

# 中国入世与出口增长：关于关税不确定性影响的再检验

王璐航 首陈霄\*

**摘要** 近期一些文献发现以潜在关税上升空间衡量的关税不确定性的下降对中国加入 WTO 之后的出口有显著的促进作用。本文利用多重差分的方法在更加宽松的回归模型设定下对这一结论的稳健性进行检验。我们发现，在有效控制纺织品和服装出口配额取消的异质性影响之后，关税潜在上升空间的缩减对中国的出口并没有显著影响。我们进一步分析了可能导致这一不显著结果的原因。一方面，有证据显示中国加入 WTO 之前关于对美出口关税上升的主观概率可能并不高；另一方面，低沉没进入成本也使得进入行为的动态影响有限。由此我们得到结论，中国加入 WTO 之后的出口增长与不确定性的降低没有关系。这项研究的一个重要启示是，理解不确定性产生的根源对于科学的度量不确定性进而估算其影响至关重要。由此，在衡量贸易争端的影响时也应该对相关经济个体的微观决策机制予以充分考虑。

**关键词** 出口增长，政策不确定性，贸易争端

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2019.01.15

## 一、引言

中国在 2001 年成为世界贸易组织 (WTO) 成员方，之后经历了快速的出口增长。<sup>1</sup> 中国由非 WTO 成员方到成员方的转变伴随着很多贸易政策的变化，哪些变化及其如何促进了中国经济和出口的增长是学界和业界关心的重要问题。一些研究者试图用关税不确定性的降低来解释中国对美国出口的较

\* 王璐航，厦门大学王亚南经济研究院、厦门大学经济学院国际经济与贸易系、厦门大学“计量经济学”教育部重点实验室；首陈霄，湖南师范大学商学院。通信作者及地址：首陈霄，湖南省长沙市岳麓区麓山路 36 号湖南师范大学商学院中和楼，410081；电话：18020766057；E-mail: chenxiaovictory@foxmail.com。本文感谢中央高校基本科研业务费专项资金资助 (ZK1031)；感谢厦门大学经济学院教学实验中心李祥和袁加军老师的技术支持。感谢厦门大学方颖老师以及三位匿名审稿人的建设性意见，文责自负。

<sup>1</sup> 在 1990 年到 2010 年间，全世界从中国的进口占全部进口的份额从 2% 上升到了 11% (Handley and Limão, 2016)。

快速增长 (Pierce and Schott, 2016; Feng *et al.*, 2017; Handley and Limão, 2017)。<sup>2</sup>

另外一支文献则着重于与 WTO 相关的政策变化对中国经济效率的影响 (毛其淋和盛斌, 2013; Khandelwal *et al.*, 2013; 田巍和余森杰, 2013; 简泽等, 2014; 陈雯和苗双有, 2016; Brandt *et al.*, 2017)。<sup>3</sup> 区分和理解导致出口绩效变化的根本原因和作用机制是制定经济政策的基础。<sup>4</sup> 本文旨在通过检验关税不确定性影响这一实证发现的稳健性, 加深对中国出口增长深层原因的理解, 进而为未来的政策制定提供事实依据。

首先, 本文分析关税不确定性的概念和实证度量, 及其影响贸易流量的作用机制。已有文献普遍使用关税差 (普通关税与最惠国待遇关税之间的差)<sup>5</sup> 所代表的关税潜在上涨空间来衡量度量关税不确定性, 而我们的分析表明关税潜在上涨空间只是构成关税不确定性的一个因素, 另一个因素是适用关税上涨的概率。<sup>6</sup> 二者相互影响共同决定关税不确定性。另外, 基于 Freund and Pierola (2010) 的模型对企业出口决策的分析, 关税不确定性对于贸易流量的影响与企业参与出口的沉没成本有关。由此可知, 理论上关税差对贸易流量发生影响需要显著的关税上涨预期和沉没进入成本两个介质。其次, 本文对现有文献关于关税差的变化显著影响中国对美国出口这一实证发现进行稳健性检验。我们在以往研究的多重差分的基础上增加了产品类别维度的差分以更好地控制取消纺织品和服装出口配额的影响。结果表明, 在有效控制了这一外部干扰政策的影响之后, 关税差的变化对出口不再有显著影响。最后, 基于对关税差如何影响贸易流量的理论机制的理解, 本文进一步探讨了关税差的影响在实证上不显著的可能原因, 并提供辅助性的证据予以支持。

本文与前述关于贸易政策不确定性影响的研究的发现不同, 主要源于回归中对于潜在干扰变量的控制方式不同。我们的回归设定在以下两个方面与 Pierce and Schott (2014, 2016) 以及 Handley and Limao (2016) 一致。第一, 使用 2001 年之前美国的普通关税与最惠国关税之间的关税差作为解释变

<sup>2</sup> 在中国加入 WTO 之前, 对美国的出口面临着关税可能增加带来的不确定性。这是因为中国在美国的最惠国地位需要得到美国国会每年的批准。如果被撤回, 中国出口商在美国面临的关税将会提高到普通关税 (又称为 “column 2” 或者 “非正常关税”, 由美国 1930 年通过的 Smoot-Hawley 关税法案规定) 的水平。在 2001 年以后, 作为 WTO 成员方的中国获得了永久性最惠国待遇, 由此不再面临关税可能上升的不确定性。

<sup>3</sup> 尽管一些研究没有直接涉及对出口绩效的影响, 但是生产效率的提高能增强出口竞争力进而影响出口绩效。

<sup>4</sup> 当然这并不排除贸易政策的使用, 但是对贸易政策的效果研究应该与对其他政策的效果研究一样重视外部环境的改变如何与国内的资源配置机制共同作用进而导致经济绩效的改变, Khandelwal *et al.* (2013) 的研究是一个很好的例证。

<sup>5</sup> 确切地讲, 是潜在关税上升空间的影响。

<sup>6</sup> 在本文的情形中, 我们称为关税上升概率, 因为中国出口商面临的关税在非最惠国待遇下只会更高。

量；第二，在利用中国出口数据进行分析时，使用中国对欧盟<sup>7</sup>的出口作为对照组来控制供给冲击的影响。在利用美国进口数据进行分析时，使用美国从其他国家的进口来控制需求冲击的影响。鉴于关税差仅可能影响 2001 年之前中国对美国的出口，Pierce and Schott (2014) 和 Handley and Limao (2016)<sup>8</sup> 利用双重差分来识别关税不确定性对中国出口的影响。这种识别策略的局限性在于并不能有效控制其他贸易政策变化的干扰性影响。数据显示，受到纺织品和服装贸易配额影响的产品同时具有较高的关税差。因而，如果不能有效控制纺织品和服装贸易配额取消的影响，用关税差作为主要解释变量的回归就会存在遗漏变量问题，使得回归系数有偏。Pierce and Schott (2016) 在 Pierce and Schott (2014) 基础上有所改进，增加了四个用来标识不同纺织品和服装产品的配额取消阶段的虚拟变量来控制配额取消的影响。与预期一致，Pierce and Schott (2016) 中的回归系数小于 Pierce and Schott (2014) 中的回归系数，但是这样的回归方程设定仍然有局限，简单加入虚拟变量背后的隐含假设是配额对所有国家所有商品具有相同的约束力。如果真实的情况是配额的约束力度与关税差有相关性，那么简单加入代表配额取消的虚拟变量就不能解决遗漏变量导致的估计有偏问题。我们通过在回归中引入配额取消的四个阶段<sup>9</sup>与标识中国的虚拟变量的交互项来放松 Pierce and Schott (2016) 的同质影响限定，此时我们发现关税差的影响不再显著。进一步，我们发现配额约束的异质性影响有如下三个特征：第一，中国对美国纺织品和服装产品出口的快速增长与其他国家对美国相关产品出口增长的减缓相关联；第二，在 2001 年之后中国对美国出口的相对增长与先前中国贸易配额的约束程度显著相关；第三，配额取消对中国的影响主要发生在 2005 年。

具体而言，我们对于关税差的影响在实证上不显著的解释如下。第一，不确定性是关税差和关税上升概率两个因素共同决定的。当关税上升事件的概率为零时，关税差本身不会对企业出口行为产生影响。从中美恢复贸易直到 2001 年中国成为 WTO 成员方，中国从未失去过最惠国待遇。即使在个别年份美国众议院的反对票比例超过 50%，参议院却从未将之列入议程（参见表 7）。由此很难相信中国潜在出口企业会由于美国众议院在个别年份的争议而产生未来关税上涨的预期。

第二，存在沉没进入成本是未来关税不确定性影响企业当期市场进入决策的必要条件。这是因为在沉没成本为零的情况下，企业每一年的市场进入

<sup>7</sup> 本文欧盟指的是欧盟初期的 15 个成员国。这些国家是：奥地利、比利时、芬兰、法国、德国、希腊、爱尔兰、意大利、卢森堡、丹麦、荷兰、葡萄牙、西班牙、瑞典和英国。

<sup>8</sup> Handley and Limao (2016) 的基本设定基于简单差分，在控制供给冲击的稳健性检验中使用了双重差分，在另一个稳健性检验中控制了包括配额在内的非关税壁垒的影响。但是没有同时控制供给冲击和非关税壁垒的影响。

<sup>9</sup> 中国由于在 2001 年才加入 WTO，所以只经历了后两个配额取消阶段（2002 年和 2005 年）。前三个阶段的纺织品和服装产品的配额在第三个阶段（2002 年）同时取消。

和退出决策是独立的, 仅仅取决于该年份的盈利预期, 而不会受到未来关税不确定性的影响。估计出口企业的沉没进入成本需要对一个完整设置的模型进行结构估计, 超出本文的研究范围。Bernard and Jensen (2004) 提供了一个检验沉没成本的间接方法。出于避免未来再一次支付进入成本的考虑, 已经出口的企业会在进入成本高的情况下选择在利润较低时仍然不退出市场。因此我们可以通过检验企业前期出口状态与当期出口状态的相关性来间接检验中国企业开始出口的沉没进入成本的高低。控制其他因素, 高的相关性意味着比较高的沉没进入成本。与 Bernard and Jensen (2004) 利用美国企业数据进行的分析比较, 我们发现中国出口企业两期出口状态的相关性更低。这与我们对于中国企业开始出口的沉没成本不高的预期一致。另外, 除了直接出口, 中国企业还可以选择通过贸易公司进行间接出口或者通过加工贸易方式进入国际市场。在我们关注的样本区间, 加工出口的份额超过 50%, 同时每年有 1/5 至 1/3 的出口经由贸易公司。这些贸易方式的存在也能够显著降低国际市场的进入成本。

