企业在政策支持、资源获取等方面存在较大差异,同时部分国有企业因肩负着维护社会稳定、提供公共服务的责任,且不以利润最大化为主要目标 (Brandt et al., 2017)^[32]。因此,本文基于不同所有权企业子样本分别估计模型(3)。回归结果展示在表7第(1)、(2)列,可以看出民营企业子样本中核心解释变量系数显著为负,而国有企业子样本回归系数则不显著,且系数绝对值远低于民营企业。这可能是因为:相较于民营企业,国有企业能够获得更多的政府补贴和贷款支持,因而缺乏处理多余存货以降低企业成本的激励,从而受到贸易政策不确定性变动的的影响程度较小。

表7 异质性检验 I

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
	民营企业	国有企业	一般贸易企业	加工贸易企业
$TPU \times Post02$	-0.207 *** (0.026)	-0.075 (0.074)	-0.176 ** (0.086)	-0.033 (0.1658)
控制变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	803 591	69 439	73 303	15 982
R ²	0.765	0.900	0.818	0.823

2. 基于出口企业贸易方式的异质性分析。中国出口贸易具有显著的加工贸易特征,参考余森杰(2011)^[33]的做法,本文分别筛选出样本中的一般贸易企业和加工贸易企业。子样本回归结果如表7第(3)、(4)列所示,一般贸易企业样本中交互项系数显著为负,而在加工贸易企业样本中不显著,且后者系数绝对值远小于前者。这意味着,减小贸易政策不确定性带来的非产成品存货下降主要体现在一

般贸易企业中。这可能是因为：加工贸易企业主要通过进口国外原材料或零件加工或组装为成品后再进行出口，因此这类企业的非产成品存货受贸易政策不确定性的影响较小。

3. 基于企业成本加成率的异质性分析。贸易政策不确定性对企业非产成品存货的作用可能因企业初始成本加成率的不同而存在差异。基于此，本文参照 De Loecker 和 Warzynski (2012)^[34] 的方法测算企业成本加成率，该方法已经被学者们广泛应用和拓展。本文将初始成本加成率变量与 $TPU \times Post02$ 交乘加入到基准模型中进行估计，其中 $MU1$ 为企业 2001 年成本加成率， $MU2$ 为企业 1998—2001 年平均成本加成率。从表 8 第 (1)、(2) 列可以看出，三重交乘项系数均在 1% 水平上显著为正，这意味着贸易政策不确定性下降对初始成本加成率较低企业的非产成品存货产生了更大程度的降低。这可能因为：成本加成率反映的是企业在市场中的势力和力量，由于初始市场势力较高的企业往往拥有更加稳定和广阔的非产成品供应链，因此贸易政策不确定性下降对这类企业的存货决策影响较小；另外，当贸易政策不确定性较高时，初始成本加成率较低的企业更加担心存货短缺，进而导致其持有更多存货，因此贸易政策不确定性下降对这类企业的去库存效应更大。

表 8 异质性检验 II

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
	成本加成率异质性		全要素生产率异质性	
$TPU \times Post02$	-0.603*** (0.157)	-0.587*** (0.146)	-0.297*** (0.046)	-0.256*** (0.045)
$TPU \times Post02 \times MU1$	0.348*** (0.125)			
$TPU \times Post02 \times MU2$		0.336*** (0.116)		
$TPU \times Post02 \times TFP1$			0.039*** (0.013)	
$TPU \times Post02 \times TFP2$				0.027** (0.013)
控制变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	394 656	530 635	439 755	571 967
R^2	0.791	0.795	0.789	0.793

4. 基于企业全要素生产率的异质性分析。考虑到不同生产率企业的存货水平差异较大，为此贸易政策不确定性下降的去库存效应可能具有生产率异质性。因此，本文使用 OP 法测算企业全要素生产率，并将初始全要素生产率变量与 $TPU \times Post02$ 交乘加入到基准模型中进行估计，其中 $TFP1$ 为企业 2001 年全要素生产率， $TFP2$ 为企业 1998—2001 年平均全要素生产率。回归结果展示在表 8 第 (3)、(4) 列，三重交乘项系数均显著为正，表明贸易政策不确定性下降对初始全要素生产率较低企业的非产成品存货产生了显著的降低效应。这可能是因为：全要素生产率较高的企业通常具备较高的库存管理效率，对于非产成品存货的储备需求较小，即存货水平较低，因

