

贸易政策不确定性与中国城市居民的消费福利

龚联梅¹ 潘莹²

(1.湖北经济学院 财经高等研究院,湖北 武汉 430205;2.湖北经济学院 经济与贸易学院,湖北 武汉 430205)

摘要:本文构建理论模型,从产品价格角度分析贸易政策不确定性对消费者福利的影响,并以中国入世为准自然实验,进行实证分析。研究发现,如果不加入WTO,贸易政策不确定性会提高中国消费品价格,使中国城市居民的消费福利平均降低1.02%,但出口国间贸易政策不确定性的竞争降低了中国消费品的价格,使高收入城市居民的消费福利上升0.004%;收入越高的城市居民在贸易政策不确定性中所损失的消费福利越大,在出口国间贸易政策不确定性竞争中所获得的消费福利越大,主要原因是其对非农产品的支出份额较高;贸易政策不确定性对城市居民消费福利的影响主要是通过最终品进口来实现。这意味着通过稳定的贸易政策,比如签订区域贸易协定,能够增加消费福利,但也要关注由此带来的消费不平等问题。

关键词:贸易政策不确定性;消费福利;竞争效应

中图分类号:F741 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2023)04-0136-13

一、引言

贸易自由化和全球化能够提高整体经济福利,这本是国际经济学中最不具争议的一种理论和实证观点。然而,近年来出现了越来越多的逆全球化现象,比如英国“脱欧”,特朗普政府退出跨太平洋伙伴关系协定。这种理论与现实的差异迫使学术界更加慎重地分析贸易自由化和全球化背景下的贸易利益分配问题,尤其是消费者福利问题。大量经验研究发现,不同国家的消费者在贸易自由化中获得的福利是不平等的^[1],甚至一个国家的不同消费者在贸易自由化中获得的福利也是不平等的^[2]。在全球化背景下,除了以关税下降为主要表现的贸易自由化之外,还存在以关税波动可能性和关税波动幅度下降为主要表现的贸易政策不确定性(Trade Policy Uncertainty, TPU)下降。以中国为例,2000—2002年,中国与WTO成员方间的贸易政策不确定性下降了99.87%,中国与亚太贸易协定成员方间的贸易政策不确定性下降了99.90%;2005—2010年,中国与RCEP成员国间的贸易政策不确定性下降了18.85%^①。在国际贸易协定签订后,贸易政策不确定性的下降对宏观经济和微观企业产生了显著的影响^{[3][4]}。已有经验证据表明,贸易政策不确定性的下降

收稿日期:2023-03-20

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目“中间品贸易政策不确定性对企业出口绩效的影响研究”(21YJC790037)

作者简介:龚联梅(1993—),女,土家族,湖北巴东人,湖北经济学院财经高等研究院讲师;

潘莹(1987—),女,湖北仙桃人,湖北经济学院经济与贸易学院讲师,本文通讯作者。

会显著促进中国的进口,尤其会显著促进中国的中间品进口^[5]。那么贸易政策不确定性是否通过最终品进口、中间品进口影响中国消费者的福利?不同消费者受到的福利影响是否存在差异?这需要进一步的理论分析和经验验证。本文研究贸易政策不确定性对中国城市居民消费福利的影响,对进一步理解全球化背景下的贸易利益分配具有重要的理论和现实意义。

虽然逆全球化现象越来越多,但是全球化依旧是大多数国家努力的方向,开放型世界经济的发展趋势仍然不会改变。2018年以来新签订或生效的贸易协定总数达106个^②。其中大型区域贸易协定有两个:2018年3月正式生效的《全面与进步跨太平洋伙伴关系协定》(CPTPP)和2022年1月正式生效的《区域全面经济伙伴关系协定》(RCEP),分别涵盖11个国家和15个国家。新加坡等国在积极推动CPTPP的同时,也邀请中国加入,以扩大贸易协定的地理覆盖范围。此外,推动建设开放型世界经济,也是中国的重大战略部署。共建“一带一路”,以及“构建开放型经济新体制”“构建人类命运共同体”等战略,是对开放型世界经济理念的践行。由此可见,签订双边或多边优惠贸易协定,进一步扩大对外开放,不仅是世界大多数国家的现实选择,也是中国的重要战略。本文在全球化背景下,分析贸易政策不确定性对中国消费者福利的影响,总结发展中国家的全球化经验,既为中国发展更高层次的开放型世界经济提供微观事实依据,也为国际社会响应中国号召、共同努力推进全球化提供经验支撑。

基于此,本文首先构建理论模型,从产品价格角度分析贸易政策不确定性对消费者福利的影响,提出理论假设;然后以中国加入WTO为准自然实验,检验理论假设。相比现有文献,本文的边际贡献主要有三点:第一,丰富了消费福利的影响因素研究。现有文献主要分析全球化带来的关税下降对消费福利的影响及机制。本文将视角聚焦于全球化带来的贸易政策不确定性下降,分析其对中国城市居民消费福利的影响,进一步丰富了全球化的消费福利效应研究。第二,丰富了贸易政策不确定性的微观影响研究。现有文献主要从供给侧分析贸易政策不确定性的微观影响,比如企业产品质量和产品价格^[4]。本文将贸易政策不确定性的影响研究拓展到需求侧,分析贸易政策不确定性对消费价格及不同收入居民消费福利的影响。第三,发现了出口国间贸易政策不确定性竞争的新证据,为构建多边贸易体系提供了经验支撑。本文发现,出口国间的贸易政策不确定性竞争能减少进口国高收入城市居民的消费福利损失,这表明进口国的部分消费者会受益于出口国之间的竞争。当进口国重视其国内消费者利益时,会通过签订多个优惠贸易协定增加出口国之间的竞争,进而选择贸易政策更加稳定的伙伴国。因此,作为出口大国的中国,要积极参与到其他国家主导的多边贸易协定中,谨防被其排除在贸易伙伴选项之外。

二、文献综述

贸易影响消费者福利的途径有两个:收入效应(工资)和消费效应(产品价格)。现有文献从以下三个方面分析了贸易对消费者福利的影响:

一是从收入效应角度分析贸易对消费者福利的影响。这类文献的主要结论是贸易自由化和全球化在带来国家GDP快速增长的同时,也带来了国际间和国家内的收入不平等问题。比如Fajgelbaum和Khandelwal(2016)采用近乎理想的需求系统构建了多国多部门模型,以消费者在贸易转向封闭过程中的实际收入损失来表示消费者的福利变化,发现美国、意大利、日本、墨西哥、澳大利亚、印度和加拿大等40个经济体内部都存在消费者收入不平等问题^[2]。

二是从消费效应角度分析贸易对消费者福利的影响。由于模型构建或样本选择的差异,这类研究的主要结论并不一致。第一种结论是,贸易自由化有利于高收入国家的低收入消费者和低收入国家的高收入消费者。Fajgelbaum等(2011)构建理论模型分析发现,贸易可以使消费者以较低的价格购买其偏好产品,从而使得高收入国家的低收入者和低收入国家的高收入者从贸易中获益^[6]。第二种结论是,贸易自由化更有利于低收入消费者。Han等(2016)对间接效用函数求全微分,利用罗伊恒等式,得到关税对价格的传递弹性、消费者支出份额与消费者福利之间的关系式,再通过实证

