

全球化、区域贸易协定与服务贸易¹

蒋芊² 李雨浓³ 汪涛⁴

摘 要 本文采用 Bergstrand et al. (2015) 的研究框架, 纳入 Anderson et al. (2018) 异质性边界拓展, 对含有区域贸易协定 (RTAs) 的结构引力模型进行了拓展。通过 2000—2014 年 29 个国家的服务贸易数据进行实证分析, 旨在探究全球化和区域贸易协定对服务贸易流量的影响, 并打开了异质性同一地区效应的“黑箱”。研究发现: 首先, 异质性同一地区效应极大吸收了全球化效应和 RTAs 效应; 在控制异质性同一地区效应的情况下, 全球化效应消失, RTAs 约为 20%。其次, 双边天然联系变量作用的呈现波动情况, 歧视性贸易成本的作用仍然没有呈现显著下降。最后, 异质性同一地区效应显著受到本国制度质量的影响。本文的研究有助于理解在服务贸易中区域贸易协定与全球化的关系, 并为中国的全球化战略提供政策思考。

关键词 全球化; 区域贸易协定; 结构引力模型; 边界效应

0 引言

经济全球化和区域经济一体化自第二次世界大战以来一直是世界经济发展的两大趋势。然而, 2008 年金融危机的爆发使超级全球化 (hyper globalization) 戛然而止, 全球化面临巨大的不确定性。各国对全球化的态度也出现分歧, 发达国家与发展中国家在 WTO 框架下的多边协议谈判陷入停滞。与此同时, 面对象征着全球化的多边主义受到前所未有的挑战, 相对灵活的区域贸易协定备受青睐, 近年来相继签署签订了一系列重要的区域贸易协定, 如《区域全面伙伴关系协定》(RCEP)、《跨太平洋伙伴关系协定》(CPTPP) 等多个大型区域贸易协定。

1 作者感谢广西高校人文社会科学重点研究基地“广西发展战略研究院”课题(2020GDSIYB09), 成都西南财大文子金融科技创新研究院(项目号:cgzh20210202)、国家自然科学基金青年项目(71803159)的资助。

2 蒋芊, 西南财经大学国际商学院博士研究生, E-mail: Jiangqian3553@outlook.com。

3 李雨浓(通信作者), 西南财经大学国际商学院教授, E-mail: liyn@swufe.edu.cn。

4 汪涛, 广西大学广西发展战略研究院教授, E-mail: twang2004@163.com。

党的二十大报告提出“实行更加积极主动的开放战略,构建面向全球的高标准自由贸易区网络,加快推进自由贸易试验区”,并强调了“推动建设开放型世界经济,更好惠及各国人民。中国坚持经济全球化正确方向,推动贸易和投资自由化便利化,推进双边、区域和多边合作”。在当前百年未有之大变局之下,全球化所代表的多边主义与区域化所代表的“准”多边会产生什么样的火花?在服务贸易区别于一般贸易的形式下,到底是全球化还是区域贸易协定刺激了服务贸易的发展?上述问题的回答,有助于深入理解区域贸易协定与全球化之间的关系,从而为我国的自由贸易区战略与全球化方向提供借鉴和指导。

全球化一直是国际贸易的中心问题之一。贸易全球化引发的国际收入不平衡、国内分配不平等触发了各国国内核心制度向贸易保护主义的转向(Gurieff and Papaioannou, 2022)。虽然学者都认同在金融危机后,在发达国家对全球化存在强烈抵制的观点(Colantone et al., 2022),然而,这些抵制是否影响了全球化进程以及全球化如何衡量和测度尚且存在争论。学界所使用贸易全球化测度大致存在两种,一种是简约式方法,通常由贸易自由化(如关税降低、运费降低)所引发的对外贸易量增加(Bustos, 2011; Saggi et al., 2013),或其他指标变化所导致的对外贸易流量的增加(Potrafke, 2015; Gozgor, 2018),此类研究并不使用国内贸易与国际贸易成本相对变化的信息,同时也不满足结构估计的要求。另一种是结构式方法,相关研究源自边界谜题(border puzzle)(McCallum, 1995)与全球化之谜(globalization puzzle)(Coe et al., 2002)。结构式方法通过使用国内贸易的信息结合结构引力模型估计全球化效应,得到包含全球化效应的理论一致的估计量(Yotov et al., 2016)。McCallum(1995)最早将“边界效应”与“引力模型”相结合,研究结果显示,在同样的距离下,边界的存在平均使国内贸易量与国际贸易量相差近22倍。Anderson and van Wincoop(2003)通过结构引力模型估计边界效应系数,显示边界的存在平均使国内与国际贸易相差近3倍。由此,学界充分认识到边界效应或同一国家效应(the same country effect)对贸易的重要性(Anderson and Yotov, 2010a),边界(国界)不仅是地理上两国间政治属性的分割,也代表着两个不同国家由于制度、文化等不同所引发的一系列贸易成本(Anderson and van Wincoop, 2004)。Bergstrand et al.(2015)首次将结构引力模型中边界效应连续变化解释为全球化效应:边界效应的连续变化不仅代表着一个国家国内国际的相对贸易成本变化,也意味着全球化程度变高。

此外,对于异质性边界(或者说异质性同一地区效应)的影响因素研究还存在明显不足。首先,Chen(2004)较早探索了形成欧盟国家间边界效应的原因,认为产品间的信息交流成本是形成边界效应的原因;赵永亮等(2008)发现中国

区域间的边界效应很大程度上是区域内国企垄断造成的;刘生龙和胡鞍钢(2011)认为交通设施很大程度上解释了中国区域间的边界效应。然而,以上研究均采用的是幼稚引力模型,忽略了多边阻力的存在(Yotov, 2022),混淆了非歧视性贸易成本与歧视性贸易的区别(Heid et al., 2021),不会得到真实可靠的结果。其次,基于结构引力模型的估计,虽然 Anderson et al. (2018) 和 Coughlin and Novy(2021)都已经意识到边界效应存在显著的异质性,但这些文献尚未进一步研究边界效应的“黑箱”。

区域贸易协定(RTAs)与全球化对贸易的影响一直存在争议。一方面,大量经验证据表明,RTAs 对国际贸易起到了促进作用(Baier and Bergstrand, 2007)。然而,有文献关注到 RTAs 这类歧视性贸易政策是否会形成贸易集团(trade bloc),从而阻碍全球贸易(Freund and Ornelas, 2010)。另一方面,全球化效应在 RTAs 的经验研究中往往只是作为一种背景进行叙述。全球化作为一种非歧视性的贸易政策(成本),并不具有排他性,这意味着它会缩小天然双边联系变量的影响(Head and Mayer, 2013)。未控制“全球化”这种非歧视性的贸易政策(成本),往往会估计高估 RTAs 效应,从而得到不一致的估计(刘洪愧, 2016)。虽然 Bergstrand et al. (2015)、Anderson et al. (2018)已经将全球化效应引入结构引力模型,但仍然忽略了国家间异质性边界的初始巨大差异,从而丧失了进一步讨论边界效应和全球化效应的机会。