本文一方面丰富了贸易政策不确定性相关的研究。通过采用三重差分的方法, 并充分控制其他贸易政策, 特别是纺织品和服装产品的异质影响, 我们可以控制更多潜在的遗漏变量, 从而得到更稳健的结果。另一方面, 本文有助于深入对中国出口以及经济增长的认识。通过否认关税差衡量的关税不确定性的影响, 我们进一步强调了加入 WTO 对中国经济的影响更多的是通过内因发生作用, 比如生产率、制度改进等。我们虽然确认了纺织品配额取消的重要影响, 但是更应该看到, 纺织品配额取消更重要的是通过纠正制度上的资源配置扭曲, 提升行业的生产率, 才有了后面的出口快速增长 (Khandelwal *et al.*, 2013)。

本文的结构如下: 第二部分梳理了相关文献; 第三部分建立一个简单的理论模型来说明关税差起作用的两个关键介质因素; 第四部分介绍数据, 同时对主要变量——中国出口增长和关税差进行了描述; 第五部分实证分析关税差的影响; 第六部分分别对两个关键因素进行了分析; 第七部分是结论和政策含义。

## 二、文献综述

与本文相关度最高的是关于美国对中国的贸易最惠国待遇政策的影响的研究。利用中国加入 WTO 之后自动在美国获得永久性最惠国待遇这一中美贸易关系的重要变化, Pierce and Schott (2016), Handley and Limao (2016) 和 Feng *et al.* (2017) 考察了关税潜在上升空间, 即普通关税与最惠国关税之间的差异, 对中国对美出口的影响。这三个研究的共同发现是, 在中国获得永久性最惠国待遇之前有较大关税差的产品, 在中国加入 WTO 之后经历

了更快的出口增长，并将此解释为关税不确定性的减少对于贸易的促进作用。Feng *et al.* (2017) 进一步考察了关税差变化和出口企业数量以及产品质量之间的关系。<sup>10</sup> 本文的一个重要贡献是通过更灵活的回归模型设定对这一实证发现的稳健性进行检验，并分析结果产生差异的深层原因。

除了关税不确定性，还有许多文献探讨了多边贸易协议下的贸易政策不确定性下降的影响。Handley *et al.* (2014) 和 Groppo and Piermartini (2014) 探讨了加入 WTO 对降低贸易政策不确定性的作用。他们都发现 WTO 会降低贸易政策不确定性，从而促进贸易增长。Handley and Limao (2015) 研究了葡萄牙加入欧共体导致的贸易政策不确定性的下降，他们发现这种不确定性的下降可以解释 87% 的出口增长。Osnago *et al.* (2015) 对 149 个国家的研究发现，贸易政策不确定性每下降 1% 会增加 1% 的出口量，而贸易政策不确定性的存在相当于关税增加 1.7%—8.7%。此外，钱雪锋和龚联梅 (2017) 针对跨太平洋伙伴关系协定 (TPP) 和区域全面经济伙伴关系 (RCEP) 的研究、Ritzel *et al.* (2017) 对孟加拉国的分析，以及 Carballo *et al.* (2018) 对 2003—2011 年间美国出口的分析，都认为贸易政策不确定性的下降会促进出口增长。

贸易政策不确定性属于政策不确定性中的一种。早期关于政策不确定性的影响的研究，比如 Friedman (1968)、Rodrik (1991) 和 Hassett and Metcalf (1999) 等，主要从理论上分析政府的货币、财政或经济改革政策带来的不确定性对经济的不利影响。之后一些文献开始关注政策不确定性对投资的影响。Julio and Yook (2012) 利用国家选举事件，以及 Gulen and Ion (2016)、李凤羽和杨墨竹 (2015)、饶品贵等 (2017) 利用 Baker *et al.* (2016) 基于新闻报道构造的政策不确定性指数，都发现了企业投资对政策不确定性的负向反应。对于其他结果变量的影响的研究还有，Pastor and Veronesi (2012) 从理论上分析了政策不确定性和股票市场波动之间的关系；Giavazzi and McMahon (2012) 则发现政策不确定性会增加家庭储蓄。

本文的研究也与揭示中国出口快速增长的内在原因的文献相关联。许多文献则强调中国企业的生产效率在加入 WTO 后有了大幅提升。比如 Brandt *et al.* (2012) 发现在 1998—2007 年之间企业的全要素生产率平均增长 2.85% (总产出生产函数) 或 7.96% (增加值生产函数)。对于中国企业生产效率提升的原因，一部分文献从进口关税削减角度来探讨。毛其淋和盛斌 (2013) 发现投入品关税的降低显著提高了企业的出口动态，进而促进了全要素生产率的提高。田巍和余淼杰 (2013)、陈雯和苗双有 (2016) 都认为进口关税削减导致的中间品贸易自由化提高了企业生产效率。另一部分文献则强

<sup>10</sup> 类似的，苏理梅等 (2016) 也研究了关税不确定性与产品质量之间的关系。他们发现关税不确定性的下降导致了产品质量的下降。

调贸易政策与内部政策的交互作用。比如 Khandelwal *et al.* (2013) 发现纺织品和服装配额的存在扭曲了资源配置, 因此配额的取消通过移除资源的扭曲配置大幅度提高了企业的生产率。本文的研究通过检验关税不确定性的假说, 侧面支持了内部的效率因素是中国出口快速增长的重要原因。

### 三、理论模型

为了解释关税差的变化对中国对美国出口没有影响的原因, 我们将在这一部分通过一个简单的模型分离出关税差影响贸易的两个前提条件。在第六部分我们将给出这两个前提条件不被满足的证据。

我们参考 Freund and Pierola (2010) 异质性出口厂商模型的基本设定。Freund and Pierola (2010) 的模型原本是用来描述存在出口成本不确定性的情形。本文在其模型基础上引入了关税以研究关税不确定性的影响, 同时为了简化分析这里不考虑出口成本的不确定性。

模型假设在国内有类型为  $\alpha_i$  的企业家群体。  $\alpha_i$  均匀分布在 0 到 1 之间  $[\alpha_i \sim U(0, 1)]$ , 其代表一个企业家  $i$  的能力, 决定了企业在市场上的销售实现水平。这样, 一个企业家能获得的运营利润为:

$$\pi(\alpha_i, c_V) = \alpha_i (1 - \tau_V) P_V - C_V, \quad (1)$$

其中,  $V$  表示不同的产品, 而  $P_V$  是产品  $V$  的价格。  $\tau_V$  是从价关税率;  $C_V$  是企业家为了销售产品  $V$  而每期必须支付的固定成本。运营利润随着  $\alpha_i$  的增加而增加, 随着  $\tau_V$  或者  $C_V$  的增加而减少。

企业可以选择在国外市场或者国内市场进行销售, 只是如果选择国外市场, 首次进入需要支付一次性的沉没成本  $K$ 。在国外市场, 企业家面临着贸易政策的不确定性。具体而言, 生产产品  $V$  的企业在国外市场面临的关税可能发生变化。假定只有两个关税水平, 政策不确定性即关税会以  $1 - q_V$  的概率由低转高, 以  $1 - p_V$  的概率由高转低。由此, 贸易的不确定性是由两个因素共同决定的, 一是两种状态下的关税差  $\tau_V^H - \tau_V^L$ ; 另一个是关税发生变化的概率,  $q_V$  及  $p_V$ <sup>11</sup>。二者缺一不可。

企业无论在国内市场还是国外市场销售都需要支付每期固定成本  $C_V$ , 同时国外市场的产品价格高于国内市场, 即  $P_V^F > P_V^D$ 。进一步假设出口对最有生产力的企业总是具有吸引力的  $(1 - \tau_V^H) P_V^F > P_V^D$ 。企业每期的存活概率为  $\beta < 1$ 。

假设当前国外处于低关税状态, 一个潜在出口企业要决定是否在当期进入国际市场。于是, 进入国外市场的企业家能力的临界值  $\alpha_s$  由出口的预期收益  $\Pi_e^L$  (上标  $L$  表示当前国外市场处于好的贸易政策下)、进入的沉没成本以及在国内市场销售的预期收益决定 (在以下的分析中, 为了简化省略了符号  $V$ ):

<sup>11</sup> 在本文的案例中,  $p_V$  和  $q_V$  对每个产品都是一样的, 由政治和经济环境所决定。

$$\Pi_e^L(\alpha_s, q, p) - K = \Pi_e^D(\alpha_s). \tag{2}$$

服务国内市场的预期收益为<sup>12</sup>：

$$\Pi_e^D(\alpha_i) = \frac{\pi(D)}{1-\beta}, \tag{3}$$

其中  $\pi(D) = \alpha_i P^D - C$ 。

假定国外市场一直处于低进口关税状态，即不存在不确定性  $1 - q_v = 0$ ，出口临界值  $\alpha_s^D$  为：

$$\alpha_s^D = \frac{(1-\beta) K}{(1-\tau^L) P^F - P^D}. \tag{4}$$

假定当前状态为低关税，如果存在政策不确定性，即  $1 - q_v > 0$  的情况下，企业家  $\alpha_i$  当前的出口预期收益表达式为：

$$\Pi_e^L(\alpha_i) = q(\pi(\tau^L) + \beta \Pi_e^L(\alpha_i)) + (1 - q)(\pi(\tau^H) + \beta \Pi_e^H(\alpha_i)), \tag{5}$$

其中， $\pi(\tau^L) = \alpha_i(1 - \tau^L)P^F - C$  以及  $\pi(\tau^H) = \alpha_i(1 - \tau^H)P^F - C$ ； $\Pi_e^H(\alpha_s)$  是高关税状态下的出口预期收益，表达式为：

$$\Pi_e^H(\alpha_i) = p(\pi(\tau^H) + \beta \Pi_e^H(\alpha_i)) + (1 - p)(\pi(\tau^L) + \beta \Pi_e^L(\alpha_i)), \tag{6}$$