研究估计出关税对中国消费品价格的传递弹性,进而得到贸易自由化对消费者生活成本和福利的影响;其对中国的经验研究发现,最终品贸易自由化更有利于中国城市的低收入消费者^[7]。王备和钱学锋(2020)以产品价格为基础构建了生活成本指数,发现最终品贸易自由化会降低中国服务性生活成本指数,从而提高城市居民的消费福利,但低收入消费者的福利收益更大^[8]。第三种结论是贸易自由化更有利于高收入消费者。Faber(2014)根据理想的 Sato-Vartia 价格指数,建立了低收入和高收入消费者的总支出相对变化差异的指标,研究了墨西哥加入北美自由贸易协定之后,不同收入消费者的生活成本变化,并发现最终品贸易自由化更有利于墨西哥的高收入消费者,因为进口美国更便宜的产品,会降低墨西哥优质产品的相对价格^[9]。钱学锋等(2021)借鉴 Han 等(2016)的方法,对中国的经验研究发现,中间品贸易自由化会降低中国差异化产品价格,从而提高中国城市居民的消费福利,但高收入消费者的福利更大^[10]。钱学锋等(2021)、Han 等(2016)以及王备和钱学锋(2020)研究结论的差异,一方面是源于其研究的贸易自由化维度不同,另一方面是源于其测算消费福利的方式不同。无论是哪一种研究结论,都表明贸易自由化会导致消费不平等。

三是从收入和消费的综合效应角度分析贸易对消费者总福利的影响。比如施炳展和张夏(2017)基于中国的经验研究发现,最终消费品关税下降会显著提高消费者福利,尤其是低收入者的消费福利,总体而言收入效应高于消费效应^[11]。张洁等(2022)以《区域全面贸易伙伴关系协定》的签订为背景,通过结构模型量化估计了关税下降对协定国消费者福利的影响,并发现高收入者的福利更大^[12]。以上研究结论的差异,主要是由于后者考虑了全球价值链对消费者福利的影响。

由此可见,现有文献主要在全球化背景下分析贸易自由化对消费者福利的影响。WTO 和其他贸易协定都明确指出其宗旨之一就是确保商品和要素国际流动的顺畅,以及贸易政策的可预见性。特别是 WTO 成员作出承诺,应用关税不超过约束关税税率,即 WTO 不仅降低了实际关税,还降低了关税波动的可能性和幅度。实际关税的下降通常被理解为贸易自由化的主要表现,而关税波动可能性和幅度的下降,则被理解为贸易政策不确定性下降的主要表现^[3]。因此,本文旨在分析全球化背景下的贸易政策不确定性下降对中国城市居民消费福利的影响,以丰富消费福利的影响因素研究。

三、理论分析与研究假设

(一)消费需求

经验研究发现不同消费者在贸易中的收益不同,这促进了异质性消费者理论研究的发展。通过异质性消费者效用函数,可以从理论上分析贸易对不同消费者福利的影响^[13]。本文借鉴 Boppart (2014)的研究,构建如下异质性消费者效用函数^[14]:

$$V(\delta) = \frac{1}{e} \left[\frac{\omega\delta}{P_D} \right]^e - \frac{\nu}{e} \left[\frac{P_H}{P_D} \right]^e - \frac{1}{e} + \frac{\nu}{e} \quad (1)$$

式(1)中, δ 表示消费者的劳动效率, ω 是单位劳动的工资, $\omega\delta$ 是消费者的可支配收入。 P_H 和 P_D 分别是同质产品和差异化产品的价格指数, P_D 具有 CES 形式。 e 和 ν 是常数,且满足 $0 < e < 1, \nu > 0$,这使得同质产品的收入弹性 $E_H = 1 - e < 1$,差异化产品的收入弹性 $E_D = 1 + \frac{P_H X_H(\delta)}{P_D X_D(\delta)} > 1$,即同质产品需求的增加量随收入增加而越来越少,差异化产品需求的增加量随收入增加而越来越多。假设总劳动人数为 L , $\bar{\delta}$ 是平均劳动效率, ϕ 是劳动效率离散程度, ϕ 越大表明消费者收入分布越分散。同质产品和差异化产品的总需求分别为:

$$X_{Hi} = \int_{\delta} x_{Hi}(\delta) d\delta = L \left(\frac{P_{Hi}}{P_H} \right)^{-\sigma} \nu \left(\frac{\omega\bar{\delta}}{P_H} \right)^{1-e} \phi \quad (2)$$

$$X_{Di} = \int_{\delta} x_{Di}(\delta) d\delta = \frac{L\omega\bar{\delta}}{P_D} \left(\frac{P_{Di}}{P_D} \right)^{-\sigma} \left[1 - \nu \left(\frac{\omega\bar{\delta}}{P_H} \right)^{-e} \right] \phi \quad (3)$$

(二) 产品供给

借鉴 Melitz (2003) 的研究, 假设同质产品的市场结构是完全竞争, 差异化产品的市场结构为垄断竞争, 企业只生产一种异质性产品, 生产率服从 $G(\varphi)$ 分布, 密度函数为 $g(\varphi)^{[15]}$ 。以上标 n, m 分别标记国内品和进口品, 下标 i, j 标记产品。由于本文旨在分析贸易政策不确定性通过最终品进口直接影响和中间品进口间接影响消费者福利, 所以本文假设国内企业在生产最终消费品时需要进口中间投入品组合 $Z_i = \left\{ \int_{z \in \Omega_{Z_i}^m} [z_i]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} dz \right\}^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$, 国外企业在生产最终消费品时不需要进口中间品。 $\Omega_{Z_i}^m$ 是国外中间品集合, σ 是中间品替代弹性。假设中间品生产效率服从 Frechet 分布: $F(z) = \Pr[\varphi(z_i) \leq \varphi] = e^{-T\varphi^{-\epsilon}}$ 。其中 $T > 0$ 反映国家技术水平, 体现了国家的绝对优势, T 越大, $F(z)$ 越大; $\epsilon > 0$ 反映生产率的离散程度, 体现了国家的比较优势, ϵ 越小, 离散度越大。进口中间品成本指数为 $c_{Z_i}^n \tau_{Z_i}^m$, 其中 $c_{Z_i}^n = \zeta_i (T^m)^{-1/\epsilon}$, T^m 是外国技术水平, $\zeta_i = [\Gamma(\epsilon + 1 - \sigma) / \epsilon]^{1/(1-\sigma)}$, $\tau_{Z_i}^m$ 是中间品从价关税, 且国内不征税。进口最终品的价格 p_i^m 中包含从价税 $\tau_{F_i}^m \geq 1$, 所以国外出口商的产品价格为 $p_i^m / \tau_{F_i}^m$ 。本国企业和外国企业生产的沉没成本分别为 K^m, K^n 。本地市场和出口市场上企业的存活率分别为 β^n, β^m 。根据利润最大化的均衡条件, 得到国内最终品和进口最终品的均衡价格分别为 $p_i^n = \sigma c_{Z_i}^n \tau_{Z_i}^m / [(\sigma - 1) \varphi_i^n]$, $p_i^m = \sigma c_{Z_i}^m \tau_{F_i}^m / [(\sigma - 1) \varphi_i^m]$ 。将均衡价格代入利润中, 得到国内外企业利润分别为 $\pi_i^n = a_i^n (\varphi_i^n)^{\sigma-1} - K^n$, $\pi_i^m = a_i^m (\varphi_i^m)^{\sigma-1} - K^m$ 。其中 $a_i^n = L \omega \bar{\delta} \left[\frac{(\sigma - 1) P_D}{c_{Z_i}^m} \right]^{\sigma-1} (\sigma \tau_{Z_i}^m)^{-\sigma} \left[1 - \nu \left(\frac{\omega \bar{\delta}}{P_H} \right)^{-\epsilon} \psi \right]$, $a_i^m = L \omega \bar{\delta} \left[\frac{(\sigma - 1) P_D}{c_{Z_i}^m} \right]^{\sigma-1} (\sigma \tau_{F_i}^m)^{-\sigma} \left[1 - \nu \left(\frac{\omega \bar{\delta}}{P_H} \right)^{-\epsilon} \psi \right]$ 。由此可见, 企业利润不仅取决于自身的边际成本, 还取决于需求侧的消费者收入分布 (ψ) 和消费偏好 (ϵ)。在其他条件一定时, 消费者的收入分布越分散 (ψ 越大), 企业利润越低; 消费偏好越接近 1 (同质产品收入弹性越小), 企业利润越高。