综上所述,本文采用 Bergstrand et al. (2015)的研究框架,纳入 Anderson et al. (2018)的异质性边界,拓展了含有区域贸易协定(RTAs)的结构引力模型,使用了 29 个国家 12615 条服务贸易数据进行估计,以探究全球化和区域贸易协定对服务贸易流量的影响。与以往研究相比,本文的贡献和创新有:首先,基于结构引力模型,使用通过统一框架估计 RTAs 以及全球化效应对服务贸易的影响,为 Colantone et al. (2022)的全球化与服务贸易相关检验提供了补充。其次,本文区分了三类国际贸易中的成本:非歧视性贸易成本、短期内双边联系不会改变的歧视性贸易成本,以及短期内双边联系可能会改变的歧视性贸易成本,并讨论了它们对国际服务贸易的影响。最后,本文还对服务贸易中的异质性同一地区效应的“黑箱”进行了探索,揭示了同一地区效应的影响因素。

1 模型设定

1.1 结构引力模型

引力模型被称为国际贸易实证研究的工具箱(workhouse)和食谱(cookbook)(Head and Mayer, 2014),最早被 Tinbergen (1962)用于分析国际贸易流量。

Anderson and van Wincoop (2003) 首次完成了结构引力模型的构建, 本文借鉴了这一框架。通过阿明顿 (Armington) 需求函数, 同时给定 k 行业从 i 国到 j 国的支出约束:

$$X_{ij}^k = \frac{Y_i^k E_j^k}{Y^k} \left(\frac{t_{ij}^k}{\Pi_i^k P_j^k} \right)^{1-\sigma^k}, \quad \forall i, j \quad (1)$$

$$(\Pi_i^k)^{1-\sigma^k} = \sum_j \left(\frac{t_{ij}^k}{P_j^k} \right)^{1-\sigma^k} \frac{E_j^k}{Y^k}, \quad \forall i \quad (2)$$

$$(P_j^k)^{1-\sigma^k} = \sum_i \left(\frac{t_{ij}^k}{\Pi_i^k} \right)^{1-\sigma^k} \frac{Y_i^k}{Y^k}, \quad \forall j \quad (3)$$

其中, X_{ij}^k 表示 k 部门从 i 国到 j 国的贸易流量, E_j^k 表示 j 国在 k 部门的总支出, Y_i^k 代表 i 国在 k 部门的总收入, Y^k 表示全世界在 k 部门的总产值。 $t_{ij}^k \geq 1$ 代表 k 部门从 i 国出口到 j 国的贸易总成本。 σ^k 是出口国 i 对 k 部门产品的替代弹性。 Π_i^k 和 P_j^k 是“捕捉”了一般均衡下的贸易阻力, 这两项分别代表着外部多边阻力 (outward multilateral resistance, OMR) 和内部多边阻力 (inward multilateral resistance, IMR)。

1.2 边界效应

式(1)至式(3)可以推导出一个简单的计量经济学识别式子。通过假设贸易数据服从泊松分布 (Poisson distribution) (Santos Silva and Tenreyro, 2011), 可以写出式(1)的条件均值:

$$E(X_{ijt}^k | Z^k) \equiv \exp((Z^k)' \beta^k) = \frac{Y_{it}^k E_{jt}^k}{Y_t^k} \left(\frac{t_{ijt}^k(\beta^k)}{\Pi_{it}^k P_{jt}^k} \right)^{1-\sigma^k} \quad (4)$$

其中, Z 代表表示贸易成本相关的弹性系数所构成的向量, β^k 表示贸易成本相关的弹性系数所构成的向量。

将式(4)改写为计量估计形式:

$$X_{ijt}^k = \chi^k x_{it}^k m_{jt}^k \tau_{ijt}^k + v_{ijt}^k, \quad \forall i, j, t \quad (5)$$

其中, χ^k 是常数项, x_{it}^k 是出口国时变固定效应^①, m_{jt}^k 是进口国时变固定效应, 两者分别表示不可观测出(进)口多边阻力与国家总产出(收入)在 k 部门的总和 (Anderson, 2011)。 τ_{ijt}^k 是反应引力模型的双边冰山贸易成本 ($\tau_{ijt}^k = (t_{ijt}^k)^{1-\sigma^k} \leq$

① 通过加入时变固定效应来控制多边阻力的方法, 可以有效纠正引力模型中的“金牌错误” (gold medal mistake), 但是会吸收 90% 以上的进(出)口国家的个体特征和不可观测效应。因此, 在使用时变固定效应的结构引力模型中加入单个国家的变量 (如 GDP、全球化指数) 是徒劳的。更多细节见 Anderson (2011)。

1);当 $i=j$,即存在 τ_{ii}^k 时,可以捕捉国内贸易成本。结构引力模型中包含国内贸易流量可以捕捉国内贸易转移效应(trade-diversion effect)(Dai et al., 2014),从而获得理论一致估计量(Anderson and Yotov, 2010b; Yotov, 2012),同时缓解“距离之谜”的问题(Bosquet and Boulhol, 2015),并可以基于此测度全球化效应对于贸易的影响(Bergstrand et al., 2015; Yotov et al., 2016; Anderson et al., 2018)。 v_{ijt}^k 为随机扰动项。由此,将式(4)的 τ_{ijt}^k 展开,得到:

$$\tau_{ijt}^k = \exp\{(1 - \text{SMCTRY}_{ij}) \alpha' Z_{ijt} + \beta_1 \text{SMCTRY}_{ij}\} \quad (6)$$

其中, α' 表示双边国际联系的估计系数向量, Z_{ijt} 代表双边国际联系变量(其中包括关键变量 RTAs)。 SMCTRY_{ij} 是一个哑变量,当 $i=j$ 时,赋值为 1,否则赋值为 0。它反映了能够影响国内贸易相对于国际贸易的所有因素。 SMCTRY_{ij} 在贸易距离之外还“捕捉”了另一种贸易成本(Bergstrand et al., 2015), β_1 即是同一国家效应大小的度量^①,同时也是国际相对国内成本^②的度量(Anderson et al., 2018)。

1.3 全球化的识别

结构引力模型中估计全球化效应是通过边界效应的变化来实现的,这种估计方式使用了国内贸易的信息,会得到理论一致的估计量(Yotov et al., 2016)。McCallum(1995)是较早使用幼稚引力模型研究加拿大与美国间边界对贸易影响的学者,其研究显示,在同样的距离下,边界的存在平均使国内与国际贸易量相差近 8 倍。Anderson and van Wincoop(2003)首次通过结构引力模型估计边界效应系数,显示边界的存在平均使国内与国际贸易相差近 3 倍。边界效应的存在不仅是地理上两国间政治属性的分割,也代表着两个不同国家由于制度、文化等不同所引发的一系列贸易成本(Anderson and van Wincoop, 2004)。Bergstrand et al. (2015)第一次将结构引力模型中边界效应连续变化解释为全球化效应:边界效应的连续变化不仅代表着一个国家国内国际的相对贸易成本变化,同一地区系数变小也意味着全球化程度变高。因此,边界效应(同一地区效应)实际上估计的是非歧视性(non-discrimination)贸易政策(因素)的影响(Heid et al., 2021)。另外,全球化也意味着国家间距离、语言等两国间的天然联系变量作用降低,即歧视性(discrimination)贸易政策(因素)的下降(Freund and Ornelas, 2010)。因此,本文在估计全球化效应的同时,也将这些天然联系变量考虑在内。

