

编者按：本专栏由复旦大学世界经济研究所沈国兵教授主持和组稿。

贸易协定如何影响贸易增长方式

施炳展 吴金霞

（南开大学，天津 300071）

摘要：本文利用1996~2017年170个国家间贸易数据和EIA数据库进行经验分析。结论发现，贸易协定主要通过广度和数量渠道提升贸易规模，对贸易价格并无显著影响；贸易协定主要通过降低双边贸易成本提升贸易规模；上述作用因贸易协定自由化程度和条款异质性、进出口国家发展水平和制度质量差距而存在差异；上述结论在考虑内生性问题和零贸易等因素后依然稳健。结论表明，在肯定贸易协定规模效应的同时，对贸易协定的质量效果应审慎对待。

关键词：贸易协定；贸易增长方式；贸易规模；贸易三元边际

中图分类号：F744

文献标识码：A

文章编号：1006-1894（2022）06-0027-15

主流贸易理论认为，贸易自由化是经济发展的重要推动力量，特别是考虑动态贸易利益后，贸易自由化通过竞争促进、技术溢出、创新激发和制度改善等渠道推动贸易高质量发展，体现为贸易增长方式优化，即从数量扩张转向广度增长和价格提升，这为新时代中国经济高质量发展提供了重要洞察。贸易协定是各国推进贸易自由化的政策工具。WTO数据显示，贸易协定数量由1992年的32个增加到2021年的355个，增长10倍以上；从贸易协定内容看，贸易自由化程度也不断增强，经历了从非互惠贸易协定、优惠贸易协定、自由贸易协定、关税同盟到共同市场、经济联盟的变化。中国政府一贯致力于构建更高层次的双边和多边贸易协定。截至目前，中国已与26个国家和地区签署了19个自由贸易协定。国家“十四五”规划和中共“二十大”报告都明确提出，全面提高对外开放水平，推动贸易和投资自由化便利化，推进贸易创新发展。由此，全面评估和考察贸易协定如何影响贸易增长方式极为迫切。

一、文献综述

本文与两类文献直接相关。第一类文献研究贸易边际分解及其对贸易增长的贡献。这类文献基于Melitz（2003）等异质性企业理论文献，在实证层面将贸易规模分解为广度和深度，广度指贸易关系数目，深度指对应广度的平均贸易规模，如Felbermayr和Kolher（2006）、Bernard等（2009）、Hummels和Klenow（2005）。

作者简介：施炳展，南开大学跨国公司研究中心教授，研究方向：国际贸易理论与政策；吴金霞，南开大学经济学院博士研究生，研究方向：区域经济一体化理论。

基金项目：国家社科基金重大项目（项目编号：20&ZD069）；国家自然科学基金面上项目（项目编号：71973071）；2019年中宣部宣传思想文化青年英才项目。

在二元边际分解基础上, Hummels 和 Klenow (2005)、施炳展 (2010) 等将贸易深度进一步分解为数量和价格。现有文献对贸易二元边际的研究较为丰富, 但对数量和价格的研究较少。Helpman 等 (2008)、Amiti 和 Freund (2010)、Besedeš 和 Prusa (2011)、Baier 等 (2014)、Baccini 等 (2017) 认为贸易增长主要来自深度; 也有学者强调贸易广度的重要性, 如 Hummels 和 Klenow (2005)、Evenett 和 Venables (2002)。Fernandes 等 (2018) 发现深度和广度同等重要; Felbermayr 和 Kohler (2006) 认为深度和广度的贡献度随时间变化; 施炳展 (2010) 则认为广度和数量共同驱动了中国出口增长。

第二类文献讨论贸易协定对贸易增长和贸易边际的影响。理论上贸易协定通过减少贸易固定成本和可变成本提升双边贸易量 (Eaton and Kortum, 2002; Melitz, 2003; Bernard et al, 2003; Chaney, 2008)。贸易协定会降低贸易政策不确定性, 减少固定贸易成本 (Dutt et al, 2013); 同时降低关税壁垒、非关税壁垒等可变贸易成本, 最终提升贸易规模 (Baccini et al, 2017)。现有大部分文献从二元边际角度研究贸易协定如何推动贸易增长。Dutt 等 (2013) 认为加入 WTO 主要提升了贸易广度而非贸易深度; Falvey 和 Foster (2022) 发现贸易协定提升贸易广度但降低贸易深度; 吕建兴和张少华 (2021) 发现贸易协定仅提升了中国贸易深度, 且作用随时间增强; 贸易协定对贸易边际的影响呈现差异性, 受贸易协定类型、伙伴国发展水平、地理和文化等因素影响, 如 Baier 和 Bergstrand (2009)、Eicher 和 Henn (2011)、Eicher 和 Henn (2011)、Cheong 等 (2015)、Baier 等 (2018)、林禧和鲍晓华 (2019)。

现有文献也考察了贸易价格的决定因素, 但缺少贸易协定维度, 也未在统一框架下将价格、数量与广度进行对比分析。Hummels 和 Skiba (2004) 考察地理距离对贸易价格的影响方向及机制; Harrigan 等 (2015) 考察企业生产率、资本密集度对贸易价格的影响; Manova 和 Zhang (2012)、Bas 和 Strauss (2015)、Fan 等 (2018)、樊海潮等 (2022) 从微观层面考察企业贸易价格的决定因素, 但未涉及广度与数量。

综上, 现有文献大都集中考察贸易协定对贸易规模及二元边际的影响, 对贸易价格的关注度较低, 也无法考察贸易协定对广度、数量和价格影响的相对重要性。本文延续 Hummels 和 Klenow (2005)、施炳展 (2010) 的三元边际分解思路, 在引力模型统一框架下考察贸易协定对三元边际的影响及相对重要性, 对比分析贸易协定的数量效应和质量效应, 呼应对外贸易高质量发展的时代主题。本文可能的边际贡献有: 将贸易深度进一步细分为数量和价格, 更细致地研究贸易协定对出口贸易增长方式的作用, 政策上也与贸易高质量发展密切相关; 基于 170 个国家层面数据, 对比分析贸易协定对中国贸易规模、贸易边际的影响, 整体上展现贸易协定作用的一般性和特殊性, 为科学制定贸易政策提供参考; 从贸易成本角度探讨贸易协定影响贸易的内在机制, 并从协定异质性、国家异质性等多层面讨论内在机制作用的异质性, 在研究内容和结论方面丰富了现有文献。

二、研究框架与描述统计分析

(一) 研究框架

沿用 Hummels 和 Klenow (2005)、施炳展 (2010) 的分析思路, 将 i 国对 j 国出口占 i 国总出口的份额分解为贸易广度、贸易数量和贸易价格即式 (1):

$$R_{ij} = \frac{X_{ij}}{X_i} = EX_{ij} \cdot Q_{ij} \cdot P_{ij} \quad (1)$$

引入 Anderson 和 Wincoop (2003) 推导的双边贸易规模决定方程:

$$X_{ij} = \frac{Y_i Y_j}{Y_w} \left(\frac{t_{ij}}{P_i P_j} \right)^{1-\sigma} \quad (2)$$