(三) 贸易政策不确定性条件下的消费者福利

借鉴 Handley 和 Limão (2017) 的研究, 在 t 期初, 市场上存活的企业掌握的信息包括: 上一期 ($t-1$ 期) 活跃的公司、目前实现的政策以及 t 期期初所有模型参数^[3]。将这些信息定义为期初的状态 a_s 。本文将关税分为三类: $\tau_s (s=0, 1, 2)$, 满足 $\tau_2 \geq \tau_1 \geq \tau_0$ 。假设当前关税处于 τ_s 水平, 未来关税发生变化的可能性为 γ , 向高关税 τ_{s+1} 变化的可能性为 $\lambda_{s, s+1}$, 向低关税 τ_{s-1} 变化的可能性为 $\lambda_{s, s-1}$, 并假设 $\lambda_{s, s} = 1$ 。假设没有跨期借贷, 因而当期的支出必须等于当期收入。为简化模型, 假设企业生产率服从帕累托分布 ($\sigma < k+1$)。定义 $\hat{A}_i^U \equiv A_i^U / A_i^Y$ 是不确定性条件下变量 A 值与确定性条件下变量 A 值的比率, 那么不确定性条件下进口中间品的国内企业、外国企业生产率的临界值分别满足:

$$\hat{\varphi}_1^{nU} = \mu^n (\hat{P}_{D1}^U)^{-1} (\hat{\tau}_{1Z_i}^U)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (4)$$

$$\hat{\varphi}_1^{mU} = \mu^m (\hat{P}_{D1}^U)^{-1} (\hat{\tau}_{1F_i}^U)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (5)$$

式(4)和式(5)中, $\mu^n = \left[\frac{1 + \xi^n}{1 + \xi^n \rho^n \theta^n} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}}$, $\mu^m = \left[\frac{1 + \xi^m}{1 + \xi^m \rho^m \theta^m} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}}$, $\rho^n = (1 - \beta^n \lambda_{22}) \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^n \lambda_{22})^t \left(\frac{P_{2t}}{P_1} \right)^{\sigma-1}$, $\rho^m = (1 - \beta^m \lambda_{22}) \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^m \lambda_{22})^t \left(\frac{P_{2t}}{P_1} \right)^{\sigma-1}$, $\xi^n = \frac{\lambda_{12} \beta^n}{1 - \lambda_{22} \beta^n}$, $\xi^m = \frac{\lambda_{12} \beta^m}{1 - \lambda_{22} \beta^m}$, $\theta^n = (\tau_{2Z_i}^m / \tau_{1Z_i}^m)^{-\sigma}$, $\theta^m = (\tau_{2F_i}^m / \tau_{1F_i}^m)^{-\sigma}$, μ 衡量贸易政策不确定性。由于 $\rho^n \theta^n$ 和 $\rho^m \theta^m$ 反映了企业平均利润变化, 满足 $0 < \rho^n \theta^n < 1$, $0 < \rho^m \theta^m < 1$, 所以 $\mu(\xi^n, \rho^n \theta^n) > 1$, $\mu(\xi^m, \rho^m \theta^m) > 1$ 。将式(4)(5)代入价格指数中, 则不确定性条件下差异化产品的价格指数满足:

$$\hat{P}_{D1}^U = \{ I^n (\hat{\tau}_{1Z_i}^U)^{1 - \frac{\sigma k}{\sigma-1}} (\mu^n)^{\sigma - (k+1)} + I^m (\hat{\tau}_{1F_i}^U)^{1 - \frac{\sigma k}{\sigma-1}} (\mu^m)^{\sigma - (k+1)} \}^{-\frac{1}{k}} \quad (6)$$

式(6)中, I^n, I^m 分别表示国内最终品和进口最终品在总消费中的比重, 且满足 $I^n + I^m = 1$ 。当 $\hat{\tau}_{1Z_i}^U = \hat{\tau}_{1F_i}^U = 1$ 时, 完全由贸易政策不确定性导致的价格指数变化为:

$$\hat{P}_{D1}^U = \{I^n (\mu^n)^{\sigma-(k+1)} + I^m (\mu^m)^{\sigma-(k+1)}\}^{-\frac{1}{k}} \quad (7)$$

式(7)中, $\hat{P}_{D1}^U > 1$, 这说明贸易政策不确定性整体上会导致差异化产品消费价格指数上升。由于

$$\frac{\partial \hat{P}_1^U}{\partial \mu^n} > 0, \frac{\partial \hat{P}_1^U}{\partial \mu^m} > 0, \frac{\partial V(\delta)}{\partial P_D} = -e(P_D)^{-1} \left[V(\delta) + \frac{1-\nu}{e} \right] < 0, \frac{\partial^2 V(\delta)}{\partial P_D \partial (\omega \delta)} = -e(P_D)^{-2} \left(\frac{\omega \delta}{P_D} \right)^{e-1} < 0, \text{所以在}$$

贸易政策不确定性条件下, 消费者效用下降, 消费者福利受损, 且收入越高的消费者福利损失越大。这说明, 对于劳动效率分别为 δ^1 和 δ^2 的消费者 ($\delta^1 < \delta^2$), 在不确定性条件下受到的福利损失差异满足

$$\frac{V^U(\omega \delta^2) - V^V(\omega \delta^2)}{V^U(\omega \delta^1) - V^V(\omega \delta^1)} = \frac{\left[1-\nu \left(\frac{\omega \delta^2}{P_H} \right)^{-e} \right] \nu \left(\frac{\omega \delta^1}{P_H} \right)^{-e}}{\left[1-\nu \left(\frac{\omega \delta^1}{P_H} \right)^{-e} \right] \nu \left(\frac{\omega \delta^2}{P_H} \right)^{-e}} > 1. \quad \left[1-\nu \left(\frac{\omega \delta^1}{P_H} \right)^{-e} \right] \text{和} \left[1-\nu \left(\frac{\omega \delta^2}{P_H} \right)^{-e} \right] \text{分别是消}$$

费者 δ^1 和 δ^2 对差异化产品的支出份额, 且必有后者大于前者。这表明, 高收入者在不确定性条件下受到的福利损失较大, 原因是其对差异化产品的支出份额较高。

以上理论分析表明, 由于贸易政策的不确定性, 企业在判断是否进入市场或者是否生产时需要做出最坏的预期, 以保证企业至少不亏损。在这一决策过程中, 低效率的企业会选择退出市场或者停止生产, 从而减少了存活企业间的竞争, 使得存活企业可以提高产品价格。产品价格上升, 意味着消费成本上升, 从而降低消费者福利。由于差异化产品的价格受贸易政策不确定性的影响较大, 而且高收入人群对差异化产品的支出份额较高, 所以高收入人群在贸易政策不确定性中遭受的福利损失较大。根据以上分析, 本文提出如下假设:

假设 1: 贸易政策不确定性上升会降低消费者福利。

假设 2: 高收入消费者在贸易政策不确定性条件下受到的福利损失更大。

四、计量模型设定和变量选取

(一) 基本模型设定

为验证假设 1, 本文借鉴 Han 等(2016)的方法对消费者的间接效用函数求全微分, 并根据罗伊恒等式, 得到贸易政策不确定性对消费福利的影响^[7]:

$$\hat{W} = - \sum_{i \in \Omega} \iota_i \cdot \frac{\partial \ln p_i^U}{\partial \ln TPU_{i01}} \cdot d \ln TPU_{i01} \quad (8)$$

式(8)中, ι_i 是消费者对产品 i 的支出份额, $\frac{\partial \ln p_i^U}{\partial \ln TPU_{i01}}$ 是贸易政策不确定性对产品价格的影响弹性, $d \ln TPU_{i01}$ 反映了贸易政策不确定性的变化。支出份额和贸易政策不确定性的变化可直接计算得到, 贸易政策不确定性对产品价格弹性需要通过回归分析估计得到。所以本文首先需要估计贸易政策不确定性对产品价格的弹性。本文以中国入世为准自然实验^③, 借鉴 Lu 和 Yu(2015)的研究, 使用 DID 方法来估计此弹性^[16]:

$$\ln p_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln TPU_{i01} * \text{Post}02_t + \alpha_2 X_{it} + f_{it} \quad (9)$$