联立式 (5) 和式 (6)，我们可以得到低关税状态下的出口的预期收益为：

$$\Pi_e^L(\alpha_i) = \frac{t_m}{1 - \beta t_m} \pi(\tau^L) + \frac{1}{1 - \beta t_m} \frac{1 - q}{1 - p\beta} \pi(\tau^H), \tag{7}$$

其中， $t_m = q + \frac{(1-q)(1-p)}{1-p\beta} \beta$ 。从式 (7) 和式 (2) 可以得到存在政策不确定性情况下的出口临界值  $\alpha_s^U$ ：

$$\alpha_s^U = \frac{(1-\beta) K}{P^F - (1-\beta)(t_1 \tau^L + t_2 \tau^H) P^F - P^D}, \tag{8}$$

其中， $t_1 = \frac{t_m}{1 - \beta t_m}$  和  $t_2 = \frac{1}{1 - \beta t_m} \frac{1 - q}{1 - p\beta}$ ，并且  $t_1 + t_2 = \frac{1}{1 - \beta}$ 。对比  $\alpha_s^D$  和  $\alpha_s^U$ ，显然，如果不存在政策不确定性，即  $\tau^H = \tau^L$  或者  $q = 1$ ， $\alpha_s^U = \alpha_s^D$ 。反之，如果  $\tau^L < \tau^H$  并且  $q < 1$ ， $\alpha_s^U < \alpha_s^D$ ，即存在关税不确定性的情况下出口临界值更高。

**推论 1** 在实际关税水平 ( $\tau^L$ ) 给定的前提下，出口临界值  $\alpha_s^U$  随着关税差 ( $\Delta = \tau^H - \tau^L$ ) 的增加而增加；关税差  $\Delta$  对出口临界值  $\alpha_s^U$  的影响大小随着政策的变化概率 ( $1 - q$ ) 的减小而减小，即  $\frac{\partial^2 \alpha_s^U}{\partial \Delta \partial (1 - q)} \geq 0$ 。

证明：将  $\tau^H = \Delta + \tau^L$  代入式 (8)，得到

$$\alpha_s^U = \frac{(1-\beta) K}{(1-\tau^L) P^F - (1-\beta) t_2 P^F \Delta - P^D}. \tag{9}$$

<sup>12</sup> 为了简化分析，我们还假定不同市场的产品要求不同，因此，企业预期在选择进入某个市场后将一直服务于该市场。因此，预期收益的计算没有考虑企业选择出口后又退出转而服务国内市场或者企业选择在国内市场销售之后又转而出口的情形。

假定初始状态是低关税状态, 令  $\Omega = (1 - \tau^L) P^F - (1 - \beta) t_2 P^F \Delta - P^D$ , 式(9)对关税差  $\Delta$  求导得到:

$$\frac{\partial \alpha_s^U}{\partial \Delta} = \frac{(1 - \beta) K}{\Omega^2} (1 - \beta) t_2 P^F \geq 0. \quad (10)$$

给定模型的参数设定, 式(10)在  $t_2 = 0$  时取等号, 其他情况下取正, 即如果未来关税有可能上升, 那么出口临界值会随关税差增加而上升。同时上升的幅度取决于关税上升的可能性

$$\frac{\partial(\partial \alpha_s^U / \partial \Delta)}{\partial(1 - q)} = \frac{\partial(\partial \alpha_s^U / \partial \Delta)}{\partial t_2} \frac{\partial t_2}{\partial(1 - q)} \geq 0,$$

即关税上升的概率越高, 出口临界值对于关税差的变化越敏感。当政策变化的概率趋于零时, 即  $(1 - q) \rightarrow 0$ ,  $t_2 \rightarrow 0$ , 关税差对出口临界值的影响也趋

近于零:  $\frac{\partial \alpha_s^U}{\partial \Delta} \rightarrow 0$ 。

**推论 2** 关税差 ( $\Delta = \tau^H - \tau^L$ ) 对出口临界值  $\alpha_i^U$  进而对出口值的影响程度与进入成本  $K$  有关。进入成本  $K$  越小, 影响程度越小。当  $K = 0$  时, 关税差对出口临界值没有影响。

证明: 在这个模型中, 由于每家企业的出口值由企业家的特性决定, 且企业家均匀分布, 总出口值的增加只会来自新进入者。关税差对出口临界值  $\alpha_i^U$  的影响越大, 其对总出口值的影响也会越大。为了检验进入成本  $K$  如何影响出口临界值, 从而影响出口的增长, 我们将式(10)对  $K$  求导得到:

$$\frac{\partial(\partial \alpha_s^U / \partial \Delta)}{\partial K} = (1 - \beta)^2 \frac{t_2 P^F}{\Omega^2} > 0, \quad (11)$$

因此给定政策不确定性 ( $q$  和  $\Delta$ ) 的大小, 较大的进入成本导致企业进入行为对关税差更为敏感。当进入成本为零 ( $K = 0$ ) 时,  $\frac{\partial \alpha_s^U}{\partial \Delta} = 0$ , 即关税差对出口临界值没有影响。

综上, 我们的模型显示关税差影响贸易的作用机制中有两个重要因素。第一个因素是关税发生变化的概率  $(1 - q)$ , 第二个因素是开始出口的沉没成本  $K$ 。第一, 关税发生变化的概率与关税差共同决定了关税不确定性, 关税差对贸易的影响程度取决于关税上升的概率, 当此概率接近零时, 关税差的变化对贸易没有影响。第二, 关税不确定性对贸易的影响程度取决于进入国际市场的沉没成本, 沉没成本越高, 贸易对于关税差的变化越敏感。反之, 沉没成本接近零时, 关税不确定性对贸易的影响也趋近于零。这一结论与 Handley and Limao (2016) 的类似。在 Handley and Limao (2016) 更为复杂的 CES 框架下的模型中, 他们也强调了沉没成本在关税不确定性影响中的重要性。

## 四、数 据

### （一）数据来源

我们使用的数据来源于从 1992 年到 2006 年的联合国商品贸易数据库。这个数据库可以同时提供美国的进口数据和中国的出口数据。中国对美国出口的数据和美国从中国进口的数据之间差别主要来自海关计价方式和运输成本，比如运费和保险。Pierce and Schott (2014, 2016) 在研究永久正常贸易关系与美国贸易之间的关系的时候，使用的是 8 位 HS 码层面上的美国进口数据。联合国贸易数据库只能细致到 6 位 HS 代码，我们用 6 位 HS 产品层面的数据得到的结果与 Pierce and Schott (2014, 2016) 类似。

### （二）数据描述

这一部分描述 2000 年至 2006 年间中国出口增长的显著特征。对此文献中已经有很多讨论，比如 Auto *et al.* (2013)、Handley and Limao (2016)、Pierce and Schott (2016) 等。与先前的描述对比，我们强调如下几个方面的特征。第一，在 2001 年加入 WTO 之后中国对美国 and 欧盟都经历了出口加速增长，而非仅限于美国；第二，对美国的超额增长主要发生在先前受到纺织品和服装贸易配额影响的产品，与欧盟类似；第三，没有受到纺织品和服装贸易配额影响的其他产品对美国的出口不存在超额增长。

Auto *et al.* (2013)、Handley and Limao (2016)、Pierce and Schott (2016) 都指出美国从中国的进口在 2001 年后经历了大幅增长，来自中国的进口份额从 1991 年的 0.6% 上升到 2007 年的 4.6%。从中国的出口数据也可以发现相应的趋势变化，图 1 显示中国对美国出口的年增长率从加入 WTO 之前 (1994—2001) 大约为 15.9% 上升到之后 (2002—2006) 的 30.3%。图 1 同时也表明在中国加入 WTO 前后对欧盟的出口增长率也从 16.6% 上升到 33.3%。与对美国出口增长率的变化相当。相对地，中国对日本和韩国的出口在 2001 年前后差别并不大，比如对日本的出口在 1994—2001 年间的平均增长率为 14.9%，而在 2002—2006 年间则为 15.5%，没有明显的拐点。所以，2001 年之后中国出口的加速增长同时发生在美国和欧盟。

中国在加入 WTO 之前对美国 and 欧盟国家的出口受到纺织品和服装贸易协定配额的影响。根据乌拉圭回合谈判的结果，对于 WTO 成员方，美国、欧盟和加拿大须在 1995 年、1998 年、2002 年和 2005 年 1 月 1 日分四个阶段分别移除占这些国家 1990 年进口量约 16%、17%、18% 和 49% 的纺织品和服装产品的配额 (Khandelwal *et al.*, 2013)。中国加入 WTO 之后，在 2002 年，经历了在前三个阶段适用的大约 50% 的纺织品和服装产品的一次性配

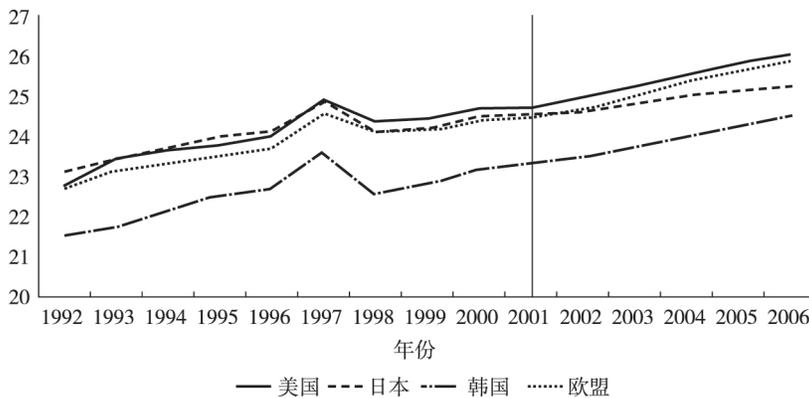


图1 中国对四个不同国家或地区的出口值

注：图中展示的是中国对四个国家或地区的总出口值在1992—2006年间的变化。由于图中的出口值为对数形式，所以任意两年间纵轴值的变化表示出口值在这两年间的增长率（ $\times 100\%$ ）。图中1997年前后的尖峰刻画了亚洲金融危机前后的经济冲击的影响。

