
国际外部需求、关税传导与消费品价格

孙浦阳 张甜甜*

内容提要 本文基于关税传导研究框架,研究了国际市场需求变化对中国国内消费市场的影响。通过匹配商品进口关税、国内消费价格及海关贸易数据,度量了国内不同消费市场的国际外部需求,刻画出中国 2000–2010 年 126 个地级市 70 种消费商品的关税传导路径。研究表明:在国际外部需求越高的地区,企业通过出口规避进口竞争的意愿越强,国内市场最终价格受关税影响越小,关税传导机制发挥越弱;此外,非参数估计结果显示国际外部需求上升带来的这种阻碍作用存在显著的边际递增效应。

关键词 关税传导 国际外部需求 竞争

一 引言

2008 年全球金融危机和随之而来的大停滞让世界各国迫切想实现经济复苏和增长,但目前在全球兴起的“逆全球化”思潮正在深刻影响全球经济格局,对中国实体经济尤其是出口企业的转型升级造成重大影响。目前,国内外学者主要探讨国际市场变化如何影响企业生产行为和出口策略选择,基本逻辑是国际市场波动通过改变出口企

* 孙浦阳:南开大学跨国公司研究中心 南开大学经济学院国际经济贸易系 电子信箱:puyangsun@nankai.edu.cn;张甜甜(通讯作者):南开大学中国特色社会主义经济建设协同创新中心 天津市卫津路 94 号 300071 电子信箱:Daisy_Blooming@163.com。

本文为中国特色社会主义经济建设协同创新中心的阶段性研究成果。作者感谢教育部重点研究基地重大项目(16JJD790026)“外资政策调整,产业升级与出口竞争力”和霍英东教育基金会高等院校青年教师研究课题(161080)的资助,感谢匿名审稿人的宝贵意见。当然,文责自负。

业进入国际市场的成本,从而决定企业的生产调整和销售市场选择(戴觅和茅锐,2015;Ahn 和 McQuoid,2017;张龔和孙浦阳,2017),但由于理论和数据的缺乏,鲜有学者从微观视角深入分析国际市场变化对国内消费市场造成的实际影响,从而直接衡量出国际需求变化对国内居民福利的影响。

国际商品可以通过直接进入国内市场影响当地商品消费,较高的关税导致进口商品价格仍然高于国内同类商品价格,对国内消费市场冲击较小。但20世纪90年代以来,中国实施了以削减关税和非关税壁垒为主要内容的贸易开放改革,简单平均关税税率从1997年的17.5%下降至2010年的9.85%,下调幅度为43.7%^①,近50%的进口关税下降已经对国内消费市场造成了前所未有的影响(Berner等,2017)。原因在于推行贸易开放不仅有利于降低国外商品的进口成本,国外商品进口量上升,同时也能带来商品选择的多样化,使国内同类商品的竞争加剧,降低了国内商品价格(Nicita,2009;Marchand,2012),这在理论上被称为关税传导机制。与一般贸易开放对企业影响的研究不同,关税传导针对的是贸易开放对国内消费市场的影响。

国内消费市场可能不仅会受国际外部需求的影响,也会面临来自进口商品的竞争压力。贸易开放时国内不同消费市场面临的关税水平相同,而国际外部需求波动却存在显著的地区差异(Bazzi 和 Blattman,2014;Berman 和 Couttenier,2015),因此,为同时考察关税下降和国际外部需求对国内消费市场的影响,本文匹配中国进口关税与国内消费商品的零售价格,同时通过构建国际外部需求指标来衡量不同地区面临的外部需求,进而深入探讨进口关税下降对国内消费市场的影响机制是否存在地区差异。这对研究贸易开放对国内消费市场的实际影响具有重要理论和现实意义。

从具体微观机制联系关税传导与国际外部需求的角度看,虽然贸易开放有助于提高进口商品在国内消费市场的竞争力,增加国内企业的降价压力,但国际需求上升也为企业缓解国内竞争提供了销售市场,通过出口和内销策略的调整,国际外部需求也可能影响关税下降对消费市场的竞争作用(Berman等,2015;戴觅和茅锐,2015;张龔和孙浦阳,2017)。其原因在于:进口商品价格的下降和商品选择的丰富导致企业的国内市场需求下降,此时,企业更愿意选择“内销转出口”的策略来缓解国内市场的竞争压力,通过扩大国际市场弥补国内消费市场需求的缩减(Belke等,2015;Esteves 和 Rua,2015;Eppinger等,2018)。而在国际外部需求较高的地区,较高的外部需求为企业出口提供了保证,企业能够通过内销转出口的方式来规避进口竞争压力,因此在国内市场可选择不降低或小

^① 数据来源于:<http://tariffdata.wto.org/ReportersAndProducts.aspx>。

幅降低商品价格,从而使关税下降对当地消费市场价格的影响较小(Soderbery,2014;Ahn和McQuoid,2017)。反之,在国际外部需求较低的地区,虽然企业也希望通过开拓国际市场缓解降价压力,但由于国际市场对其商品的需求较为疲软,企业只能依赖国内需求市场,无法在两个市场之间任意决策。企业只能通过大幅降低市场价格与国外商品竞争,才能保证国内销售市场,所以在贸易开放时,国内商品价格的下降幅度更大。因此,国际外部需求上升可能会阻碍关税传导机制的发挥,削减国内消费市场商品价格的下降幅度。

基于已有国际外部需求对企业出口策略选择的理论研究,以及关税下降对中国国内消费商品价格经验研究的不足,我们将国际外部需求作为切入点来探讨贸易开放对国内消费市场影响的差异性。本文主要有以下创新:

第一,现有学者主要探讨国际市场变化如何影响企业生产率和出口策略选择(Ahn和McQuoid,2017;Eppinger等,2018),但实际上,生产和销售市场选择是单个企业应对国际需求变动的调整策略,与居民的实际福利水平无直接联系,因此基于企业层面的研究无法衡量国际市场变化对国内居民福利的影响。本文则通过海关贸易数据,参照Berman和Couttenier(2015)提出的方法构建国际外部需求指标,度量中国不同消费市场在特定年份面临的外部需求,并在贸易开放视角下,经验检验了国际外部需求对每个消费市场零售价格的实际影响。由于消费商品的价格与居民生活水平直接相关,因此消费品价格的变化能够直接阐明国际市场变化对国内居民福利的影响机制。通过创新性研究国际市场变化对中国国内消费市场的影响,本文连接了国际外需变化与国内消费市场,从零售价格视角研究了国际市场变化对中国消费市场的影响。

第二,已有文献通常从整体视角分析贸易开放对国内商品价格的影响,忽视一国内部市场的差异性。不同城市具有其独特性,在应对统一的贸易开放时,关注个体城市的差异性显得尤为重要(肖德等,2013;Yakovlev和Zhuravskaya,2013)。本文从地级市的国际外部需求出发,研究关税下降对国内商品价格影响的地区差异。外部需求变化与国内消费商品价格之间存在密切联系,包含了企业在国内外市场销售策略选择在内的多种信息,能够有效反映不同市场企业规避进口竞争能力的差异性,因此在关税下降时,国际需求波动会影响竞争作用的发挥。基于不同消费市场的国际外部需求差异,本文检验了关税下降对每个市场不同商品零售价格的实际影响,丰富了关税传导以及贸易开放对国内消费市场影响的城市异质性研究。

第三,在已有的关税传导研究中,商品市场价格通常来源于居民调查数据,但基于居民消费金额与消费量计算的商品价格反映了家庭的消费偏好,与居民面临的实际售价之间存在一定的市场加成,难以准确反映贸易开放时的消费市场价格变化。本文通

过匹配国家发展和改革委员会(以下简称发改委)价格监控中心公布的《中国价格信息中心数据库》与世界贸易组织(WTO)官网公布的中国进口关税数据,得到“商品-关税-零售价格”的微观数据信息,准确刻画关税传导的过程和详细机制。此外,通过构建国际外部需求指标详细刻画了中国不同地级市面临的外部需求变化,在“城市-产品-年份”多维度数据库匹配的基础上,分析关税传导的地区差异,从而直接验证贸易开放、国际外部需求与国内消费市场之间的微观机制。

第四,本文非参数估计结果显示,国际外部需求上升对关税传导机制的阻碍作用存在显著的边际递增效应,即随着贸易开放水平的提高,关税传导受制约的程度越严重;异质商品增强了零售商规避进口竞争的能力,从而加剧了国际外部需求上升对关税传导的阻碍作用;而在市场自由化程度更高地区,完善的市场结构有助于关税传导机制的发挥,缓解外部需求上升引起的阻碍效果。

本文其余部分安排为:第二部分是文献综述;第三部分构建理论模型,提出理论假说;第四部分是数据说明与计量模型;第五部分是经验结果分析、机制探讨和稳健性检验;最后是本文结论和相关政策建议。