式(9)中, p_i 为商品 i 的消费价格; TPU_{i01} 是 2001 年中国和 WTO 成员方之间的贸易政策不确定性; $\text{Post}02_t$ 是加入 WTO 的虚拟变量, 当 $t \geq 2002$ 时 $\text{Post}02_t = 1$, 否则 $\text{Post}02_t = 0$; X_{it} 表示控制变量, 包括最终品关税 τ_{Fit} 、中间品关税 τ_{Zit} 和产品世界价格 $p_{i, \text{wtr}}$; f_{it} 是误差项。

将估计的贸易政策不确定性对价格的弹性 α_1 , 以及消费者的支出份额 ι_i 和 TPU 变化代入式(8)中, 即可得到贸易政策不确定性对消费者福利的影响, 以验证假设 1。

此外, 本文进行两种拓展分析: 一是将贸易政策不确定性拆分为最终品 TPU 和中间品 TPU, 分别以下标 F 和 Z 表示; 二是在计量模型中引入出口国间的相对贸易政策不确定性 $\text{Rel} \ln TPU_{i01}$, 以分析出口国竞争效应。计量模型如下:

$$\ln p_i = \alpha_0 + \alpha_{F1} \ln TPU_{F01} * \text{Post}02_t + \alpha_{Z1} \ln TPU_{Z01} * \text{Post}02_t + \alpha_2 X_{it} + f_{it} \quad (10)$$

$$\ln p_{it} = \alpha_0 + \alpha_{\text{RelI}} \text{RelInTPU}_{i01} * \text{Post02}_t + \alpha_2 X_{it} + f_{it} \quad (11)$$

$$\ln p_{it} = \alpha_0 + \alpha_{\text{RelF1}} \text{RelInTPU}_{Fi01} * \text{Post02}_t + \alpha_{\text{RelZ1}} \text{RelInTPU}_{Zi01} * \text{Post02}_t + \alpha_2 X_{it} + f_{it} \quad (12)$$

将估计得到的影响弹性 α_{F1} 、 α_{Z1} 、 α_{RelI} 、 α_{RelF1} 、 α_{RelZ1} ，以及消费者支出份额 ϵ_t 和 TPU 变化带入式(8)中，即可得到不同维度的贸易政策不确定性对消费者福利的影响。

为验证假设 2，本文在计算出贸易政策不确定性对消费者福利的影响后，画出消费者福利变化和消费者收入之间的关系图，若二者的绝对值正相关，则假设 2 得到验证。

(二) 变量选取

1. 被解释变量。产品消费价格是本文的被解释变量。由于中国城镇住户调查数据库(UHS)中的样本数据在家户层面不连续，但是在城市层面连续，所以本文借鉴钱学锋等(2021)的研究^[10]，以家庭消费价格的简单平均衡量城市层面的消费价格。

2. 解释变量。贸易政策不确定性是本文的核心解释变量。目前，学术界通行的贸易政策不确定性度量有两种：一是基于 Baker 等(2016)构建的贸易政策不确定性指数^[17]，二是 Handley(2014)使用的关税度量法^[18]。由于贸易政策不确定性指数只提供了美国、中国和日本的月度数据，且衡量的并非双边的政策不确定性，所以其主要用于宏观研究，分析一国自身的贸易政策不确定性对宏观经济的影响。在分析贸易政策不确定性对微观企业或劳动者的影响时，现有文献大多采用关税度量法测算双边贸易政策不确定性，因此本文采用关税度量法来衡量贸易政策不确定性。在基准回归中，本文采用差分法 $\text{TPU} = \max(\tau_{\text{BND}} - \tau_{\text{MFN}}, 0)$ 度量贸易政策不确定性；在稳健性检验部分，本文采用 $\text{TPU} = 1 - \tau_{\text{MFN}}^{\sigma} / \tau_{\text{BND}}^{\sigma}$ 来度量贸易政策不确定性，其中 τ_{BND} 和 τ_{MFN} 分别是 WTO 约束关税和 WTO 最惠国关税， σ 是替代弹性，参考 Handley 和 Limão(2017)的设定， σ 取值为 2^[3]。在拓展分析部分，本文定义的出口国间相对 TPU，是中国和其他 WTO 成员方之间 TPU 与中美 TPU 的差值^①。该差值越大，说明出口国间相对 TPU 越大，出口国间贸易政策不确定性竞争程度越强。此外，本文还区分了中间品贸易政策不确定性和最终品贸易政策不确定性，以及中间品相对贸易政策不确定性和最终品相对贸易政策不确定性。

3. 控制变量。本文的控制变量包括中间品关税、最终品关税、中间品相对关税、最终品相对关税和产品世界价格。考虑到部分关税为零，直接取对数会出现缺失值，从而降低样本总数，本文选择将关税加 1 后再取对数。出口国间相对关税，是中国和其他 WTO 成员方之间关税与中美关税的差值。该差值越大，说明出口国间关税竞争程度越强。借鉴 Han 等(2016)的方法，本文以美国国际贸易委员会提供的每个 4 位数 SITC 类别的美国出口产品单位价值作为世界价格，并用实际有效汇率将其转换为以人民币标价的价格^[7]。为剔除人民币升值或贬值导致的价格浮动，本文以 1978 年的消费价格指数为基础进行平减。具体变量定义见表 1。

(三) 数据来源和描述性统计

本文的关税数据来自世界银行的 World Integrated Trade Solution(简称 WITS)数据库，WITS 数据库中包含约束关税、最惠国关税、优惠关税和实际应用关税数据。家户层面的消费数据来自 UHS。UHS 数据库中的家庭样本通过分层抽样获取，样本涵盖了中国 13 个省(山西省、辽宁省、黑龙江省、江苏省、安徽省、江西省、山东省、河南省、湖北省、广东省、四川省、云南省和甘肃省)的 53 个城市和北京、上海以及重庆 3 个直辖市，覆盖了中国东部、中部和西部地区，以及发达和不发达城市，从而确保了城市家庭的代表性，能够反映出中国不同收入水平的消费偏好。产品世界价格数据来自美国国际贸易委员会。基于以上数据库，本文以 1992—2009 年的数据为样本进行经验研究。表 1 呈现了所有变量的描述性统计结果。

五、回归结果

(一) 基准回归

本文首先检验 DID 的有效性：构建中国加入 WTO 之前的时间虚拟变量(PreTime_t)，然后将 $\ln \text{TPU}_{i01}$ 与 PreTime_t 的交叉项加入基准 DID 模型进行估计。表 2 第(1)(2)列是平行趋势检验结果，

第(3)(4)列是事后回归结果。首先, $\ln TPU_{i01}$ 与 $PreTime_t$ 的交互项系数显著为正, $\ln TPU_{i01}$ 与 $Post02_t$ 的交互项系数显著为负, 一方面说明本文的 DID 是有效的, 另一方面说明在加入 WTO 后, 贸易政策不确定性下降显著降低了中国消费价格。其次, 在控制时间固定效应和城市固定效应后, DID 仍然有效, 贸易政策不确定性下降对中国消费价格的抑制作用仍然显著。最后, 具体而言, 加入 WTO 后, 中国和 WTO 成员方间的贸易政策不确定性每下降 1%, 中国消费品价格将下降 0.673%~0.676%。这表明, 在全球化背景下, 贸易自由化的经济效应固然重要, 但贸易政策不确定性的经济效应也不容忽视。尤其是在当前的国际经济中, 全球化和逆全球化、自由主义和保护主义、单边主义和多边主义的博弈, 引发了局部贸易摩擦, 导致双边和区域贸易政策不确定性上升。研究这种不确定性对消费者福利的影响, 具有重要的现实意义。