资料来源：联合国商品贸易数据库。

额解除，并在2005年经历了第四阶段余下50%产品的配额解除。这项贸易政策变化对中国的纺织品和服装出口有显著影响。图2显示对美国和欧盟ATC产品出口的增长趋势与配额取消的两个阶段相一致。对美国的出口增长率从1994—2001年间的平均12.3%上升到2002—2006年间的平均34.3%。对欧盟的出口增长率从1994—2001年间的15.7%上升到2002—2004年间的31.4%。与此不同，图3显示，中国在加入WTO之后对美国

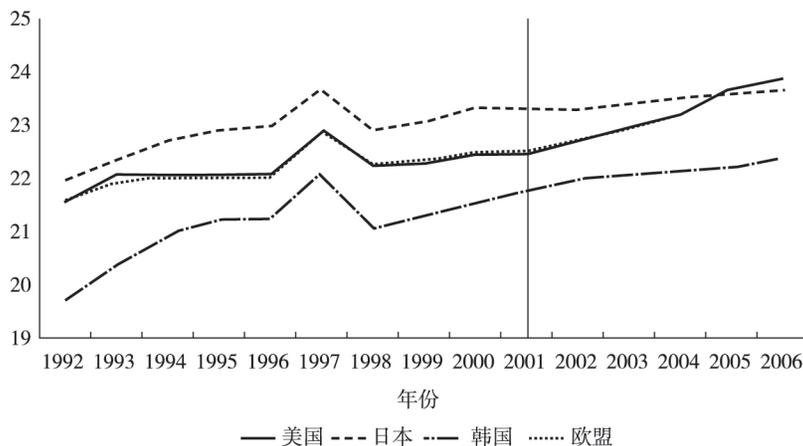


图2 中国纺织品和服装产品对四个国家或地区的出口值

注：图中展示的是中国对四个国家或地区的纺织品和服装产品的出口值在1992—2006年间的变化。由于图中的出口值为对数形式，所以任意两年间纵轴值的变化表示出口值在这两年间的增长率。

资料来源：联合国商品贸易数据库。

的非 ATC 产品的出口并未发生超额增长，对美国出口增长率的变化为从加入 WTO 之前的平均 28.5% 到之后的平均 29.9%，二者非常接近。中国对四个国家（地区）的出口的对数值变化趋势在 2001 年前后也是很类似的，尤其是对美国和欧盟。这说明非纺织品和服装产品对美国的出口并不存在超额的

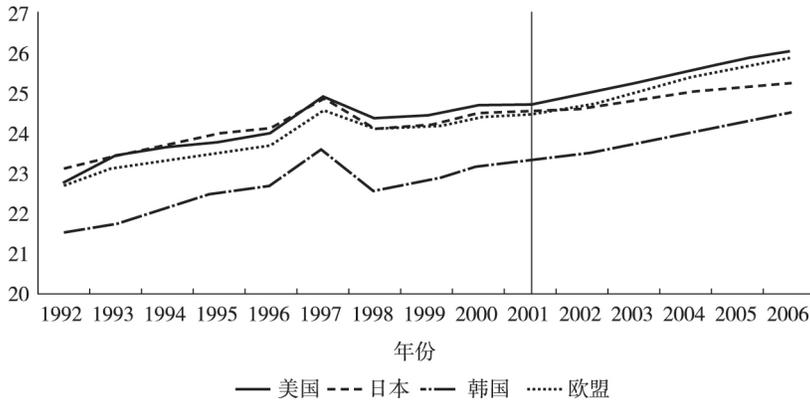


图 3 中国对不同国家或地区的非 ATC 产品的出口值

注：图中展示的是中国对四个国家或地区的除纺织品和服装产品以外的产品出口值在 1992—2006 年间的变化。由于图中的出口值为对数形式，所以任意两年间纵轴值的变化表示出口值在这两年间的增长率。

资料来源：联合国商品贸易数据库。

### （三）关税不确定性的测量

Pierce and Schott (2016) 和 Handley and Limao (2016) 都采用“关税差” (tariff gap) 来衡量关税不确定性，而本文对这种方法保持异议。基于 Pierce and Schott (2016)，产品  $h$  的“关税差”定义为这个产品的普通关税 (“column 2”) 与最惠国待遇关税<sup>13</sup> 之间的差。

$$\text{TariffGap}_h = \text{Column2Rate}_h - \text{MFNRate}_h$$

Pierce and Schott (2016) 认为有较高关税差的产品意味着这些产品的出口商面临较高的关税不确定性，那么在中国加入 WTO 关税不确定性下降之后这些产品的出口可能会有一个更快的增长。由于普通关税税率由美国国会在 70 年前通过的 Smoot-Hawley 关税法案所制定且每年几乎没有变化，最惠国关税每年的变化也较小，所以从图 4 可以看到关税差的变化也很小。因此，在下面的回归当中，我们与 Pierce and Schott (2014, 2016) 保持一致，使用 1999 年的关税差。数据中总共有 4 660 种产品，关税差的均值为 0.29，标准

<sup>13</sup> 关税数据来自美国国际贸易委员会 (USITC) 的官网 ([https://www.usitc.gov/tariff\\_\\_affairs/tariff\\_\\_databases.htm](https://www.usitc.gov/tariff__affairs/tariff__databases.htm))。USITC 给出了 8 位 HS 产品水平上的从价等值关税税率，包括普通关税和最惠国待遇关税。通过计算算术平均值我们可以得到 6 位 HS 水平的关税。

差为 0.20。相应的,普通关税的均值为 0.34,标准差为 0.23;最惠国待遇关税的均值为 0.04,标准差为 0.06。

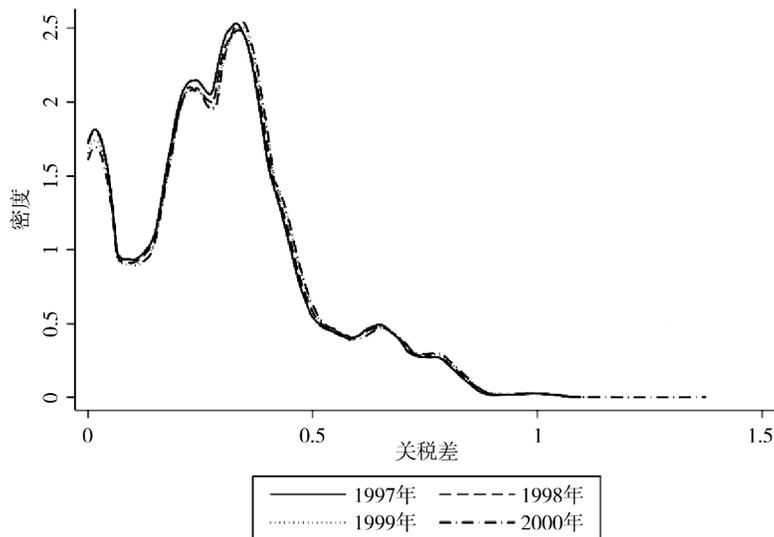


图4 关税差的分布

注:图中展示了用不同年份的关税数据得到的关税差的分布。

资料来源:美国关税数据来源于美国国际贸易委员会(USITC)。

图5展示了ATC和非ATC产品的关税差的分布。两组产品的关税差的分布有着系统性的差别。ATC产品关税差的均值更大,方差也更大。由于有将近16.4%的产品是ATC产品,且有较大的方差,关税不确定性下降对出口的影响的估计会受到ATC产品的影响。取2000年的纺织品配额为例,关税

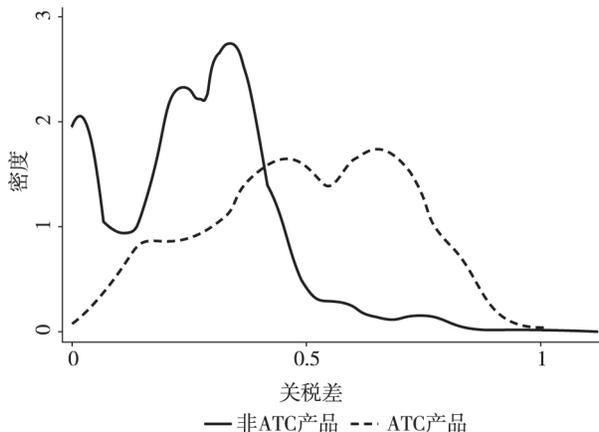


图5 非ATC和ATC产品的关税差分布

注:图中展示了非ATC产品和ATC产品的关税差分布的比较。这里的关税差使用1999年的关税数据计算得到。

资料来源:美国关税数据来源于美国国际贸易委员会(USITC)。

差与纺织品配额之间的相关关系展示在表 1 中。BaseLevel 是最初指定的配额水平，而 AdjustedLevel 是经过调整后实际采用的配额。Fill Rate 是实际的出口值与 AdjustedLevel 的比值，称为填充率。第 (1) 列到第 (3) 列分别给出了全部样本、填充率大于 95% 的样本以及填充率大于 98% 的样本的结果。所有结果都显示了配额与关税差之间有显著的负相关关系。而且，当产品受到更强的配额约束的时候（更高的填充率），相关性变得更大。由于更小的配额意味着配额取消造成的影响更大，而更小的配额又与更大的关税不确定性相关联，所以，如果不考虑配额取消的影响，关税差对贸易增长的影响的估计将会有个向上的偏误。

表 1 关税差与纺织品配额的相关性

变量	关税差		
	全部样本 (1)	填充率>95%的样本 (2)	填充率>98%的样本 (3)
BaseLevel	-0.355	-0.473	-0.585
	0.0006	0.0005	0.0033
AdjustedLevel	-0.360	-0.480	-0.590
	0.0005	0.0004	0.0030

注：配额使用的是 2000 年的数据。BaseLevel 是最初指定的配额水平，而 AdjustedLevel 是经过调整后实际采用的配额。标准误标注在系数下方一行。

## 五、估计方法和结果

本部分我们通过改进已有文献中的实证方法来验证，在有效控制纺织品和服装配额取消的政策影响后，关税差衡量的关税不确定性对中国的出口增长并没有显著影响。

### （一）关税差的影响与纺织品和服装贸易配额

Handley and Limao (2016) 采用的识别策略之一是用中国对欧盟和日本的出口作为控制组来控制中国供给冲击的影响进而估计加入 WTO 前后关税差变化对中国对美国出口的影响。<sup>14</sup> 这个双重差分设定的局限性在于没有同时控制同期发生的纺织品配额取消的影响。<sup>15</sup> 正如前面所述，配额一方面与关税差负相关，另一方面限制出口，因此遗漏配额的影响会导致向上的偏误。更进一步，配额对贸易的影响也可能存在异质性，我们预期配额取消对于配额