① 实际上这里使用的是边界效应的另一种设置方法,即“同一地区效应”的设置方法。更多细节见 Anderson and Yotov (2010b)。

② 为了简便,后文将“国际相对国内贸易成本”都称为“相对贸易成本”。

对式(6)进一步考查全球化效应。全球化效应表现为国际贸易成本相对国内贸易成本的持续下降,即边界效应随时间下降(Bergstrand et al., 2015)。估计:

$$\tau_{ijt}^k = \exp\left\{(1 - \text{SMCTRY}_{ij}) \alpha' \mathbf{Z}_{ijt} + \sum_T \beta_1^T \text{SMCTRY}_{ij}\right\} \quad (7)$$

最后,考查不同国家的相对贸易成本,加入异质性边界系数(即允许每个国家拥有自己的边界系数)。估计:

$$\tau_{ijt}^k = \exp\left\{(1 - \text{SMCTRY}_{ij}) \alpha' \mathbf{Z}_{ijt} + \sum_T \beta_1^T \text{SMCTRY}_{ij} + \sum_i \beta_2^i \text{SMCTRY}_{ij}\right\} \quad (8)$$

其中,第二、三项是两种贸易成本,依次为时间边界系数(β_1^T)和异质性边界系数(β_2^i)。通过加入异质性边界系数,可以捕捉不同国家间不同的相对贸易成本。通过该方程的构建,可以区分 RTAs 效应与全球化效应对贸易流量的影响。

此外,为了方便时变固定效应的表达,有:

$$x_u^k = \exp(\eta_u^k) = (\Pi_u^k)^{\sigma^k - 1} Y_u^k \quad (9)$$

$$m_{jt}^k = \exp(\theta_{jt}^k) = (P_{jt}^k)^{\sigma^k - 1} E_{jt}^k \quad (10)$$

通过合并式(4)、式(9)、式(10)以及不同的贸易成本假设,可以依次得到:

$$X_{ijt}^k = \exp\left\{(1 - \text{SMCTRY}_{ij}) \alpha' \mathbf{Z}_{ijt} + \beta_1 \text{SMCTRY}_{ij} + \eta_u^k + \theta_{jt}^k\right\} + v_{ijt}^k \quad (11)$$

以及

$$X_{ijt}^k = \exp\left\{(1 - \text{SMCTRY}_{ij}) \alpha' \mathbf{Z}_{ijt} + \sum_T \beta_1^T \text{SMCTRY}_{ij} + \eta_u^k + \theta_{jt}^k\right\} + v_{ijt}^k \quad (12)$$

还有

$$X_{ijt}^k = \exp\left\{\begin{aligned} & (1 - \text{SMCTRY}_{ij}) \alpha' \mathbf{Z}_{ijt} + \sum_T \beta_1^T \text{SMCTRY}_{ij} \\ & + \sum_i \beta_2^i \text{SMCTRY}_{ij} + \eta_u^k + \theta_{jt}^k \end{aligned}\right\} + v_{ijt}^k \quad (13)$$

式(11)~式(13),依次为估计式(6)~式(8)不同贸易成本而得到的最后估计式。其中,式(14)是同时估计动态距离、时间边界系数、异质性边界系数的估计式。其中, $\mathbf{Z}_{ijt}$ 是结构引力模型的标准设置,包括

$$\mathbf{Z}_{ijt} = \text{FTA}_{ijt} + \text{Conj}_{ij} + \text{Lang}_{ij} + \text{Colony}_{ij} + \text{lnDist}_{ij} \quad (14)$$

其中, FTA_{ijt} 表示两国间是否拥有区域贸易协定, Conj_{ij} 表示两国间是否接壤, Lang_{ij} 表示两国间是否拥有相同的语言, Colony_{ij} 表示两国间是否拥有殖民联

系, $\ln \text{Dist}_{ij}$ 表示两国间的对数距离。

2 变量设置与数据来源

2.1 变量设置及说明

在式(14)中,区域贸易协定有着多层多等级的贸易协定和类型,不同种类贸易条款可能对贸易流量有着异质性影响(Baier et al., 2018; Freeman and Pienknagura, 2019)。由于数据限制,只考察自贸区(FTA)形式或自贸区附带了服务条款的协定。距离使用的是动态人口加权距离。人口加权距离与球面首都距离不同,考虑了贸易中的人口因素,可以更准确地构建国内贸易距离(成本),获得结构引力模型的一致估计量^①。国际联系使用了三个表示国家间相互关系的变量,即殖民地联系(Head et al., 2010)、是否拥有同一官方语言(Head et al., 2009; Head and Mayer, 2013)、是否接壤(Disdier and Head, 2008)等。殖民地联系是历史的产物,表明两国间已经发生的固有联系,会对服务贸易流量产生积极作用(Head et al., 2009)。在服务贸易中,语言作为面对面沟通的载体扮演着关键性作用,一个比较自然的理解是,在旅游消费或者音像制品消费中,人们更青睐和自己说同一种语言的服务(Melitz and Toubal, 2014)。而两国是否接壤变量则会对贸易间的跨境成本产生一定影响(Anderson et al., 2018)。

2.2 数据来源及统计性描述

为了构建尽可能真实反映全球化对服务贸易的影响,本文收集了 29 个国家 2000 年至 2014 年的样本数据,共有 12615 个观测值,属于平衡面板数据。样本国家及其海关代码如表 1 所示。

其中, Exf_trade 代表 i 国出口到 j 国的服务贸易流量,OECD 国家的服务贸易流量来源于 OECD 统计数据库,中国的数据来自国家统计局年鉴。此外,国内贸易流量参考 Bergstrand et al. (2015) 的做法,通过国内服务贸易产值减去服务贸易出口值获得。国内服务贸易产值,通过将世界投入产出表的各服务业产

① 计算公式为:国内贸易时定义为 $\text{Dist}_{ii} = 0.67 \sqrt{\text{area}/\pi}$,随后按人口加权方式得到人口加权的距

离; $\text{Dist}_{ij} = \left(\frac{\sum_{k \in i} \text{pop}_k}{\text{pop}_i} \frac{\sum_{l \in j} \text{pop}_l}{\text{pop}_j} \text{Dist}_{kl} \right)$ 。其中, pop_k 是指与 i 国进行贸易的 k 个国家的聚类人口总和, pop_l 是指与 j 国进行贸易的 l 个国家的聚类人口总和,而 Dist_{kl} 是 k 聚类和 l 聚类的经度距离。具体见 Mayer and Zignago(2011)。

值合并而来(Mayer and Zignago, 2011; 尹伟华, 2017)^①。变量 Lang(两国是否拥有同一官方语言), Conj(两国是否接壤), Colony(两国是否拥有殖民联系), Distw(人口加权距离)均来自 CPEII 数据库(Mayer and Zignago, 2011)。RTAs 数据来自于经济一体化协定数据库^②(Economic Integration Agreement (EIA) database)(Baier and Bergstrand, 2007)以及 WTO 数据库^③。样本的统计性描述如表 2 所示。

表 1 样本国家及其海关代码(ISO)