表 1 变量介绍和描述性统计

变量名称	变量描述	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln p_i$	城市层面产品消费价格对数值	21379	2.881	2.403	0.000	10.724
$\ln TPU_{i01}$	贸易政策不确定性对数值	28137	2.456	1.226	0.000	5.053
$\ln TPU_{Zi01}$	中间品贸易政策不确定性对数值	28137	2.022	0.996	0.000	4.289
$\ln TPU_{Fi01}$	最终品贸易政策不确定性对数值	28137	0.823	1.360	0.000	3.456
$Relln TPU_{i01}$	出口国间贸易政策不确定性对数值差额	28081	0.388	0.829	-1.808	3.092
$Relln TPU_{Zi01}$	出口国间中间品贸易政策不确定性对数值差额	28081	0.002	0.336	-0.826	0.912
$Relln TPU_{Fi01}$	出口国间最终品贸易政策不确定性对数值差额	28081	0.000	0.217	-0.450	0.984
Post02	是否加入 WTO 的虚拟变量	28473	0.472	0.499	0.000	1.000
$\ln \tau_{Zit}$	中间品关税对数值	28473	2.712	0.966	0.000	4.624
$\ln \tau_{Fit}$	最终品关税对数值	28473	1.199	1.605	0.000	5.016
$Relln \tau_{Zit}$	出口国间中间品关税对数值差额	28249	0.086	0.687	-1.800	3.830
$Relln \tau_{Fit}$	出口国间最终品关税对数值差额	28249	0.030	0.448	-1.683	4.111
$\ln p_{iwt}$	产品世界价格对数值	26870	4.153	3.362	-10.751	15.232

表 2 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln TPU_{i01} * PreTime_t$	0.187*** (10.025)	0.185*** (9.993)		
$\ln TPU_{i01} * Post02_t$			-0.676*** (-45.868)	-0.673*** (-45.943)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是
城市固定效应	否	是	否	是
样本量	20161	20161	20161	20161

注:括号内为 t 值, *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著, 下表同。

(二) 稳健性检验

本文从三方面进行稳健性检验, 一是以实际关税的 3 倍来替代约束关税 τ_{BND} 的缺失值, 以扩大样本量, 纠正样本选择偏误, 表 3 的第(1)(2)列是其回归结果。二是以 $TPU = 1 - \tau_{MFN}^{\sigma} / \tau_{BND}^{\sigma}$ 度量贸易政策不确定性, 以纠正自变量度量方式的选择偏误, 表 3 的第(3)(4)列是相应的回归结果。三是区分关税的简单平均和加权平均, 以纠正控制变量度量方式的选择偏误, 表 3 中奇数列的关税是简单平均, 偶数列的关税是加权平均。在每一类回归之前, 本文都检验了 DID 的有效性, 结果均显示 DID 有效^⑤。首先, 表 3 的第(1)至(4)列中, $\ln TPU_{i01}$ 与 $Post02_t$ 的交互项系数均显著为负, 说明在扩大样本容量、改变核心解释变量和控制变量的度量方式后, 核心解释变量的回归结果依然稳健。具体而言, 加入 WTO 后, 中国面临的贸易政策不确定性每下降 1%, 中国消费品价格将下降 0.591%~3.643%。其次, 在以 $TPU = 1 - \tau_{MFN}^{\sigma} / \tau_{BND}^{\sigma}$ 度量贸易政策不确定性的回归中, $\ln TPU_{i01}$ 与 $Post02_t$ 交互项系数的绝对值更大, 这说明贸易政策不确定性度量方式的选择会影响其对价格的传递弹性。最后, 关税简单平

均和关税加权平均下估计的解释变量系数绝对值差异不大,说明关税的度量方式几乎不影响贸易政策不确定性对价格的传递弹性。

表 3 稳健性检验

	TPU = max(τ _{BND} - τ _{MFN} , 0)		TPU = 1 - τ _{MFN} / τ _{BND}	
	关税简单平均	关税加权平均	关税简单平均	关税加权平均
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnTPU _{F01} * Post02 _t	-0.594*** (-37.561)	-0.591*** (-37.074)	-3.643*** (-38.426)	-3.627*** (-37.988)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
样本量	20260	20260	20444	20444

注:关税的加权平均是以贸易额为权重,下表同。

(三)中间品和最终品贸易政策不确定性的影响差异

表 4 汇报了中间品和最终品贸易政策不确定性对产品价格影响的回归结果。其中,第(1)(2)列是原始样本回归结果,第(3)(4)列是以实际关税的 3 倍来替代约束关税 BND 缺失值,从而扩大样本量的回归结果,奇数列的关税是简单平均,偶数列的关税是加权平均。回归结果显示,lnTPU_{F01}与 Post02_t的交互项系数、lnTPU_{Z01}与 Post02_t的交互项系数均显著为负,这说明最终品和中间品贸易政策不确定性的下降都显著降低了中国消费价格。具体而言,最终品贸易政策不确定性和中间品贸易政策不确定性每下降 1%,中国消费价格将分别下降 0.612%~0.689%、0.083%~0.114%。这表明,贸易政策不确定性对消费价格的影响主要是通过最终品来实现的。此外,在扩大样本或者改变关税度量方式后,核心解释变量的系数变化不大。

表 4 中间品和最终品贸易政策不确定性的回归分析

	原始样本		扩大样本	
	关税简单平均	关税加权平均	关税简单平均	关税加权平均
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnTPU _{F01} * Post02 _t	-0.689*** (-45.476)	-0.686*** (-44.943)	-0.615*** (-37.738)	-0.612*** (-37.298)
lnTPU _{Z01} * Post02 _t	-0.083*** (-4.132)	-0.085*** (-4.216)	-0.112*** (-5.231)	-0.114*** (-5.299)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
样本量	20161	20161	20260	20260

(四)出口国竞争效应分析

假设存在两个出口国 M₁ 和 M₂,若 M₁ 国的贸易政策是确定的,而 M₂ 国的贸易政策是不确定的,那么进口国可以选择从 M₁ 国进口以规避贸易政策不确定性的影响,使得产品价格指数保持不变,同时消费者不遭受福利损失,这即为出口国竞争效应。本文对此进行了检验,表 5 是相应的回归结果,奇数列的关税是简单平均,偶数列的关税是加权平均。第(1)(2)列中 RellnTPU_{F01}与 Post02_t的交互项系数显著为正。这说明,在中国加入 WTO 后,出口国间贸易政策不确定性竞争程度的下降,提高了中国消费品价格。第(3)(4)列中 RellnTPU_{F01}与 Post02_t的交互项系数显著为正,与第(1)(2)列中 RellnTPU_{F01}与 Post02_t的交互项系数符号一致;RellnTPU_{Z01}与 Post02_t的交互项系数显著为负,与第(1)(2)列中 RellnTPU_{Z01}与 Post02_t的交互项系数符号相反。这说明,中间品相对贸易政策不确定性会抵消部分影响,所以主要是最终品贸易政策不确定性发挥作用。具体而言,出口国间整体相对 TPU、最终品相对 TPU 和中间品相对 TPU 每下降 1%,中国消费价格将分别上升 0.051%~0.147%、上升 0.684%~0.704%、下降 1.216%~1.222%。这表明,在各国情形下,出口国之间的竞争效应可以使消

费者避免贸易政策不确定性带来的价格上涨,而多边优惠贸易协定会降低成员国之间的竞争程度,进而导致消费价格上升。因此,当进口国重视其国内消费者利益时,会通过签订不同的优惠贸易协定增加出口国之间的竞争,进而选择贸易政策更加稳定的贸易伙伴国。