将式 (2) 两边同时除以 i 国总出口 X_i 得到:

$$R_{ij} = \frac{X_{ij}}{X_i} = \frac{Y_i Y_j}{X_i Y_w} \left(\frac{t_{ij}}{P_i P_j} \right)^{1-\sigma} \quad (3)$$

t_{ij} 为双边贸易成本, 可表示为贸易协定的函数: $t_{ij}^{\sigma-1} = \exp^{-(\delta RTA_{ijt} + \sum_l \beta_l \Omega_{ijl} + \mu_{ij})}$ 。其中, $RTA_{ijt} \in \{0, 1\}$, 是一个指示变量, 如果两国 t 年有贸易协定则取值为 1, 否则取值为 0; $\sum_l \beta_l \Omega_{ijl}$ 为其他贸易成本; $\mu_{ij} \sim N(0, \sigma_\mu^2)$ 表示随机因素。在不考虑零贸易的情况下, 引入时间因素后, 将式 (3) 两边取自然对数得到基准回归模型:

$$\ln R_{ijt} = \beta_0 + \chi_i + \chi_j + \chi_t + \delta RTA_{ijt} + \sum_l \beta_l \Omega_{ijl} + \mu_{ijt} \quad (4)$$

其中, $\beta_0 = -\ln Y_w$, 为常数项; $\chi_i = \ln Y_i - \ln X_i + (\sigma - 1) \ln P_i$ 为出口方固定效应; $\chi_j = \ln Y_j + (\sigma - 1) \ln P_j$ 为进口方固定效应; χ_t 为年份固定效应。

(二) 变量及数据来源

1. 被解释变量

被解释变量为贸易份额及其三元边际分解。贸易数据来源于 CEPII-BACI 数据库, 该数据库报告了各国双边 6 分位贸易数据。

2. 核心解释变量

核心解释变量为是否签订贸易协定即 RTA_{ijt} 。数据来源于 EIA 数据库, 将其与双边贸易数据库进行匹配, 最终得到 1996~2017 年 170 个签订贸易协定国家间的贸易数据样本。

3. 控制变量

双边经济规模 ($\ln gdp_i$ 和 $\ln gdp_j$), 较大经济规模的国家有更强的产品生产和出口能力, 也有更大的产品购买和消费意愿 (Walsh, 2006), 数据来源于世界银行 WDI 数据库。地理距离 ($\ln dist$), 地理距离越近, 运输和信息成本越低, 贸易规模越大。两国是否相邻 ($contig$), 接壤国家间贸易成本更低, 贸易规模更大。文化差异, $comlang$ 表示两国是否共讲主要官方语言, $comrelig$ 表示两国宗教信仰接近指数。历史联系, $sibling$ 、 $comcol$ 和 col_dep_ever 分别表示历史上是否隶属于同一国家或地区、是否有共同殖民者以及是否曾为殖民地。制度差异, $comleg$ 表示

两国是否属于同一法律体系。双边贸易成本数据均来源于 CEPII 的 Gravity 数据库。相关变量描述统计见表 1。

表 1 主要变量描述性统计

变量	含义	观测值	均值	方差	最小值	最大值
$\ln R$	贸易规模取自然对数	67,726	-8.4870	3.2443	-23.7988	-0.0651
$\ln Ex$	贸易广度取自然对数	67,726	-3.1752	2.8724	-23.6639	-0.0028
$\ln Q$	贸易数量取自然对数	67,726	-5.5395	2.6336	-21.5858	0
$\ln P$	贸易价格取自然对数	67,726	0.2277	0.6989	-9.5257	10.2472
RTA	是否签订贸易协定	67,726	0.2325	0.4225	0	1
$\ln dist$	双边地理距离取自然对数	67,726	8.7604	0.7714	2.3494	9.8987
$\ln gdp_i$	出口国经济规模取自然对数	67,726	17.5419	2.2005	11.6171	23.7875
$\ln gdp_j$	进口国经济规模取自然对数	67,726	17.5427	2.2002	11.6171	23.7875
$contig$	是否相邻	67,726	0.0164	0.1270	0	1
$comlang$	是否共讲主要官方语言	67,726	0.1599	0.3665	0	1
$comrelig$	两国宗教信仰接近指数	67,726	0.1716	0.2473	0	0.9960
$sibling$	历史上是否隶属于同一国家	67,726	0.1860	0.3891	0	1
$comcol$	是否有共同殖民者	67,726	0.1177	0.3222	0	1
col_dep_ever	是否曾为殖民和被殖民关系	67,726	0.0084	0.0912	0	1
$comleg$	是否属于同一法律体系	67,726	0.3985	0.4896	0	1

图 1 给出了按照是否签订贸易协定分类的贸易规模及其三元边际的核密度对比图。可以看出：贸易协定国之间的贸易规模、广度和数量的核密度曲线整体偏右且波峰更高，说明贸易协定能够促进双边贸易规模、广度和数量的提升；但贸易价格无明显差别。