ISO	Area	ISO	Area	ISO	Area	ISO	Area
AUS	澳大利亚	DEU	德国	IDN	印度尼西亚	CHN	中国
AUT	奥地利	DNK	丹麦	IND	印度	CZE	捷克
BEL	比利时	ESP	西班牙	ITA	意大利	SWE	瑞典
BRA	巴西	FIN	芬兰	JPN	日本	USA	美国
CAN	加拿大	FRA	法国	KOR	韩国	NLD	荷兰
CHE	瑞士	GBR	英国	LUX	卢森堡	RUS	俄罗斯
POL	波兰	GRC	希腊	MEX	墨西哥	PRT	葡萄牙
HUN	匈牙利						

表 2 数据描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Exf_trade	12615	67.573	731.1889	0.0165	22770.06
Distw	12615	5806.083	4670.889	20.252	17981.98
Colony	12615	0.038	0.191	0	1
Lang	12615	0.076	0.265	0	1
Conj	12615	0.071	0.257	0	1
RTA	12615	0.474	0.499	0	1

注: Exf_trade 为十亿美元; Distw 单位为千米。

3 实证结果及分析

采用 Yotov et al. (2016) 的做法, 逐步加入变量, 以逐步“捕捉”双边因素的

① 其 NACE 代码包括: F、G45、G46、G47、H49、H50、H51、H52、H53、I、J58、J59、J60、J61、J62、J63、K64、K65、K66、L68、M69、M70、M71、M72、M73、M74、M75、N、O84、P85、Q、R、S、T、U。本文未能将各个服务行业的代码与贸易流量代码的对应上, 从而丧失了更细微考察服务贸易的机会。为了详细说明这一点, OECD 统计数据库在 2010 年开始采用了新的统计体系 EBPOS2010(Extended Balance of Payments Services Classification 2010)(United, 2010)(本条文献在文后文献中未体现)。而联合国服务贸易统计司未提供新的代码转变方式, 即没有将 ISIC4 与 EBPOS2010 的统计方式对应起来, 因此本文没有办法将两种统计口径的数据按照行业进行匹配。

② <http://www.worldtradelaw.net/fta/ftadatabase/ftas.asp>。

③ <http://www.dartmouth.edu/~tradedb/index.php>。

动态效应与同一地区效应对国际服务贸易所造成的影响,从而最后识别 RTAs 和全球化效应对服务贸易流量的影响。具体思路和方法是:首先仅仅考虑基准模型,其次加入变量动态效应与同一地区效应,最后将异质性同一地区效应纳入模型。

3.1 基准模型与内生性检验

首先,在该部分进行基准模型的回归和内生性检验,为后文的回归奠定基础。考虑表 3 基准回归(4),即式(11)的回归结果。自贸区效应(RTA)约为 27% ($e^{0.237}-1$),与以往研究相比,处于合理区间(Head and Mayer, 2014)。同一地区效应(SMCTRY)约为 16 倍($e^{2.781}$),即国内贸易比国际贸易高出了 16 倍;与 Anderson et al. (2018)以及 Anderson et al. (2014)得出的结论较为一致,可以认为该结果是较为合理的。其次,考虑回归(1),使用最小二乘法以及仅仅包含国际贸易的数据进行回归,区域贸易协定效应(RTAs)不显著,语言效应(Lang)不显著,表明不包括国内贸易流量存在着偏误。再次,考虑(2),其包括了国内贸易流量,但依然只使用 OLS,存在着可能的“詹森不等式”偏误,其导致的结果是自贸区效应虽然显著,但依然为负数。最后,考虑(3),用包括国内贸易流量的数据 PPML 回归,但并不控制同一地区效应,发现各个系数出现了比较违反常识的结论。因此,回归(4)得出的结论是较为合理的。

表 3 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS International Only	OLS Without SMACTRY	PPML Without SMACTRY	PPML With SMACTRY	PPML With FTA-lag	PPML Endogeneity Test
ln_DIST_intra		-1.611 *** (-17.57)	-2.605 *** (-51.65)			
ln_DIST	-0.836 *** (-20.80)			-0.476 *** (-23.39)	-0.485 *** (-25.36)	
RTA	0.0313 (0.95)	-0.490 *** (-5.32)	-1.926 *** (-7.86)	0.237 *** (4.48)	0.302 *** (5.29)	0.0645 *** (2.91)
Colony	0.605 *** (4.71)	0.634 *** (2.79)	1.424 *** (6.16)	0.532 *** (4.90)	0.496 *** (4.51)	
Lang	0.112 (1.12)	-0.204 (-1.35)	-1.280 *** (-3.63)	0.428 *** (7.21)	0.473 *** (7.97)	
Conj	0.280 ** (2.39)	-0.779 *** (-4.16)	-3.464 *** (-13.02)	0.221 *** (3.86)	0.193 *** (3.58)	

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	PPML	PPML	PPML	PPML
	International	Without	Without	With	With	Endogeneity
	Only	SMACTRY	SMACTRY	SMACTRY	FTA-lag	Test
SMCTRY				2. 781 *** (17. 26)	2. 894 *** (18. 12)	
RTA_LAG4					0. 304 *** (4. 70)	0. 0521 ** (2. 43)
RTA _LAG8					0. 140 ** (2. 32)	0. 0956 *** (5. 65)
RTA _LEAD4						0. 0156 (1. 00)
MR	YES	YES	YES	YES	YES	YES
INTRA	NO	NO	NO	YES	YES	YES
Total_RTA					0. 764 ***	0. 212 ***
PAIR	NO	NO	NO	NO	NO	YES

注：(1)***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。(2)PPML 表示估计量^①的细节。(3)MR 表示时变多边阻力(时变固定效应)。(4)估计值下方的括号表示标准误,均聚类至国家对层面。(5)从 2000 年开始,抽取四年间隔进行回归^②。(6)ln_DIST_intra 表示包括国内贸易距离数据的对数距离^③。(7)Total_RTA 是 RTA 当期与滞后期的系数之和,并进行了线性系数检验。(8)PAIR 表示国家对固定效应(pair-fix effect)

接着,考虑自贸区可能存在的滞后效应(Yotov et al., 2016),回归(5)得到了当期与滞后两期的自贸区效应约为 115%($e^{2.148}-1$),与回归(4)相比存在着较大差距,后文将讨论这种差距。此外,本文通过回归(6)进行内生性检验。Wooldridge (2010)提出通过设置 RTA 提前期的方式对自贸区效应的双向因果问题进行检验。与此同时,由于引力模型缺少有效的工具变量,内生性问题只能通过国家对固定效应(pair-fix effect)的方式消除潜在的偏误(Baier and Bergstrand, 2007)^④。在回归(6)中,加入了国家对固定效应,从而所有不随时

① Silva and Tenreyro (2006)指出使用 OLS 估计量,会忽略詹森不等式的存在,从而得到不一致的系数估计。而使用伪泊松最大似然估计(Poisson pseudo-MLE, PPML)和伽马伪似然最大估计(Gamma PML),可以一定程度上解决贸易零值问题和詹森不等式问题(Santos Silva and Tenreyro, 2010, 2011)。Fally (2015)在对比 OLS 法、PPML 估计量以及 Gamma 估计量中发现,使用 PPML 法会加入了国内流量的引力方程提供一致的参数估计。同时,本文使用的是 Larch et al. (2019)所提供的高维度 PPML 程序包。