表 5 出口国竞争效应

	关税简单平均	关税加权平均	关税简单平均	关税加权平均
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\text{RellnTPU}_{i01} * \text{Post}02_t$	0.051 ** (2.333)	0.147 *** (6.781)		
$\text{RellnTPU}_{F01} * \text{Post}02_t$			0.684 *** (4.333)	0.704 *** (4.454)
$\text{RellnTPU}_{Z01} * \text{Post}02_t$			-1.216 *** (-17.888)	-1.222 *** (-17.998)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
样本量	18740	18740	18740	18740

(五)异质性分析

为验证贸易政策不确定性对同质化产品价格和差异化产品价格影响的异质性,本文在回归模型中加入非农产品虚拟变量 D(当产品为非农产品时 $D=1$, 否则 $D=0$), 以及其与贸易政策不确定性、相对贸易政策不确定性的交互项,以检验贸易政策不确定性对同质产品(以农产品代替)和差异化产品(以非农产品代替)价格影响的异质性。表 6 是异质性检验的回归结果,奇数列的关税是简单平均,偶数列的关税是加权平均。第(1)(2)列中 $\ln\text{TPU}_{F01}$ 与 $\text{Post}02_t$ 的交互项系数, $\ln\text{TPU}_{Z01}$ 与 $\text{Post}02_t$ 的交互项系数, $\ln\text{TPU}_{Z01}$ 、 $\text{Post}02_t$ 和 D 的交互项系数,以及 $\ln\text{TPU}_{F01}$ 、 $\text{Post}02_t$ 和 D 的交互项系数均显著为负;第(3)(4)列中 RellnTPU_{F01} 与 $\text{Post}02_t$ 的交互项系数, RellnTPU_{Z01} 与 $\text{Post}02_t$ 的交互项系数, RellnTPU_{Z01} 、 $\text{Post}02_t$ 和 D 的交互项系数均显著为负,而 RellnTPU_{F01} 、 $\text{Post}02_t$ 和 D 的交互项系数显著为正。这说明贸易政策不确定性对非农产品价格的影响更大。第(2)列中,最终品相关的变量系数绝对值之和大于中间品相关的变量系数绝对值之和;第(4)列中,最终品相关的变量系数之和大于中间品相关的变量系数之和。这说明贸易政策不确定性对非农产品价格的影响主要是通过最终品来实现的。

表 6 异质性分析

	关税简单平均	关税加权平均	关税简单平均	关税加权平均
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln\text{TPU}_{F01} * \text{Post}02_t$	-0.188 *** (-12.875)	-0.170 *** (-11.700)		
$\ln\text{TPU}_{Z01} * \text{Post}02_t$	-0.269 *** (-15.809)	-0.281 *** (-16.368)		
$\ln\text{TPU}_{F01} * \text{Post}02_t * D$	-0.234 *** (-7.145)	-0.399 *** (-11.976)		
$\ln\text{TPU}_{Z01} * \text{Post}02_t * D$	-0.204 *** (-9.221)	-0.163 *** (-7.342)		
$\text{RellnTPU}_{F01} * \text{Post}02_t$			-0.999 *** (-7.452)	-1.059 *** (-7.898)
$\text{RellnTPU}_{Z01} * \text{Post}02_t$			-0.654 *** (-8.249)	-0.683 *** (-8.601)
$\text{RellnTPU}_{F01} * \text{Post}02_t * D$			15.684 *** (10.658)	13.701 *** (9.306)
$\text{RellnTPU}_{Z01} * \text{Post}02_t * D$			-1.472 *** (-10.786)	-1.373 *** (-10.072)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
样本量	20161	20161	18740	18740

六、消费福利测算与分析

通过估计贸易政策不确定性对中国消费价格的影响弹性,本文发现,中国加入 WTO 后,贸易政策不确定性的下降促进了中国消费品价格下跌,但出口国间相对贸易政策不确定性的下降促进了中

国消费品价格上升。此外,贸易政策不确定性对非农产品价格的影响更大,且主要是通过最终品进口发挥作用。由于表 6 第(2)列和第(4)列的回归,既区分了最终品和中间品,也考虑了农产品和非农产品的异质性,且基于关税加权平均测算的贸易政策不确定性更具有一般性,所以本文以这两列中贸易政策不确定性对产品价格的影响弹性为基础,计算不同维度的贸易政策不确定性对中国城市居民消费福利的影响,并比较不同收入人群的消费福利差异,以验证假设 1 和假设 2。

(一)贸易政策不确定性下的消费福利

图 1 展示了贸易政策不确定性给不同收入人群所带来的消费福利变化,图 2 展示了不同非农产品支出份额所对应的消费福利变化,图 3 和图 4 分别是农产品和非农产品贸易政策不确定性导致的消费福利变化,图 5 和图 6 分别是最终品和中间品贸易政策不确定性导致的消费福利变化。第一,图 1 中纵轴数值为负,说明贸易政策不确定性会降低中国城市居民的消费福利,这验证了本文提出的假设 1。平均而言,贸易政策不确定性导致中国城市居民的消费福利下降了 1.02%。第二,根据图 1 中曲线的走势可以发现,家庭人均收入越高,在贸易政策不确定性中所损失的消费福利越大,且在收入达到一定水平后,贸易政策不确定性带来的消费福利损失随收入增加呈指数上升,这证实了本文提出的假设 2。第三,根据图 2 可以发现,消费者对非农产品的支出份额越高,其福利损失越大。收入越高的家庭非农产品的支出份额越高,由此其消费福利损失越大,这解释了假设 2 得证的原因。第四,根据图 3 和图 4 可以发现,收入越高的消费者在农产品贸易政策不确定性中所损失的消费福利越小,在非农产品贸易政策不确定性中所损失的消费福利越大。具体而言,中国城市居民消费福利 0.29% 的下降幅度来自农产品,0.73% 的下降幅度来自非农产品,即中国城市居民消费福利下降中 71.57% 来自非农产品消费。第五,图 5 和图 6 表明,收入越高的消费者在最终品贸易政策不确定性中受到的福利损失越大,在中间品贸易政策不确定性中受到的福利损失越小,结合整体影响,可以发现,贸易政策不确定性对消费者福利的影响主要是通过最终品进口实现的。