二 文献综述

绝大多数的现有研究集中从生产层面分析贸易开放对国内企业的影响,主要包括对企业生产绩效(Melitz,2003;简泽等,2014;Ludema和Yu,2016;周茂等,2016)、贸易行为(毛其淋和盛斌,2014;Brandt和Morrow,2017)以及中间品市场的影响(Bas和Strauss-Kahn,2015;余森杰和李乐融,2016)。目前国内外缺乏关税下降对中国国内消费市场影响的研究(Feenstra和Weinstein,2017;Galle等,2017),原因是缺少商品-关税-零售价格的多维度数据,这直接影响了对关税传导机制的探索和验证。

目前在国内有关贸易开放对消费市场影响的文献中,罗知和郭熙保(2010)采用价格指数研究进口商品价格对国内5大类消费品价格的传递效应;王孝松和谢申祥(2012)则提出了国际农产品价格对中国农产品价格可能的影响机制。但由于缺乏细致的数据支持,这类研究无法详细分析关税下降对消费市场的微观影响机制。在现有的关税传导研究中,Nicita(2009)认为关税下降不仅会导致进口商品的价格下降,而且也会促进进口商品种类和数量增加,通过影响国内市场竞争,降低国内商品价格。在此基础上,Marchand(2012)提出,城市和农村消费结构以及所处地理位置的差异可能会影响关税传导机制的发挥,但由于缺乏对区域特征的详细刻画,也无法深入分析关税下降对印度不同地

区消费品价格的影响差异。Atkin 和 Donaldson(2015)认为关税下降对商品价格的影响程度与地理位置有关;而 Mudenda(2015)通过赞比亚数据研究发现,离边境距离的远近并不影响关税传导机制的发挥,但离交通要道越近的地区,消费品价格受关税的影响越大。此后,Han 等(2016)利用中国城市家庭调查数据研究发现,中国贸易开放不仅会影响国内消费品的价格,而且这种关税传导作用也会受不同地区市场结构的影响。

已有关于贸易开放对国内消费市场影响的文献存在研究视角不足和数据缺陷的问题。从研究方向看,贸易开放对国内商品价格的影响通常立足于一国整体市场视角,忽视了国内消费市场的差异性反映。但理论上,国内商品市场存在一些固有的异质性特点,如市场化水平差异(樊纲等,2011;Edmond 等,2015;Han 等,2016)、生产供应成本差异(Mudenda,2015;余华义和黄燕芬,2015)以及消费者偏好差异(Marchand,2012;叶德珠等,2012;黄娅娜和宗庆庆,2014)。这使关税下降对不同消费市场造成不同的竞争效应,从而导致商品价格的下降幅度并不一致。事实上,地理特征和社会因素的独特性,都可能导致关税下降对消费市场的影响存在显著的地区差异,引起零售商品价格下降幅度的不同(Atkin 和 Donaldson,2015;Mudenda,2015)。尤其像中国这样规模大的国内消费市场,即使关税下降,由于不同城市的消费市场特征千差万别,竞争作用的发挥也必定截然不同(肖德等,2013;Yakovlev 和 Zhuravskaya,2013)。从数据上看,只有匹配商品的进口关税信息与商品在国内不同市场的最终销售价格,才可准确验证关税传导的微观机制,分析出关税传导的地区差异。目前文献通常将基于居民调查数据计算的平均花费或价格指数,作为商品的市场价格进行研究,但这一假定在微观层面缺乏明确的理论和证据支持。原因在于,居民调查数据计算的商品价格反映了居民的消费偏好,与厂商定价之间存在一定的市场加成,无法准确反映关税变化时消费市场的价格变化。而价格指数也仅能反映某类商品价格水平的升降程度,并不能体现微观商品的价格波动,因此在贸易开放时均无法准确反映消费市场价格的实际变化,直接影响了对关税传导研究机制的验证和对理论探索的必要佐证。

本文与国际贸易领域中研究出口与内销相互关系的文献紧密相关。在经典的新新贸易理论中,高生产率企业选择出口,低生产率企业选择留在国内市场(Melitz,2003),但由于企业的边际成本被假定为常数,出口市场与国内销售策略相互独立(Chaney,2008;Eaton 等,2011)。因此,如果不同市场之间生产成本相关,那么出口市场需求的波动将可能引起企业内销策略的调整。基于该假设,也有不少学者分析企业出口和内销之间的动态关系(Ahn 和 McQuoid,2017)。在现有理论和经验分析中,由于短期内要素市场存在刚性或信贷规模受限,企业产能受约束(Chaney,2016;Kohn

等,2016;Rho 和 Rodrigue,2016)。因此,一方面,当面临外部需求波动时,企业将通过调整出口和内销策略来权衡两个市场的利润。当国际外部需求上升时,企业会扩大出口以获取更多利润,但由于产能受限,生产边际成本上升,此时企业只能减少国内市场销售,从而出口与内销呈替代特征(Vannoorenberghe,2012;Ahn 和 McQuoid,2017;Eppinger 等,2018)。Soderbery(2014)甚至认为虽然企业无法改变生产规模,但拥有灵活的市场定价能力,因此当面临更广阔的消费市场时,企业将选择同时提高国内外的市场价格。另一方面,国内需求变化也可能改变国内和国际市场的销售选择,当国内市场需求下降时,企业出口意愿更强,通过大幅出口可弥补国内市场损失(Belke 等,2015;Esteves 和 Rua,2015;Almunia 等,2018);反之,国内需求上涨也可能挤出出口(Blum 等,2013)。因此,国内与国际市场销售之间存在负向关系。也有少数学者提出如果企业生产能力不受限制,正向的外需冲击将有助于提高国内市场销售(Berman 等,2015)。戴觅和茅锐(2015)采用中国出口企业数据研究发现,国际外部需求下降引起“出口转内销”的替代现象仅存在于金融危机期间,在非危机年份,出口下降并不会显著导致内销变化。因此,现有研究集中从微观层面分析当面临国际外部需求冲击时,企业生产和销售市场选择行为的变化,无法反映外部需求变化对国内消费市场和居民实际福利水平的影响。但当面临进口商品市场竞争力增强和国际市场需求上升时,企业对国内市场商品价格的下降意愿相对较低,阻碍关税传导竞争机制的发挥(Soderbery,2014;Ahn 和 McQuoid,2017)。通过在关税传导视角下联系国际和国内市场,本文能够有效分析国际外部需求变化对中国消费市场和居民福利的影响。

三 理论模型

本文参照 Melitz 和 Ottaviano(2008)与 Soderbery(2014)的模型,假设世界上存在本国 H 和国外 F 两个国家,分别有 L^H 和 L^F 个消费者,并且两国消费者的效用函数相同,由(1)式决定。

$$U^l = q_0^l + \alpha \int_{i \in \Omega} q_i^l di - \frac{1}{2} \gamma \int_{i \in \Omega} (q_i^l)^2 di - \frac{1}{2} \eta \left(\int_{i \in \Omega} q_i^l di \right)^2, \quad l = H, F \quad (1)$$

其中, q_0^l 和 q_i^l 分别表示无差异和差异化商品的消费数量; Ω 表示商品 i 的合集; α 和 η 分别表示差异化商品之间以及差异化商品与无差异化商品之间的替代性; γ 为产品差异化参数,当 γ 越趋于 0,商品的替代性越大。

根据 Melitz(2003)、Melitz 和 Ottaviano(2008)及 Soderbery(2014)的做法,假设 q_0^l

>0 ,在效用最大化时求解两国价格(p_i^l)决定式:

$$p_i^l = \alpha - \gamma q_i^{lc} - \eta Q^{lc} \quad (2)$$

其中, $Q^{lc} = \int_{i \in \Omega} q_i^{lc} di$, 因此, H 和 F 国的社会总需求为:

$$q_i^l = L^l q_i^{lc} = \frac{\alpha L^l}{\eta N + \gamma} - \frac{L^l}{\gamma} p_i^l + \frac{\eta N}{\eta N + \gamma} \frac{L^l}{\gamma} \bar{P}, \forall i \in \Omega^* \quad (3)$$

其中, $\Omega^* \subset \Omega, \bar{P} = 1/N \int_{i \in \Omega^*} p_i^l di$, N 为消费商品种类的数量, 因此 i 商品定价满足:

$$p_i^l \leq (\gamma \alpha + \eta N \bar{P}) / (\eta N + \gamma) \equiv p_{max}^l \quad (4)$$

当企业定价超过 p_{max}^l 时, 企业将退出市场。假设 H 和 F 国企业的生产决策一致, 劳动力为企业生产唯一的要素投入, 且劳动力市场为无弹性的完全竞争市场, 无差异商品的生产成本为 1 单位工资, 差异化商品的生产成本为 c , 且生产差异化商品需承担研究费。 i 商品生产企业^①的生产活动分为两个阶段: 在第一阶段, 企业进行投资活动, 投资成本为 f_E ; 在第二阶段, 企业在给定生产规模条件下进行生产决策, 生产成本和生产能力分别为 c 和 K , 分别服从独立分布 $G(c)$ 和 $O(K)$, 当企业超过其生产能力 (K) 时, 企业生产的边际成本为 $c + r^l$, r^l 表示企业所在国特定的调整成本。在贸易开放时, H 和 F 国的国际外部需求分别为 q_X^H 和 q_X^F , 国内市场定价和出口定价分别为 p_D^l 和 p_X^l ($l = H, F$), 并且 H 和 F 国的进口关税均为 τ , 不存在冰山成本和国内运输成本。因此, 两国垄断竞争市场的企业定价决策由 (5) 式决定:

$$\arg \max_{p_D^l, p_X^l} \left\{ \begin{array}{l} (p_D^l - c) q_D^l + [p_X^l - (1 + \tau)c] q_X^d \mid q^l = \min \{ q_D^l p_D^l + (1 + \tau) q_X^d p_X^l, K \}, q^l \leq K \\ [p_D^l - (c + r^l)] q_D^l + [p_X^l - (1 + \tau)(c + r^l)] q_X^d \mid q^l = q_D^l p_D^l + (1 + \tau) q_X^d p_X^l, q^l > K \end{array} \right\} \quad (5)$$