<sup>14</sup> Handley and Limao (2016) 表 4 中的结果。

<sup>15</sup> Handley and Limao (2016) 在另一项稳健性检验中控制了包括 ATC 在内的非关税壁垒的影响，但是使用的是美国进口数据，没有同时控制中国供给冲击的影响。

填充率高(即等于或者接近于100%)的产品影响会更大。由此,我们将产品根据其是否受到配额的影响,以及配额的影响程度分为三类:(1)非纺织品和服装产品,(2)没有配额或者配额约束为松的纺织品和服装产品,以及(3)配额约束为紧的纺织品和服装产品。我们用两个不同程度的指标判断配额约束是否为紧,即填充率是否大于95%或者98%<sup>16</sup>。我们通过在手德和利毛(2016)的回归方程中加入目的地与产品类别的交乘项来更好地控制配额取消的影响。我们的回归方程为

$$\begin{aligned} \text{dln}R_{ch} = & \alpha + \beta_1 \times I_c \{ \text{USA} \} \times \text{TariffGap}_h + \beta_2 \times I_c \{ \text{USA} \} \times I_h \{ \text{Nonatc} \} + \\ & \beta_3 \times I_c \{ \text{USA} \} \times I_h \{ \text{ATCnonatc} \} + \beta_4 \times I_c \{ \text{USA} \} \times I_h \{ \text{Bind} \} + \\ & \Delta \tau_c + \delta_{se \times c} + \sigma_h + \epsilon_{ch}, \end{aligned}$$

其中,因变量  $\text{dln}R_{ch}$  为中国对国家  $c$  出口产品  $h$  的贸易值在2005年和2000年两年的对数差 ( $\Delta \ln R_{ch} = \ln R_{ch,2005} - \ln R_{ch,2000}$ )。  $I_h \{ \text{Nonatc} \}$  用来标识产品是否是非纺织品和服装产品;  $I_h \{ \text{ATCnonatc} \}$  用来标识产品是否是没有配额或者配额约束为松的纺织品和服装产品;  $I_h \{ \text{Bind} \}$  用来标识配额约束为紧的纺织品和服装产品。此外,我们控制了关税水平的变化 ( $\Delta \tau_c$ ) 以及HS6产品的固定效应 ( $\sigma_h$ ) 和行业<sup>17</sup> × 国家固定效应 ( $\delta_{se \times c}$ )。

表2 关税不确定性与中国的出口增长(2000—2005,  $\Delta \ln$ )

解释变量	出口的对数增长率		
	(1)	(2)	(3)
USA × TariffGap	0.6681** (0.302)	0.4121 (0.298)	0.4210 (0.302)
USA × Nonatc		-0.0012 (0.131)	-0.0033 (0.131)
USA × ATCnonbind		-0.0150 (0.273)	0.1570 (0.255)
USA × Bind95		0.5708** (0.263)	
USA × Bind98			0.5489* (0.284)
常数项	0.1551 (0.742)	1.2525*** (0.073)	1.2484*** (0.078)

<sup>16</sup> 之所以选取这个标准,一方面是考虑到要准确判断配额约束为紧是否与较快的出口增长有密切联系,因而将标准定得比 Khandelwal *et al.* (2013) 中的严格一些(他们的标准是填充率是否大于90%);另一方面是考虑到纺织品和服装配额由于分配制度等因素导致的浪费的现象(卜海,2008; Khandelwal *et al.*, 2013),因而将配额约束为紧的标准定得比100%低一点是合理的。另外,如果使用填充率大于90%作为配额为紧的标准,我们在表3中的发现依然成立。

<sup>17</sup> 这里在2位HS代码水平上将产品划分成21个行业。划分的标准依照: <http://unstats.un.org/unsd/tradekb/Knowledgebase/HS-Classification-by-Section>, 访问时间2019年1月21日。

(续表)

解释变量	出口的对数增长率		
	(1)	(2)	(3)
关税变化	是	是	是
观察值个数	9 801	9 801	9 801
拟合优度 $R^2$	0.616	0.614	0.614
行业×国家	是	是	是
HS6 固定效应	是	是	是

注：表中所有回归均使用 2000 年和 2005 年间的中国出口贸易数据（美国、日本和欧盟），且只包含在 2000 年和 2005 年都有出口数据的产品样本。因变量为 2005 年和 2001 年出口值的对数增长率（ $\Delta \ln Z_{ch,t} = \ln Z_{ch,t+4} - \ln Z_{ch,t}$ ）。固定效应中的行业为 Handley and Limao (2016) 中所使用的一样的 21 个行业。括号中报告的是稳健标准误。

我们的回归使用中国对美国、欧盟和日本的出口贸易数据，且样本只包含在 2000 年和 2005 年都有出口数据的产品。表 2 第 (1) 列给出的是没有控制目的地与产品分类交乘项的回归结果，此时关税差的影响是显著的。在表 2 的第 (2) 列和第 (3) 列，我们发现加入目的地与产品分类的交乘项之后，关税差的影响就变得不再显著。我们进一步发现，只有配额约束为紧（无论标准是填充率大于 95% 还是大于 98%）的产品有显著较快的对数增长率。这些结果表明在中国加入 WTO 之后对于美国较快的贸易增长主要来源于配额约束为紧的纺织品和服装产品的出口配额的取消，而与关税差的缩小没有显著相关。

## (二) 纺织品和服装贸易配额影响的国别差异

Pierce and Schott (2014, 2016) 用美国出口数据估计关税差对贸易的影响。出于遗漏纺织品与服装贸易政策变量可能导致关税差系数估计偏误的考虑，Pierce and Schott (2016) 在 Pierce and Schott (2014) 回归设定的基础上进一步增加了 4 个虚拟变量用来控制在不同时点不同纺织品和服装产品的配额在不同国家是否被取消<sup>18</sup>。Pierce and Schott (2016) 中的回归方程为：

$$\ln(Z_{cht}) = \alpha + \beta_1 \times I_c \{China\} \times I_t \{post-WTO\} \times \text{TariffGap}_h + \beta_2 \times \text{mfa1}_{cht} + \beta_3 \times \text{mfa2}_{cht} + \beta_4 \times \text{mfa3}_{cht} + \beta_5 \times \text{mfa4}_{cht} + \sigma_{hc} + \eta_{ct} + \tau_{ht} + \epsilon_{cht},$$

其中，因变量为出口值的对数形式。 $\text{mfa1}_{cht}$ 、 $\text{mfa2}_{cht}$ 、 $\text{mfa3}_{cht}$  和  $\text{mfa4}_{cht}$  是代表配额取消状态的 4 个虚拟变量。回归中同时控制了产品×国家固定效应 (hc)、国家×年份固定效应 (ct) 和产品×年份固定效应 (ht)。Pierce and Schott (2016) 将  $\beta_1$  解释为关税差对出口的影响。其中的隐含假定是纺织品与

<sup>18</sup> 虽然美国在 4 个阶段配额取消的产品目录对每一个世贸组织成员国是一样的，但是由于不是所有国家在样本期内一直都是世贸组织成员，比如中国在 2001 年才加入 WTO，所以这 4 个虚拟变量在产品、国家和年份维度上均有变化。

服装出口配额的影响不存在国别、时间以及产品维度的差异,即 $\beta_2$ ,  $\beta_3$ ,  $\beta_4$ 和 $\beta_5$ 不随国家、产品及时间而变。在这一假定不成立的情况下,利用这个回归方程估计 $\beta_1$ 就可能是有偏的。在前面的分析中,我们发现配额解除之后中国对美国的超额出口增长与先前的填充率相关,即不同产品的配额限制的相对影响是异质的。与此类似,对同一产品的配额限制对不同国家出口的影响也可能是不同的。Francois and Woerz (2009)发现纺织品与服装产品配额的出口关税等价(ETEs)存在很大的国别差异。对我们的研究尤为重要的发现是,中国在美国和欧盟市场面临的ETEs显著高于其他国家。因此,我们在回归中增加了代表出口国为中国的虚拟变量 $I\{China\}$ 与代表配额取消状态的4个虚拟变量的交乘项,以控制潜在的纺织品和服装产品配额解除的国别异质性影响。

表3中的第(1)列展示了用Pierce and Schott (2016)的回归方程设定的回归结果,与Pierce and Schott (2016)中的发现基本一致,即关税差的存在对贸易额有显著的抑制作用。<sup>19</sup>第(2)列展示的是控制配额取消对中国的异质影响的回归结果,此时 $\beta_1$ 的系数不再显著,即关税差的变化对中美贸易没有影响。我们进一步发现,在纺织品和服装产品方面,中国对美国的出口增长加快伴随着其他国家对美国的出口增长减缓。鉴于中国和其他国家同时经历了后两个阶段的配额取消,我们关注 $mfa3_{cht}$ ,  $mfa4_{cht}$ 以及二者与 $I\{China\}$ 的交乘项的系数。比较表3第(1)列和第(2)列的结果可以看到, $mfa3$ 的系数在两列均为正,但是不显著,意味着第三阶段的配额取消平均而言没有影响,但是第(2)列中 $mfa3_{cht}$ 与 $I\{China\}$ 交乘项的系数显著为正,即中国相关产品对美国的出口在配额取消之后异于其他国家,有显著增长。进一步, $mfa4$ 的系数在两列均显著为负,即平均而言,相关产品对美国的出口在第四阶段配额取消之后有显著下降。但是参考第(2)列中 $mfa4_{cht}$ 与 $I\{China\}$ 的交乘项系数我们发现,中国相关产品对美国的出口有显著增长,在控制配额取消在中国的异质性影响的情况下,我们发现配额取消对其他国家出口有更大的负面影响,即 $mfa4$ 的系数从第(1)列的-0.2960变为第(2)列中的-0.3456。一个可能的解释是贸易转移,即中国在纺织品和服装方面的出口在贸易配额壁垒取消之后充分发挥竞争优势,进而抢占了其他国家在美国的出口份额。Khandelwal *et al.* (2013)从贸易壁垒与国内资源配置机制交互作用角度对中国纺织品和服装产品出口的竞争优势变化给出了很好的解释。在第(3)列,我们剔除了纺织品和服装产品的样本,同样发现关税差的影响不显著。

