

# 贸易开放与中国制造业市场分割： 兼论中国的“以开放促改革”战略

冯 笑 王永进

**摘要：**研究对外开放如何影响国内市场分割对于评估对外开放的福利效应至关重要。本文借鉴实证产业组织中不完全信息博弈的研究思路，提出了一种不依赖于省际间贸易流量数据测算中国市场分割指数的结构模型方法，并探讨了不同环节贸易开放对市场分割的影响。研究表明：从时间趋势上看，市场分割的变迁可以分为3个阶段，1998—2001年间处于相对平稳状态，2002—2005年间迅速下降，2005年以后市场分割抬头；下游贸易开放显著降低了市场分割程度，而中间品和最终品贸易开放对市场一体化进程的影响不显著。因此，通过开放下游行业倒逼上游行业削弱地方保护主义的策略是可行的。

**关键词：**市场分割；结构模型；贸易开放

[中国分类号] F752 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 2-0001-17

## 引 言

当前，世界经济形势复杂严峻，我国面临着前所未有的挑战。在此背景下，我国政府审时度势，提出加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。这就要求在发挥我国超大规模市场优势和内需潜力、加快构建统一全国市场的基础上，坚持实施更大范围、更宽领域、更深层次的对外开放。事实上，以开放促改革、促发展，是我国改革发展的成功实践，在过去40年里，中国的经济增长正是伴随着一系列制度、商品和要素开放来实现的。特别是随着贸易自由化的深入推进，大量文献证实这一开放政策对企业生产率、产品质量、出口以及社会福利产生了积极影响（Fan et al. , 2015<sup>[1]</sup>；Yu, 2015<sup>[2]</sup>；Brandt et al. , 2017<sup>[3]</sup>），但鲜有研究考察其对市场分割的影响。作为最大的发展中国家和转型经济体，中国国内严重的市场分割受到了广泛关注，早在2000年，经济学家就发起了对这一问题的讨论（Young, 2000<sup>[5]</sup>；Poncet, 2001<sup>[5]</sup>、2003<sup>[6]</sup>、2005<sup>[7]</sup>）。近年来，通过

[收稿日期] 2021-08-27

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“竞争中性原则与中国对外贸易利益：理论机制、实证检验与量化分析（72073073）

[作者信息] 冯笑：南开大学经济学院助理研究员，电子信箱 fengxiaonku@163.com；王永进：南开大学经济学院教授

推动统一大市场建设为中国经济实现长期高质量发展提供动力更是成为重要的时代议题。遗憾的是，囿于数据所限，如何度量中国地区间制造业市场分割一直是个棘手的难题。市场分割呈现怎样的变化趋势？是否存在明显的行业差异？产业链条上不同环节开放会对市场分割产生怎样的影响？显然，就这些基础性问题的回答对有的放矢地推进市场一体化建设以及加快构建双循环新发展格局具有重要的现实意义。

## 一、文献综述及理论分析

### （一）文献梳理

#### 1. 市场分割指数的测算方法

生产法：该方法认为由于地区间要素禀赋存在差异，因此当市场一体化程度较高时，各地区将依据本地比较优势实现区域分工和专业化生产，否则会出现重复建设、产业结构趋同（Young, 2000）。但这一做法有失严谨，计划经济时期遗留下来封闭且独立的工业布局也是产业结构趋同的重要原因（林毅夫和刘培林，2004）<sup>[14]</sup>。

贸易流量法：该方法利用省际间贸易强度来衡量市场分割程度的大小，若省际间贸易份额下降，则表明市场分割程度加剧（Poncet, 2001、2003、2005）。尽管这一方法可以较为准确地衡量市场分割，但省际间的贸易数据是较难获得的，且易受地区间商品替代弹性和要素禀赋的影响（陈敏等，2007）<sup>[15]</sup>。

价格指数法：该方法用省际间多种商品相对价格的波动来反映市场整合程度的变化，当市场分割程度下降时，地区间商品相对价格的波动区间收窄（陈敏等，2007）。然而，这一方法也存在不足：第一，其包含的产品种类有限：因而不足以衡量整体市场分割程度的变化，第二，由于价格指数测度的是特定地区特定商品本期价格相对上期价格的波动，因此地区间缺乏可比性，再加上商品价格指数本身是一个加总的指标，这些都会导致估计结果产生偏误（Elberg, 2015<sup>[16]</sup>；Li et al., 2018<sup>[17]</sup>）；第三，该方法缺乏严谨的理论基础，且易受不可控因素的影响，估计结果在年际间波动较大。

基于绝对价格的面板单位根检验：这一方法认为在套利情况下，不同地区同一商品的绝对价格将趋于一致，因此通过测量商品价格是否收敛可以反映市场分割趋势（Fan and Wei, 2006<sup>[18]</sup>；Lan and Sylwester, 2010<sup>[19]</sup>；Li et al., 2018）。尽管这一方法弥补了价格指数法的不足，但其仅能考察不同产品市场一体化进程的快慢，不能比较产品间市场分割程度的差异。

#### 2. 贸易开放与市场分割

陈敏等（2007）采用1985—2001年省级贸易面板数据检验了经济开放对市场整合的影响，指出二者呈现非线性关系，在经济开放水平较低的情况下，经济开放会加剧市场分割。黄玖立和李坤望（2006）<sup>[20]</sup>、盛斌和毛其淋（2011）<sup>[21]</sup>则认为随着中国对外开放程度的不断提高，地方政府在充分利用国际贸易促进经济增长的同时，往往放弃本国市场带来的规模经济，即二者存在相互替代关系。Li等（2018）

探讨了国际贸易自由化对一价定律的影响,研究发现国外商品对称地进入两个城市市场,会促使两者间的价格趋向一致,即进口贸易自由化有利于推动市场一体化进程。

### 3. 文献评述

综上所述,已有测算市场分割指数的方法缺乏严谨的微观理论基础,且极易受外生冲击的影响,波动程度较大,同时缺乏从行业层面刻画市场分割的特征事实。在贸易开放与市场分割方面,已有研究大多采用进出口贸易额占GDP的比重来衡量整体贸易开放程度,忽视了产业链条上不同环节贸易开放的影响。

#### (二) 理论机制

鉴于政策的制定往往是上下游企业联合谈判的结果,因此本文不仅考察了本行业关税下降的影响,还基于行业间投入产出联系考虑了上、下游行业关税的影响。从理论上讲,不同环节贸易开放对市场分割的影响也存在显著差异。

中间品关税的削减,使得企业可以从国际市场上进口价格更低、质量更优的中间品,从而削减企业间的成本和价格差异,推动市场一体化进程(Li et al., 2018)。与此同时,中间品贸易开放还会加剧市场竞争,对财政收入构成威胁,加剧地方保护和市场分割(Freund and Ozden, 2008)<sup>[22]</sup>。因此,中间品贸易开放的影响是不确定的。