此贸易政策不确定性下降对其产生的去库存效应被大大削弱；与之相反，全要素生产率低的企业存货水平较高，贸易政策不确定性下降对这类企业的存货削减作用更大。

六、结论与政策建议

本文首次采用了双重差分法实证考察了中美建立 PNTR 带来的贸易政策不确定性下降对中国制造业企业非产成品存货调整的影响，发现贸易政策不确定性下降会导致企业调低非产成品存货水平，其主要通过缩短企业采购前置期、降低前置期不确定性这两条途径发挥作用，结论在考虑一系列影响因素后仍然成立。进一步地，贸易政策不确定性下降产生的去库存效应主要体现在民营企业、一般贸易企业、低成本加成率企业以及低全要素生产率企业当中。

在深入推进供给侧结构性改革背景下，本文为新时期如何有效促进企业降本增效继而实现经济高质量增长提供了政策启示。一方面，解决企业存货积压问题需要国内产业政策推动，其效果还与国际贸易环境密切相关。减少贸易政策不确定性有效降低了中国制造业企业非产成品存货水平，良好的国际贸易环境推动了去库存过程。因此，在当今世界单边主义盛行、反全球化现象愈演愈烈的情形下，中国政府应当坚定支持多边贸易体制，积极参与“一带一路”建设、自由贸易协定谈判等国际经贸合作与对话，以尽可能地消除我国面临的外部贸易政策不确定性，营造持续稳定发展的良好外贸环境。另一方面，面对百年变局与世纪疫情相互叠加的复杂局面，中国作为贸易大国应承担起实现全球经济繁荣发展的重要使命，应坚定不移地推动贸易自由化改革，鼓励更多企业参与国际贸易，帮助企业获得源源不断的贸易红利。

[参考文献]

- [1] LI H, LI Z. Road Investments and Inventory Reduction: Firm Level Evidence from China [J]. *Journal of Urban Economics*, 2013, 76: 43-52.
- [2] 张勋, 王旭, 万广华, 等. 交通基础设施促进经济增长的一个综合框架 [J]. *经济研究*, 2018, 53 (1): 50-64.
- [3] OKE A, SZWEJCZEWSKI M. The Relationship between UK Manufacturers' Inventory Levels and Supply, Internal and Market Factors [J]. *International Journal of Production Economics*, 2005, 93: 151-160.
- [4] 李超, 李涵. 空气污染对企业库存的影响——基于我国制造业企业数据的实证研究 [J]. *管理世界*, 2017 (8): 95-105.
- [5] 戴严科, 林曙. 利率波动、融资约束与存货投资——来自中国制造业企业的证据 [J]. *金融研究*, 2017 (4): 95-111.
- [6] 李雨浓, 赵维, 周茂, 等. 外资管制放松如何影响企业非产成品存货调整 [J]. *中国工业经济*, 2020 (9): 118-136.
- [7] 段文奇, 景光正. 贸易便利化、全球价值链嵌入与供应链效率——基于出口企业库存的视角 [J]. *中国工业经济*, 2021 (2): 117-135.
- [8] HANDLEY K, LIMÃO N. Policy Uncertainty, Trade and Welfare: Theory and Evidence for China and the United States [J]. *American Economic Review*, 2017, 107 (9): 2731-83.
- [9] LIU Q, MA H. Trade Policy Uncertainty and Innovation: Firm Level Evidence from China's WTO Accession [J]. *Journal of International Economics*, 2020, 127: 103387.