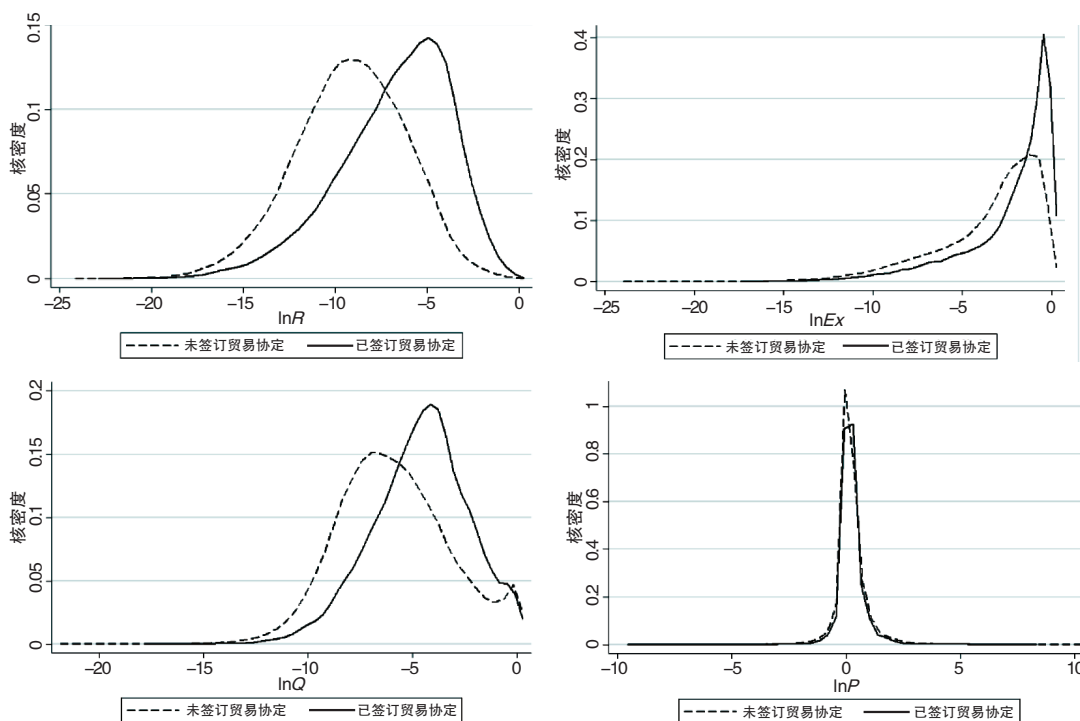


图 1 未签订和已签订贸易协定样本的对比分析

三、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

采用式(4)进行基准回归,结果见表2。 RTA 对规模、广度和数量的回归系数均显著为正,说明贸易协定主要通过广度和数量途径提升贸易规模;但对价格回归系数不显著。其主要原因可能是:贸易协定导致可变贸易成本下降,增加贸易数量;贸易协定也降低了固定贸易成本,使非贸易企业转为贸易企业,增加贸易广度;贸易协定与从量或从价形式的贸易成本均相关,但两种形式的贸易成本对价格的影响方向不同(Hummels and Skiba, 2004),从而对贸易价格影响并不确定。如果贸易价格可以近似替代贸易质量,上述结果表明贸易协定主要通过数量而非质量促进贸易发展。控制变量的回归结果符合预期,不再赘述。

表2 基准回归结果

	$\ln R$	$\ln Ex$	$\ln Q$	$\ln P$
RTA	0.4722*** (0.0617)	0.3406*** (0.0555)	0.1301*** (0.0454)	0.0014 (0.0107)
$\ln gdp_i$	-0.4504*** (0.1026)	0.4687*** (0.0990)	-0.9323*** (0.0921)	0.0133 (0.0275)
$\ln gdp_j$	1.0176*** (0.0872)	0.5814*** (0.0760)	0.3913*** (0.0773)	0.0448* (0.0252)
$\ln dist$	-1.3732*** (0.0384)	-0.7624*** (0.0352)	-0.6751*** (0.0269)	0.0644*** (0.0062)
$contig$	0.6704*** (0.2045)	0.0117 (0.1966)	0.6709*** (0.1365)	-0.0122 (0.0240)
$comlang$	0.3531*** (0.0971)	0.3543*** (0.0906)	0.0124 (0.0698)	-0.0135 (0.0155)
$comrelig$	-0.1016 (0.1151)	-0.0043 (0.1023)	-0.1003 (0.0844)	0.0030 (0.0210)
$sibling$	0.5792*** (0.1066)	0.4353*** (0.0850)	0.1886** (0.0799)	-0.0446*** (0.0171)
$comcol$	0.5416*** (0.1251)	0.3766*** (0.1029)	0.1482* (0.0895)	0.0167 (0.0204)
col_dep_ever	0.9698*** (0.3031)	0.5318* (0.3150)	0.4853** (0.1950)	-0.0473 (0.0323)
$comleg$	0.1028* (0.0574)	-0.0410 (0.0507)	0.1399*** (0.0415)	0.0040 (0.0099)
N	67,726	67,726	67,726	67,726
R^2	0.5974	0.5231	0.4819	0.0570

注:括号内为稳健标准误,聚类到国家层面;*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$;所有回归均加入了出口方、进口方、年份固定效应。如无特殊说明,下表同。

(二) 机制分析

如前所述,贸易协定主要通过降低贸易成本提升贸易规模。信息成本是贸易成本的组成部分,且差异化产品贸易对信息要求更高,从而差异化产品对贸易协定的反应弹性应更大,类似逻辑见Fink等(2005)、

表3 机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln R$	$\ln Ex$	$\ln Q$	$\ln R$	$\ln Ex$	$\ln Q$
$RTA \times CON$	0.0538*** (0.0135)	0.0264*** (0.0030)	0.0343** (0.0152)			
$RTA \times Cost_Novy$				0.1229*** (0.0026)	0.0152*** (0.0047)	0.1421*** (0.0052)
N	135,380	135,380	135,380	67,694	67,694	67,694
R^2	0.8221	0.8578	0.8027	0.9466	0.6968	0.5646

注:考虑到篇幅因素,此表略去控制变量汇报。下表同。

Brynjolfsson等(2019)、Fernandes等(2019)。因此,参考Rauch(1999)的分类方法,将贸易品划分为差异化产品与同质产品,采用交叉项方法验证理论机制,即将是否为差异化产品与 RTA 交乘($RTA \times CON$)加入基准回归中,回归结果见表3列(1)~列(3),交乘项系数显著为正,说明差异化产品较同质产品对贸易协定的反应弹性更大,印证了信息成本是贸易协定的作用渠道之一。

按照类似思路,贸易协定不仅可以降低双边信息成本,也可以降低其他形式的贸易成本(Handley, 2014; Limão and Maggi, 2015; Handley and Limão, 2017),

为此进一步考察贸易协定对双边整体贸易成本的影响,采用 Novy (2013) 的方法,利用双边贸易数据反推双边贸易成本,回归结果见表 3 列 (4)~ 列 (6),交叉项系数显著为正,表明贸易协定对双边贸易成本较大样本的作用更显著,意味着贸易协定通过降低贸易成本渠道影响双边贸易。

(三) 异质性分析

如前所述,贸易协定主要通过降低贸易成本影响贸易增长模式,但这一机制在不同样本中呈现异质性。一方面,贸易协定内容具有异质性,从而引致贸易成本下降幅度存在差异性,进一步导致贸易协定作用程度不同;另一方面,贸易协定发挥作用的的外部条件不同,如各国基础设施、法律制度等,这会引致贸易协定执行程度不同,进一步导致贸易协定作用的差异性。

1. 贸易协定内容异质性

贸易协定自由化程度异质性。EIA 数据库根据贸易自由化程度递增将贸易协定分为 6 类:非互惠贸易协定(NR-PTA)、优惠贸易协定(PTA)、自由贸易协定(FTA)、关税同盟(CU)、共同市场(CM)和经济同盟(EU)。将不同贸易协定同时加入基准回归,结果见表 4。从非互惠贸易协定到关税同盟,随着贸易协定自由化程度提升,贸易协定对贸易规模、广度和数量的促进作用增强。但自由化程度最高的共同市场和经济同盟对贸易规模没有影响,且降低了广度。原因可能是,在共同市场、经济同盟类贸易协定签署前,成员间的贸易成本已较低,非贸易主体转为贸易主体的潜力较小,且商品流动可能被要素流动替代;但在深度层面,共同市场、经济同盟对已有贸易关系的进一步发展仍有促进作用。总体而言,贸易自由化程度高低会影响贸易规模、广度和数量,但对贸易价格均无显著作用。