最终品关税的削减,一方面,会加剧市场竞争,压缩本地企业利润和地方政府收入,进而提高政府保护本地企业的动机;另一方面,关税下降带来市场竞争加剧,又会提高地方保护成本,进而抑制市场分割(Cai et al., 2016)。因此,最终品关税的影响也是不确定的。

下游行业关税的削减,一方面,有利于扩大下游行业产品进口,削减国产产品需求,作为下游行业的中间品供应商,本行业需求随之下降,因而对地方财政收入构成威胁,地方政府有提高地方保护的倾向,即加剧市场分割;另一方面,下游行业贸易开放又会激励本国下游企业降低生产成本或开发差异化产品以减少市场份额和利润的流失(Fieler and Harrison, 2018)<sup>[23]</sup>。相应的,作为其供应商,本行业也需要通过技术创新降低生产成本或开发新的中间品。而较强的地方保护显然既不利于本行业技术创新,也不利于下游企业在更大的范围内搜寻成本更低、质量更高的投入品,因此下游行业有降低市场分割的政策需求。综上,下游贸易开放会带来本行业加强地方保护的政策需求和下游行业削弱地方保护的政策需求叠加。但通常而言,由于下游行业的规模大于上游行业,因此行业决策将更多地向下游行业倾斜(Gawande et al., 2012<sup>[24]</sup>; Ludema et al., 2018<sup>[25]</sup>)。换言之,下游行业的政策需求往往会被政策制定者更多地考虑或采纳。因此,本文预期下游行业关税削减有助于降低市场分割程度。

有鉴于此,本文借鉴实证产业组织中不完全信息博弈的研究思路,采用结构模型估计行业层面市场分割程度,然后考察了不同环节贸易开放对市场分割的影响。研究结果表明:第一,从时间趋势上看,市场分割的变迁可以分为三个阶段,1998—2001年间处于相对平稳状态,2002—2005年间迅速下降,2005年以后市场

分割抬头；第二，下游贸易开放有利于降低市场分割，但中间品和最终品贸易开放对市场一体化进程的影响不显著，即市场分割政策实际是由下游企业决定的。

与已有文献相比，本文的创新之处体现在以下四个方面：

第一，本文克服已有研究方法的不足之处，提出了一种度量行业层面市场分割程度的结构模型方法。与价格法相比，本文的算法是建立在理论模型的基础上，不易受短期冲击影响，估计结果较为稳健；与贸易流量法相比，本文不需要省际间详细的贸易流数据。第二，本文首次测算了中国制造业 CIC4 分位行业层面的市场分割程度。由于数据和研究方法的局限，已有文献只能测算到国家或省际层面，忽略了行业异质性。事实上，各个省份针对不同行业设置的贸易壁垒存在明显差异，例如国有企业份额、利润和税收收入较高的行业往往受到重点保护（白重恩等，2004<sup>[8]</sup>；刘瑞明，2012<sup>[9]</sup>），而厘清这些特征事实为切实推进市场一体化建设提供了决策依据。第三，本文拓展了有关探讨贸易开放影响的相关研究。已有文献大多以中国加入 WTO 为例，检验了中间品和最终品贸易自由化对企业生产率、社会福利等因素的影响（Fan et al.，2015；Yu，2015；Brandt et al.，2017）。Tombe 和 Zhu（2018）<sup>[10]</sup>指出中国在 2000—2005 年间的生产率增长主要来源于国内贸易和要素流动成本的下降，国际贸易的作用微乎其微。然而，他们忽视了贸易开放对于降低国内贸易壁垒的作用，从而低估了加入 WTO 对于中国生产率增长的影响。第四，本文也拓展了国际贸易与市场扭曲的研究。已有研究表明贸易开放有助于缓解出口、税收和劳动力市场等方面的扭曲（Krishna and Yavas，2005<sup>[11]</sup>；Khandelwal et al.，2013<sup>[12]</sup>；Cai et al.，2016<sup>[13]</sup>），但并未考察国际贸易开放对市场分割的作用。

## 二、市场分割指数的测度

### （一）市场分割指数的测度

#### 1. 模型设置

本文主要基于不完全信息下的静态进入离散博弈模型（Seim，2006<sup>[26]</sup>；Cosar et al.，2014<sup>[27]</sup>），依托企业利润最大化过程中的进入以及选址决策来量化不同行业省际间平均市场分割程度的大小。

每个省份定义为一个相对独立的市场  $L$ ， $L=1, 2, \dots, 31$ 。假设在每个 CIC4 分位行业  $i$  中存在  $F$  个潜在进入企业，同时且相互独立地选择是否进入以及进入哪个市场。企业的选址决策用  $d_{jL}$  表示，如果  $f$  企业进入  $L$  市场，则  $d_{jL}=1$ ，否则为 0。行业中实际进入的企业总数为  $\Omega_i$ ，其中每个市场的实际进入者为  $\Omega_{iL}$ 。需要指出的是，由于潜在企业数量  $F$  为企业已知而研究者未知，本文参照已有文献的做法，假设各行业中潜在进入者数量是实际进入者的两倍，即  $F_i=2 \times \Omega_i$ ，且按照  $\Omega_{iL}/\Omega_i$  的比例分布在每个市场中。

假设行业  $i$  中  $f$  企业进入  $L$  市场的利润函数如下（省略下标  $i$ ）：

$$\Pi_{jL} = X_{jL}\beta + \gamma_0(N_L + \varphi N_{-L}) + \varepsilon_{jL} \quad (1)$$

其中,  $X_L$ 表示市场层面的需求和成本因素, 包括人口规模 (*population*)、经济发展水平 (*gdp*)、工资水平 (*wage*) 和交通便利程度 (*transport*)。  $N_L$ 表示本市场中的企业数量,  $N_{-L}$ 表示其他市场中的企业数量, 满足  $N_L + N_{-L} = \Omega_i$ 。  $\gamma_0 < 0$  为外生参数, 测度竞争程度对企业利润的影响。  $\varphi \in [0, 1]$  衡量本地市场与其他市场中企业数量对企业  $f$  利润函数的影响差异, 与市场分割程度负相关: 若市场是一体化的,  $N_L$  和  $N_{-L}$  对本地企业利润的影响相同, 此时  $\varphi = 1$ ; 若市场是完全分割的, 则外省企业对本地企业的利润无影响,  $\varphi = 0$ 。  $\varepsilon_{jL}$  为残差项, 表示对企业利润产生影响的异质性部分, 是区别于其他企业的唯一信息, 满足以下特征: 第一, 独立性, 这一“私有信息”在企业间相互独立; 第二, 对称性,  $\varepsilon_{jL}$  服从相同的分布, 即 Type I 的极值分布类型。 本文假设异质性通过企业预期竞争者进入某一市场的概率  $p$  和预期进入某一市场的竞争者数量  $N_L$  和  $N_{-L}$  影响企业利润。