② 用连续年份面板数据进行引力模型拟合是广受批评的,引力估计量在短时间内反应迟缓,因而会给政策效应评估带来潜在的不确定性 Trefler (2004),因此,参照(Yotov et al., 2016)的研究,以 2000 年为起点,使用 4 年为间隔。

③ 即当国内贸易时,国内贸易距离不为零,而是按照本页脚注④的方式定义国内贸易距离。

④ 加入国家对固定效应是引力模型中控制双边偏误的最强方式,它控制了双边贸易中所有不随时间改变而改变的因素。但是,由于多重共线性的存在,不能够同时估计所有地区随时间改变的同一地区效应;于是,在估计异质性边界时,无法加入国家对固定效应。

间改变而改变的变量都被吸收,从而最大程度地控制了双边贸易间潜在的偏误;如果 RTA 提前期不显著,表明 RTA 存在着外生性。

3.2 动态估计结果

在表 4 中将进一步讨论距离、是否拥有共同语言等因素对贸易的动态影响,而后再在排除这些影响下得到纯净的全球化效应。在回归(1)和回归(2)中都没有加入同一地区效应,仅仅加入了距离的动态变化。回归(1)中的距离系数从 2000 年至 2008 年呈现下降趋势,而到 2012 年出现了小幅度上升。回归(2)中的距离系数 2000 年至 2012 年呈现下降趋势,看似得出了合理的结果,但是其系数却数倍于其他情况下的回归设置。回归(1)没有加入国内贸易流量,忽略了国内贸易成本,从而得到的是有偏的系数估计 (Yotov et al., 2016);而回归(2)中没有同一地区效应的设置,与表 2 的讨论相同,也存在着较大偏误。接着考虑回归(3),加入同一地区效应的设置,距离系数依旧呈现波动情况。考虑到其他自然联系变量对距离因素可能的动态影响,本文将这些联系变量与年份进行交乘,然而距离系数依旧呈现波动情况。值得注意的是,回归(3)和回归(4)的 RTA 累积效应分别为 0.861 和 0.877,与表 3 的控制内生性情况下的 RTA 结果出现显著差别,暗示着潜在的内生性。

表 4 动态效应估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	International Only	All	Distance Dynamics	All Dynamics
ln_DIST_intra_2000	-0.565 *** (-19.85)	-2.670 *** (-20.09)		
ln_DIST_intra_2004	-0.554 *** (-19.93)	-2.264 *** (-26.08)		
ln_DIST_intra_2008	-0.518 *** (-19.25)	-2.155 *** (-28.19)		
ln_DIST_intra_2012	-0.525 *** (-20.04)	-1.927 *** (-30.82)		
ln_DIST_2000			-0.466 *** (-21.98)	-0.465 *** (-21.77)
ln_DIST_2004			-0.494 *** (-24.49)	-0.491 *** (-24.72)
ln_DIST_2008			-0.487 *** (-24.07)	-0.486 *** (-24.37)
ln_DIST_2012			-0.492 *** (-25.45)	-0.493 *** (-25.44)

续表

	(1) International Only	(2) All	(3) Distance Dynamics	(4) All Dynamics
Colony	0.133 ** (2.14)	1.583 *** (8.75)	0.487 *** (4.37)	
Lang	0.298 *** (5.56)	-1.383 *** (-5.80)	0.482 *** (8.16)	
Conj	0.365 *** (7.26)	-2.418 *** (-12.12)	0.186 *** (3.53)	
RTA	0.0922 * (1.85)	-1.976 *** (-9.66)	0.333 *** (5.15)	0.332 *** (4.96)
RTA_LAG4	0.134 ** (2.46)	-1.595 *** (-7.77)	0.355 *** (4.84)	0.366 *** (4.90)
RTA_LAG8	0.0631 (0.85)	-1.020 *** (-5.28)	0.173 ** (2.37)	0.179 ** (2.38)
SMCTRY			2.924 *** (18.17)	2.936 *** (18.30)
Colony_2000				0.656 *** (3.12)
Colony_2004				0.494 ** (2.06)
Colony_2008				0.421 ** (1.98)
Colony_2012				0.462 ** (2.28)
Lang_2000				0.309 ** (2.48)
Lang_2004				0.400 *** (3.15)
Lang_2008				0.525 *** (4.52)
Lang_2012				0.568 *** (5.40)
Conj_2000				0.231 ** (2.01)
Conj_2004				0.185 * (1.85)
Conj_2008				0.168 * (1.95)

	续表			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	International Only	All	Distance Dynamics	All Dynamics
Conj_2012				0.192 ** (2.32)
MR	YES	YES	YES	YES
INTRA	NO	YES	YES	YES
Total_RTA	0.288 ***	-4.591 ***	0.861 ***	0.877 ***
PAIR	NO	NO	NO	NO

注:(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。(2)均使用PPML估计量。(3)MR表示时变多边阻力(时变固定效应),下同。(4)标准误均聚类至国家对层面。(5)从2000年,抽取四年间隔。(6)ln_DIST_intra表示包括国内贸易距离数据的对数距离。(7)Total_RTA是RTA当期与滞后期的系数之和,并进行了线性系数检验。(8)PAIR表示国家对固定效应(pair-fix effect)。

3.3 全球化效应与异质性同一地区效应

上文的动态效应估计为全球化的估计奠定了坚实基础,该部分回归将基于表4的回归结果(4)。表5的回归(1)允许同一地区效应的动态变化,即式(12)。其全球化在2000—2012年间效应为15% $(e^{3.01-2.84}-1)$,然而,当动态化这些双边联系变量时,其结果出现了极大的不同,全球化效应出现了逆转。估计结果的差别暗示了可能的内生性。随后,考虑异质性同一效应的存在,即估计式(13)在表5中的回归(2),全球化效应消失了^①。也就是说,这些异质性同一地区效应吸收了全球化,贸易成本的改变更多地归因于每个国家内部的因素。此外,允许异质性边界的存在降低了潜在的内生性,注意到表3中使用国家对固定效应估计出的RTA累积效应为0.212,而在表5中,通过控制异质性边界估计出的RTA累积效应为0.202。

表5 全球化效应与异质性同一地区效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Globalization	Heterogeneity	Heterogeneity Without Dynamics	Globalization Without Dynamics
ln_DIST_2000	-0.456 *** (-8.87)	-0.522 *** (-16.19)		
ln_DIST_2004	-0.497 *** (-11.27)	-0.539 *** (-18.24)		