- [10] 毛其淋. 贸易政策不确定性是否影响了中国企业进口? [J]. 经济研究, 2020, 55 (2): 148-164.
- [11] 谢杰, 陈锋, 陈科杰, 等. 贸易政策不确定性与出口企业加成率: 理论机制与中国经验 [J]. 中国工业经济, 2021 (1): 56-75.
- [12] HANDLEY K. Exporting Under Trade Policy Uncertainty: Theory and Evidence [J]. *Journal of International Economics*, 2014, 94 (1): 50-66.
- [13] HANDLEY K, LIMÃO N. Trade and Investment Under Policy Uncertainty: Theory and Firm Evidence [J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2015, 7 (4): 189-222.
- [14] FENG L, LI Z, SWENSON D L. Trade Policy Uncertainty and Exports: Evidence from China's WTO Accession [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 106: 20-36.
- [15] 佟家栋, 李胜旗. 贸易政策不确定性对出口企业产品创新的影响研究 [J]. 国际贸易问题, 2015 (6): 25-32.
- [16] 魏悦玲, 张洪胜. 贸易政策不确定性、出口与企业生产率——基于 PNTR 的经验分析 [J]. 经济科学, 2019 (1): 57-68.
- [17] 孙林, 周科选. 区域贸易政策不确定性对中国出口企业产品质量的影响——以中国—东盟自由贸易区为例 [J]. 国际贸易问题, 2020 (1): 127-143.
- [18] 李涵, 黎志刚. 交通基础设施投资对企业库存的影响——基于我国制造业企业面板数据的实证研究 [J]. 管理世界, 2009 (8): 73-80.
- [19] 刘秉镰, 刘玉海. 交通基础设施建设与中国制造业企业库存成本降低 [J]. 中国工业经济, 2011 (5): 69-79.
- [20] 邹伟, 梁平汉. 腾飞的翅膀: 机场属地化改革与企业库存 [J]. 统计研究, 2019, 36 (11): 76-89.
- [21] 饶品贵, 岳衡, 姜国华. 通货膨胀预期与企业存货调整行为 [J]. 经济学 (季刊), 2016, 15 (2): 499-526.
- [22] PIERCE J R, SCHOTT P K. The Surprisingly Swift Decline of US Manufacturing Employment [J]. *American Economic Review*, 2016, 106 (7): 1632-1662.
- [23] HAY D, LOURI H. Investment in Inventories: An Empirical Microeconomic Model of Firm Behaviour [J]. *Oxford Economic Papers*, 1994: 157-170.
- [24] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题 [J]. 世界经济, 2012, 35 (5): 142-158.
- [25] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2): 339-351.
- [26] FEENSTRA R C, ROMALIS J, SCHOTT P K. US Imports, Exports, and Tariff Data, 1989-2001 [R]. NBER Working Paper, 2002, No. 9387.
- [27] LIU Q, QIU L D. Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms' Patent Filings [J]. *Journal of International Economics*, 2016, 103 (9): 166-183.
- [28] LU Y, YU L H. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7 (4): 221-253.
- [29] LIU Q, LU R, LU Y, et al. Import Competition and Firm Innovation: Evidence from China [J]. *Journal of Development Economics*, 2021, 151: 102650.
- [30] TOPALOVA P. Factor Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization: Evidence on Poverty from India [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2 (4): 1-41
- [31] 毛其淋, 许家云. 中间品贸易自由化提高了企业加成率吗? ——来自中国的证据 [J]. 经济学 (季刊), 2017, 16 (2): 485-524.
- [32] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, WANG L, et al. WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms [J]. *American Economic Review*, 2017, 107 (9): 2784-2820.
- [33] 余淼杰. 加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据 [J]. 经济学 (季刊), 2011, 10 (4): 1251-1280.
- [34] DE LOECKER J, WARZYNSKI F. Markups and Firm-level Export Status [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (6): 2437-71.

Trade Policy Uncertainty, Procurement Leading Time and Enterprises' Adjustment of Inventory

LUO Qi ZHAO Yongliang

Abstract: Given the huge impact of changes in trade policy uncertainty, it is necessary to examine how domestic enterprises should adjust their inventory strategies. This paper proposes a theoretical framework to investigate the impact of trade policy uncertainty on enterprises' adjustment of inventory. Based on the framework, with the help of a quasi-natural experiment and using difference-in-differences method in this topic for the first time, the paper assesses the impact of changes in trade policy uncertainty, which is caused by the establishment of permanent normal trade relations between China and the United States, on Chinese manufacturing enterprises' adjustment of inventory. The findings are as follows: decline of trade policy uncertainty significantly reduces enterprises' non-finished product inventory, and this finding remains valid when a variety of influencing factors are considered; the decline of inventory is mainly realized by shortening of procurement leading time and reducing of leading time uncertainty from mechanism test; the destocking effect is more remarkable for private enterprises, general trade enterprises, low-markup enterprises and low TFP enterprises. The findings provide policy insights for China's destocking, reducing the manufacturing cost, and promoting efficiency in deepening supply-side structural reform.

Keywords: Trade Policy Uncertainty; Non-finished Product Inventory; Procurement Leading Time; Destocking

(责任编辑 白光)