在利润最大化过程中, 由于企业不了解其竞争厂商的具体类型 ( $\varepsilon_{jL}$ )、利润和选址决策, 因此也就无法得知在市场  $L$  以及其他市场中实际进入的厂商数量  $N_L$  和  $N_{-L}$ 。 最终, 企业只能依据对其他企业选址的预期, 实现预期利润最大化, 表示为:

$$E(\Pi_{jL}) = X_L\beta + \gamma_0 E(N_L) + \gamma_0\varphi E(N_{-L}) + \varepsilon_{jL} = E(\bar{\Pi}_{jL}) + \varepsilon_{jL} \quad (2)$$

任意竞争厂商  $g$  进入市场  $L$  的概率为:

$p_{gL} = (d_{gL} = 1 | X, \Omega, \beta, \gamma) = pr(E(\bar{\Pi}_{gL}) + \varepsilon_{gL} \geq E(\bar{\Pi}_{gK}) + \varepsilon_{gK}), \forall K \neq L$   
相应地, 企业  $f$  预期进入  $L$  市场的企业数量  $E(N_L) = 1 + (\Omega_i - 1) \times p_{gL}$ , 进入其他市场的企业数量  $E(N_{-L}) = (\Omega_i - 1) \times p_{g, -L}$ 。

由于  $\varepsilon$  服从 Type I 的极值分布类型, 因此企业  $g$  进入市场  $L$  的概率表示为:

$$p_{gL} = \exp[E(\bar{\Pi}_{gL})] / \sum_{k=1}^{31} \exp[E(\bar{\Pi}_{gK})] \quad (3)$$

如前所述, 由于利润函数是对称的, 这就意味着在均衡条件下, 同一行业内每个企业就其竞争者选址决策的预期都相同, 即  $p_g = p_f = p^*$ 。 因此, 企业进入  $L$  市场的概率  $p_L^*$  表示为:

$$p_L^* = \frac{\exp(X_L\beta + \gamma(\Omega_i - 1)p_L^*)}{\sum_{k=1}^{31} \exp(X_k\beta + \gamma(\Omega_i - 1)p_k^*)}, \forall L = 1, 2, \dots, 31 \quad (4)$$

其中,  $\gamma = \gamma_0(1 - \varphi)$ 。

## 2. 参数估计

由于  $\gamma_0$  和  $\varphi$  不能分开估计, 式 (4) 中的待估参数可以表示为  $\theta = \{\beta, \gamma\}$ 。 本文采用带有约束的最大似然估计法求解, 其中约束条件由式 (4) 表示, 似然函数则满足“行业内  $F$  个潜在企业预期的选址决策与真实的选址决策无限接近”, 即

每个市场  $L$  中  $N_L$  家潜在企业进入市场,  $F \times \frac{\Omega_{iL}}{\Omega_i} - N_L$  家潜在企业未进入市场。 具体表示为:

$$\max_{\beta, \gamma, p_L^*} L(\beta, \gamma) = \prod_{f=1}^F \text{prob}(d_{fL} = 1)^{d_{fL}} \text{prob}(d_{fL} = 0)^{1-d_{fL}}$$



$$= \prod_L (p_L)^{N_L} (1 - p_L)^{F \times \frac{\Omega_{iL}}{\Omega_i} - N_L}$$

$$s. t. p_L^* = \frac{\exp(X_L \beta + \gamma(\Omega_i - 1)p_L^*)}{\sum_{k=1}^{31} \exp(X_k \beta + \gamma(\Omega_i - 1)p_k^*)}, \quad \forall L = 1, 2, \dots, 31 \quad (5)$$

通过使似然函数最大化，可以得到最优的  $\theta$ ：首先给定一组初始值  $\{\beta^0, \gamma^0\}$ ，带入约束条件计算最优的  $p_L^*$ ，然后将其带入似然函数计算  $L(\beta, \gamma)$ 。不断循环，直到找到一组使似然函数最大化的估计结果。将每一 CIC4 分位行业一年份层面数据重复式 (5) 回归，即可得到不同行业一年份层面最优的  $\theta$ 。

### 3. 参数含义

得到  $\theta$  以后， $\gamma$  的大小是本文考察的重点。为了直观起见，将  $\gamma$  取绝对值得到  $|\gamma| = |\gamma_0(1 - \varphi)|$ ，用来衡量市场分割程度 (*mseg*) 的大小。如前所述，当不存在市场分割时，本地企业与外地企业对企业利润的影响不存在差异，此时， $\varphi = 1$ ，对应  $|\gamma| = 0$ ；当存在市场分割时，外地企业对企业利润的影响要显著小于本地企业，此时， $0 < \varphi < 1$ ， $0 < |\gamma| < |\gamma_0|$ ；当市场完全分割时，外地企业不影响本地企业利润，即  $\varphi = 0$ ， $|\gamma| = |\gamma_0|$ 。因此， $|\gamma|$  越大，市场分割越严重，即地方政府普遍就这一行业设置相对较高的贸易壁垒。

#### (二) 市场分割程度的特征事实

##### 1. 时间趋势

本文就市场分割的时间趋势进行分析。由图 1 可知市场分割程度的变化大致分为三个阶段：1998—2001 年，市场分割处于相对平稳阶段；2002—2005 年，市场整合程度显著提高；2005 年以后，市场一体化进程缓慢，特别是金融危机以后，地方保护主义抬头。

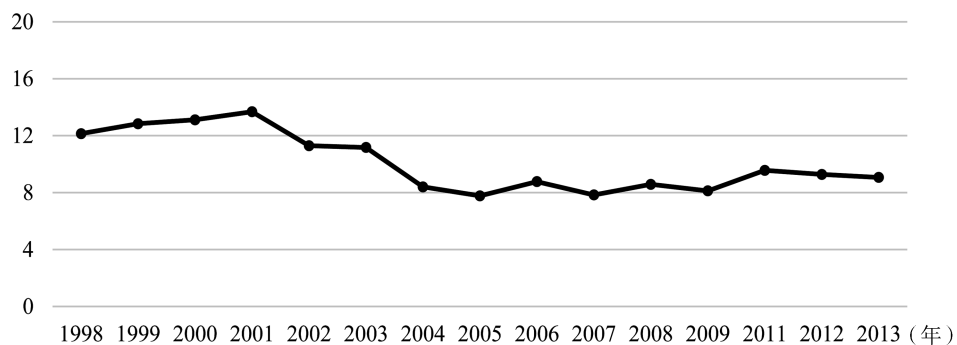


图 1 市场分割程度随时间的变化趋势

##### 2. 不同行业市场分割程度的比较

为了考察不同行业市场分割程度的差异，本文将 CIC4 分位一年份的市场分割指数汇总到 CIC2 分位行业，并按照大小将其分为市场分割程度较高和较低两组。具体结果如表 1 所示。