① 由于多重共线性问题,在考虑异质性同一地区效应时,回归时总是需要将一个年份作为基准。为了便于比较,总是选择将最早年份的同一地区效应作为基准,比如,在表5中将2000年的同一地区效应作为基准。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Globalization	Heterogeneity	Heterogeneity Without Dynamics	Globalization Without Dynamics
ln_DIST_2008	-0.470 *** (-13.77)	-0.513 *** (-19.19)		
ln_DIST_2012	-0.507 *** (-15.64)	-0.541 *** (-21.43)		
SMCTRY_2000	3.005 *** (7.67)			2.763 *** (16.97)
SMCTRY_2004	2.884 *** (8.40)	-0.106 (-0.32)	0.0381 (0.84)	2.971 *** (17.19)
SMCTRY_2008	3.068 *** (11.52)	-0.00153 (-0.00)	-0.0584 (-1.13)	2.914 *** (17.76)
SMCTRY_2012	2.814 *** (10.57)	-0.241 (-0.79)	-0.0910 (-1.62)	2.943 *** (17.17)
RTA	0.332 *** (4.98)	0.0764 * (1.87)	0.0719 * (1.76)	0.326 *** (5.02)
RTA_LAG4	0.364 *** (4.82)	0.0838 * (1.86)	0.0837 * (1.86)	0.356 *** (4.85)
RTA_LAG8	0.179 ** (2.38)	0.0422 (0.77)	0.0288 (0.50)	0.166 ** (2.25)
Lang_2000	0.310 ** (2.54)	0.178 ** (2.06)		
Lang_2004	0.399 *** (3.14)	0.227 *** (2.58)		
Lang_2008	0.528 *** (4.59)	0.315 *** (3.64)		
Lang_2012	0.564 *** (5.32)	0.333 *** (3.95)		
Conj_2000	0.247 (1.64)	0.461 *** (4.03)		
Conj_2004	0.173 (1.37)	0.407 *** (3.95)		
Conj_2008	0.199 ** (2.08)	0.356 *** (4.07)		
Conj_2012	0.163 * (1.78)	0.346 *** (4.27)		

续表				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Globalization	Heterogeneity	Heterogeneity Without Dynamics	Globalization Without Dynamics
Colony_2000	0.655 ^{***} (3.12)	0.257 ^{***} (2.60)		
Colony_2004	0.495 ^{**} (2.07)	0.146 (1.22)		
Colony_2008	0.418 ^{**} (1.97)	0.0740 (0.64)		
Colony_2012	0.464 ^{**} (2.28)	0.118 (1.08)		
Lang			0.283 ^{***} (5.15)	0.481 ^{***} (8.13)
Conj			0.377 ^{***} (7.31)	0.186 ^{***} (3.51)
colony			0.130 ^{**} (2.07)	0.489 ^{***} (4.39)
MR	YES	YES	YES	YES
INTRA	YES	YES	YES	YES
Total_RTA	0.875 ^{**}	0.202 ^{**}	0.184 ^{**}	0.848 ^{**}
PAIR	NO	NO	NO	NO
HETER	NO	YES	YES	NO

注:(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。(2)均使用PPML估计量。(3)MR表示时变多边阻力(时变固定效应)。(4)标准误均聚类至国家对层面。(5)从2000年,抽取四年间隔。(6)Total_RTA是RTA当期与滞后期的系数之和,并进行了线性系数检验。(7)PAIR表示国家对固定效应(pair-fix effect)。(8)HETER表示异质性同一地区效应。(9)当使用异质性同一地区效应时,其动态系数会因为多重共线性忽略掉一个,总是选择忽略2000年的同一地区效应。

将表5回归(2)里的国家异质性同一边界的估计系数展示在表6中(ISO是指国家海关代码,coefficient是指通过方程获取的系数),同一地区效应在不同国家出现较大的差别,最低的是美国(USA),仅为0.694,美国的国内服务贸易流量是国际贸易流量的200%($e^{0.694}$);捷克拥有最高的同一地区效应(CZE),为4.395。不同地区间的同一地区效应系数极差达到3.701,但是不同大洲之间的差距很小。不同地区间同一地区效应的巨大再次说明了分析异质性同一效应的必要性。

表 6 异质性同一地区效应估计结果

ISO	coefficient	ISO	coefficient	ISO	coefficient
AUS	2.649 *** (8.36)	DNK	2.803 *** (10.25)	KOR	2.205 *** (7.80)
AUT	3.060 *** (10.39)	ESP	2.451 *** (8.36)	LUX	2.746 *** (9.60)
BEL	3.129 *** (11.39)	FIN	3.476 *** (12.51)	MEX	3.571 *** (11.39)
BRA	3.318 *** (11.25)	FRA	3.028 *** (11.66)	NLD	2.534 *** (9.81)
CAN	4.084 *** (14.59)	GBR	1.536 *** (6.20)	POL	4.009 *** (13.78)
CHE	1.904 *** (7.05)	GRC	3.030 *** (11.11)	PRT	3.815 *** (12.80)
CHN	2.815 *** (10.18)	HUN	3.667 *** (13.28)	RUS	3.780 *** (13.76)
CZE	4.395 *** (15.43)	IDN	3.650 *** (11.89)	SWE	2.669 *** (9.74)
DEU	2.068 *** (7.74)	IND	2.986 *** (10.08)	USA	0.694 *** (2.50)
JPN	2.134 *** (7.52)	ITA	2.716 *** (9.92)	Average	2.928
America	2.917	Asia	2.889	Europe	2.947
Range	3.701				

注：(1)估计量表 5 的回归(2)异质性同一地区效应。(2)***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。(3)标准误差聚类至国家对层面。(4)Average 表示所有地区的均值。(5)America/Asia/Europe 表示不同大洲的同一效应均值,其中,把澳大利亚(AUS)归入了亚洲。

3.4 同一地区效应的决定与双边联系变量的动态影响

既然不同地区间的同一地区效应呈现出巨大的异质性,那么是什么因素导致了这一差异?本文将初步探索各国特征变量对同一地区效应的关系。图 1 描述了对不同变量的探索,值得说明的是,在结构引力模型中,双边贸易成本(或者说是歧视性贸易成本)需要满足正则条件(Arkolakis et al., 2012),因此,由于双边贸易成本已经在方程中被估计,同一地区效应实际上作为非歧视贸易成本的总和而进入结构引力模型(Heid et al., 2021)。那么,在结构引力模型的框架下,影响同一地区效应的因素只能是非歧视性的。Panel B 和 Panel D 分别是地区贸易对数以及距离对数对同一地区效应的影响,然而,其拟合线几乎

呈现一条直线,可以认为国家区域大小对服务贸易中的边界效应没有显著性的影响,与以往有关制造业边界效应会随着地区面积和内部贸易距离变大 (Anderson and Yotov, 2010b; Agnosteva et al., 2019) 的结论不一致,暗示着服务贸易与货物贸易可能存在着不同区别。此外,Panel A 显示了同一地区效应和人口的弱相关关系,即人口越多,其同一地区效应就越低;从直觉上推论,一国人口越多意味着该国潜在的人口禀赋优势,在服务贸易方面就越具有竞争力。Panel C 则表明了人均 GDP 与同一地区效应的强负相关关系;人均 GDP 往往被作为制度质量、基础设施质量、营商环境等多种因素的代理变量 (Nunn and Trefler, 2014),但已经有一定的经验证据表明制度质量的改进会增加服务贸易的出口 (Beverelli et al., 2017),因此,可以认为,人均 GDP 在这里可以作为制度质量的代理变量进行解释,即制度质量的改进会降低同一地区效应。