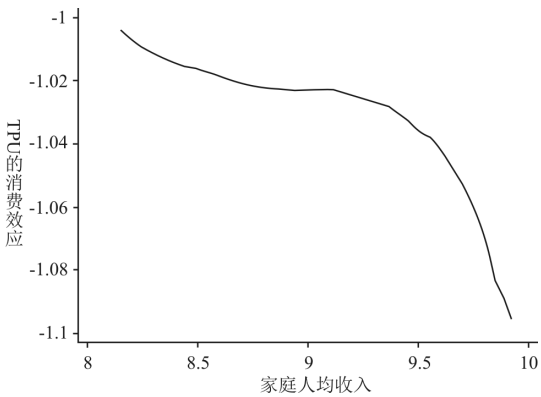


图 1 TPU 下的消费福利

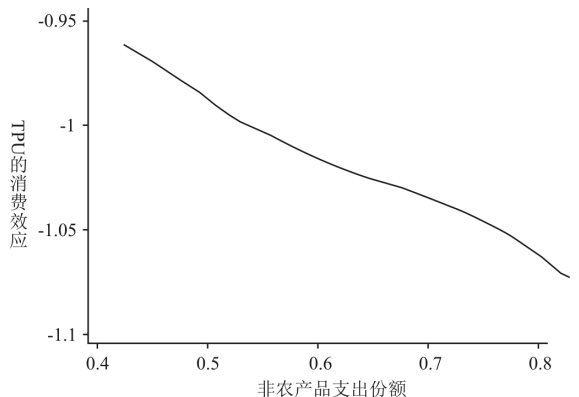


图 2 支出份额与 TPU 下的消费福利

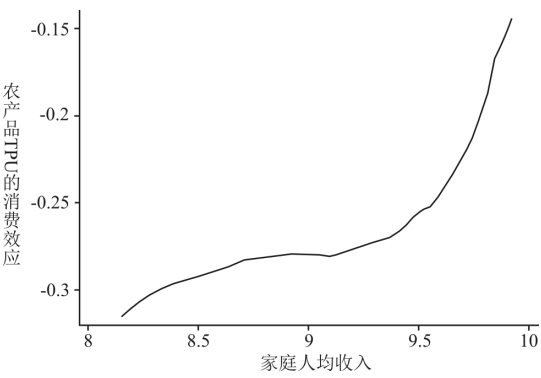


图 3 农产品 TPU 下的消费福利

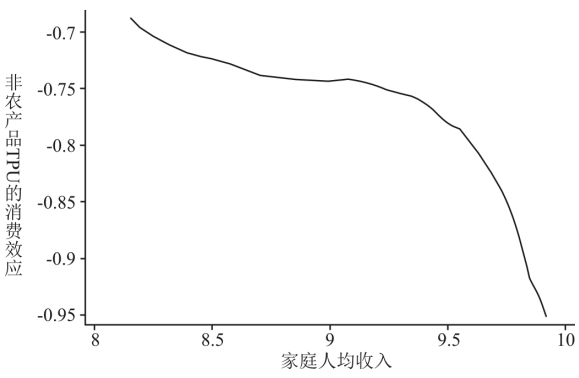


图 4 非农产品 TPU 下的消费福利

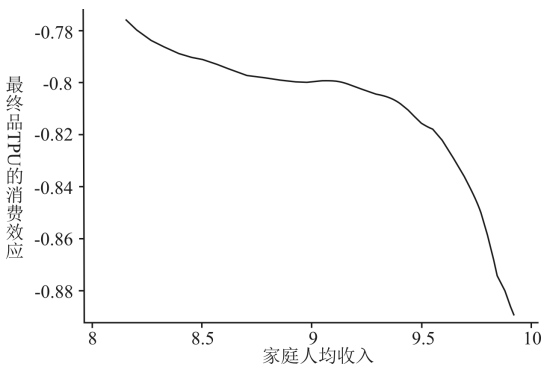


图5 最终品 TPU 下的消费福利

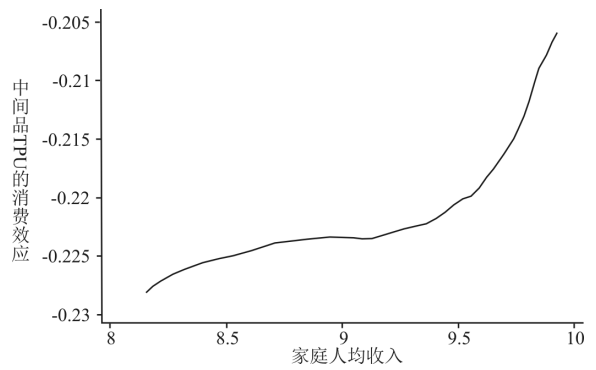


图6 中间品 TPU 下的消费福利

注：横轴中家庭人均收入是对数值，纵轴是消费福利变化的百分比。

(二) 出口国贸易政策不确定性竞争下的消费福利

图 7 展示了出口国间贸易政策不确定性竞争(相对贸易政策不确定性)给不同收入人群所带来的消费福利变化,图 8 展示了不同非农产品支出份额所对应的出口国竞争下的消费福利变化,图 9 和图 10 分别是出口国的农产品贸易政策不确定性竞争下和非农产品贸易政策不确定性竞争下的消费福利变化,图 11 和图 12 分别是最终品贸易政策不确定性和中间品贸易政策不确定性导致的消费福利变化。首先,通过计算图 7 中的消费福利均值,本文发现,出口国间的贸易政策不确定性竞争程度上升后,中国高收入城市居民的消费福利上升了 0.004%,而低收入城市居民的消费福利下降了 0.006%。这说明,虽然出口国间的贸易政策不确定性竞争会降低消费价格,但是只有高收入消费者从中受益。其次,结合图 7 和图 8,本文发现,收入越高的消费者对农产品的支出份额越低,对非农产品的支出份额越高;结合图 9 和图 10,本文进一步发现,收入越高的消费者在农产品贸易政策不确定性竞争中所损失的消费福利越低,在非农产品贸易政策不确定性竞争中所获得的消费福利越高。最后,图 11 和图 12 说明,出口国间的最终品贸易政策不确定性竞争会提高中国城市居民的消费福利,但中间品贸易政策不确定性竞争会降低中国城市居民的消费福利。结合整体影响可以发现,出口国间的贸易政策不确定性竞争对消费者福利的影响主要是通过最终品进口实现的。

七、结论和政策含义

通过构建理论模型,以中国加入 WTO 为准自然实验进行经验研究,本文发现以下结论:第一,如果不加入 WTO,贸易政策不确定性会提高中国消费品价格,使中国城市居民的消费福利平均下降 1.02%。第二,虽然最终品进口和中间品进口贸易政策不确定性都将影响产品价格和中国城市居民的消费福利,但主要是最终品进口发挥作用。第三,出口国之间贸易政策不确定性竞争程度上升后,