表1 市场分割程度的行业间差异

市场分割程度较高的行业			市场分割程度较低的行业		
CIC2	行业名称	<i>mseg</i>	CIC2	行业名称	<i>mseg</i>
16	烟草制品	39.568	27	医药制造	8.312
33	有色金属冶炼及压延加工	25.394	29	橡胶制品	7.791
37	交通运输设备制造	19.277	40	通信设备、计算机及其他电子设备	7.339
22	造纸及纸制品	19.184	31	非金属矿物制品	7.200
15	饮料制造	18.431	35	通用设备制造	6.448
24	文教体育用品制造	16.564	26	化学原料及化学制品制造	5.714
41	仪器仪表及文化、办公用机械制造	16.406	19	皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品	5.198
25	石油加工、炼焦及核燃料加工	14.512	17	纺织	5.075
21	家具制造	14.248	42	工艺品及其他制造	5.004
36	专用设备制造	12.814	39	电气机械及器材制造	4.159
28	化学纤维制造	11.992	34	金属制品	2.838
14	食品制造	11.679	23	印刷业和记录媒介的复制	1.652
20	木材加工及木、竹、藤、棕、草制品	11.206	30	塑料制品	1.267
13	农副食品加工	10.183	18	纺织服装、鞋、帽制造	0.633
32	黑色金属冶炼及压延加工	8.752			

注：*mseg* 是指市场分割程度。

### 3. 与已有研究的对比

为了检验本文的估计结果是否可以准确衡量市场分割程度，将其与以下两份调查结果进行比较。

首先，2003年国务院发展研究中心“中国统一市场建设”课题组的抽样调查结果显示，不同行业受到的地方保护程度不尽相同，其中，烟草、食品、医药、饮料和机械制造业的保护最为严重。为此，本文将这5个行业组成新的子样本与剩余行业进行比较，如表2所示，在不同百分位数和均值上，这5类行业的市场分割程度都显著高于其他行业。均值检验结果表明，这一差异在1%的统计水平上显著。

表2 不同行业市场分割程度比较

分组	25%	50%	75%	均值
烟草、食品、医药、饮料和机械制造	0.172	3.176	20.945	16.481
剩余样本	0.036	1.070	5.928	9.041
均值检验				t 值 = -9.626; p 值 = 0.000

其次，2005年世界银行针对中国企业投资环境的抽样调查中就制约制造业企业发展的因素进行了统计，地方保护位列其中。研究者将地方保护程度由轻到重分为0~4五个类别，由企业根据实际情况如实填写。本文将这一数据汇总至行业层面，并与本文结果比较。图2列出了两组数据的散点图和趋势线，可以发现二者呈正相关关系。综上，本文测算得到的市场分割指数是合理的，能够比较真实地反映

不同行业市场分割程度的大小。

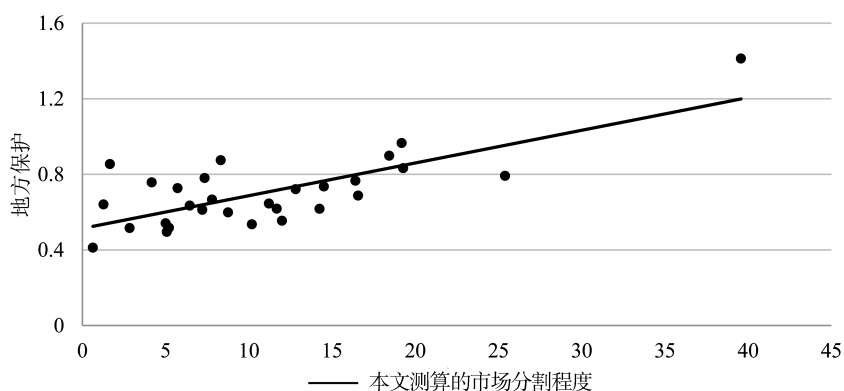


图2 世界银行调查中的“地方保护”与本文测算方法的比较

### 三、贸易开放与市场分割：研究设计与数据说明

#### (一) 模型设置及指标选取

##### 1. 模型设置

为了检验贸易开放对市场分割的影响，本文以中国加入 WTO 为准自然实验，采用倍差法对理论分析进行验证。由于以关税衡量的贸易开放进程在 2007 年以后变化不大且部分控制变量缺失，因此本文重点关注 1998—2007 年间贸易自由化对市场分割程度的影响。回归方程如下：

$$mseg_{it} = \beta_1 upstreamtariff01_i \times post_t + \beta_2 outputtariff01_i \times post_t + \beta_3 downstreamtariff01_i \times post_t + X_{it}\alpha + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中，下标  $i$  表示 CIC4 分位行业， $t$  为年份。 $mseg_{it}$  表示行业  $i$  在  $t$  年的市场分割程度， $upstreamtariff01_i$ 、 $outputtariff01_i$  和  $downstreamtariff01_i$  分别表示  $i$  行业 2001 年的上游关税、最终品关税以及下游关税， $post_t$  为时间虚拟变量，2001 年以后取值为 1，2001 年及其之前取值为 0。 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$  小于 0 表示贸易开放有利于降低市场分割程度。 $X$  表示行业层面其他影响因素，包括国有企业比重 ( $soe\_share$ )、利润率 ( $profit$ )、吸纳就业人数 ( $lnl$ )、技术水平 ( $tfp$ )、规模经济程度 ( $scale$ )、市场集中度 ( $HHI$ ) 以及政府补贴 ( $subsidy$ ) 等 7 个变量， $\lambda_i$  和  $\lambda_t$  分别表示行业和时间层面固定效应， $\varepsilon$  为残差项。本文将标准误在 CIC4 分位行业层面聚类，以排除序列自相关导致的估计系数显著性的高估。

##### 2. 指标选取

本文参照 Fieler 和 Harrison (2018) 的做法，选取上游关税 ( $upstreamtariff$ )、最终品关税 ( $outputtariff$ ) 和下游关税 ( $downstreamtariff$ ) 3 个指标衡量贸易开放程度。将原始的 HS6 分位行业关税数据匹配到 CIC4 分位行业，取均值得到  $t$  年  $i$  行业的最终品关税水平  $outputtariff_{it}$ 。上游关税和下游关税分别结合最终品关税和



2002年投入产出表得到，表达式如下：

$$\begin{aligned} \text{upstreamtariff}_{it} &= \sum_{j \neq i} \delta_{ij} \text{outputtariff}_{jt} \\ \text{downstreamtariff}_{it} &= \sum_{k \neq i} \gamma_{ik} \text{outputtariff}_{kt} \end{aligned} \quad (7)$$