<sup>19</sup> 我们与Pierce and Schott (2016)使用的数据有差别。我们使用的是UNComtrade提供的6位HS代码贸易数据,而Pierce and Schott (2016)使用的是基于美国海关的8位HS代码贸易数据。

表 3 考虑纺织品配额因素的回归结果（美国进口数据）

解释变量	全样本	全样本	非 ATC 样本
	(1)	(2)	(2)
China×post_WTO×TariffGap	0.3596*** (0.125)	0.0202 (0.130)	0.1897 (0.164)
mfa1	0.0695 (0.087)	-0.0605 (0.090)	
mfa2	0.0836* (0.049)	0.0696 (0.052)	
mfa3	0.0846 (0.052)	0.0258 (0.053)	
mfa4	-0.2960*** (0.029)	-0.3456*** (0.030)	
China×mfa1		0.6762*** (0.226)	
China×mfa2		0.2153 (0.153)	
China×mfa3		0.7886*** (0.165)	
China×mfa4		0.5642*** (0.069)	
关税水平	是	是	是
观察值个数	946 399	946 399	660 574
拟合优度 $R^2$	0.860	0.860	0.866
固定效应	hcctht	hcctht	hcctht
调整拟合优度 $R^2$	0.829	0.830	0.835

注：表中所有回归均使用 1992—2006 年间的美国进口贸易数据，其中第（1）列、第（2）列为全部样本，第（3）列排除了 ATC 产品。因变量为产品、国家和年份水平上贸易值的对数形式。变量 mfa1, mfa2, mfa3, mfa4 是用来标识纺织品和服装产品的配额取消的阶段。括号中报告的是稳健标准误，在国家×产品水平上聚类。

与此相关，Francois and Woerz (2009) 发现美国施加给中国的进口纺织品配额的出口关税等价在配额取消期间（1996 年之后）持续上升。上升刚开始（1996—2002）是温和的，但在 2005 年之前两年，所有配额即将全部取消之前，美国对中国配额的 ETEs 相对欧洲对中国配额的 ETEs 来说大幅上升，并在 2004 年达到峰值。图 2 显示 ATC 产品在 2005 年的出口有大幅增加，即为在配额取消的最后阶段之前 ETEs 达到峰值的反应。如果关税差本身对贸易有影响，那么剔除贸易 2005 年之后的样本，即中美贸易显著受到最后一个 ATC 配额取消影响的阶段，应该不会影响关税差的系数估计。表 4 展示了我们用 2005 年之前的样本运行 Pierce and Schott (2016) 三重差分的回归方程的结果，我们发现关税差的影响不再显著。再次印证我们的假说，即第（1）列中 $\beta_1$ 的显著系数估计值是遗漏变量导致的，而非关税差对贸易有显著影响。

表4 中国出口增长与关税不确定(针对2005年之前的样本)

解释变量	全样本
China×post <sub>WTO</sub> ×TariffGap	0.0611 (0.124)
mfa1	0.0167 (0.082)
mfa2	0.1216** (0.049)
mfa3	0.1167** (0.051)
关税水平	是
观察值个数	820 621
拟合优度 $R^2$	0.867
固定效应	hcczht
调整拟合优度 $R^2$	0.835

注:表中回归使用1992—2004年间的美国进口贸易数据。因变量为产品、国家和年份水平上贸易值的对数形式。括号中报告的是稳健标准误,在国家×产品水平上聚类。

### (三) 稳健性检验

上面我们基于现有文献中的回归方法,通过复制和比较,发现了现有文献中所得到的关税差对贸易的显著影响是由于遗漏变量导致的,特别是忽略了纺织品和服装产品配额取消的影响。为了确保我们所发现的关税差对出口的非显著影响的结果是可靠的,我们还需要做必要的稳健性检验。

第一,由于中国加入WTO并不是一蹴而就的,而是历经了近15年的谈判过程(不包括1995年之前的“复关”谈判则为6年),因此,企业有可能依据谈判进程的消息而预期到未来政策的改变从而提前做出反应。为了检验关税差影响不显著的结果是否因为企业提前反应所导致,我们将政策变化的时间点往前移到2000年。之所以选择2000年,是因为在1999年11月,中美的入世谈判达成协议,中国入世的双边市场准入谈判有了实质性突破。因此,企业这时候预期不远的未来中国将加入WTO从而开始做出反应是合理的。我们使用虚拟变量 $I_{\{post\}}$ 标识2000年前后的时期,即2000年(含)之后取值为1,否则为0。表5第(1)列的回归与表3第(2)列的回归类似,除了虚拟变量替换为了 $I_{\{post\}}$ 。表5第(2)列则是排除了ATC产品的样本的结果。所有的估计结果都不显著为正,因此,关税差影响不显著不是因为企业提前反应导致的。这也说明,即使考虑了企业提前反应的情形,关税差对出口增长仍然没有显著的正向影响。

表 5 企业预期并提前反应的影响（美国进口数据）

解释变量	全样本 (1)	非 ATC 样本 (2)
China×post×TariffGap	-0.2099* (0.124)	0.1468 (0.162)
mfa1	-0.0609 (0.090)	
mfa2	0.0688 (0.052)	
mfa3	0.0252 (0.053)	
mfa4	-0.3456*** (0.030)	
China×mfa1	0.6995*** (0.225)	
China×mfa2	0.2541* (0.152)	
China×mfa3	0.8338*** (0.163)	
China×mfa4	0.5872*** (0.069)	
关税水平	是	是
观察值个数	946 399	660 574
拟合优度 $R^2$	0.860	0.866
固定效应	hcctht	hcctht
调整拟合优度 $R^2$	0.830	0.835

注：表中所有回归均使用 1992—2006 年间的美国进口数据。第（2）列的回归排除了纺织品和服装产品。因变量为产品、国家和年份水平上贸易值的对数形式。自变量中的 post 虚拟变量标识当年是否大于等于 2000 年。回归控制了产品×国家、国家×产品、产品×年份交叉固定效应。括号中报告的是稳健标准误，在国家×产品水平上聚类。

第二，在上面比较 Pierce and Schott（2016）的回归中，我们使用虚拟变量  $I_t\{\text{post-WTO}\}$  来标识中国加入 WTO 前后两段时期，本质上是标识关税上升概率的变化：2001 年之前为关税可能因为美国撤回最惠国待遇而上升的时期；2001 年之后为关税不再可能因为最惠国待遇问题而上升的时期。这里，我们使用众议院中针对反对延长中国最惠国待遇法案投赞成票的比率（数据见表 7）来连续地衡量贸易政策发生变化的概率<sup>20</sup>，并用它来再次检验关税不确定性对出口增长的影响。赞成率越高说明当前的关税发生变化的概率越高。

<sup>20</sup> 但是，我们需要看到，用众议院投票的赞成率衡量关税上升概率是比较粗略的，因为它忽略了参议院和白宫的情形，而参议院和白宫通常都更为坚定地支持延长中国的最惠国待遇（具体见第五部分的讨论），所以，赞成票比率会高估关税上升的概率。

根据美国国会网站的记录,该类法案一般在每年的6—7月份左右在议会中讨论并投票。因此考虑到企业生产及出口决策的滞后性,我们用上一年的投票率衡量当年的关税上升概率。为了控制其他相关因素的影响,我们采用与Pierce and Schott (2016)相同的回归方法:

$$\ln(Z_{cht}) = \alpha + \beta_1 \times I_c \{China\} \times \text{TariffGap}_h \times \text{L. VoteRate} + \beta_2 \times \text{mfa1}_{cht} + \beta_3 \times \text{mfa2}_{cht} + \sigma_{hc} + \eta_{ct} + \tau_{ht} + \varepsilon_{cht},$$

其中,因变量为出口值的对数形式。 $I_c \{China\}$ 标识是否从中国进口,因为只有中国的出口商才可能受关税上升概率的影响; $\text{TariffGap}_h$ 引进了不同关税差大小的产品之间的比较,因为关税上升概率只可能对存在关税差的产品有影响,而且关税差越大影响会越大; $\text{L. VoteRate}$ 为滞后一期的赞成票比率。考虑到在中国加入WTO之后,中国成为永久最惠国待遇国家,美国国会也不再讨论相关的议案,也就是说,在2002年(含)以后不再有投票数据,因此,我们只使用2001年之前的数据,即样本期为1992—2001年。表6的两列分别展示了全样本和排除了ATC产品样本的结果。结果显示,当用赞成票比率衡量关税变化概率时,关税差对出口增长仍然没有显著影响。事实上,这里关税差和投票率的乘积也可以反映完整意义的关税不确定性的影响程度。但是,由于投票率衡量关税变化概率并不准确,所以我们不能轻易对完整意义的关税不确定性的影响下结论。

表6 使用赞成票比率作为关税上升概率的量度(美国进口数据:1992—2001年)

解释变量	全样本 (1)	非ATC样本 (2)
China×TariffGap×L. VoteRate	0.0520 (0.172)	-0.2399 (0.217)
mfa1	-0.0296 (0.093)	
mfa2	0.1685*** (0.055)	
关税水平	是	是
观察值个数	478 590	347 464
拟合优度 $R^2$	0.890	0.893
固定效应	hccht	hccht
调整拟合优度 $R^2$	0.857	0.859

注:表中所有回归均使用1992—2001年间的美国进口数据。因变量为产品、国家和年份水平上贸易值的对数形式。解释变量中的L. VoteRate是国会投票支持反对延长中国最惠国待遇议案的比例,并且滞后一期。第(1)列使用全部样本,第(2)列回归排除了纺织品和服装产品的样本。所有回归都控制了产品×国家、国家×产品、产品×年份交叉固定效应。括号中报告的是稳健标准误,在国家×产品水平上聚类。