其中, 当 $l = H$ 时, $d = F$; 当 $l = F$ 时, $d = H$ 。根据企业利润最大化条件可求得两种不同条件时的最优定价。当企业总生产量 $q^l = q_D^l + (1 + \tau) q_X^d \leq K$ 时:

$$\begin{cases} p_D^l = c + \lambda + \gamma q_D^l / L^l \\ p_X^l = (1 + \tau)(c + \lambda) + \gamma q_X^d / L^d \end{cases} \quad (6)$$

当企业总生产量 $q^l = q_D^l + (1 + \tau) q_X^d > K$ 时:

$$\begin{cases} p_D^l = c + r^l + \gamma q_D^l / L^l \\ p_X^l = (1 + \tau)(c + r^l) + \gamma q_X^d / L^d \end{cases} \quad (7)$$

其中, λ 表示影子价格。根据现有研究可知, 国内商品的最终零售价格不仅与国内

① 为简化模型, 本文参照 Soderbery (2014) 的做法, 省略了企业下标。

商品的市场定价有关,也会受进口商品价格的影响(Crucini 等,2005;Nicita,2009;Marchand,2012)。因此,本文与现有文献保持一致,假设国内消费市场商品的价格为:

$$P = (p_D^H)^\sigma (p_X^F)^{1-\sigma} \quad (8)$$

其中, p_D^H 和 p_X^F 分别表示本国商品价格^①和进口商品价格, $1-\sigma$ 和 σ 分别反映国内商品和进口商品对商品最终零售价格的影响程度。在特定情况下,如果 $\sigma=0$,那么当地商品价格仅由国内商品定价决定,所以虽然关税下降能够降低进口商品价格,但并不影响国内市场最终零售价格;反之,如果 $\sigma=1$,那么国内商品价格只受进口商品价格的影响,并且进口商品价格与国内商品最终零售价格的变化幅度保持一致。由于进口商品价格与关税有关,因此, σ 体现了关税下降对国内商品最终零售价格的影响程度,即关税传导的大小。

当 $q^l = q_D^l + (1+\tau)q_X^d \leq K$ 时:

$$P = (c + \lambda + \gamma q_D^H/L^H)^\sigma [(1+\tau)(c + \lambda) + \gamma q_X^H/L^H]^{1-\sigma} \quad (9)$$

通过对(9)式关税变量求导可知,关税传导弹性系数 $v(\tau)$ 为:

$$\frac{\partial \ln P}{\partial \ln(1+\tau)} = v(\tau) = \frac{(1-\sigma)(c + \lambda)(1+\tau)}{(1+\tau)(c + \lambda) + \gamma q_X^H/L^H} \quad (10)$$

当 $q^l = q_D^l + (1+\tau)q_X^d > K$ 时:

$$P = (c + r^H + \gamma q_D^H/L^H)^\sigma [(1+\tau)(c + r^F) + \gamma q_X^H/L^H]^{1-\sigma} \quad (11)$$

通过对(11)式关税变量求导可知,关税传导弹性系数 $v(\tau)$ 为:

$$\frac{\partial \ln P}{\partial \ln(1+\tau)} = v(\tau) = \frac{(1-\sigma)(c + r^F)(1+\tau)}{(1+\tau)(c + r^F) + \gamma q_X^H/L^H} \quad (12)$$

因为 $0 \leq \sigma \leq 1$,所以在两种条件下,(9)和(10)式均满足 $0 \leq v(\tau) < 1$,由此可得本文的基本结论。

推论 1:关税传导存在不完全性,即进口关税下降带来国内零售商品价格下降,但下降幅度小于关税下降幅度。

因为国际外部需求增加有助于企业通过内销转出口的方式来规避进口竞争压力,改变国内和国际市场的销售选择,所以在国际市场需求上升时,企业的出口意愿更强。

① 参照经典关税传导的文献设定,国内消费市场零售价格由国内和进口商品价格共同决定,并且与 Nicita (2009) 的模型保持一致,进口关税只影响进口商品价格。原因是关税传导机制解释的是进口关税下降如何引发国内市场竞争,从而导致国内消费市场价格下降,因此国内生产的产品定价不受关税影响。在 Nicita (2009) 的研究中,国内生产产品定价更准确的定义是国内生产者定价。本文的本国商品同样指国内生产者定价,其定价不受本国关税影响,但因为本国商品和进口商品共同决定国内消费市场价格,进口商品价格与进口关税有关,所以国内消费市场定价与关税下降引起的市场竞争有关,这也是关税传导理论的核心。在本文中,为保持模型前后变量的一致性,我们称国内生产者销售的商品为本国商品。

但因为产能受限,企业将会通过扩大出口并提高市场定价以获取更大利润(Soderbery, 2014; Belke 等, 2015; Esteves 和 Rua, 2015; Almunia 等, 2018)。由于国际外部需求通过影响国内消费市场的竞争压力来决定商品的市场加成能力,而商品的市场定价又与最终零售价格有关,因此在贸易开放时,国际外部需求的变动将影响关税下降对国内消费价格的影响幅度。通过进一步对国际外部需求(q_x^H)求偏导数可知:

当 $q^l = q_b^l + (1 + \tau)q_x^d \leq K$ 时:

$$\frac{\partial v(\tau)}{\partial q_x^H} = \frac{-(1 - \sigma)(c + \lambda)(1 + \tau)}{[(1 + \tau)(c + \lambda) + \gamma q_x^H / L^H]^2} \frac{\gamma}{L^H} < 0 \quad (13)$$

当 $q^l = q_b^l + (1 + \tau)q_x^d > K$ 时:

$$\frac{\partial v(\tau)}{\partial q_x^H} = \frac{-(1 - \sigma)(c + r^F)(1 + \tau)}{[(1 + \tau)(c + r^F) + \gamma q_x^H / L^H]^2} \frac{\gamma}{L^H} < 0 \quad (14)$$

(13)和(14)式均表明,在国际外部需求较高的地区,企业可通过出口缓解国内市场竞争压力,商品定价空间变大,因此关税下降对国内商品零售价格的影响幅度更低。对此我们提出如下推论。

推论 2: 国际外部需求上升对关税传导存在显著的阻碍作用。

四 数据说明与计量模型设定

(一) 数据说明

1. 城市-产品-年份维度的消费品价格数据。消费品价格数据来源于发改委价格监控中心公布的《中国主要城市价格监控数据》(以下简称 CPIC 数据库)。作为目前可得最新微观价格数据库,其提供的价格信息由专人在各城市指定市场定期收集,严格遵循发改委价格司制定的程序,具有高质量和可信度。在数据处理上,由于不同商品的价格信息采集周期不同,一方面为确保价格信息在时间上的可比性,另一方面为与关税年度数据匹配,我们将原始价格数据通过月度简单平均转化为年度价格面板数据。由于不同种类的商品价格数据覆盖的城市并不完全相同,并且相对已有研究(Nicita, 2009; Marchand, 2012; Han 等, 2016),城市覆盖范围和商品种类更加丰富,所以本文使用的价格面板数据更具全国代表性。

2. 国际外部需求指标构建。本文参照 Berman 和 Couttenier(2015)的方法,构建中国各地级市在特定年份面临的国际外部需求指标^①。首先,我们使用 2000-2010 年

^① 类似研究方法在国际贸易冲击文献中也得到广泛应用(Bazzi 和 Blattman, 2014)。

中国海关数据库计算 t 年某种出口商品 i 的出口额在地级市 j 总出口额中的比重 (a_{ji}),以衡量该商品在地级市 j 的出口重要性。其次,通过世界贸易数据库计算商品 i 在当年世界市场的总进口额(不包括中国的进口)^①,记为 M_{ii} ,该指标可衡量世界市场对中国某个地级市 i 商品的潜在市场需求。最后,以 a_{ji} 为权重,加总地级市 j 所有出口商品的外部潜在需求,得到该地区的国际外部需求($shock1_{jt}$)。

$$shock1_{jt} = \sum_i a_{ji} M_{ii} \quad (15)$$

其中,世界市场对产品 i 的外部潜在需求 M_{ii} 由世界上其他国家的经济发展水平和技术条件等决定,对地级市 j 是外生的;而产品 i 在地级市 j 出口结构中的比例 a_{ji} 由地级市自身经济结构决定。因此,本文构建的国际外部需求指标对中国各地区具有很好的外生性,可以用来研究国际外部需求对中国各消费市场关税传导的影响。