其中， $\delta_{ij}$ 表示*j*行业在*i*行业总投入中的比重， $\gamma_{ik}$ 表示*i*行业产出中流入*k*行业的比重。就行业层面其他控制变量而言，国有企业比重（*soe\_share*）用行业内国有企业的产出占总行业的产出表示；利润率（*profit*）由行业利润除以行业总销售额表示；就业规模（*lnl*）由行业内就业人数除以行业内企业数量表示；技术水平（*tfp*）由行业内企业的平均全要素生产率表示；规模经济（*scale*）由行业内企业的总产出规模除以企业数量表示；市场集中度（*HHI*）则由行业内所有企业市场份额的平方和表示；政府补贴（*subsidy*）由行业内平均每家企业收到的补贴额表示。

### 3. 描述性分析

本文按照2001年三类关税的中位数，将行业划分为低关税行业和高关税行业，以考察不同类别关税变化对市场分割的影响。

如图3—图5所示，从绝对值上看，在初始低关税行业，国外商品大规模涌入本地市场，导致市场竞争加剧。为了最大限度地降低本地企业所面临的竞争程度，地方政府往往会设置较高的地方壁垒，阻碍国内其他地区企业的进入，进而最大限度地保护本地企业，因此这类行业的市场分割程度较高。相反在高关税行业，进口竞争程度较低，地方政府往往不会设置较高的地方保护壁垒。

从下降速度来看，不同组别的市场分割程度在贸易自由化前后存在明显差异，就上游关税而言，两个子样本的市场分割程度呈现相对一致的变化趋势（见图3）；就最终品关税而言，高关税行业市场分割程度的下降速度在贸易自由化初期（2003年）明显慢于低关税行业，在此之后大致恢复至平行趋势；就下游关税而言，在贸易自由化之前，不同组别关税呈现平行状态，在此之后，高关税行业的市场一体化进程显著快于低关税行业并且这一变化在短期内更明显（见图5）。

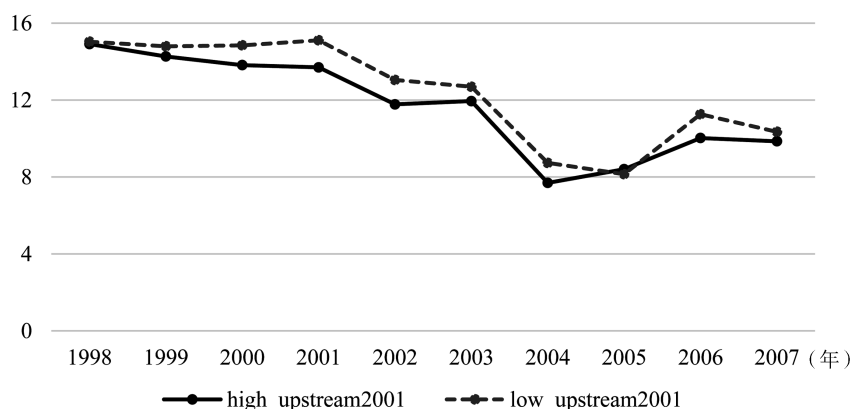


图3 上游关税变化与市场分割

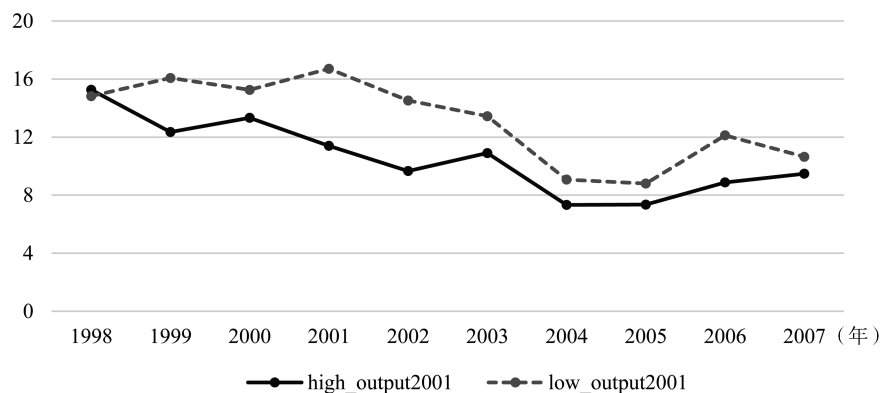


图4 最终品关税变化与市场分割

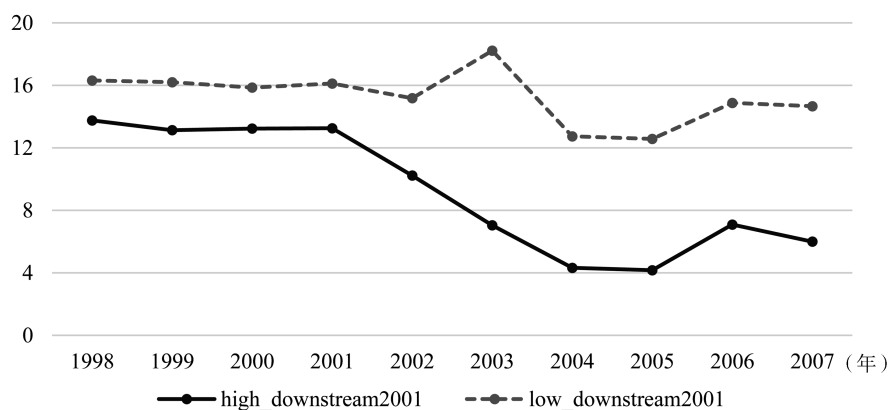


图5 下游关税变化与市场分割

## (二) 数据来源与处理

本文的数据来源主要包括以下三类：第一，1998—2013年中国工业企业数据库。在使用之前，本文参照 Brandt 等（2017）的方法对2003年以后的行业编码进行了调整，并剔除了样本区间内不符合会计准则以及存在明显统计错误的记录。由于2010年样本的真实性存疑较大，本文删掉了该年份数据。按照本文估计方法，需要了解每一行业内本省份以及其他省份的企业数量，但中国工业企业数据库中记录的企业仅包含国有企业以及规模以上的非国有企业，可能会低估市场竞争程度，进而影响估计结果的准确性。因此，本文仅利用该数据库计算样本区间内的制造业企业份额（ $S_1$ ）、每一CIC4分行业中的企业份额（ $S_2$ ）以及同一行业内每个省份的企业份额（ $S_3$ ）。然后结合《中国统计年鉴》中记录的工业行业企业数量 $Q$ ，分别计算制造业行业企业数量（ $N_1$ ）、每一行业企业数量（ $N_2$ ）以及每一行业内不同省份企业数量（ $N_3$ ）， $N_1 = Q \times S_1$ 、 $N_2 = N_1 \times S_2$ 、 $N_3 = N_2 \times S_3$ 。第二，2002年制造业间的投入产出联系，该数据来源于《中国投入产出表》。第三，关税数据，原始的