是否包含服务贸易条款。是否包含服务贸易条款是考察贸易协定自由化程度的一个维度。表 5 报告了是否含有服务贸易条款对双边贸易的影响结果。虽然货物贸易协定和服务贸易协定条款都能提升双边贸易数量,但货物贸易协定显著提升了贸易广度,而服务贸易条款却抑制了贸易广度,从而仅含货物贸易条款的贸易协定作用更大一些。与表 4 的解释类似,含有服务贸易条款的协定往往具有更高的自由化程度,广度扩张潜力有限,而且可能通过要素流动替代已有的商品流动,降低了贸易广度;但对于给定的贸易关系,贸易成本下降仍然可以提升贸易数量。但无论哪类贸易协定对贸易价格的影响均不显著,这与基准回归结果类似。

贸易协定核心条款深度差异。贸易协定核心条款的具体内容更能体现贸易协定

表 4 贸易协定自由化程度异质性回归结果

	lnR	lnEx	lnQ	lnP
NR-PTA	0.0189** (0.0077)	0.0338*** (0.0075)	-0.0145** (0.0072)	0.0034 (0.0067)
PTA	0.0194*** (0.0063)	0.0196*** (0.0066)	0.0014 (0.0055)	0.0041 (0.0057)
FTA	0.0466*** (0.0068)	0.0169** (0.0070)	0.0407*** (0.0056)	-0.0067 (0.0049)
CU	0.0644*** (0.0077)	0.0465*** (0.0082)	0.0278*** (0.0060)	0.0028 (0.0039)
CM	-0.0029 (0.0051)	-0.0371*** (0.0067)	0.0381*** (0.0043)	-0.0047 (0.0033)
EU	-0.0114 (0.0079)	-0.0476*** (0.0092)	0.0371*** (0.0039)	0.0031 (0.0037)
N	67,726	67,726	67,726	67,726
R ²	0.6015	0.5290	0.4852	0.0571

间的差异性。为此,采用 Horn 等 (2010) 的 HMS 分类方法,将现存于 WTO 框架内的 14 项议题称为“第一代贸易政策”,

表 5 是否含有服务贸易条款异质性回归结果

	仅含货物贸易条款				含服务贸易条款			
	lnR	lnEx	lnQ	lnP	lnR	lnEx	lnQ	lnP
<i>R</i> <i>TA</i>	0.7854*** (0.0879)	0.5123*** (0.0788)	0.2782*** (0.0569)	-0.0051 (0.0123)				
<i>R</i> <i>TA</i>					-0.0229 (0.0754)	-0.1963*** (0.0681)	0.2665*** (0.0563)	0.0012 (0.0091)
<i>N</i>	67,726	67,726	67,726	67,726	67,726	67,726	67,726	67,726
<i>R</i> ²	0.5988	0.5236	0.4823	0.0570	0.6041	0.5618	0.5025	0.1231

将尚未包含在现行 WTO 多哈回合谈判框架和规则下的 38 项议题称为“第二代贸易政策”。借鉴 Damuri (2012) 的方法,根据在贸易协定中的出现频次,从以上 52 项议题中提取 18 项核心议题,包括工业产品减让、农业产品减让、海关程序、出口税、反倾销、反补贴、卫生和植物检疫、技术性贸易壁垒、TRIMS、TRIPs 和资本自由流动等 11 项“边境上措施”,国有企业、GATS、IPR、公共补助、政府采购、投资和竞争政策等 7 项“边境后措施”。最后将 18 个核心议题包含的条款进行简单加总并进行标准化处理得到贸易协定核心深度指数 (*Totaldep*),直接反映贸易协定的自由化程度。表 6 列 (1)~ 列 (4) 回归结果显示,贸易协定核心深度程度越高,双边贸易数量和贸易规模越大。

关税与非关税条款深度差异性。借鉴 Damuri (2012) 的做法,按照贸易协定深度条款是否涉及关税减让议题,将深度条款划分为关税与非关税条款。其中,关税条款包括工业产品减让、农业产品减让、反倾销、反补贴、TRIMs 和 TRIPs 共 6 项子指标,其余 46 项子指标为非关税条款 (张志明, 2022)。为考察关税条款和非关税条款深度水平对贸易规模及三元边际的影响,依据贸易协定核心深度指数 (*Totaldep*) 的计算方法,构建关税与非关税条款深度指数 (*Tardepi* 和 *nonTardepi*),将其替代 *RTA* 进行回归。由表 6 列 (5)~ 列 (12) 回归结果可知, *Tardepi* 和 *nonTardepi* 对贸易规模和贸易数量的估计系数均显著为正,且 *Tardepi* 的估计系数更大,而对贸易广度并无显著影响。这说明,与仅涉及非关税条款的贸易协定相比,仅涉及关税条款的贸易协定对双边贸易数量和贸易规模的提升效应更大。原因可能是,非关税条款极具隐蔽性、不易区分和实施,而关税条款更加透明、简单明了且容易实施,对双边产品贸易的促进作用更强 (许亚云等, 2020)。

2. 贸易国家对异质性

发展水平差异性。贸易双方在历史条件、制度环境和开放水平诸多方面存在差异性,这构成了贸易协定发挥作用的外部环境,从而影响贸易协定作用大小及方向。因此,将贸易双方划分为发达国家和发展中国家,分样本回归结果见表 7。总体而言,4 种类型的贸易协定都能提升贸易规模,且对贸易价格仍无显著影响,但对贸易广度和数量的影响程度各异。首先,“发达国家—发达国家”和“发展中国家—发展中国家”类型的贸易协定均提升了贸易广度和贸易数量,这与刘德学等 (2022) 的结论保持一致,也与基准回归结果一致。其次,“发达国家—发展中国家”类型的贸

表 6 贸易协定深度条款异质性回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	lnR	lnEx	lnQ	lnP	lnR	lnEx	lnQ	lnP	lnR	lnEx	lnQ	lnP
<i>Totaldep</i>	0.3791*** (0.1395)	0.0277 (0.1150)	0.3260*** (0.1080)	0.0254 (0.0292)								
<i>Tardepi</i>					0.4546*** (0.1276)	0.0366 (0.1125)	0.4091*** (0.0898)	0.0090 (0.0228)				
<i>nonTardepi</i>									0.3955*** (0.1385)	0.0450 (0.1137)	0.3231*** (0.1082)	0.0274 (0.0293)
<i>N</i>	67,726	67,726	67,726	67,726	67,726	67,726	67,726	67,726	67,726	67,726	67,726	67,726
<i>R</i> ²	0.5957	0.5218	0.4819	0.0570	0.5959	0.5218	0.4821	0.0570	0.5957	0.5218	0.4819	0.0570