不同于传统的出口量和出口总额仅反映地区出口规模的差异,国际外部需求指标不仅反映了当地出口商品的结构差异,还体现了出口结构与世界需求的耦合度,即 $shock1_{jt}$ 的大小不仅与不含中国的世界市场总需求(M_{ii})有关,而且也取决于不同地区商品的出口结构(a_{ji})。具体地,一方面,相同年份不同地区面临的世界市场总需求(不包括中国)一致,即 M_{ii} 相同,但世界市场对不同商品的需求存在差异。由于产品 i 在地级市 j 出口结构中的比例 a_{ji} 取值在 0-1 之间,因此 $shock1_{jt}$ 的大小取决于地区出口比重高的商品是否也正是世界需求旺盛的商品,即地区生产的商品是否符合世界市场的需求。另一方面,如果地区出口商品结构保持不变,那么随着世界需求(不包括中国)的增加,显然不同地区的国际外部需求也会上升。因此,本文构建的国际外部需求指标,不仅刻画了地区出口商品结构的差异性,决定了企业能否将商品出口到国际市场,同时也反映了世界市场对国内消费市场的实质影响。

3. 合并数据。由于 CPIC 数据库与关税数据库的商品名称编制系统完全不同,因此本文参照 Pierce 和 Schott(2012)与 Wagner 和 Zahler(2015)的做法。首先,我们将关税数据库中不同年份的 HS-6 位编码转换为统一编码。其次,将 CPIC 数据库中的商品名称与 2002 年的 HS-6 编码逐一匹配^②,并以此为中介与统一编码匹配。匹配过程中剔除种类和属性模糊不清的商品。在商品名称与关税统一代码匹配的基础上,再匹配 CPIC 数据库与统一编码的关税数据库,从而得到 2000-2010 年相同关税水平下城

① 为核对数据真实性,我们将世界贸易数据库中的中国进口数据与微观企业中国海关数据进行比对,发现两者相差不大,说明数据比较可靠。

② HS 编码自 1988 年颁布实施以来,分别在 1996、2002、2007 以及 2012 年进行了 4 次修订。

市-商品-时间维度的零售价格。最后,与国际外部需求和其他控制变量匹配后,共剩余 51 026 个观测样本,覆盖 126 个地级市的 70 种消费商品。这些商品覆盖居民生活中的绝大部分生活必需品,与居民日常消费息息相关,具有很强的代表性。表 1 是商品名称匹配的描述性统计。

表 1 价格库商品名称与统一编码匹配结果

商品类别	种类	举例说明	统一编码	统一编码的商品名称
蔬菜	17	西红柿_新鲜一级	070200	鲜或冷藏的番茄
水果	4	苹果_红富士_一级	080810	鲜苹果
厨房食品	6	食用盐_精制含碘	250100	食用盐
肉奶类	9	鲜猪肉_精瘦肉_价格	020312	鲜、冷带骨猪前腿、猪后腿及其肉块
鱼类	3	草鱼_活 1000 克左右一条	030193	活鲤鱼,鱼苗除外
油类	4	大豆调和油_一级桶装_价格	150790	其他豆油及其分离品
衣服	7	男式纯棉背心_宜尔爽普通全棉	620520	棉质男衬衫
家电	14	洗衣机_波轮式	845011	波轮式全自动洗衣机,干衣量≤10 公斤
烟酒	6	葡萄酒_干红 750 毫升	220421	装入 2 升及以下容器的鲜葡萄酿造酒

说明:由于商品种类较多,每个大类商品仅选取一种代表性商品举例说明。

(二) 计量模型构建

本文关注的核心问题是消费市场的国际外部需求上升是否阻碍关税传导机制的发挥,即进口关税下降后,国际外部需求越高的消费市场,消费品价格的下降幅度是否越低。借鉴 Han 等(2016)的做法,本文在计量模型中引入进口关税与国际外部需求的交互项,对进口关税、国际外部需求与消费品价格之间的关系进行经验分析,具体设定如下:

$$\ln P_{jit} = \beta_0 + \beta_1 \text{Tariff}_{it} + \beta_2 \text{Tariff}_{it} \times \text{shock}1_{jt} + \beta_3 \text{shock}1_{jt} + \psi \mathbf{X}_{jt} + \varphi_j + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{jit} \quad (16)$$

其中, P_{jit} 表示 j 城市 t 年 i 商品价格; $\text{Tariff}_{it} = \ln(1 + \tau_{it})$, τ_{it} 表示 t 年 i 商品的进口关税; $\text{shock}1_{jt}$ 表示 t 年 j 地级市的国际外部需求。 \mathbf{X}_{jt} 表示其他影响城市商品价格的控制向量, ε_{jit} 表示估计方程的残差。本文关注进口关税的估计系数 β_1 以及其与国际外部需求交互项的估计系数 β_2 。由于 τ_{it} 越小表明进口关税越低,因此我们预期 β_1 显著为正,表明随着 τ_{it} 的下降,进口贸易开放程度上升,国内消费品价格下降(Nicita, 2009; Marchand, 2012; Han 等, 2016)。同时,我们预期 β_2 显著为负,即国际外部需求上升会对关税传导存在阻碍作用,在国际外部需求越高的地区,关税下降对国内消费

品价格的影响程度越低。此外,为避免回归过程中遗漏重要的解释变量,我们在回归中控制商品(δ_i)、城市(φ_j)和年份(μ_t)固定效应。其中,商品固定效应吸收了关于商品特征对回归的影响,城市固定效应吸收了该城市销售环境等区域特征对回归的影响,年份固定效应吸收了与年份特征相关因素的影响,包括当年经济波动、政策变化等。同时,为避免序列相关、异方差以及统计量聚类特征造成的影响,本文的回归结果均考虑了城市层面的聚类稳健标准误。

为避免重要解释变量缺失带来的有偏估计,本文在回归中加入其他城市控制变量^①。具体包括:

(1)人口(*Population*)。人口规模越大的城市,需求越旺盛,价格水平也越高。因此,本文采用各城市年末总人口的对数来衡量各城市的人口规模。

(2)人均收入(*GDP_Per*)。因为收入是消费的基础和前提,人均收入的增加促进了家庭消费需求的上升(韩立岩和杜春越,2012;Mayer等,2014),提高了物价水平。因此,本文采用人均*GDP*的对数,作为各城市人均收入水平的衡量指标。

(3)基础设施(*Highways*)。发达的交通运输网络能有效降低运输成本,进而降低商品价格(张光南等,2013)。因此,本文参考Han等(2016)与刘晓光等(2015)的做法,在控制变量中加入地级市层面高速公路里程的对数值,用以衡量该城市的基础设施水平。

(4)网络覆盖率(*Internet*)。互联网可降低消费者的搜寻成本和零售商的销售成本,加大市场竞争,促使消费品价格下降(孙浦阳等,2017;Cavallo,2017)。因此,本文以互联网使用人数占总人口比重来度量该地区的互联网覆盖率。

(5)出口规模(*Exvalue*)。由于国际外部需求指标与本地区出口结构和世界市场的潜在进口需求有关,为防止出口商品结构与世界需求结构的耦合度过高,影响对该地区国际外部需求的度量,本文加入出口规模的对数,以保证回归结果的可靠性。

(6)进口中间品规模(*Imvalue*)。进口中间品的大量投入能够提高企业的生产效率,提高产品质量和企业生产规模,从而可能影响商品价格(Bas和Strauss-Kahn,2015;Ludema和Yu,2016)。因此,我们在回归中加入进口中间品规模的对数来控制供给冲击。

(7)人均消费支出(*Consumption*)。为避免国内消费市场的需求冲击,我们加入省份-行业层面的人均消费性支出,以避免不同行业需求变化对回归结果的影响。

(8)全要素生产率(*TFP*)。企业生产率提升将有助于提高商品的市场供给能力,影

① 数据均来自《中国区域经济统计年鉴》和《中国统计年鉴》。

响商品市场价格。因此,本文利用工业企业数据库数据计算企业全要素生产率,并通过行业加总得到地区-行业维度的生产率指标^①,控制供给冲击对商品价格的影响。

五 计量结果与分析

(一) 基准回归

根据(16)式,我们采用变量 *shock1* 度量不同消费市场面临的国际外部需求水平,结合 2000-2010 年中国 126 个地级市 70 种消费品的年度价格水平,就国际外部需求是否阻碍关税下降对国内消费品价格的影响进行验证,具体回归结果见表 2。其中,第(1)-(3)列逐步加入年份、城市及商品固定效应,以检验回归结果的稳健性。第(4)-(6)列逐步加入城市内部、进出口以及省份-行业维度的控制变量,并采取固定效应模型进行回归。结果显示:(1)无论如何调整固定效应和加入其他控制变量,进口关税(*Tariff*)的估计系数均在 1% 的水平下显著为正。这表明进口关税的降低带来进口商品价格的下降,有利于增加进口商品种类和数量,从而加强国内消费品市场竞争,降低国内商品价格,这与现有研究结论一致(Marchand, 2012; Han 等, 2016)。(2)进口关税与国际外部需求交互项(*Tariff* × *shock1*)的系数均在 1% 的水平下显著为负,说明国际外部需求上升阻碍了关税传导机制的发挥,即在国际外部需求越高的地区,进口关税下降对国内消费品价格的影响越小。原因在于:国际外部需求的增加为企业提供了出口的可能性,有利于调整内销和出口策略,通过提高企业规避进口竞争的能力,降低关税下降带来的降价压力(Soderbery, 2014; Belke 等, 2015; Eppinger 等, 2018)。反之,因为国际外部需求较小,企业主要依赖国内消费者,在关税下降导致进口商品市场竞争力增强时,企业只能大幅度降低价格才能保证国内市场需求。这一结论在逐步加入其他控制变量之后仍然稳健。