HS6 分位关税数据来源于世界贸易组织和 WITS 官方网站。

#### 四、贸易开放与市场分割：实证结果及分析

##### (一) 基准回归结果

表 3 列出了基准回归结果。第 (1) 列在控制时间和行业固定效应的基础上,考察了各类关税削减对市场分割程度的影响,结果显示上游关税和最终品关税的估计系数并不显著,但下游关税削减显著降低了市场分割程度。第 (2) — (7) 列在此基础上,依次加入国有企业份额、利润率等控制变量,回归结果显示市场集中度也是影响市场分割程度的重要因素,市场集中度越高,市场分割越严重。第 (8) 列将所有行业层面因素同时放入回归中,结果表明下游关税的估计系数始终显著为负,由此得到了下游贸易开放有助于削弱市场分割程度的初步结论。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>upstreamtariff01</i> <i>×post</i>	-0.089 (0.349)	-0.093 (0.349)	-0.088 (0.351)	-0.123 (0.353)	-0.092 (0.349)	-0.088 (0.350)	-0.088 (0.351)	-0.092 (0.351)	-0.116 (0.357)
<i>outputtariff01</i> <i>×post</i>	0.159 (0.128)	0.155 (0.127)	0.159 (0.128)	0.143 (0.127)	0.160 (0.128)	0.155 (0.129)	0.154 (0.129)	0.159 (0.128)	0.141 (0.127)
<i>downstreamtariff01</i> <i>×post</i>	-0.428 ** (0.182)	-0.405 ** (0.182)	-0.429 ** (0.182)	-0.409 ** (0.181)	-0.443 ** (0.182)	-0.417 ** (0.186)	-0.438 ** (0.183)	-0.417 ** (0.182)	-0.417 ** (0.185)
<i>soe_share</i>		5.843 (4.402)							3.694 (4.720)
<i>profit</i>			2.916 (24.515)						6.337 (24.382)
<i>lnl</i>				3.246 (2.284)					2.265 (2.457)
<i>tfp</i>					0.001 (0.001)				0.001 (0.001)
<i>scale</i>						0.000 (0.000)			0.000 (0.000)
<i>HHI</i>							29.015 ** (14.496)		25.924 * (14.390)
<i>subsidy</i>								0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Observations</i>	4 106	4 106	4 106	4 106	4 106	4 106	4 106	4 106	4 106
R-squared	0.603	0.603	0.603	0.604	0.603	0.603	0.605	0.603	0.606

注: 括号内为稳健标准误; \*\*、\* 分别表示 5%、10% 的显著性水平。

### (二) 平行趋势假定以及政策效果的延续性

倍差法估计结果的准确性依赖于平行趋势假设。它是指在政策实施前，高关税行业 and 低关税行业的市场分割程度应该遵循相同的变化趋势，否则就无法确定政策效果是来源于政策前的趋势差异还是政策本身起作用。由于上游关税和最终品关税的变化对市场分割程度的影响不显著，因此本文重点关注下游关税的影响。本文将2001年及其之前的  $post_t$  拆分为每一年的时间虚拟变量  $year98-year01$  后再乘以  $downstreamtariff01_i$ 。同时为了考察政策效果的延续性，将2001年以后的  $post_t$  也做同样的处理并重复式(6)回归。

图6列出了相对1998年而言下游关税变化对市场分割程度的影响随时间变化的趋势。其中，虚线部分表示回归得到的估计系数不显著，即在贸易自由化之前高关税行业 and 低关税行业遵循相同的时间趋势，因而满足平行趋势假设。另外，从政策效果上看，贸易自由化对市场分割程度的积极影响呈现递增—削弱—递增的趋势。

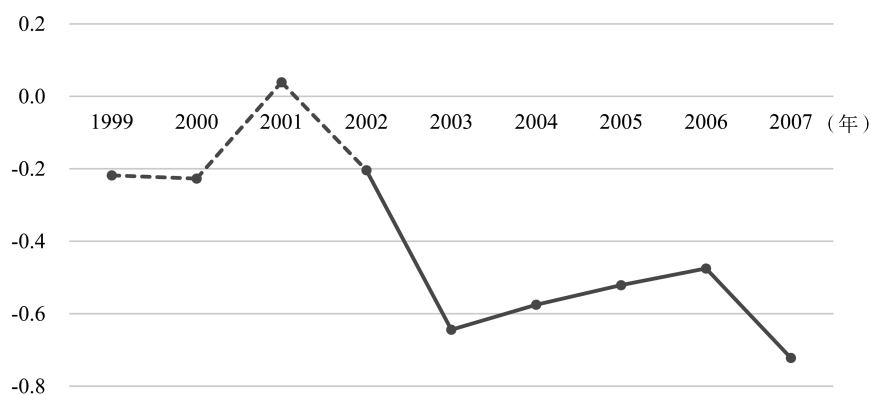


图6 下游关税变动对市场分割程度影响的时间趋势

### (三) 剔除样本选择因素和外生冲击的影响

为了进一步打消关税削减不满足随机性的疑虑，本文参照Li等(2016)的研究，采用以下两种做法：第一，在回归中加入2001年关税水平的影响因素  $S$ ，包括行业内国有企业比重 ( $soe01_i$ )、平均工资水平 ( $wage01_i$ ) 和行业出口密集度 ( $export01_i$ )，将这类因素分别乘以  $post_t$  后纳入回归中；第二，将这类因素分别乘以  $F(t)$  后纳入回归中，其中， $F(t)$  表示  $t$  的三次多项式，表示样本选择因素对被解释变量的影响遵循特征的时间趋势。表4第(1)、(2)列的回归结果表明，下游关税的削减仍然有利于市场整合程度的提高。

如果样本区间内还存在其他外生冲击并且外生冲击对不同组别的影响存在显著差异，同样会影响估计结果的准确性。本文主要考虑了2000年《当前国家重点鼓励发展的产业、产品和技术目录》(以下称《目录》)的产业政策调整、2002年以后放松外资管制以及2004年出口退税由中央和地方政府共同负担的政策调整等三类外生冲击的影响。具体设置如下：对比2000年与1997年《目录》