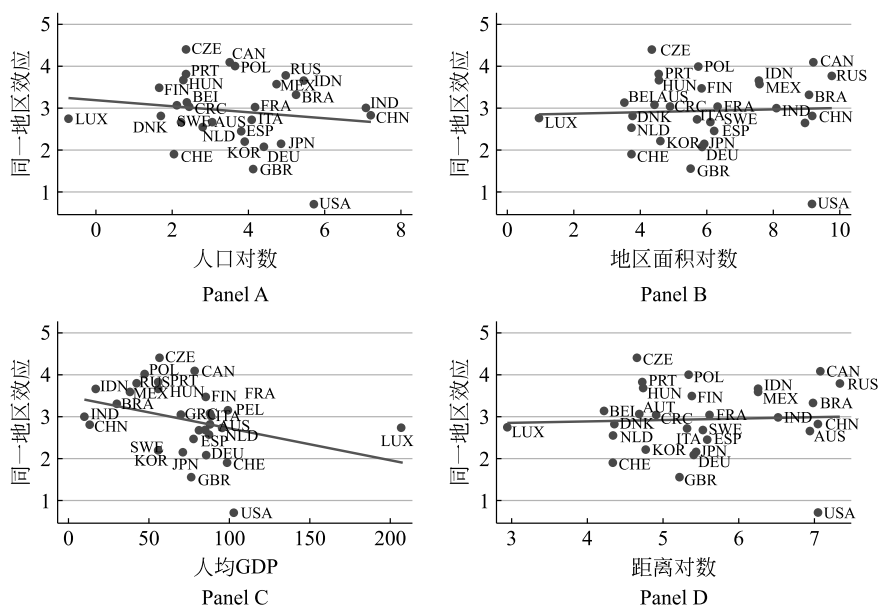


图 1 异质性同一地区效应的决定因素

资料来源:同一地区效应由表 6 得出。人口(千人)、人均 GDP(千美元)使用的是 2000—2012 年间的均值。人口、人均 GDP 的数据来自世界发展指数(WDI)。距离、地区面积的数据来自 CEPII 数据库。

此外,全球化意味着这些天然双边变量的作用应该会随着时间推移而降低,然而,本文的结果发现,在服务贸易中,只有是否接壤这项变量的作用是持续下降的,其他因素则呈现相当程度的波动(见图 2)。其中,语言的作用在服务贸易中的作用反而上升了。与此同时,距离往往被视为两国间贸易成本、制度、气候地理的差异等双边歧视性变量的代理变量 (Borchert and Yotov, 2017),距离系数的波动可能意味着潜在的“距离之谜”。虽然本文已经通过 Yotov

(2012)的方法,使用国内贸易流量来控制国内贸易成本的方式来缓解“距离之谜”,但其依然存在,因此可以在一定程度上相信:由技术进步而带来全球性贸易成本降低,可能不会再持续。

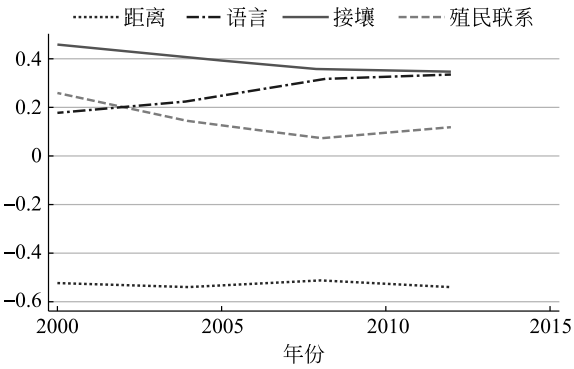


图 2 天然联系变量的动态影响

资料来源:由表 6 计算出同一地区效应。距离、是否使用同一语言、是否接壤、是否拥有殖民联系的系数由表 5 回归结果给出。

3.5 稳健性检验

本节通过使用不同年份起始的数据和不同年份间隔来完成稳健性检验,结果如表 7 所示;但只检验内生性和控制异质性同一地区效应的全球化效应,即表 3 的回归(6)以及表 5 的回归(3)。分别以三种方式来检验计量结果:年份的起点不同;3 年间隔(Trefler, 2004)、5 年间隔(Baier and Bergstrand, 2007)。表 7 的回归(1)则表示 2004 年为起点取 5 年间隔,其他以此类推。表 7 的回归(1)~(3)的 RTA 累积效应分别为 24%、16%、28%,都与表 3 的回归(6)拥有类似的结果,表明了选用不同的间隔和年份不会对估计结果产生较大影响。此外,回归(4)~(6)估计了控制异质性同一边界系数以及全球化的相关结果,结果显示,只有回归(4)2014 年的全球化效用是显著的,表明之前关于全球化消失的估计结果是相对稳健的。

表 7 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2004 年 5 年间隔	2000 年 3 年间隔	2002 年 4 年间隔	2004 年 5 年间隔	2000 年 3 年间隔	2002 年 4 年间隔
RTA	0.0169 (0.47)	0.122 *** (4.16)	0.104 *** (3.63)	0.00470 (0.10)	-0.00172 (-0.04)	0.0587 * (2.41)
RTA_ LEAD3		-0.083 *** (-7.78)				

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2004 年 5 年间隔	2000 年 3 年间隔	2002 年 4 年间隔	2004 年 5 年间隔	2000 年 3 年间隔	2002 年 4 年间隔
RTA_LEAD4			0.0147 (0.98)			
RTA_LEAD5	-0.0505 (-1.49)					
RTA_LAG3		-0.0184* (-1.72)			-0.0170 (-0.39)	
RTA_LAG4			0.0362*** (2.79)			0.0710* (2.47)
RTA_LAG5	0.0849*** (4.33)			-0.0612 (-1.03)		
RTA_LAG6		0.0509*** (3.60)			0.0567 (1.24)	
RTA_LAG8			0.113*** (6.61)			0.0203 (0.33)
RTA_LAG10	0.115*** (2.69)			0.141* (2.52)		
SMCTRY_2003					-0.138 (-0.42)	
SMCTRY_2006					-0.0507 (-0.17)	0.0897 (0.31)
SMCTRY_2009				-0.0624 (-0.23)	-0.210 (-0.71)	
SMCTRY_2010						-0.130 (-0.47)
SMCTRY_2012					-0.268 (-0.90)	
SMCTRY_2014				-0.504* (-1.66)		-0.432 (-1.40)
MR	YES	YES	YES	YES	YES	YES
INTRA	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Total_RTA	0.217***	0.155***	0.253***	0.085**	0.042**	0.150**
PAIR	YES	YES	YES	NO	NO	NO
HETER	NO	NO	NO	YES	YES	YES

(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。(2)均使用PPML估计量。(3)MR表示时变多边阻力(时变固定效应)。(4)标准误均聚类至国家对层面。(5)Total_RTA是RTA当期与滞后期的系数之和,并进行了线性系数检验。(6)PAIR表示国家对固定效应(pair-fix effect)。(7)HETER表示异质性同一地区效应。(8)当使用异质性同一地区效应时,其动态系数会因为多重共线性忽略掉一个,总是选择忽略最早年份的同一地区效应。(9)为了简便,仅仅报告关键的内生性检验和全球化系数。

4 结论及讨论

4.1 消失的全球化与“距离之谜”