在其他控制变量中,当地人均 *GDP* (*GDP_Per*) 和人口 (*Population*) 的估计系数均显著为正,说明当地人均 *GDP* 越高,人口规模越大,消费能力越强,因此消费品价格水平越高。在网络覆盖率 (*Internet*) 越高的地区,当地消费品的价格水平越低。基础设施 (*Highways*) 回归系数不显著,这可能与样本主要是易腐消费品有关。由于易腐消费品主要用于当地消费,基础设施运输对其影响并不明显。此外,进口中间品规模 (*Im-*

^① 首先,计算工业企业数据库中企业层面的 TFP;其次,为保证价格数据库中商品名称与企业数据库中的行业代码匹配一致,我们将企业数据库中的行业代码统一转换为 2002 年国民经济 4 分位行业代码,并通过行业加总的方式得到不同地区不同行业的 TFP;最后,在价格库中 70 种消费品与 25 个国民经济 4 分位行业代码对应的基础上,得到地区-商品维度的 TFP,并进一步与样本数据进行匹配回归。

value)显著为正,可能的原因是虽然进口中间品有助于提升企业的生产效率,但同时质量的提升也可能导致商品价格的上升(Bas 和 Strauss-Kahn, 2015; Ludema 和 Yu, 2016)。最后,该地区对不同商品消费需求的增加也会导致消费品价格上涨,体现为人均消费支出(Consumption)显著为正;全要素生产率(TFP)显著为负表明生产率的提升将有助于缓解商品的市场供给压力,降低商品的零售价格。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Tariff</i>	0.3179*** (11.16)	0.3218*** (11.74)	0.2915*** (11.50)	0.2931*** (11.51)	0.2915*** (11.45)	0.3056*** (11.48)
<i>Tariff</i> × <i>shock1</i>	-0.1318*** (-10.93)	-0.1330*** (-11.45)	-0.1192*** (-11.06)	-0.1197*** (-11.07)	-0.1190*** (-10.99)	-0.1243*** (-11.01)
<i>shock1</i>	0.4490*** (13.42)	0.3411*** (10.65)	0.4304*** (7.62)	0.3374*** (5.64)	0.2675*** (4.26)	0.2824*** (4.40)
<i>GDP_Per</i>				0.5888*** (4.15)	0.5013*** (3.75)	0.5072*** (3.78)
<i>Population</i>				0.5400*** (3.02)	0.4234** (2.25)	0.4229** (2.23)
<i>Highways</i>				-0.3893 (-1.43)	-0.2783 (-0.99)	-0.2853 (-1.00)
<i>Internet</i>				-0.0821** (-2.35)	-0.1193** (-2.21)	-0.1244** (-2.26)
<i>Exvalue</i>					0.0128 (0.13)	0.0182 (0.19)
<i>Imvalue</i>					0.1260** (2.15)	0.1249** (2.14)
<i>Consumption</i>						0.1369*** (4.17)
<i>TFP</i>						-0.1808** (-2.01)
观测值	51 026	51 026	51 026	51 026	51 026	51 026
拟合优度	0.031	0.048	0.162	0.170	0.171	0.175

说明:括号内为t值,*、**及***分别表示在10%、5%及1%的水平下显著,下表同。第(1)列控制了年份固定效应,第(2)列控制了年份和城市固定效应,第(3)-(6)列控制了年份、城市及商品固定效应。

(二) 稳健性检验

在基础回归中,本文采用世界市场(中国除外)的总进口额计算不同地区的国际外部需求。为检验不同衡量指标是否稳健,本文参照 Berman 和 Couttenier(2015)的方法,基于出口目的地的经济债务危机来计算中国不同地区面临的长期国际外部需求,

并重新回归(见表3)。一方面,出口目的地经济债务危机导致进口需求疲软,引起中国总体出口下降;另一方面,由于贸易结构差异,国内城市受影响程度也会不一致。具体计算方法如下:首先,我们使用2000–2010年中国海关数据库计算 t 年地级市 j 出口到 g 国家或地区的出口占该地区 j 当年总出口的比重(a_{jgt}),衡量该出口目的地对地级市 j 的重要程度。其次,通过经济学人智库的国家数据(EIU Country Data)整理得到2000–2010年各国偿债率(C_{gt})以衡量目的地经济债务状况。最后,以 a_{jgt} 作为权重,加总地级市 j 所有目的地的经济债务状况,作为国际市场对该地区所有出口商品的长期国际外部需求指标($shock2_{jt}$):

$$shock2_{jt} = \sum_g a_{jgt} C_{gt} \quad (17)$$

表3 长期国际外部需求回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Tariff</i>	0.0219 *** (16.23)	0.0228 *** (12.58)	0.0229 *** (12.51)	0.0292 *** (14.27)
<i>Tariff</i> × <i>shock2</i>	0.0198 *** (2.67)	0.0235 *** (2.70)	0.0260 *** (2.92)	0.0303 *** (3.17)
<i>shock2</i>	-0.0992 *** (-3.01)	-0.0914 *** (-3.46)	-0.1071 *** (-3.69)	-0.1113 *** (-3.85)
<i>GDP_Per</i>		0.0171 *** (7.03)	0.0165 *** (6.98)	0.0102 *** (6.08)
<i>Population</i>		2.2716 *** (3.74)	2.0898 *** (3.69)	1.3848 *** (3.54)
<i>Highways</i>		-0.9080 *** (-15.54)	-0.8197 *** (-14.40)	-0.6126 *** (-12.46)
<i>Internet</i>		0.0106 (0.90)	0.0063 (0.59)	-0.0017 (-0.23)
<i>Exvalue</i>			0.1036 *** (4.33)	0.0915 *** (4.37)
<i>Imvalue</i>			0.0419 *** (3.13)	0.0281 ** (2.49)
<i>Consumption</i>				0.3860 *** (26.38)
<i>TFP</i>				-0.1486 *** (-7.91)
固定效应	是	是	是	是
观测值	50 782	50 782	50 782	50 782
拟合优度	0.160	0.168	0.169	0.173

说明:固定效应指年份、城市及商品固定效应,下表同。

该指标通过目的地经济情况反映中国国内不同地区面临的需求变动,当目的地偿债率越低时,其面临的债务条件改善,居民对国外产品的需求也相应增加,即 $shock2_j$ 值越小,地区 j 面临的外部需求越大。表 3 结果表明,关税 ($Tariff$) 的估计系数均在 1% 水平下显著为正;关税与长期国际外部需求的交互项 ($Tariff \times shock2$) 在 1% 水平下显著为正,说明随着进口关税的降低,国内消费品市场的竞争加大,商品价格也逐渐下降,但在国际外部需求更高的地区,消费品价格的下降幅度更低,即国际外部需求上升阻碍关税传导机制的发挥。这一结果与基本回归一致。

根据本文的理论机制,国际外部需求上涨将阻碍关税传导机制的发挥,但出口和内销的策略调整可能需要时间调整。在计算不同地级市的国际外部需求时,虽然国际市场对该地区所有出口商品的潜在需求由世界上其他国家经济发展水平和技术条件等决定,对国内地级市是外生的。但使用该地区当期出口结构可能还无法避免内生性问题,因此本文借鉴 Bazzi 和 Blattman(2014)与戴觅和茅锐(2015)的方法,在计算产品 i 在地级市 j 的出口结构所占比重 a_{ji} 时,本文使用滞后 1 期的商品出口结构。首先计算某种出口商品 i 在地级市 j 前 1 年总出口额中的占比,以衡量该种商品在地级市 j 历史出口中的重要程度,再根据 (18) 式计算该地区的国际外部需求。由于出口结构由地级市上年经济结构决定,对地级市 j 在 t 年是预先给定的,因此可有效避免内生性问题。

$$shock3_j = \sum_i a_{ji,t-1} M_{it} \quad (18)$$

表 4 汇报了国际外部需求重新度量后的回归结果。结果显示,关税变量 ($Tariff$) 仍在 1% 的水平下显著为正,并且与国际外部需求交互项 ($Tariff \times shock3$) 在 1% 的水平下显著为负。这说明外部需求上升将阻碍关税传导机制的发挥,再次与基本回归结果一致。

(三) 进一步机制分析

上文说明关税下降带来的竞争压力有利于降低国内消费品价格,但这种关税传导机制的发挥也会受国际外部需求的影响。然而,这种影响在不同地区和商品之间是否存在差异? 本部分对此展开讨论。