的变化,将2000年新列入《目录》的行业称为实验组,无变化的行业作为对照组,与 $post01_i$ 交乘后纳入回归中衡量产业政策的影响;用2001年行业外资份额乘以 $post02_i$ 表示放松外资管制的影响;2004年出口退税由中央和地方政府共同负担的政策调整,借鉴Chandra和Long(2013)<sup>[29]</sup>的研究思路,在实际出口退税率更高的行业,地方政府的财政负担更重。因此,将2003年行业实际出口退税率乘以 $post04_i$ 后放入回归中,以剔除出口退税制度调整的影响。表4第(3)—(5)列的回归结果显示,剔除外生政策冲击以后,下游贸易开放仍然有利于国内统一市场的构建。

表4 剔除样本选择因素和外生冲击的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$downstreamtariff01 \times post$	-0.408** (0.182)	-0.395** (0.182)	-0.409** (0.183)	-0.407** (0.178)	-0.377** (0.174)
$S \times post$	Y		Y	Y	Y
$S \times F(t)$		Y			
$Industry \times post01$			-0.129 (1.991)	0.003 (1.953)	-0.495 (1.929)
$fdi\_share \times post02$				-33.204 (22.861)	-35.152 (24.092)
$Vat\_Rebate \times post04$					4.318 (3.783)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
Observations	4 106	4 106	4 106	4 106	4 072
R-squared	0.606	0.608	0.606	0.607	0.603

注:括号内为稳健标准误;\*\*表示5%的显著性水平。

#### (四) 安慰剂检验

本文采用两类安慰剂检验进一步验证上述研究结论的可靠性。本文分别以1999年和2000年作为贸易自由化发生的时间,设置 $Artificial\_post1999_i$ 和 $Artificial\_post2000_i$ 两个时间虚拟变量,然后与 $upstreamtariff01_i$ 等交乘构建虚假的政策变量,如果估计系数依然显著,表明上述估计结果是不可信的,因为在未发生政策变化的年份,同样出现了市场分割程度的下降。表5第(1)—(2)列回归结果表明,下游关税的变化对市场分割程度的影响并不显著。第二类安慰剂检验主要考虑到在贸易自由化之前,关税未发生大规模下调,因此对市场分割程度的影响较小。第(3)列回归仅采用2002年之前的样本回归,发现下游关税的估计系数并不显著。综上,下游关税的削减的确有利于市场分割程度的下降。



表5 安慰剂检验

变量	(1)	(2)	(3)
	1999年	2000年	2002年以前
$downstreamtariff01 \times Artificial\_post$	-0.271 (0.184)	-0.271 (0.180)	
$upstreamtariff$			1.520 (0.978)
$outputtariff$			0.131 (0.252)
$downstreamtariff$			-1.415 (1.233)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
Observations	4 106	4 106	1 637
R-squared	0.605	0.605	0.835

### (五) 其他稳健性检验

本文还进行了以下稳健性检验：

第一，极端值的存在也会影响估计结果的准确性，因此本文将被解释变量  $mseg$  剔除上下 1% 的样本。表 6 第 (1) 列回归结果显示，下游关税的下降仍然有利于市场一体化进程。

第二，由于原始的进口关税是在 HS6 分位层面，而本文的解释变量关税属于 CIC4 分位行业层面，因此在关税汇总过程中，可能导致不同 HS6 分位下产品的关税变化被掩盖，低估贸易自由化的影响。为了解决这一问题，本文借鉴 Lu 和 Yu (2015)<sup>[30]</sup> 的做法，在回归方程中依次加入  $i$  行业 2001 年上游/最终品/下游关税水平  $\times post_i \times i$  行业中包含的 HS6 分位编码数量，表 6 第 (2) 列回归结果显示，包含更多 HS6 分位编码的行业（即 CIC4 行业内关税变化更大的行业）较其他行业的市场分割程度并未表现出明显差异， $downstreamtariff01_i \times post_i$  的估计系数依然在 5% 的统计水平下显著为负。

第三，更换解释变量。表 6 第 (3) 列按照 2001 年关税水平的中位数，将行业分为高关税行业 and 低关税行业。如果企业为高关税行业，则  $upstreamtariff01_i$ 、 $outputtariff01_i$  和  $downstreamtariff01_i$  取值为 1，否则为 0。分别乘以  $post_i$  后，回归结果显示上游关税和最终品关税的估计系数仍然不显著，但下游关税的估计系数依然显著为负。第 (4) 列使用贸易自由化前后关税的下降幅度来衡量贸易自由化进程。以下游关税为例，首先计算  $i$  行业 2001 年前后关税的平均水平  $downstreamtariff_{i,98-01}$  和  $downstreamtariff_{i,02-07}$ ，相减得到  $Ddownstreamtariff_i = downstreamtariff_{i,98-01} - downstreamtariff_{i,02-07}$ ，然后利用  $Ddownstreamtariff_i \times post_i$  表示下游贸易开放程度。若估计系数小于 0，表示关税下降幅度越大的行业，市场分割程度越小，即贸易自由化有利于促进市场一体化进程。回归结果仍然显示，下游关税削减有效缓解了市场分割程度。

表6 其他稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	剔除极值	乘以 HS6 分位	更换解释变量		普通 OLS	
$downstreamtariff_{01} \times post$	-0.343 ** (0.173)	-0.494 ** (0.205)	-3.914 ** (1.747)			
$downstreamtariff_{01} \times post \times hs6$		0.003 (0.003)				
$Ddownstreamtariff \times post$				-1.131 *** (0.405)		
$downstreamtariff$					1.189 *** (0.425)	
$L. downstreamtariff$						1.190 *** (0.434)
$S \times post$	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
Observations	4 020	4 106	4 106	4 106	4 106	3 675
R-squared	0.586	0.607	0.606	0.606	0.607	0.607

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\* 分别表示 1%、5% 的显著性水平。

第四，采用普通 OLS 估计。为了验证上述研究结论是否与研究方法有关，表 6 第 (5) 列将解释变量由  $downstreamtariff_{01} \times post_i$  替换为  $downstreamtariff_{it}$ ，上游关税和最终品关税也做同样处理，然后采用普通最小二乘法 (OLS) 进行回归。第 (6) 列借鉴 Brandt 等 (2017) 的做法，采用滞后一期的关税水平为解释变量，回归结果仍然表明下游贸易开放有助于削减市场分割程度，但上游关税和最终品关税对市场一体化进程的影响不显著。

## 五、研究结论

为应对世界百年未有之大变局和当前国内外经济形势的变化，我国政府审时度势，提出加快构建“以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进”的新发展格局。这就要求畅通国内市场大循环、加快构建全国统一大市场。本文重点从贸易开放的视角考察市场分割的影响因素，借鉴实证产业组织的研究思路，提出了一种度量行业层面市场分割程度的结构模型方法。研究结果表明：加入 WTO 后下游关税下降是导致样本区间内市场分割程度下降的主要原因，但上游和最终品贸易开放的影响不显著；市场集中度也是影响市场分割程度变化的主要因素。