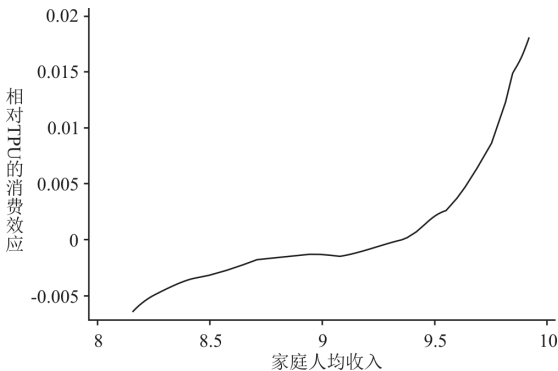


图7 相对 TPU 下的消费福利

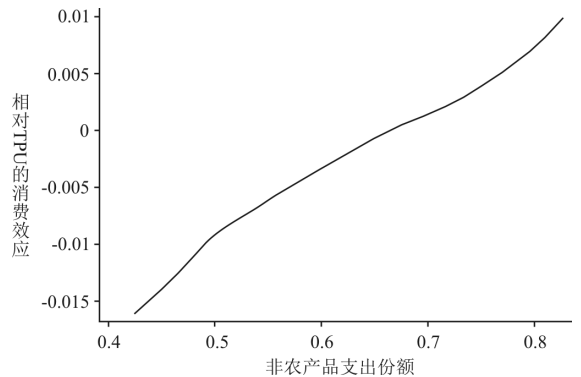


图8 支出份额与相对 TPU 下的消费福利

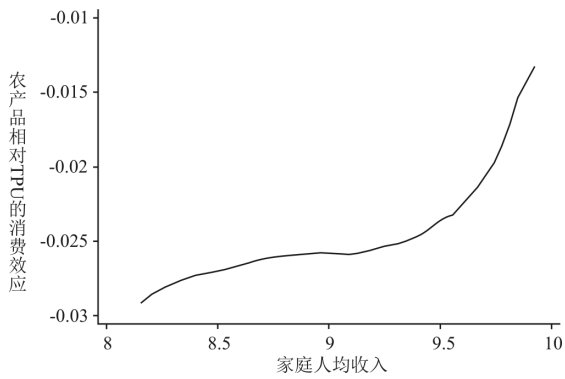


图9 农产品相对 TPU 下的消费福利

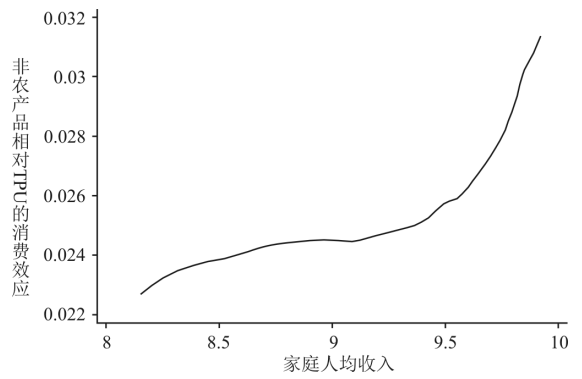


图10 非农产品相对 TPU 下的消费福利

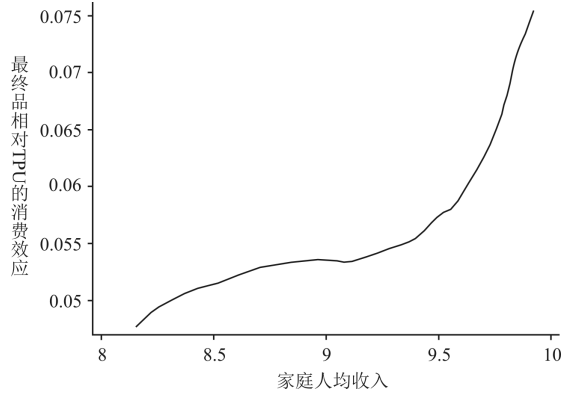


图11 最终品相对 TPU 下的消费福利

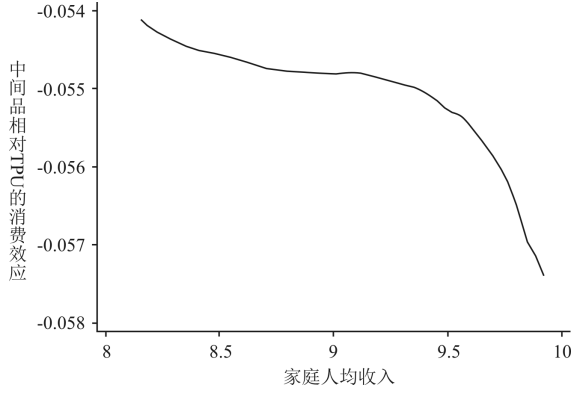


图12 中间品相对 TPU 下的消费福利

注：横轴中家庭人均收入是对数值，纵轴是消费福利变化的百分比。

会降低中国消费品的价格，使中国高收入城市居民的消费福利上升 0.004%，低收入城市居民的消费福利下降 0.006%。第四，收入越高的中国城市居民在贸易政策不确定性中所损失的福利越多，在出口国间贸易政策不确定性竞争中所获得的福利也越多，原因是其对非农产品的支出份额较高。

本文的政策含义有如下几点。首先，中国应积极与其他国家签订优惠贸易协定。优惠贸易协定能够有效降低贸易政策不确定性，提高消费者福利，所以作为消费国的中国应积极与其他国家签订优惠贸易协定，降低双方的贸易政策不确定性。其次，中国应积极参与其他国家主导的多边贸易协定。由于进口国的部分消费者会受益于出口国之间的贸易政策不确定性竞争，所以进口国会通过不同的优惠贸易协定增加出口国之间的竞争，进而选择贸易政策更加稳定的贸易伙伴国。因此作为出口大国的中国应偏向于多边贸易体系，尤其要积极参与其他国家主导的多边贸易协定，谨防在各国重视其国内消费者利益时被排除在贸易伙伴选项之外。当前 WTO 改革踌躇不前，优惠贸易协定成为各国寻求经贸发展的重要尝试。双边或区域优惠贸易协定谈判成本相对较低，能够就 WTO 未涉及的条款或新议题达成共识，而且实践表明，这些在双边或区域层面实施过的新议题能够在进一步优化后被推广到多边框架下。因此，中国应积极参与双边或区域贸易协定的谈判，积极参与全球经济治理体系改革，争夺国际经济秩序重构的话语权。当前，中国可依托 RCEP 在新领域的探索，以及它的包容性和全面性，加快推进其他自贸区的建立或其他优惠贸易协定的签订，形成一个比 RCEP 标准更高、含金量更高的自贸区或区域贸易协定，并在全球经济一体化进程中发挥引领作用。同时，作为太平洋地区重要贸易参与国，中国应积极加入太平洋地区重要贸易协定——CPTPP。最后，中国应实施合理的消费政策，以促进贸易利益的公平分配。高收入者在贸易政策不确定性的下降中获得更高的福利，这会扩大消费者之间的福利差距，因此中国应关

注全球化过程中贸易政策不确定性下降造成的消费不平等,实施合理的消费政策,以促进贸易利益的公平分配,推进共同富裕。

注释:

①以差分法 $TPU = \max(\tau_{BND} - \tau_{MFN}, 0)$ 度量贸易政策不确定性,并根据 WITS 数据库中关税和贸易数据计算得到。

②数据来源: https://www.wto.org/english/tratop_e/region_e/region_e.htm。

③本文在经验研究中以中国加入 WTO 为准自然实验,原因有两点:其一,在加入 WTO 之后,中国的经济和贸易取得了长足的发展,分析这一过程中城市居民的消费福利变化具有一定的现实意义;其二,本文可获得的中国微观消费数据年份为 1992—2009 年,在这段时间内,虽然中国与个别国家签订了双边贸易协定,但中国与这些贸易伙伴国的贸易份额较小,不足以说明全球化背景下贸易政策不确定性的整体变化对中国城市居民消费福利的影响。

④由于美国是中国重要的贸易伙伴,所以本文在衡量出口国间贸易政策不确定性竞争时,主要比较美国和其他 WTO 成员方之间的竞争。在中国加入 WTO 之前,作为出口国的美国和其他 WTO 成员方对中国的贸易政策不确定性会形成一种出口国竞争效应。在中国加入 WTO 之后,出口国间贸易政策不确定性的竞争程度会下降。

⑤限于篇幅,稳健性检验、拓展分析、出口国竞争效应分析和异质性分析的平行趋势检验结果没有展示,留存备索。

参考文献:

- [1] Behrens, K., Murata, Y. Globalization and Individual Gains from Trade[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2012, 59(8):703—720.
- [2] Fajgelbaum, P. D., Khandelwal, A. K. Measuring the Unequal Gains from Trade[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(3):1113—1180.
- [3] 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—2783.
- [4] 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.
- [5] 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(2):148—164.
- [6] Fajgelbaum, P. D., Grossman, G. M., Helpman, E. Income Distribution, Product Quality, and International Trade[Z]. NBER Working Dissertation, 2011, No.15329.
- [7] Han, J., Liu, R., Ural, M. B. Market Structure, Imperfect Tariff Pass-through, and Household Welfare in Urban China[J]. *Journal of International Economics*, 2016, 100:220—232.
- [8] 王备,钱学锋.贸易自由化、生活成本与中国城市居民家庭消费福利[J].*世界经济*,2020(3):69—92.
- [9] Faber, B. Trade Liberalization, the Price of Quality and Inequality: Evidence from Mexican Store Prices[Z]. Working Dissertation, 2014.
- [10] 钱学锋,李莹,王备.消费者异质性、中间品贸易自由化与个体福利分配[J].*经济学(季刊)*,2021(5):1661—1690.
- [11] 施炳展,张夏.中国贸易自由化的消费者福利分布效应[J].*经济学(季刊)*,2017(4):1421—1448.
- [12] 张洁,秦川义,毛海涛.RCEP、全球价值链与异质性消费者贸易利益[J].*经济研究*,2022(3):49—64.
- [13] Nigai, S. On Measuring the Welfare Gains from Trade under Consumer Heterogeneity[J]. *The Economic Journal*, 2016, 126(593):1193—1237.
- [14] Boppart, T. Structural Change and the Kaldor Facts in a Growth Model with Relative Price Effects and Non-Gorman Preferences[J]. *Econometrica*, 2014, 82(6):2167—2196.
- [15] Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71(6):1695—1725.
- [16] Lu, Y., Yu, L. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7(4):221—253.
- [17] Baker, S. R., Bloom, N., Davis, S. J. Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4): 1593—636.
- [18] Handley, K. Exporting under Trade Policy Uncertainty: Theory and Evidence[J]. *Journal of International Economics*, 2014, 94(1):50—66.