1. 国际外部需求的边际效应。虽然上述回归结果验证了国际外部需求上升不利于关税下降对国内商品价格的影响,但无法反映外需水平高低对关税传导阻碍作用的大小。因此,为同时考察关税和国际外部需求变化对国内商品价格的影响,进一步探究贸易开放对国内商品价格影响的复杂性,我们采用较少约束的非参数设定,更好地描述国际外部需求对关税传导的影响机制,研究在不同关税和国际外部需求水平下,贸易开放对国内商品价格的差异性影响,弥补参数估计只能反映平均影响的缺点。本文借鉴 Amiti 等(2014)的思路,对关税与国际外部需求进行非参数估计,将每年关税

表 4 国际外部需求指标再度量

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Tariff</i>	0.3838 ^{***} (10.55)	0.3828 ^{***} (10.67)	0.3818 ^{***} (10.75)	0.3975 ^{***} (10.68)
<i>Tariff</i> × <i>shock3</i>	-0.1630 ^{***} (-10.33)	-0.1624 ^{***} (-10.44)	-0.1620 ^{***} (-10.52)	-0.1681 ^{***} (-10.43)
<i>shock3</i>	0.5892 ^{***} (5.78)	0.4779 ^{***} (4.77)	0.4086 ^{***} (4.49)	0.4259 ^{***} (4.65)
<i>GDP_Per</i>		0.5909 ^{***} (4.25)	0.5018 ^{***} (3.76)	0.5077 ^{***} (3.78)
<i>Population</i>		0.5317 ^{***} (2.96)	0.4036 ^{**} (2.15)	0.4033 ^{**} (2.13)
<i>Highways</i>		-0.3853 (-1.45)	-0.2745 (-0.98)	-0.2814 (-0.99)
<i>Internet</i>		-0.0852 ^{**} (-2.28)	-0.1197 ^{**} (-2.19)	-0.1248 ^{**} (-2.25)
<i>Exvalue</i>			0.0175 (0.18)	0.0227 (0.23)
<i>Imvalue</i>			0.1114 ^{**} (2.00)	0.1105 ^{**} (1.98)
<i>Consumption</i>				0.1365 ^{***} (4.12)
<i>TFP</i>				-0.1809 ^{**} (-2.00)
固定效应	是	是	是	是
观测值	50 538	50 538	50 538	50 538
拟合优度	0.163	0.170	0.171	0.176

最高 50% 的商品和最低 50% 的商品分别设置为高关税组 (*HT*) 和低关税组 (*LT*), 如果关税高于或等于当年中位数, 那么 $HT = 1, LT = 0$, 反之 $HT = 0, LT = 1$ 。另外, 根据每年国际外部需求的中位数设置高国际外部需求 (*HS*) 和低国际外部需求 (*LS*) 地区虚拟变量, 如果国际外部需求高于或等于当年中位数, 那么 $HS = 1, LS = 0$, 反之 $HS = 0, LS = 1$ 。具体非参数回归模型如下:

$$\ln P_{cit} = \begin{cases} (\chi_1 HT_{it} + \chi_2 LT_{it}) \times HS_{jt} \times \ln(\tau_{it} + 1) + \rho X_{jt} + \varepsilon_{jit} \\ (\theta_1 HT_{it} + \theta_2 LT_{it}) \times LS_{jt} \times \ln(\tau_{it} + 1) + \pi X_{jt} + \varepsilon_{jit} \end{cases} \quad (19)$$

其中, 系数 $\chi_i (i = 1, 2)$ 和 $\theta_i (i = 1, 2)$ 反映不同关税组商品在不同国际外部需求

城市组的关税传导效应,即关税变化对国内商品价格的影响程度。表5汇报了(19)式的回归结果。结果显示:一方面,无论在低关税组还是在高关税组,低国际外部需求地区的关税传导效应都要高于高国际外部需求地区(0.5762 > 0.5629, 0.4193 > 0.4128),这与本文的基本结论一致。并且无论在国际外部需求低还是高的地区,低关税组商品对国内商品价格的影响作用更大(0.5762 > 0.4193, 0.5629 > 0.4128)。另一方面,随着贸易开放水平的不断提升,国际外部需求上升对关税传导的阻碍作用更加显著,表现为低国际外部需求与高国际外部需求样本的关税传导效应差异更为显著(0.5762 - 0.5629 > 0.4193 - 0.4128),可能是因为关税水平较高时,关税下降对国内商品价格的影响作用并不显著,而随着关税不断下降,进口商品竞争力增强,企业将会通过调整出口策略来缓解降价压力,因此国际外部需求上升对关税传导的阻碍作用更为突出。此外,为验证每个关税组的高低国际外部需求回归系数是否存在差异,表5最后一列还汇报了t检验的F值,结果也是显著拒绝两者之间不存在差异的原假设,即关税对国内商品价格的影响在不同外部需求地区存在差异。

		低国际外部需求	高国际外部需求	F 值
低关税组	关税传导	0.5762 ***	0.5629 ***	70.56
	观测值比重	19.87%	21.03%	
高关税组	关税传导	0.4193 ***	0.4128 ***	53.21
	观测值比重	29.31%	29.79%	

2. 市场自由化差异。通过上文分析可知,国际外部需求通过影响企业规避进口竞争的能力,引起关税传导的地区差异,但由于国内市场结构也会影响关税传导机制的发挥(Han等,2016),所以在市场结构不同的地区,国际外部需求上升对关税传导的阻碍作用也可能不同。为检验该影响的地区差异,本文采用中国工业企业数据库中国有企业数目占该地区所有企业总数目的比重、国有员工数目占该地区所有企业员工总人数的比重以及国有资本占该地区所有企业总资本的比重来衡量不同城市的市场结构,将这3个指标高于中位数的城市划分为低市场自由化地区,低于中位数的城市为高市场自由化地区,并按照(20)式进行回归。

$$\ln P_{jt} = \phi_0 + \phi_1 Tariff_{it} + \phi_2 Tariff_{it} \times shock1_{jt} + \phi_3 Tariff_{it} \times shock1_{jt} \times Mar_{jt} + \phi_4 shock1_{jt} \times Mar_{jt} + \phi_5 Tariff_{it} \times Mar_{jt} + \phi_6 shock1_{jt} + \phi_7 Mar_{jt} + SX_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (20)$$

其中,度量市场结构的 Mar_{jt} 包括3个指标:国有企业数目比重($Mar1_{jt}$)、国有员工

数目比重 ($Mar2_{jt}$) 以及国有资本比重 ($Mar3_{jt}$)。如果城市 j 在 t 年属于高市场化地区, 取值为 1, 反之取值为 0。此外, 在回归时均控制年份、城市 and 商品固定效应, 具体回归结果见表 6。回归结果表明: 关税系数在 1% 水平下均显著为正, 其与国际外部

表 6 市场自由化差异回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Tariff</i>	0.2441 *** (7.83)	0.2505 *** (7.84)	0.2609 *** (9.25)	0.2672 *** (9.30)	0.2481 *** (8.40)	0.2574 *** (8.55)
<i>Tariff</i> × <i>shock1</i>	-0.0918 *** (-6.94)	-0.0937 *** (-6.95)	-0.0995 *** (-8.35)	-0.1013 *** (-8.42)	-0.0952 *** (-7.57)	-0.0984 *** (-7.70)
<i>Tariff</i> × <i>shock1</i> × <i>Mar1</i>	0.0551 ** (2.54)	0.0622 *** (2.81)				
<i>Tariff</i> × <i>shock1</i> × <i>Mar2</i>			0.0403 * (1.85)	0.0471 ** (2.15)		
<i>Tariff</i> × <i>shock1</i> × <i>Mar3</i>					0.0438 * (1.68)	0.0464 * (1.76)
<i>shock1</i>	0.3531 *** (4.96)	0.2202 *** (2.70)	0.3773 *** (5.41)	0.2435 *** (3.06)	0.3773 *** (5.57)	0.2333 *** (2.97)
<i>GDP_Per</i>		0.0532 *** (3.14)		0.0530 *** (3.28)		0.0539 *** (3.02)
<i>Population</i>		0.2635 (1.27)		0.2756 (1.45)		0.2839 (1.41)
<i>Highways</i>		-0.2969 (-1.14)		-0.3108 (-1.23)		-0.2953 (-1.13)
<i>Internet</i>		-0.1364 ** (-2.49)		-0.1294 ** (-2.46)		-0.1195 ** (-2.23)
<i>Exvalue</i>		0.0442 (0.43)		0.0485 (0.48)		0.0418 (0.41)
<i>Imvalue</i>		0.0980 (1.63)		0.0965 (1.65)		0.1065 * (1.75)
<i>Consumption</i>		0.1111 *** (3.17)		0.1109 *** (3.18)		0.1102 *** (3.15)
<i>TFP</i>		-0.1411 * (-1.81)		-0.1408 * (-1.81)		-0.1404 * (-1.80)
固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	34 847	34 847	34 847	34 847	34 847	34 847
拟合优度	0.159	0.169	0.159	0.170	0.158	0.169