上述结论具有重要的理论和政策涵义：第一，尽管打破地区封锁和市场分割的改革进行了十几年，但不可否认，市场分割依然存在，不利于微观企业和地方经济的健康发展。以汽车行业为例，地方保护主义一直是新能源汽车市场推广的最大阻碍之一；第二，中国地区的市场分割存在较大的行业差异，而且还受到外部经济环境和经济政策的影响，为此取消地方保护主义应该注意政策的协同性；第三，在评价贸易政策对中国经济的作用时，已有研究经常忽略了政策和制度变量之间的关联

性, 本文认为, 贸易开放对国内的贸易壁垒具有重要的影响, 如果忽略了这一点来谈贸易对中国经济的影响, 研究结论是有偏差的, 以此来指导中国的经济政策制定也是不可取的; 第四, 制定贸易和产业政策应该考虑产业的关联性, 一个行业的市场分割程度会受到下游贸易开放程度的影响, 这意味着本行业的市场分割政策实际上是由本行业企业和下游企业共同决定的, “头痛医头, 脚痛医脚” 的策略是无效的。

### [参考文献]

- [1] FAN H, LI A, YEAPLE S. Trade Liberalization, Quality and Export Price [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2015, 97 (5): 1033-1051.
- [2] YU M J. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms [J]. *Economic Journal*, 2015, 125 (585): 943-988.
- [3] BRANDT L, JOHANNES V B, WANG L H, et al. WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms [J]. *American Economic Review*, 2017, 107 (9): 2784-2820.
- [4] YOUNG A. The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in The People's Republic of China [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115 (4): 1091-1135.
- [5] PONCET S. Is China Disintegrating? The Magnitude of Chinese Provinces' Domestic and International Border Effects [R]. Working Paper, 2011.
- [6] PONCET S. Measuring Chinese Domestic and International Integration [J]. *China Economic Review*, 2003, 14 (1): 1-21.
- [7] PONCET S A. Fragmented China: Measure and Determinants of Chinese Domestic Market Disintegration [J]. *Review of International Economics*, 2005, 13 (3): 22-45.
- [8] 白重恩, 杜颖娟, 陶志刚, 等. 地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势 [J]. *经济研究*, 2004 (4): 29-40.
- [9] 刘瑞明. 国有企业、隐性补贴与市场分割: 理论与经验证据 [J]. *管理世界*, 2012 (4): 21-32.
- [10] TOMBE T, ZHU X. Trade, Migration and Productivity: A Quantitative Analysis of China [J]. *American Economic Review*, 2019, 109 (5): 1843-1872.
- [11] KRISHNA K, YAVAS C. When Trade Hurts: Consumption Indivisibilities and Labor Market Distortions [J]. *Journal of International Economics*, 2005, 67 (2): 413-427.
- [12] KHANDELWAL A, SCHOTT K, WEI S. Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters [J]. *American Economic Review*, 2013, 103 (6): 2169-2195.
- [13] CAI X, LU Y, ZHU L. When Trade Discourages Political Favoritism: Evidence from China [R]. Working Paper, 2016.
- [14] 林毅夫, 刘培林. 地方保护和市场分割: 从发展战略的角度考察 [R]. 北京大学中国经济研究中心工作论文, 2004, C2004015。
- [15] 陈敏, 桂琦寒, 陆铭, 等. 中国经济增长如何持续发挥规模效应? ——经济开放与国内商品市场分割的实证研究 [J]. *经济学 (季刊)*, 2008, 27 (1): 125-150.
- [16] ELBERG A. Sticky Prices and Deviations from the Law of One Price: Evidence from Mexican Micro-Price Data [J]. *Journal of International Economics*, 2015 (98): 191-203.
- [17] LI J, LI Z, SUN P Y. Does the Razor's Edge Exist? New Evidence of the Law of One Price in China (1997-2012) [J]. *World Econ*, 2018 (41): 3442-3466.
- [18] FAN C S, WEI X. The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China [J]. *Review of Economics & Statistics*, 2006, 88 (4): 682-697.
- [19] LAN Y, SYLWESTER K. Does the Law of One Price Hold in China? Testing Price Convergence Using Disag-

- gregated Data [J]. *China Economic Review*, 2010, 21 (2): 220-236.
- [20] 黄玖立, 李坤望. 出口开放、地区市场规模和经济增长 [J]. *经济研究*, 2006, (6): 27-38.
- [21] 盛斌, 毛其淋. 贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长: 1985-2008年 [J]. *世界经济*, 2011, 399 (11): 44-66.
- [22] FREUND C, OZDEN C. Trade Policy and Loss Aversion [J]. *American Economic Review*, 2008, 98 (4): 1675-1691.
- [23] FIELER A C, HARRISON A. Escaping Import Competition and Downstream Tariffs [R]. NBER Working Paper, 2018.
- [24] GAWANDE K, KRISHNA P, MARCELO O. Lobbying Competition over Trade Policy [J]. *International Economic Review*, 2012, 53 (1): 115-132.
- [25] LUDEMA D, MAYDA A, MISHRA P. Information and Legislative Bargaining: The Political Economy of U. S. Tariff Suspensions [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2018, 100 (2): 303-318.
- [26] SEIM K. An Empirical Model of Firm Entry with Endogenous Product-type Choices [J]. *The Rand Journal of Economics*, 2006, 37 (3): 619-640.
- [27] COSAR A K, GRIECO P, TINTELNOT F. Borders, Geography and Oligopoly: Evidence from the Wind Turbine Industry [J]. *Review of Economics & Statistics*, 2014, 97 (3): 623-637.
- [28] LI P, LU Y, WANG J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China [J]. *Journal of Development Economics*, 2016 (123): 18-37.
- [29] CHANDRA P, LONG C. VAT Rebates and Export Performance in China: Firm-level Evidence [J]. *Journal of Public Economics*, 2013 (102): 13-22.
- [30] 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.

(责任编辑 王 瀛)

## Trade Openness and Market Segmentation: on the Strategy of China's "Opening to Promote Reform"

FENG Xiao WANG Yongjin

**Abstract:** How opening up affects domestic market segmentation is critical to assessing the welfare effect of opening up. This paper proposed a structural method independent of provincial trade flow for measuring market segmentation based on static entry game with incomplete information and examined the impact of trade openness on market segmentation. The results show, first, that the evolution of market segmentation can be divided into three stages: the stable period from 1998 to 2001, the rapid reduction period during 2002-2005, and then the ascending stage after 2005; second, the openness of downstream significantly reduces market segmentation, while the openness of intermediate and final products had no significant impact on market integration. Therefore, opening up downstream industries can function as an effective catalyst of weakening local protectionism.

**Keywords:** Market Segmentation; Structure Estimation; Trade Openness