易协定仅提升了贸易广度。原因可能是，发达国家国内市场规模巨大，可以生产多种产品；从动态看，发达国家也处于创新前沿，创新表现之一是产品种类不断增加；由此，发达国家成为世界贸易产品种类存量和增量的来源地，这也是发达国家成为贸易大国的重要因素。因此，“发达国家—发展中国家”类型的贸易协定签订后，发展中国家进口固定成本下降，引致发达国家出口更多的产品种类，增加贸易广度。对于发达国家而言，依靠产品种类和产品质量获胜是重要的国际竞争手段，但在贸易数量扩张上并不具有优势，因此数量增加有限。最后，“发展中国家—发达国家”类型的贸易协定仅提升了贸易数量。其可能原因是，贸易协定虽然促使发达国家更大程度开放国内市场，发展中国家能够获得市场准入机会，但发展中国家企业产品市场竞争力较弱，难以在发达国家的激烈竞争中立足，因此仅能集中生产和出口具有比较优势的产品，在比较优势产品上不断扩大出口数量，甚至依靠不断降低价格实现数量增长，但无法通过产品多元化战略实现贸易增长。

制度质量差异性。贸易协定是否能够贯彻执行受到一国契约执行效率的影响，这进一步由一国制度质量决定。采用世界银行 WGI 数据库的 6 个全球治理指标均值度量各国制度质量，包括话语权与问责制、政治稳定性、政府有效性、监管质量、法律法规和贪腐控制。利用进出口国制度质量之差的绝对值表示双边制度质量差异。以当年双边制度质量差异的均值为界，将样本划分为双边制度质量差异较大组和较小组分别进行回归。结果见表 8，贸易协定在双边制度质量差异小的样本国家中作用更大，且对贸易价格具有负向影响。原因可能是，进出口国之间较小的制度质量差异可以增进信任、降低沟通协调成本、减少贸易摩擦冲突、降低不确定性（王孝松和常远，2022）。

表 7 贸易双方发展水平异质性

出口方	进口方			
	发达国家		发展中国家	
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnR				
发达国家	0.3556*** (0.1220)		0.1557** (0.0611)	
发展中国家		0.1509** (0.0629)		0.5730*** (0.0488)
lnEx				
发达国家	0.1746*** (0.0458)		0.1116*** (0.0411)	
发展中国家		-0.0092 (0.0566)		0.2623*** (0.0473)
lnQ				
发达国家	0.2133* (0.1111)		0.0208 (0.0587)	
发展中国家		0.1663*** (0.0536)		0.3025*** (0.0400)
lnP				
发达国家	-0.0323 (0.0217)		0.0233 (0.0171)	
发展中国家		-0.0062 (0.0209)		0.0083 (0.0120)

注：鉴于可读性考虑，该表未汇报样本量和可决系数。

表 8 双边制度质量差异性回归结果

	双边制度质量差异较大				双边制度质量差异较小			
	$\ln R$	$\ln Ex$	$\ln Q$	$\ln P$	$\ln R$	$\ln Ex$	$\ln Q$	$\ln P$
RTA	0.3900*** (0.0672)	0.2577*** (0.0647)	0.1110** (0.0518)	0.0214 (0.0136)	0.5206*** (0.0944)	0.2518*** (0.0812)	0.3046*** (0.0677)	-0.0358** (0.0171)
N	38,023	38,023	38,023	38,023	29,702	29,702	29,702	29,702
R^2	0.6212	0.5259	0.5323	0.0625	0.5929	0.5409	0.4419	0.0664

(四) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

将签订贸易协定视为外生政策冲击,考察贸易协定对双边贸易的影响。由于进出口国家之间签订贸易协定的时间不同,因此,本文实证研究借鉴多期 DID 方法进行估计,将签订贸易协定的国家对视为处理组,未签订贸易协定的国家对视为控制组。采用 DID 方法估计的前提是政策实施前控制组和处理组具有相同的变化趋势,政策实施后两组变化趋势差异明显。平行趋势检验结果见图 2,0 时点为 RTA 签订之时。图 2 显示,在贸易协定签订前,处理组与控制组趋势基本一致,其贸易效应大多不显著;在贸易协定签订后,贸易协定对处理组的进出口国家双边贸易规模、贸易广度和数量的影响为正,且其正向影响逐渐扩大并趋于稳定。

2. 内生性讨论与处理

双边贸易规模较大的经济体间更容易签订贸易协定,以实现更大规模、更多种类和更高质量的贸易流量,因此存在双向因果导致的内生性问题。另外,可能存在同时影响贸易协定与贸易规模的变量,如单边随时间变化的政治事件等,由此可能导致遗漏变量引致的内生性问题。对

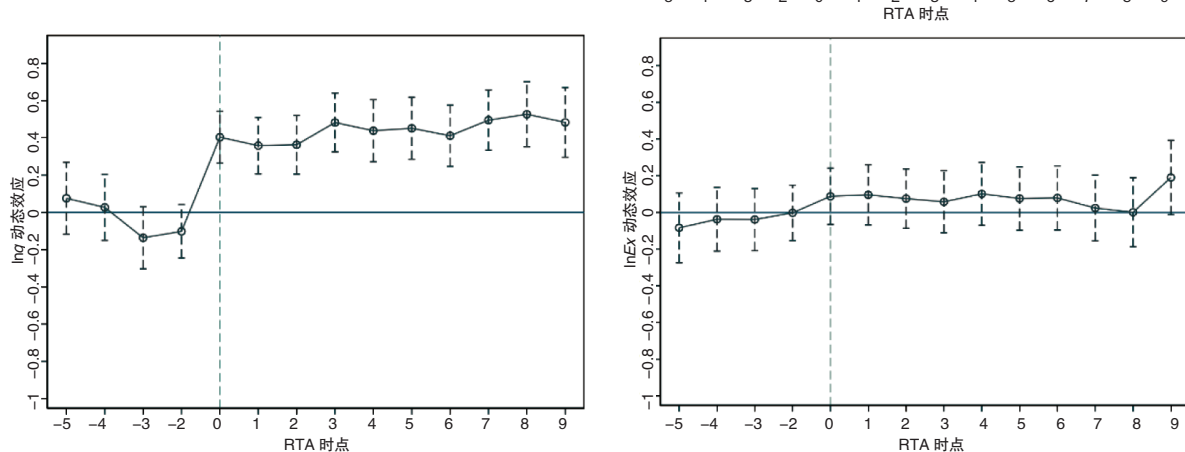


图 2 平行趋势检验

此, 进行两方面处理。

第一, 采用工具变量法进行回归。借鉴铁瑛等(2021)采用贸易双方签订贸易协定数量差异以及滞后一期的贸易协定变量 $LRTA$ 同时作为当期贸易协定的工具变量进行回归。一般认为, 两经济体签订贸易协定的数量差距反映了双方签订贸易协定的谈判成本, 数量差距越大, 意味着双边签订贸易协定的经验差距越大, 从而抬高双方签订贸易协定的谈判成本, 影响贸易协定签订。回归结果见表9列(1)~列(4), RTA 系数的显著性和方向都与基准回归保持一致。第二, 改变固定效应处理方法。在回归中采用进口国一年份、出口国一年份二维固定效应, 以控制随国别一时间变化的所有单边影响, 避免遗漏变量。回归结果见表9列(5)~列(8), RTA 对双边贸易量、贸易广度和贸易数量的影响仍然显著为正, 对贸易价格仍无显著影响。