## 六、低不确定性概率和低进入成本

依据第三部分理论模型的结论，关税差对出口的影响程度由两个关键因素决定：关税上升概率和进入成本。在这一部分，我们讨论这两个因素在现实中是否被满足。

### （一）低不确定性概率

美国撤回中国的最惠国待遇地位的概率是决定关税不确定性影响程度的因素之一。由于美国从来没有撤回中国的最惠国待遇，所以无法借由过往的数据推算贸易政策可能变化的概率  $(1-q)$ 。然而，美国国会对是否延续中国的最惠国待遇地位的议案的投票情况可以提供间接的证据支持撤回的概率是低的。依据美国国会网站<sup>21</sup>提供的投票数据（参见表 7），可以发现众议院中反对延续中国最惠国待遇的票数从 1995 年以来从来没有获得通过（支持率未超过 40%）。更重要的是，在仅有的 4 次议案通过情形（受政治事件影响，主要集中在 1990 年至 1992 年间）中，议案最后都没有在参议院进入投票程序，均以各种形式被搁置（未提交、延期或转送专门委员会）。Baldwin and Magee (2000) 调查了针对中国最惠国待遇 (MFN) 地位议案的投票的决定因素，发现无论是工会献金还是公司献金都对 MFN 地位议案的投票没有影响，这是因为中国的 MFN 地位不太可能对各个相关利益群体造成大的影响。此外，国会两院通过的议案最终需要总统签署方能成为法律。在美国众议院相对强烈反对延长中国最惠国待遇的 20 世纪 90 年代上半期，当时就任的两位美国总统，布什和克林顿，均支持延长中国的最惠国待遇 (Baldwin and Magee, 2000; Wang, 1993)。由此可见，综合分析美国立法系统中众议员、参议院和白宫的政策取向，中国在加入 WTO 之前失去在美国的贸易最惠国待遇的可能性是很低的。

表 7 美国国会对反对延长中国最惠国待遇地位议案的投票

年份	众议院		参议院
	赞成	反对	
1990	247	174	搁置
1991	223	204	无限期推延
1992	258	135	转财政委员会
1993	105	318	
1994	75	356	未提交

<sup>21</sup> <https://www.congress.gov>.

(续表)

年份	众议院		参议院
	赞成	反对	
1995	321	107	
1996	141	286	
1997	173	259	
1998	166	264	
1999	170	260	
2000	147	281	
2001	169	259	

资料来源：美国国会网站 (<https://www.congress.gov>)。

## (二) 低进入成本

根据推论 2，出口市场进入成本  $K$  是另外一个决定关税不确定性影响大小的因素。许多文献比如 Roberts and Tybout (1997)、Bernard and Jensen (2004) 等都指出进入成本是显著高的，然而，Das *et al.* (2007)、Freund and Pierola (2010) 和 Piveteau (2015) 等文献则认为在某些情形下进入的沉没成本可能很低。由于沉没成本的估计一般基于结构化模型，受限于篇幅和本文目标，我们这里采用 Bernard and Jensen (2004) 中的实证策略去检验中国企业出口的沉没成本，更详细的探讨留待今后的研究。

与 Bernard and Jensen (2004) 的方法类似，我们同样通过估计上一年以及前年的出口状态（分别表示为 *exportlastyr* 和 *export2yrago*）对当前出口状态的影响来间接检验沉没进入成本的影响。在高沉没成本情况下，先前的出口状态会与当期的出口状态正相关。我们应用了两种不同的识别方法：水平回归和带个体固定效应的回归。在所有的回归中，我们都控制了一些与出口状态有关的因素，例如雇佣人数、所有制结构、是否引进了新的产品以及企业是否改变了所处行业等。所有这些因素都滞后一年。

表 8 列出了我们的估计结果。我们同时列出了 Bernard and Jensen (2004) 用美国数据做的结果<sup>22</sup> 以方便比较。我们使用从 1998 年到 2006 年的中国工业企业调查数据库发现上一年的出口状态与当年的出口状态显著正相关，但是，前年的出口状态与当年的出口状态显著负相关。出口状态逐年的不连续性说明中国出口商的进入成本可能并不大。

<sup>22</sup> 通过使用美国制造业企业从 1984 年到 1992 年的面板数据，Bernard and Jensen (2004) 发现美国出口商的进入成本是显著的。

表 8 出口决策与进入成本

解释变量	水平回归 (1)	固定效应回归 (2)
<b>中国工业企业数据</b>		
exportlastyr	0.4811*** (0.002)	0.1638*** (0.004)
export2yrago	-0.0282*** (0.003)	-0.0593*** (0.004)
<b>Bernard and Jensen (2004)</b>		
exportlastyr	0.655*** (0.001)	0.203*** (0.004)
export2yrago	0.271*** (0.005)	0.027*** (0.005)
年份固定效应	是	是
行业固定效应	是	
省份固定效应	是	

注：表中前两行是我们使用中国工业企业数据库参照 Bernard and Jensen (2004) 的方法得到的估计结果；表中后两行来自于 Bernard and Jensen (2004) 用美国制造业数据得到的结果。自变量为企业的当前出口状态。括号中报告的是稳健标准误。

通过检查间接出口份额和加工贸易出口份额，我们可以得到低进入成本的另一辅助证据。中间贸易商的存在提供给企业一个较为便捷的出口途径。通常认为，企业经由中间贸易商出口可以大大降低出口的进入成本。表 9 分年度列出了经由中间贸易商出口的平均份额（括号中的是以各产品的出口值为权重的加权平均）。在中国加入 WTO 前的 2000 年（也是关税不确定存在的时期），各产品经由中间贸易商出口的份额平均达到了 45%。也就是说，有将近一半的出口是经由中间贸易商出口的。此外，表 9 也列出了加工贸易出口的算术平均份额和加权平均份额。加工贸易包括进料加工和来料加工，都是以出口为目的的生产。一般来说，加工贸易与客户的关系比较紧密，很多工厂甚至是客户直接投资的，因此，加工贸易由于信息和客户资源上的优势，出口市场的进入成本对这种类型的企业也相对较低。表 9 显示加工贸易出口的加权平均份额<sup>23</sup>一直在 55% 左右，这说明中国产品的出口有相当一部分是

<sup>23</sup> 由于加工贸易主要集中在某些产品上，比如中国有比较优势或者有政策优惠的产品，使用加权平均会更合理些。

由加工贸易商贡献的。综合以上分析,中国的出口有相当大的一部分并不要求有高的进入成本。因此,根据推论 2,较低的进入成本使得企业在出口时不会考虑太多贸易政策的不确定性。这也是为什么我们在前面的实证中没有发现不确定性的显著影响的原因之一。

表 9 中间贸易商出口和加工贸易出口的平均份额

年份	产品数量	中间贸易商出口份额	加工贸易出口份额
2000	7 144	0.45 (0.33)	0.28 (0.55)
2001	6 703	0.43 (0.31)	0.27 (0.55)
2002	6 890	0.40 (0.28)	0.26 (0.55)
2003	7 001	0.39 (0.25)	0.25 (0.55)
2004	7 017	0.34 (0.22)	0.24 (0.55)
2005	7 129	0.32 (0.21)	0.23 (0.55)
2006	7 171	0.34 (0.21)	0.22 (0.53)

注:表中分年度列出了按出口值计算的中间贸易商出口份额和加工贸易出口份额的算数平均值(在 8 位 HS 产品层面上)。括号中的是加权平均值,权重为 8 位 HS 产品的总出口值。

## 七、结 论

本文使用联合国商品贸易数据库重新检验了关税差衡量的关税不确定性对贸易增长的影响。我们的实证结果没有发现显著的证据证明之前有较高关税潜在上升空间的产品在关税不确定性消除之后会经历较快的出口增长。中国加入 WTO 之后经历的较快的出口增长,尤其是在 2005 年出现的增长峰值,主要来自受到配额紧约束的纺织品和服装产品。纺织品和服装产品在中国加入 WTO 之后经历的两个阶段的配额取消显著刺激了中国的纺织品与服装产品对美国的出口,同时也导致了其他国家相关产品对美国出口的增长减缓。

通过一个异质性厂商模型,我们发现关税差对贸易的影响程度主要由关税升高的概率和相对进入成本两个因素决定。从 Wang (1993)、Baldwin and Magee (2000)、Saaty and Cho (2001) 等文献以及美国国会的记录中,我们可以得到间接的证据支持说美国撤销中国的最惠国待遇的概率是比较低的。使用与 Bernard and Jensen (2004) 类似的回归方法,我们也提供了实证证据支持相对成本较低的说法。低不确定性概率和低进入成本导致了关税差衡量的关税不确定性的影响不显著。

关税不确定性是贸易政策不确定性的一个案例。通过这个案例我们可以看到,虽然贸易政策不确定性的重要性被许多文献所提及,但是不确定性本

身由不同的因素决定，比如关税不确定性由关税差和关税上升概率共同决定，而且其影响程度也受到某些关键因素的影响，比如进入成本。另外，加入 WTO 对中国的对外贸易产生了深远的影响。对于什么因素导致了中国出口的大幅增长这一问题，有许多文献从各个角度进行了探讨。相当一部分文献从中国内部的经济效率方面进行解释，比如企业生产率的提升（简泽等，2014）和企业成本的下降（毛其淋和盛斌，2013）。纺织品配额的取消虽然是来自外部的正面冲击，但是 Khandelwal *et al.*（2013）指出了内部制度的改变对提高出口企业的竞争力的重要性，这可以用来解释中国纺织品和服装产品的出口相对其他国家比较强的竞争力。因此，内部因素是中国出口快速增长的重要因素，也是本文通过检验关税不确定性的假说所要强调的。

基于本文的研究结论，可以得到以下几点政策启示：

第一，本文发现中国加入 WTO 之后出口的大幅增长与纺织品和服装产品配额的取消密切相关。纺织品和服装产品配额不仅对于中国的出口来说是直接的贸易壁垒，还影响了国内生产的优化配置（Khandelwal *et al.*，2013），并最终对贸易双方（无论是中国还是欧美）造成巨大的效率损失。这说明对贸易直接干预的双边贸易政策，会对贸易各主体都造成深远的影响。这对于 2018 年以来中美贸易摩擦的双方也是重要的警示。