说明: 限于篇幅, 未报告其他解释变量的回归结果, 备索, 下表同。

需求的交互项 ($Tariff \times shock1$) 在 1% 的水平下均显著为负,表明关税下降有助于加强国内市场竞争,降低国内商品价格,但国际外部需求上升将会阻碍关税传导机制的发挥,这与基本回归结果一致。此外,无论采取国有企业数目比重、国有员工数目比重还是国有资本比重来衡量不同城市的市场自由化水平,关税、国际外部需求以及市场自由化程度三者交互项系数均显著为正。这一结果表明,市场自由化能够削弱国际外部需求上升对关税传导的阻碍作用,促进贸易开放对国内消费市场竞争机制的发挥。原因在于虽然国际外部需求的增加为企业规避进口竞争提供了销售市场,但在市场自由化程度较高的地区,完善的市场结构导致当地消费市场竞争更为激烈,企业面临的降价压力也更大,因此相比在市场自由化程度较低的地区,企业压力被缓解的程度也相对较低。这一回归结果与 Han 等(2016)的结论一致。

3. 商品差异。关税下降有利于降低进口商品的进口成本,增加进口商品的种类和数量,通过加大国内市场竞争压力,降低国内消费市场价格。但如果销售商品被替代的可能性较低,那么企业的市场定价能力就相对较强 (Rauch, 1999; Chaney, 2008; Mggioni 等, 2016), 因此在贸易开放时,企业对进口竞争的敏感程度较低;反之,如果销售的商品容易被替代,那么企业面临的市场竞争压力会更大,在贸易开放时对进口商品的价格调整更为敏感。因此,销售商品的替代性可能会影响国际外部需求上升对关税传导的阻碍效果。由于异质商品的替代性更低,同质商品的替代性更高,因此我们采用 Rauch(1999)构建的商品同质和异质指标,通过逐一匹配的方式与本文的商品名称统一,在与回归数据匹配后对(21)式进行回归。

$$\ln P_{jt} = \omega_0 + \omega_1 Tariff_{it} + \omega_2 Tariff_{it} \times shock1_{jt} + \omega_3 Tariff_{it} \times shock1_{jt} \times Hom_i + \omega_4 shock1_{jt} \times Hom_i + \omega_5 Tariff_{it} \times Hom_i + \omega_6 shock1_{jt} + \omega_7 Hom_i + \xi X_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (21)$$

其中, Hom_i 为表示商品是否为同质商品的虚拟变量,如果是同质商品取值为 1, 否则为 0,具体回归结果见表 7。结果表明,一方面,在逐步加入固定效应后, $Tariff$ 系数在 1% 水平下都显著为正,且其与国际外部需求的交互项 ($Tariff \times shock1$) 系数显著为负,再次验证了基本回归的结论。另一方面,关税、国际外部需求以及商品同质与否的虚拟变量交互项 ($Tariff \times shock1 \times Hom$) 在 1% 水平下均显著为正,说明同质商品将有助于降低国际外部需求上升对关税传导的阻碍作用,原因在于异质商品不易被替代的特征有利于增强零售商规避进口竞争的能力,在贸易开放时进一步加大国际外部需求上升对关税传导的阻碍作用;反之,如果销售同质商品,被替代的可能性更高,零售商面临的市场竞争压力更大,只有通过大幅度降低商品价格才能保证销售市场,因此同质商品会缓解国际外部需求对关税传导的影响。

表 7 商品差异化回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Tariff</i>	0.2804 ^{***} (5.41)	0.2813 ^{***} (5.42)	0.2952 ^{***} (5.62)	0.2976 ^{***} (5.68)	0.2956 ^{***} (5.64)	0.3301 ^{***} (5.58)
<i>Tariff</i> × <i>shock1</i>	-0.1198 ^{***} (-5.64)	-0.1202 ^{***} (-5.65)	-0.1265 ^{***} (-5.89)	-0.1274 ^{***} (-5.95)	-0.1266 ^{***} (-5.91)	-0.1357 ^{***} (-5.57)
<i>Tariff</i> × <i>shock1</i> × <i>Hom</i>	0.0776 ^{***} (3.86)	0.0774 ^{***} (3.86)	0.0804 ^{***} (3.90)	0.0811 ^{***} (3.95)	0.0803 ^{***} (3.91)	0.1004 ^{***} (4.08)
<i>shock1</i>	0.4067 ^{***} (7.48)	0.3687 ^{***} (6.84)	0.4399 ^{***} (7.53)	0.4158 ^{***} (7.11)	0.3937 ^{***} (6.67)	0.4085 ^{***} (6.75)
<i>GDP_Per</i>				0.0158 ^{***} (3.72)	0.0131 ^{***} (3.34)	0.0115 ^{***} (3.45)
<i>Population</i>				0.1019 [*] (1.95)	0.0610 (1.10)	0.0401 (0.82)
<i>Highways</i>				-0.0177 [*] (-1.91)	-0.0315 ^{**} (-2.25)	-0.0335 ^{**} (-2.55)
<i>Internet</i>				-0.1424 ^{**} (-2.20)	-0.1093 (-1.64)	-0.1089 [*] (-1.70)
<i>Exvalue</i>					0.0190 (0.76)	0.0218 (0.99)
<i>Imvalue</i>					0.0272 (1.63)	0.0241 [*] (1.68)
<i>Consumption</i>						0.2510 ^{***} (17.58)
<i>TFP</i>						-0.4501 ^{***} (-21.63)
固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	51 026	51 026	51 026	51 026	51 026	51 026
拟合优度	0.622	0.625	0.634	0.635	0.635	0.662

六 结论与政策含义

本文在贸易开放理论基础上解读了进口关税、国际外部需求与国内消费品价格之间的微观机制。通过匹配《中国价格信息中心数据库》与关税数据库,得到 2000–2010 年相同关税水平下城市–商品–时间维度的市场价格,准确验证了关税传导的理论机制,并通过构建国际外部需求指标来衡量不同地级市的外部需求,进而深入探讨进口关税下降对国内消费市场影响的地区差异性。本研究表明:一方面,进口关税下降有助于加剧国内

市场竞争,降低国内消费品价格;另一方面,国际外部需求增加将会刺激企业通过扩大出口规避进口竞争压力,导致国内消费市场的最终价格受关税影响较小,阻碍关税传导机制的发挥。此外,非参数估计结果表明,国际外部需求对低关税组商品的影响明显大于高关税组商品,说明国际外部需求上升对关税传导的阻碍作用存在显著的边际递增效果。进一步研究发现,销售异质商品的企业定价能力更强,因此国际外部需求上升对关税传导的阻碍作用也会加强。最后,市场自由化水平的提高有助于为国内市场竞争提供良好的市场环境,因此有利于关税传导机制的有效发挥,缓解外部需求上升的阻碍作用。

本文从国际外部需求角度解读关税传导的城市差异,这一结论对国内企业转型升级具有重要的现实意义。2018年政府工作报告明确指出“积极扩大进口,办好首届中国国际进口博览会,下调汽车、部分日用消费品等进口关税。我们要以更大力度的市场开放,促进产业升级和贸易平衡发展,为消费者提供更多选择”,因此大幅度降低关税一方面有助于降低国内消费品价格,满足居民多样化产品需求,保证居民享受物美价廉的福利;另一方面,进口竞争有利于激发国内企业活力,引导企业增品种、提品质、创品牌,提高市场竞争力,从而实现国内产业升级,提升经济发展质量。但如果国内企业通过国际市场规避国内市场竞争,不仅阻碍关税传导机制的发挥,降低贸易开放对国内消费市场的影响,同时也不利于国内企业的转型升级,削弱了贸易开放的实际效果。事实上,在目前国际市场需求相对较低且贸易保护主义兴起的时期,企业也无法继续通过出口缓解竞争压力。因此,本文认为除了推进贸易开放进程,加大国内消费市场竞争,通过降低国内消费品价格,丰富居民消费篮子,提高居民实际购买力,更重要的是应提高国内企业的自身竞争能力,鼓励企业积极应对进口商品的竞争压力,促进贸易开放对国内消费市场的积极作用,保证居民在对外开放中真正受益。

参考文献:

- 戴觅、茅锐(2015):《外需冲击、企业出口与内销:金融危机时期的经验证据》,《世界经济》第1期。
- 樊纲、王小鲁、马光荣(2011):《中国市场化进程对经济增长的贡献》,《经济研究》第9期。
- 韩立岩、杜春越(2012):《收入差距、借贷水平与居民消费的地区及城乡差异》,《经济研究》增1期。
- 黄娅娜、宗庆庆(2014):《中国城镇居民的消费习惯形成效应》,《经济研究》增1期。
- 简泽、张涛、伏玉林(2014):《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》第8期。
- 刘晓光、张勋、方文全(2015):《基础设施的城乡收入分配效应:基于劳动力转移的视角》,《世界经济》第3期。
- 罗知、郭熙保(2010):《进口商品价格波动对城镇居民消费支出的影响》,《经济研究》第12期。
- 毛其淋、盛斌(2014):《贸易自由化与中国制造业企业出口行为:“入世”是否促进了出口参与?》,《经济学

(季刊)》第2期。

孙浦阳、张靖佳、姜小雨(2017):《电子商务、搜寻成本与消费价格变化》,《经济研究》第7期。

王孝松、谢申祥(2012):《国际农产品价格如何影响了中国农产品价格?》,《经济研究》第3期。

肖德、杨弘、唐威(2013):《贸易自由化对中国地区经济发展差异影响的理论分析与实证检验》,《管理世界》第5期。

叶德珠、连玉君、黄有光、李东辉(2012):《消费文化、认知偏差与消费行为偏差》,《经济研究》第2期。

余森杰、李乐融(2016):《贸易自由化与进口中间品质量升级——来自中国海关产品层面的证据》,《经济学(季刊)》第3期。

余华义、黄燕芬(2015):《货币政策效果区域异质性、房价溢出效应与房价对通胀的跨区影响》,《金融研究》第2期。

张光南、洪国志、陈广汉(2013):《基础设施、空间溢出与制造业成本效应》,《经济学(季刊)》第1期。

张龔、孙浦阳(2017):《需求网络结构、销售策略与出口波动:来自中国企业的证据》,《世界经济》第3期。

周茂、陆毅、符大海(2016):《贸易自由化与中国产业升级:事实与机制》,《世界经济》第10期。

Ahn, J. B. and McQuoid, A. F. "Capacity Constrained Exporters: Identifying Increasing Marginal Cost." *Economic Inquiry*, 2017, 55(3), pp. 1175-1191.