表9 考虑内生性后的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\ln R$	$\ln Ex$	$\ln Q$	$\ln P$	$\ln R$	$\ln Ex$	$\ln Q$	$\ln P$
RTA	0.5105*** (0.0681)	0.3572*** (0.0614)	0.1526*** (0.0502)	0.0006 (0.0118)	0.6235*** (0.0726)	0.4844*** (0.0651)	0.1358** (0.0533)	0.0033 (0.0121)
N	64,535	64,535	64,535	64,535	67,726	67,726	67,726	67,726
R^2	0.2880	0.1280	0.0987	0.0064	0.6397	0.5651	0.5420	0.1495

3. 样本选择偏差

上述分析均未考虑零贸易因素, 忽略零贸易直接采用 OLS 估计会由于样本选择偏差而产生有偏估计, 接下来采用 Heckman 两步法解决零贸易问题, 该方法要求至少需要一个变量只在选择方程中出现而不在结果方程中出现。借鉴 Helpman 等(2008)的做法, 选择

双边贸易所需天数作为方程中的排他性变量。双边贸易所需天数属于固定贸易成本, 影响贸易发生, 但不影响贸易规模。估计结果见表10, 列(1)显示第一阶段(选择方程)估计结果, $Dummy$ 表示是否进行双边贸易, 结果显示双边贸易所需天数会对出口贸易行为选择产生影响; 列(2)~列(5)显示第二阶段控制逆米尔斯比后的回归结果, 结果显示考虑样本选择偏差后, 核心结论依然稳健。

4. 截面数据回归结果

基准回归仅控制了出口方、进口方和年份固定效应, 面板数据框架下会遗漏部分随时间和进出口变化的变量。剔除这些遗漏变量影响的一个方法是采用截面数据回归, 同时控制出口方和进口方固定效应。因此, 以各年度数据进行截面数据回归, 部分结果见表11。其一, 从均值看, 2007~2017年的回归系数值大于1996~2006年, 说明贸易协定促进作用有所增加, 原因可能在于贸易协定自由化程度提升。其二, 从途径看,

表10 Heckman 两步法估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$Dummy$	$\ln R$	$\ln Ex$	$\ln Q$	$\ln P$
RTA		0.5487*** (0.0731)	0.4403*** (0.0662)	0.1229** (0.0550)	-0.0145 (0.0132)
$Days$	-0.0011*** (0.0001)				
$Mills$		3.7383*** (1.0370)	-2.2138** (0.9874)	5.5385*** (0.9233)	0.4136 (0.3305)
N	364,465	43,736	43,736	43,736	43,736
R^2	0.0340	0.6013	0.5497	0.4632	0.0700

大多数年份贸易规模和贸易广度的系数为正,意味着贸易协定对降低固定贸易成本的作用更重要且稳健。其三,价格贡献率微乎其微,且大多数年份为负值,说明贸易协定对贸易价格、进而对贸易质量并未产生任何显著正向影响。

表 11 不同年份截面数据回归结果

年份	样本量	回归系数				贡献率		
		lnR	lnEx	lnQ	lnP	lnEx	lnQ	lnP
1996	2,489	0.1481	0.0263	0.0969	0.0249	17.76%	65.43%	16.81%
2000	2,986	0.6165***	0.3906***	0.1349	0.0910**	63.36%	21.88%	14.76%
2006	3,108	0.6411***	0.3438**	0.3617***	-0.0644*	53.63%	56.42%	-10.05%
2007	3,181	0.6827***	0.3741***	0.3081**	0.0004	54.81%	45.14%	0.06%
2010	3,275	0.6223***	0.5397***	0.0730	0.0096	86.73%	11.73%	1.54%
2017	2,880	0.6038***	0.4992***	0.1683*	-0.0638	82.69%	27.88%	-10.57%
1996~2006 年均值	3,271	0.5349	0.3448	0.1751	0.0150	62.07%	33.84%	4.09%
2007~2017 年均值	3,302	0.6712	0.5437	0.1290	-0.0016	81.84%	19.2%	-1.03%
1996~2017 年均值	3,287	0.6030	0.4442	0.1521	0.0067	71.95%	26.52%	1.53%

5. 替换样本和矫正标准误

采用以下两种方法对基准回归进行稳健性检验。其一,对样本进行缩尾处理。为剔除极端值对基准回归的影响,将被解释变量 lnR、lnEx、lnQ 和 lnP 小于 5% 和大于 95% 的百分位数值删除,再进行回归。回归结果见表 12 列 (1)~ 列 (4), RTA 系数符号及显著性仍然与基准回归保持一致。其二,矫正标准误。借鉴 MacKinnon 和 White (1985) 的做法,根据样本量和变量数量调整自由度,重新计算标准误,以保证本文估计系数不被高估。回归结果见表 12 列 (5)~ 列 (8),核心解释变量 RTA 系数大小并无明显变化。

表 12 替换样本和矫正标准误

	缩尾处理				矫正标准误			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnR	lnEx	lnQ	lnP	lnR	lnEx	lnQ	lnP
RTA	0.3813*** (0.0506)	0.2464*** (0.0424)	0.1592*** (0.0414)	-0.0054 (0.0067)	0.4722*** (0.0251)	0.3406*** (0.0237)	0.1301*** (0.0221)	0.0014 (0.0077)
N	60,953	60,954	60,954	60,953	67,726	67,726	67,726	67,726
R ²	0.5623	0.5344	0.4682	0.1274	0.5974	0.5231	0.4819	0.0570

(五) 关于中国的分析

积极推动贸易协定签署是中国实现高水平对外开放、实施双循环战略的重要抓手。考虑到问题研究的现实意义,进一步考察中国签署贸易协定的影响,特别注意中国样本结果的一般性与特殊性。

首先,设置哑变量 China 标识是否为中国,并将其与 RTA 的交乘项 China_RT A 放入基准回归模型 (4) 中,回归结果见表 13。由交乘项 China_RT A 的回归系数可知,贸易协定对中国贸易规模和贸易数量的促进作用更明显,对贸易广度的促进作用弱于其他国家,但显著提高了贸易价格,这显然不同于整体样本回归结果。上述发现与吕建兴和张少华 (2021)、亢梅玲等 (2017) 的结论一致,原因可能在于:第一,