第二，本文强调关税不确定性的影响程度与发生概率和进入成本相关。随着全球化的进程，各国之间的贸易争端越来越多，这些贸易争端也带来了政策不确定性的上升。对于政府来说，一方面要通过外交手段，比如订立双边贸易协定，来降低政策不确定性的发生概率；另一方面，政府可以通过一些措施，比如推动建立完备的贸易服务市场等，来降低出口的进入成本。

具体地，对于近期的中美贸易摩擦，由于特朗普政府在公布加征关税商品清单之后确实地进行了实施（比如美国对 160 亿美元的中国商品征收 25% 关税的措施于 2018 年 8 月 23 日生效），这使得贸易战的威胁更为可信，也就是说很可能提升了企业主观的关税上升概率。<sup>24</sup>这与本文关注的最惠国待遇问题下的关税不确定性是不同的。中国在美国享有的最惠国待遇在中国入世之前虽然每年都需要重新批准，但中国从未失去过最惠国待遇地位。基于前面的政策讨论，中国要减少贸易战带来的政策不确定性的负面影响，应有的对策是：

第一，从降低关税上升概率角度看，需要坚持与美国的外交斡旋，包括团结美国国内的反对势力以及利用其他外交资源（比如借助世贸组织的仲裁）给予特朗普政府足够的压力。此外，应坚持“一带一路”倡议，推动与其他国家的双边贸易关系，减少美国利用其他国家对中国展开贸易战的可能性。

<sup>24</sup> 由于没有最新的数据，而且特朗普的贸易政策持续时间还不长，所以目前尚无法检验中美贸易战下贸易政策不确定性对中国出口企业的影响。

第二,从减少出口企业的进入成本角度,应该坚持开放,通过政策和市场等手段减少企业的进入成本。一是要促进信息的流动。需要坚持与美国的人员、经贸和文化往来,使国内出口企业有充分的渠道了解市场的相关信息。政府与企业之间也要保持信息沟通的流畅,使得出口企业能够有效利用政府的信息优势。二是完善市场的服务作用,使出口企业能够从市场获取各种形式的服务,包括金融服务、法律服务等。完备的贸易服务市场可以帮助出口企业降低出口成本,转移交易风险。

## 参考文献

- [1] Autor, D. H., D. Dorn, and G. H. Hanson, "The China Syndrome: Local Labor Market Effect of Import Competition in the United States", *American Economic Review*, 2013, 103 (6), 2121—2168.
- [2] Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis, "Measuring Economic Policy Uncertainty", *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (4), 1593—1636.
- [3] 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, 339—351.
- [4] 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.
- [5] Bernard, A. B., and J. B. Jensen, "Why Some Firms Export", *The Review of Economics and Statistics*, 2004, 86 (2), 561—569.
- [6] Baldwin, R. E., and C. S. Magee, "Is Trade Policy for Sale? Congressional Voting on Recent Trade Bills", *Public Choice*, 2000, 105 (1/2), 79—101.
- [7] 卜海, "我国纺织品贸易配额浪费的原因和对策研究", 《当代经济研究》, 2008年第9期, 第32—36页。
- [8] Carballo, J., K. Handley, and N. Limão, "Economic and Policy Uncertainty: Export Dynamics and the Value of Agreements", NBER Working Paper 24368, 2018.
- [9] 陈雯、苗双有, "中间品贸易自由化与中国制造业企业生产技术选择", 《经济研究》, 2016年第8期, 第72—85页。
- [10] Das, S., M. J. Roberts, and J. R. Tybout, "Market Entry Costs, Producer Heterogeneity, and Export Dynamics", *Econometrica*, 2007, 75 (3), 837—873.
- [11] Davis, S. J., J. C. Haltiwanger, and S. Schuh, *Job Creation and Destruction*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1996.
- [12] 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.
- [13] Francois, J., and J. Woerz, "Non-Linear Panel Estimation of Import Quotas: The Evolution of Quota Premiums under the ATC", *Journal of International Economics*, 2009, 78, 181—191.
- [14] Friedman, M., "The Role of Monetary Policy", *American Economic Reviews*, 1968, 58, 1—17.
- [15] Freund, C., and M. D. Pierola, "Export Entrepreneurs: Evidence from Peru", Working Paper, 2010.
- [16] Giavazzi, F., and M. McMahon, "Policy Uncertainty and Household Savings", *Review of Eco-*

- nomics and Statistics*, 2012, 94, 517—531.
- [17] Groppo, V., and R. Piermartini, “Trade Policy Uncertainty and the WTO”, WTO Staff Working Paper, No1437, 2014.
- [18] Gulen, H., and M. Ion. “Policy Uncertainty and Corporate Investment”, *Review of Finance Studies*, 2016, 29, 185—227.
- [19] Handley, K., “Exporting under Trade Policy Uncertainty: Theory and Evidence”, *Journal of International Economics*, 2014, 94 (1), 50—66.
- [20] Handley, K., N. Limão, R. Ludema, and Z. Yu, “Policy Credibility and Firm Performance: Theory and Evidence from Chinese Trade Reforms”, Working Paper, 2014.
- [21] Handley, K., and N. Limão, “Trade and Investment under Policy Uncertainty: Theory and Firm Evidence”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 2015, 7 (4), 189—222.
- [22] Handley, K., and N. Limão, “Policy Uncertainty, Trade and Welfare: Theory and Evidence for China and the United States”, *American Economic Review*, 2017, 107 (9), 2731—2783.
- [23] Hassett, K. A., and G. E. Metcalf, “Investment with Uncertainty Tax Policy: Does Random Tax Policy Discourage Investment?”, *Economical Journal*, 1999, 109, 372—393.
- [24] 简泽、张涛、伏玉林, “进口自由化、竞争与本土企业的全要素生产率——基于中国加入 WTO 的一个自然实验”, 《经济研究》, 2014 年第 8 期, 第 120—132 页。
- [25] Julio, B., and Y. Yook, “Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles”, *Journal of Finance*, 2012, 67, 45—83.
- [26] 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.
- [27] 李凤羽、杨墨竹, “经济政策不确定性会抑制企业投资吗? ——基于中国政策不确定性指数的实证研究”, 《金融研究》, 2015 年第 4 期, 第 115—129 页。
- [28] 毛其淋、盛斌, “贸易自由化、企业异质性与出口动态——来自中国微观企业数据的证据”, 《管理世界》, 2013 年第 3 期, 第 48—67 页。
- [29] Osnago, A., R. Piermartini, and N. Rocha, “Trade Policy Uncertainty as Barrier to Trade”, WTO Staff Working Paper, No. ERS-2015—05, 2015.
- [30] Pierce, J. R., and P. K. Schott, “The Surprising Swift Decline of U. S. Manufacturing Employment”, National Bureau of Economic Research Working Paper 18655, 2014.
- [31] Pierce, J. R., and P. K. Schott, “The Surprising Swift Decline of U. S. Manufacturing Employment”, *American Economic Review*, 2016, 106 (7), 1632—1662.
- [32] Piveteau, P., “An Empirical Dynamic Model of Trade with Consumer Accumulation”, Job Market Paper, 2015.
- [33] Pastor, L., and P. Veronesi, “Uncertainty about Government Policy and Stock Prices”, *Journal of Finance*, 2012, 67, 1219—1264.
- [34] 钱学锋、龚联梅, “贸易政策不确定性、区域贸易协定与中国制造业出口”, 《中国工业经济》, 2017 年第 10 期, 第 81—98 页。
- [35] 饶品贵、岳衡、姜国华, “经济政策不确定性与企业投资行为研究”, 《世界经济》, 2017 年第 2 期, 第 27—51 页。
- [36] Ritzel, C., A. Kohler, S. Mann, and S. Beciu, “The Causal Effect of Reducing Trade Policy Uncertainty: A Comparative Case Study of Bangladesh’s Textile Exports to Switzerland”, *International Economics*, December 2017, DOI: 10.1016/j.inteca.2017.10.004.
- [37] Roberts, M. J., and J. R. Tybout, “The Decision to Export in Columbia: An Empirical Model of

- Entry with Sunk Costs”, *American Economic Review*, 1997, 87 (4), 545—564.
- [38] Rodrik, D., “Policy Uncertainty and Private Investment”, *Journal of Development Economics*, 1991, 36, 229—242.
- [39] Saaty, T. L., and Y. Cho, “The Decision by the U. S. Congress on China’s Trade Status: A Multi-criteria Analysis”, *Socio-Economic Planning Sciences*, 2001, 35, 243—252.
- [40] 苏理梅、彭冬冬、兰宜生, “贸易自由化是如何影响我国出口产品质量的? ——基于贸易政策不确定性下降的视角”, 《财经研究》, 2016年第4期, 第61—70页。
- [41] 田巍、余森杰, “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。
- [42] Wang, Y., “The Politics of U. S.-China Economic Relations: MFN, Constructive Engagement, and the Trade Issue Proper”, *Asian Survey*, 1993, 33 (5), 441—462.

## China’ s WTO Accession and Export Growth: A Reexamination of the Role of Tariff Uncertainty Removal

LUHANG WANG

(*Xiamen University*)

CHENXIAO SHOU\*

(*Hunan Normal University*)

**Abstract** Some recent studies argue that reduced tariff uncertainty, measured by the shrink of the space of potential increases in tariff, significantly promotes China’ s post-WTO export to the U. S. market. This paper reexamines this issue with a multiple difference-in-difference strategy and finds that the impact of tariff uncertainty on China’ s export, as claimed in the earlier studies, disappears under a more flexible specification that allows for heterogeneous effects of the elimination of export quotas across countries. With the help of an illustrative model, we further explain how a low likelihood of tariff surge and/or non-substantial sunk costs of entry may account for the absence of impacts and provide supportive evidence. Our major conclusion is that the enormous export growth following China’ s entry into WTO cannot be attributed to uncertainty removal. The main takeaway message from the study is that a clear understanding of the nature of policy uncertainty and a carefully constructed measurement are crucial in evaluating its impacts under any context of trade dispute.

**Key Words** export growth, policy uncertainty, trade friction

**JEL Classification** F13, L13, F53

---

\* Corresponding Author: Chenxiao Shou, Business School, Hunan Normal University, No. 36, Lushan Road, Yuelu District, Changsha, Hunan, 410081, China; Tel: 86-18020766057; E-mail: chenxiaovictory@foxmail.com.