Almunia, M.; Lopez-Rodriguez, D.; Antras, P. and Morales, E. "Venting Out: Exports during a Domestic Slump." *NBER Working Papers*, No. 25372, 2018.

Amiti, M.; Itskhoki, O. and Konings, J. "Importers, Exporters, and Exchange Rate Disconnect." *The American Economic Review*, 2014, 104(7), pp. 1942-1978.

Atkin, D. and Donaldson, D. "Who's Getting Globalized? The Size and Implications of Intra-National Trade Costs." *NBER Working Papers*, No. 21439, 2015.

Bas, M. and Strauss-Kahn, V. "Input-Trade Liberalization, Export Prices and Quality Upgrading." *Journal of International Economics*, 2015, 95(2), pp. 250-262.

Bazzi, S. and Blattman, C. "Economic Shocks and Conflict: Evidence from Commodity Prices." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2014, 6(4), pp. 1-38.

Belke, A.; Oeking, A. and Setzer, R. "Domestic Demand, Capacity Constraints and Exporting Dynamics: Empirical Evidence for Vulnerable Euro Area Countries." *Economic Modelling*, 2015, 48, pp. 315-325.

Berman, N.; Berthou, A. and Héricourt, J. "Export Dynamics and Sales at Home." *Journal of International Economics*, 2015, 96(2), pp. 298-310.

Berman, N. and Couttenier, M. "External Shocks, Internal Shots: The Geography of Civil Conflicts." *Review of Economics and Statistics*, 2015, 97(4), pp. 758-776.

Berner, E.; Birg, L. and Boddin, D. "Retailers and Consumers: The Pass-Through of Import Price Changes." *The World Economy*, 2017, 40(7), pp. 1314-1344.

Blum, B. S.; Claro, S. and Horstmann, I. J. "Occasional and Perennial Exporters." *Journal of International Economics*, 2013, 90(1), pp. 65-74.

Brandt, L. and Morrow, P. M. "Tariffs and the Organization of Trade in China." *Journal of International Economics*,

2017, 104, pp. 85–103.

Cavallo, A. “Are Online and Offline Prices Similar? Evidence from Multi-Channel Retailers.” *The American Economic Review*, 2017(1), pp. 283–303.

Chaney, T. “Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade.” *The American Economic Review*, 2008, 98(4), pp. 1707–1721.

Chaney, T. “Liquidity Constrained Exporters.” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2016, 72, pp. 141–154.

Crucini, M.; C. Telmer and Zachariadis, M. “Price Dispersion: The Role of Distance, Borders and Location.” Society for Economic Dynamics, meeting papers 767, 2005.

Eaton, J.; Kortum, S. and Kramarz, F. “An Anatomy of International Trade: Evidence from French Firms.” *Econometrica*, 2011, 79(5), pp. 1453–1498.

Edmond, C.; Midrigan, V. and Xu, D. Y. “Competition, Markups, and the Gains from International Trade.” *The American Economic Review*, 2015, 105(10), pp. 3183–3221.

Eppinger, P. S.; Meythaler, N.; Sindlinger, M. M. and Smolka, M. “The Great Trade Collapse and the Spanish Export Miracle: Firm-Level Evidence from the Crisis.” *The World Economy*, 2018, 41(2), pp. 457–493.

Esteves, P. S. and Rua, A. “Is There a Role for Domestic Demand Pressure on Export Performance?” *Empirical Economics*, 2015, 49(4), pp. 1173–1189.

Feenstra, R. C. and Weinstein, D. E. “Globalization, Markups, and US Welfare.” *Journal of Political Economy*, 2017, 125(4), pp. 1040–1074.

Galle, S.; Rodríguez-Clare, A. and Yi, M. “Slicing the Pie: Quantifying the Aggregate and Distributional Effects of Trade.” *NBER Working Papers*, No. 23737, 2017.

Han, J.; Liu, R.; Marchand, B. U. and Zhang, J. “Market Structure, Imperfect Tariff Pass-Through, and Household Welfare in Urban China.” *Journal of International Economics*, 2016, 100, pp. 220–232.

Kohn, D.; Leibovici, F. and Szkup, M. “Financial Frictions and New Exporter Dynamics.” *International Economic Review*, 2016, 57(2), pp. 453–486.

Ludema, R. D. and Yu, Z. “Tariff Pass-Through, Firm Heterogeneity and Product Quality.” *Journal of International Economics*, 2016, 103, pp. 234–249.

Marchand, B. U. “Tariff Pass-Through and the Distributional Effects of Trade Liberalization.” *Journal of Development Economics*, 2012, 99(2), pp. 265–281.

Mayer, T.; Melitz, M. and Ottaviano, G. I. “Market Size, Competition, and the Product Mix of Exporters.” *The American Economic Review*, 2014, 104(2), pp. 495–536.

Melitz, M. J. “The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity.” *Econometrica*, 2003, 71(6), pp. 1695–1725.

Melitz, M. J. and Ottaviano, G. I. P. “Market Size, Trade, and Productivity.” *The Review of Economic Studies*, 2008, 75(1), pp. 295–316.

Mggioni, D.; Turco, A. L. and Gallegati, M. “Does Product Complexity Matter for Firms’ Output Volatility.” *Journal of Development Economics*, 2016, 121, pp. 94–109.

- Mudenda, D. "Tariffs and Intranational Retail Price Dispersion: Evidence from Zambia." *Economic Society of South Africa Biennial Conference Working Paper*, 2015.
- Nicita, A. "The Price Effect of Tariff Liberalization: Measuring the Impact on Household Welfare." *Journal of Development Economics*, 2009, 89(1), pp. 19–27.
- Pierce, J. R. and Schott, p. K. "A Concordance between Ten-Digit U. S. Harmonized System Codes and SIC/NAICS Product Classes and Industries." *Journal of Economic and Social Measurement*, 2012, 37(1-2), pp. 61–96.
- Rauch, J. E. "Networks Versus Markets in International Trade." *Journal of International Economics*, 1999, 48(1), pp. 7–35.
- Rho, Y. W. and Rodrigue, J. "Firm-Level Investment and Export Dynamics." *International Economic Review*, 2016, 57(1), pp. 271–304.
- Soderbery, A. "Market Size, Structure, and Access: Trade with Capacity Constraints." *European Economic Review*, 2014, 70, pp. 276–298.
- Vannoorenberghe, G. "Firm Volatility and Exports." *Journal of International Economics*, 2012, 86(1), pp. 57–67.
- Wagner, R. and Zahler, A. "New Exports from Emerging Markets: Do Followers Benefit from Pioneers." *Journal of Development Economics*, 2015, 114, pp. 203–223.
- Yakovlev, E. and Zhuravskaya, E. "The Unequal Enforcement of Liberalization: Evidence from Russia's Reform of Business Regulation." *Journal of the European Economic Association*, 2013, 11(4), pp. 808–838.

External Demand, Tariff Pass-Through and Price of Consumer Goods

Sun Puyang; Zhang Tiantian

Abstract: This paper studies for the first time the impact that international market demand exerts on the domestic consumer market based on a research framework using the tariff pass-through. By matching import tariffs, domestic consumer prices and customs trade data, the external demand for the different domestic consumer markets is calculated, and the tariff pass-through mechanism that accurately covers 70 varieties of consumer goods in 126 Chinese prefectural-level cities between 2000 and 2010 is described. The results show that the suppliers of the domestic markets with a high external demand tend to have a greater impetus when exporting to avoid the competition caused by the tariff reduction, resulting in the final price of the commodity being less impacted and indicating that the tariff pass-through mechanism is weakened by external demand. The non-parametric estimate indicates that the lower the tariff, the greater the impediment will be. The paper fills in the existing gap in studies on the impact of external demand on the market from the perspective of retail prices by linking international and domestic consumer markets.

Key words: tariff pass-through, external demand, competition

JEL codes: D40, F14, F44

(截稿:2019年1月 责任编辑:吴海英)