中国转型经济情境下存在大量农村剩余劳动力, 签订贸易协定引致贸易自由化程度提升, 大量剩余资源从农村转向出口部门, 而原有非出口部门的资源配置规模未必变化, 从而贸易自由化引致的净增长效应会更大一些, 表现为贸易数量增长快于世界平均水平。第二, 贸易协定生效后导致的进口贸易自由化使得中国进口贸易壁垒下降, 大量海外产品涌入导致国内市场竞争更加激烈, 使得中国具有一定生产率优势的出口企业为稳固生存, 集中企业资源生产现有核心产品和竞争力相对较高的少数优势产品, 巩固其市场地位, 进而减缓了新产品研发, 出口产品种类也减少(亢梅玲等, 2017); 同时, 那些不具有生产率优势和产品竞争力的企业可能直接退出市场, 也导致出口产品多元化降低。第三, 贸易自由化后, 资源会流向高效率企业, 导致低效率企业被迫退出市场, 而高效率企业的产品质量和产品价格往往较高, 促进了中国贸易价格提升; 另一方面, 中国与其他国家签订贸易协定后使得中间产品进口关税下降, 促使本国多产品出口企业对出口产品进行质量升级, 从而提高出口产品定价, 这与 Bas 和 Strauss (2015)、樊海潮等 (2022) 的结论一致。

其次, 进一步考察中国与发展中国家和发达国家签订贸易协定的差异性影响, 结果见表 14。由交乘项 *China_RTA* 的回归系数可知, 相比于发达国家, 中国与发展中国家签订贸易协定对贸易规模、广度和数量的估计系数绝对值更大, 这说明中国与发展中国家签订贸易协定的贸易总量促进效应更大。原因可能是, 中国与发展中国家初始贸易自由化程度较低, 因此贸易协定引致的贸易成本下降幅度更大, 从而对贸易总体促进作用更明显。中国与发达国家的贸易协定能够提升贸易价格, 与发展中国家的贸易协定作用相反。原因可能是, 发达国家收入水平高、产品质量要求更高; 同时, 中国存在大量源自发达国家的加工贸易订单, 这类产品具有较高的产品质量, 贸易协定使发达国家的收入效应和加工贸易效应发挥更加充分。

表 13 中国签订贸易协定作用考察

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnR	lnEx	lnQ	lnP
<i>RTA</i>	0.6225*** (0.0296)	0.4960*** (0.0292)	0.1474*** (0.0254)	-0.0208 (0.0791)
<i>China_RTA</i>	0.3539*** (0.1131)	-0.2218*** (0.0073)	1.5153*** (0.1258)	0.0604** (0.0235)
<i>Importer FE</i>	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是
<i>N</i>	67,726	67,726	67,726	67,726
<i>R</i> ²	0.5062	0.3402	0.3901	0.0356

表 14 中国与不同国家签订贸易协定作用异质性分析

	发展中国家				发达国家			
	lnR	lnEx	lnQ	lnP	lnR	lnEx	lnQ	lnP
<i>RTA</i>	0.6980*** (0.0372)	0.5212*** (0.0373)	0.1806*** (0.0326)	-0.0038 (0.0094)	0.3246*** (0.0442)	0.2035*** (0.0396)	0.1837*** (0.0395)	-0.0626*** (0.0149)
<i>China_RTA</i>	0.6158*** (0.2385)	-0.1224*** (0.1422)	1.7665*** (0.2371)	-0.1283*** (0.0446)	0.2988** (0.1308)	-0.6888*** (0.0746)	0.8267*** (0.1476)	0.1610*** (0.0264)
<i>Importer FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	52,915	52,915	52,915	52,915	14,811	14,811	14,811	14,811
<i>R</i> ²	0.4507	0.3210	0.3710	0.0369	0.4268	0.3355	0.3241	0.0320

最后,考察中国签署的不同类型贸易协定($NR-PTA$ 、 PTA)的影响,将哑变量 $China$ 与 $NR-PTA$ 、 PTA 的交乘项 $China_NRP$ 、 $China_PTA$ 分别放入基准回归模型(4)中,回归结果见表15。对比交乘项 $China_NRP$ 和 $China_PTA$ 系数可知,相较于非互惠贸易协定,自由化程度更高的优惠贸易协定对中国贸易规模提升作用更大。虽然两种类型的贸易协定都能推动中国贸易数量提升,但非互惠贸易协定对贸易价格提升作用更大。

表 15 中国签订不同类型贸易协定异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\ln R$	$\ln Ex$	$\ln Q$	$\ln P$	$\ln R$	$\ln Ex$	$\ln Q$	$\ln P$
$China_NRP$	0.1453** (0.0614)	-0.3982*** (0.0569)	0.5828*** (0.0878)	0.1151** (0.0562)				
$China_PTA$					0.5457*** (0.1942)	0.0357 (0.0848)	0.7244*** (0.1733)	-0.3437** (0.1591)
$Importer\ FE$	是	是	是	是	是	是	是	是
$Year\ FE$	是	是	是	是	是	是	是	是
N	67,726	67,726	67,726	67,726	67,726	67,726	67,726	67,726
R^2	0.5026	0.3373	0.3897	0.0355	0.5026	0.3372	0.3893	0.0355

总之,贸易协定在更大程度上提升了中国贸易数量,也对现阶段贸易质量改善具有积极作用,这体现了中国要素市场和产品市场的独特转型特征,意味着贸易自由化对发展中大国市场发育和制度改善的积极作用,凸显了中国情境下贸易协定作用的一般性与特殊性。

四、结论与政策含义

本文聚焦贸易协定对贸易增长方式的影响,具体关注贸易协定对贸易广度、数量和价格的影响,考察贸易协定对贸易规模与贸易增长方式的影响。研究结论如下:其一,贸易协定能够显著降低贸易成本,从而提升贸易广度和贸易数量,但对贸易价格作用不显著。其二,贸易协定的作用存在多维异质性。贸易协定自由化程度、是否含有服务贸易条款、核心条款深度差异、关税和非关税条款深度差异均会导致贸易协定作用的异质性。其三,从贸易国家对来看,经济发展水平和制度质量均会影响贸易协定作用,所有协定均能提升贸易规模,且对贸易价格无显著影响,但对贸易广度和数量的影响各异。其四,由于中国转型经济的特殊性,贸易协定对中国贸易规模、贸易数量和贸易价格均具有积极影响,但降低了贸易广度。简言之,贸易协定在提升贸易规模的同时,也会影响贸易增长方式。

上述结论对应的政策含义有3点。其一,要辩证看待贸易协定的作用,在肯定贸易协定提升贸易规模的同时,也要注意贸易协定对贸易价格的不确定影响。贸易价格特别是出口价格是构成贸易条件优化、实现贸易利益的重要方面,更是构成贸易高质量发展的重要方面,要审慎对待贸易协定的贸易质量效应。其二,考虑到贸易协定自由化程度的异质性影响,随着一国经济发展水平变化,签订贸易协定的政

策目标、条款深度和实施手段也要适时调整,同时要根据贸易协定对象国特征选择适宜科学的条款内容。其三,对于中国而言,既要看到当下贸易协定对贸易规模和贸易质量的积极促进作用,也要考虑贸易协定的一般性结论,注意贸易协定在提升贸易价格和贸易质量方面作用的有限性。

参考文献:

- [1] 樊海潮等. 贸易自由化与企业内的产品质量调整 [J]. 中国工业经济, 2022,(1).
- [2] 亢梅玲等. 贸易自由化、产品组合与中国多产品出口企业 [J]. 国际贸易问题, 2017,(7).
- [3] 林僖, 鲍晓华. 区域服务贸易协定与服务出口二元边际——基于国际经验的实证分析 [J]. 经济学 (季刊), 2019,(4).
- [4] 刘德学等. 优惠贸易协定对出口二元边际的异质性影响——基于 2002~2018 年 BACI 数据库的数据分析 [J]. 商业研究, 2022,(1).
- [5] 吕建兴, 张少华. 自由贸易协定真的提高出口二元边际了吗 [J]. 当代财经, 2021,(4).
- [6] 施炳展. 中国出口增长的三元边际 [J]. 经济学 (季刊), 2010,(4).
- [7] 铁瑛等. 第三方效应、区域贸易协定深化与中国策略: 基于协定条款异质性的量化研究 [J]. 经济研究, 2021,(1).
- [8] 许亚云等. 高水平区域贸易协定对价值链贸易的影响——基于规则文本深度的研究 [J]. 国际贸易问题, 2020,(12).
- [9] 张志明. 区域贸易协定深化与亚太价值链合作模式重塑 [J]. 国际贸易问题, 2022,(5).
- [10] Amiti, M., Freund, C. China's Growing Role in World Trade [M]. University of Chicago Press, 2010.
- [11] Anderson, J. E., Wincoop, E. Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle [J]. American Economic Review, 2003, 93(1).
- [12] Baccini, L., et al. The Distributional Consequences of Preferential Trade Liberalization: Firm-level Evidence [J]. International Organization, 2017, 71(2).
- [13] Baier, S. L., et al. Economic Integration Agreements and the Margins of International Trade [J]. Journal of International Economics, 2014, 93(2).
- [14] Bas, M., Strauss-Kahn, V. Input-trade Liberalization, Export Prices and Quality Upgrading [J]. Journal of International Economics, 2015, 95(2).
- [15] Bernard, A. B., et al. Plants and Productivity in International Trade [J]. American Economic Review, 2003, 93(4).
- [16] Bernard, A. B., et al. The Margins of US Trade [J]. American Economic Review, 2009, 99(2).
- [17] Besedeš, T., Prusa, T. J. The Role of Extensive and Intensive Margins and Export Growth [J]. Journal of Development Economics, 2011, 96(2).
- [18] Brynjolfsson, E., et al. Using Massive Online Choice Experiments to Measure Changes in Wellbeing [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2019, 116(15).
- [19] Chaney, T. Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade [J]. American Economic Review, 2008, 98(4).
- [20] Cheong, J., et al. Heterogeneous Effects of Preferential Trade Agreements: How Does Partner Similarity Matter? [J]. World Development, 2015, 66(2).
- [21] Damuri, Y. R. How Preferential Are Preferential Trade Agreements? [R]. Graduate Institute of International and Development Studies, 2012.
- [22] Eaton, J., Kortum, S. Technology, Geography, and Trade [J]. Econometrica, 2002, 70(5).
- [23] Eicher, T. S., Henn, C. In Search of WTO Trade Effects: Preferential Trade Agreements Promote Trade Strongly, but Unevenly [J]. Journal of International Economics, 2011, 83(2).
- [24] Evenett, S. J., Venables, A. J. Export Growth in Developing Countries: Market Entry and Bilateral Trade Flows [R]. University of Bern, Working Paper, 2002.
- [25] Falvey, R., Foster-McGregor, N. The Breadth of Preferential Trade Agreements and the Margins of Exports [J].

- Review of World Economics,2022,158(1).
- [26] Fan,H.,et al.On the Relationship between Quality and Productivity:Evidence from China's Accession to the WTO[J].Journal of International Economics,2018,110(1).
- [27] Felbermayr,G. J.,Kohler,W.Exploring the Intensive and Extensive Margins of World Trade[J].Review of World Economics,2006,142(4).
- [28] Fernandes,A. M.,et al.The Intensive Margin in Trade[R].NBER Working Papers,2018.
- [29] Fernandes,A. M.,et al.The Internet and Chinese Exports in the Pre-alibaba Era[J]. Journal of Development Economics,2019,138(5).
- [30] Fink,C.,et al.Assessing the Impact of Communication Costs on International Trade[J].Journal of International Economics,2005,67(2).
- [31] 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).
- [32] Handley,K.Exporting under Trade Policy Uncertainty:Theory and Evidence[J].Journal of International Economics,2014,94(1).
- [33] Harrigan,J.,et al.Export Prices of U.S. Firms[J].Journal of International Economics,2015,97(1).
- [34] Helpman,E.,et al.Estimating Trade Flows:Trading Partners and Trading Volumes[J].Quarterly Journal of Economics,2008,123(5).
- [35] Hummels,D.,Klenow,P. J.The Variety and Quality of a Nation's Exports[J].American Economic Review,2005,95(3).
- [36] Hummels,D.,Skiba,A.Shipping the Good Apples Out?An Empirical Confirmation of the Alchian-Allen Conjecture[J].Journal of Political Economy,2004,112(6).
- [37] Limão,N.,Maggi,G.Uncertainty and Trade Agreements[J].American Economic Journal:Microeconomics,2015, 7(4).
- [38] MacKinnon,J. G.,White,H.Some Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimators with Improved Finite Sample Properties[J].Journal of Econometrics,1985,29(3).
- [39] Manova,K.,Zhang,Z.Export Prices Across Firms and Destinations[J].The Quarterly Journal of Economics,2012, 127(1).
- [40] Melitz,M. J.The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J].Econometrica,2003,71(6).
- [41] Novy,D.Gravity Redux:Measuring International Trade Costs with Panel Data[J].Economic Inquiry,2013,51(1).
- [42] Rauch,J. E.Networks Versus Markets in International Trade[J].Journal of International Economics,1999,48(1).
- [43] Walsh,K.Trade in Services:Does Gravity Hold?A Gravity Model Approach to Estimating Barriers to Services Trade[R].IIIS Discussion Paper,2006.

How Trade Agreements Affect the Patterns of Trade Growth

SHI Bingzhan WU Jinxia

Abstract: This paper conducts empirical analysis, using the trade data and EIA database among 170 countries from 1996 to 2017. Estimation results show that, trade agreements mainly increase the trade volume through extensive margin and quantity, and there is no effect on price. Further research also finds that the effects of trade agreements differ in different degrees of trade liberalization and terms of trade, types of importing and exporting countries and the institution quality gap. The conclusions of this paper remain robust after considering endogeneity issues, zero trade and other factors. The above conclusions indicate that while affirming the volume effect of trade agreements, the quality effect of trade agreements should be treated with caution.

Keywords: trade agreement; the pattern of trade growth; the volume of trade; three margins of trade

(责任编辑: 张建华)