根据前文表 5 的回归结果(1),全球化效应在 2000—2012 年间效应为 15%。然而,当控制了异质性同一地区效应后,全球化效应消失了。与文献对比,在控制异质性同一地区效应的情况下,Agosteva et al. (2019)发现加拿大制造业几乎没有受到全球化效应的影响。对比之下,当没有控制异质性同一地区效应时, Bergstrand et al. (2015)发现在 1991—2006 年的货物贸易中,全球化效应约为 120%; Anderson et al. (2018)在 2000—2018 年欧洲国家服务贸易中,全球化效应在 20%~150%之间; Anderson and Yotov (2020)在 1991—2006 年的全球制造业贸易中,得到了全球化效应约为 150%。本文认为导致其全球化估计的巨大区别,应该是同一地区效应的异质性问题,如表 6 所示:假设不同国家间拥有一样的同一地区效应显然是不合适的,各国针对非歧视性贸易(成本)的改进是不一致的,因此,并没有出现统一的时间趋势。那么,本文的估计结果应该是较为可靠的,即在 2000—2014 年,服务贸易中全球化效应至少是不显著的,如果通过距离系数来衡量两国间的贸易成本,其结果也存在着波动。因此,本文也从侧面补充了 Colantone et al. (2022)关于贸易全球化停滞的服务贸易方面的经验证据。

4.2 不同类型贸易成本的影响

在将国内贸易数据加入结构引力模型中,可以在实质上考虑非歧视性贸易成本的影响(Heid et al., 2021)。那么,在国际贸易中,实际上可以估计三类贸易成本的影响:(1)非歧视性贸易成本(如国家自身的制度质量);(2)短期内双边联系不会改变歧视性贸易成本(如共同语言);(3)短期内双边联系可能会改变的歧视性贸易成本(如 RTA)。全球化效应实质上就是非歧视性贸易成本持续的下降。然而,在控制异质性的同一地区效应后,全球化效应消失了,这意味着在观测年份中,非歧视性贸易成本并没有发生趋势性的变化,而是各国国内因素的变化影响了国际服务贸易。与此同时,本文对同一地区效应进行了进一步探索,发现自身的制度质量会对同一地区效应造成显著的影响。

本文在表 5 回归(2)中得出的区域贸易协定累积效应约为 20%,与林僊和鲍晓华(2018)得到关于服务贸易 RTAs 的结果约为 15%、Lee(2019)的结果约为 8%、Reverdy(2022)结果约为 50%相比,本文的结果处于合理区间。此外,短期内不会改变歧视性的贸易成本并没有持续下降,某些天然的联系作用反而在

加深。再有,由于全球化的停滞,区域贸易协定成为国际贸易中的重要推力,因为在对自身经济或制度环境改变有限的情况下,签订双边或准多边贸易协定是唯一有效促进自身国际贸易的方式^①。

4.3 进一步讨论

通过以上讨论,可以清晰地知道,制度质量对全球化起着重要的促进作用。然而,改进制度质量往往是困难的,其路径大致有三条:(1)进行国内自身的机构、制度改革,即不存在外部强制力量,只依靠自身的力量进行改革。(2)加入多边协议(比如贸易便利化协议),承诺机制以及取消非关税性壁垒。(3)加入深度一体化区域协定^②,对国内规制进行更多的开放性要求。深度一体化区域协定往往是把双刃剑,虽然可以促进开放,但也会在很大程度上削弱国内政策的自主性与完整性(Grossman et al., 2021)。三种途径让渡主权的程度由弱到强,其改革程度也由弱到强。也就是说,全球化的深入往往伴随着主权的削弱(Rodrik, 2011)。

此外,中国等新兴市场国家已经走过了第一种路径和第二种路径,却几乎没有签署深度一体化的贸易协定,很大程度上保留了自身制度的独立性与完整性。事实上,如果没有外部条件约束,新兴国家由于国内特殊利益集团的阻挠,难以凭借自身完成知识产权改革等一系列市场化措施(Rodrik, 2018)。此外,深度区域一体化的世界已经悄然来临。2017年11月,CPTPP的签订拉开了要求有国内规制要求等一系列大型深度一体化贸易协定的序幕。新兴市场国家如何选择自己的全球化策略:是仍旧依靠浅贸易协定拓展自己的贸易版图,抑或牺牲一部分制度主权、拥抱深度一体化?也会成为国际贸易中的重要课题。

参考文献

- 林僊, 鲍晓华. 2018. 区域服务贸易协定如何影响服务贸易流量? ——基于增加值贸易的研究视角[J]. 经济研究, 53(1): 169-182.
- Lin X, Bao X H. 2018. Effects of regional service trade agreements on service trade flows: From the perspective of trade in value added[J]. *Economic Research Journal*, 53(1): 169-182. (in Chinese)
- 刘洪愧. 2016. 区域贸易协定对增加值贸易关联的影响——基于服务贸易的实证

^① 这里假设区域贸易协定较少地影响国内制度,即讨论是一种浅的贸易一体化协定,更多讨论见 Maggi(2014)。

^② 实际上深度一体化协定是一种歧视性贸易政策,但是,它对成员国内规制的要求也会降低非歧视性贸易成本。

- 研究[J]. 财贸经济, (8): 127-143.
- Liu H K. 2016. The effect of regional trade agreements on trade in value-added linkage—An empirical study based on service trade[J]. *Finance & Trade Economics*, (8): 127-143. (in Chinese)
- 刘生龙, 胡鞍钢. 2011. 交通基础设施与中国区域经济一体化[J]. 经济研究, 46(3): 72-82.
- Liu S L, Hu A G. 2011. Transportation infrastructure and regional economic integration in China[J]. *Economic Research Journal*, 46(3): 72-82. (in Chinese)
- 尹伟华. 2017. 中美服务业参与全球价值链分工程度与地位分析: 基于最新世界投入产出数据库[J]. 世界经济研究, (9): 120-131.
- Yin W H. 2019. The level and position participation in global value chains of China and America's service industry: Based on world input-output tables[J]. *World Economy Studies*, (9): 120-131. (in Chinese)
- 赵永亮, 徐勇, 苏桂富. 2008. 区际壁垒与贸易的边界效应[J]. 世界经济, 31(2): 17-29.
- Zhao Y L, Xu Y, Su G F. 2023. Regional barrier and the border effect of trade[J]. *The Journal of World Economy*, 31(2): 17-29. (in Chinese)
- Agnosteva D E, Anderson J E, Yotov Y V. 2019. Intra-national trade costs: Assaying regional frictions[J]. *European Economic Review*, 112: 32-50.
- Anderson J E, van Wincoop E. 2003. Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle[J]. *American Economic Review*, 93(1): 170-192.
- Anderson J E, van Wincoop E. 2004. Trade costs[J]. *Journal of Economic Literature*, 42(3): 691-751.
- Anderson J E, Yotov Y V. Specialization: Pro-and anti-globalizing, 1990—2002[R]. National Bureau of Economic Research, 2010.
- Anderson J E, Yotov Y V. 2010b. The changing incidence of geography[J]. *American Economic Review*, 100(5): 2157-2186.
- Anderson J E. 2011. The gravity model[J]. *Annual Review of Economics*, 3: 133-160.
- Anderson J E, Milot C A, Yotov Y V. 2014. How much does geography deflect services trade? Canadian answers[J]. *International Economic Review*, 55(3): 791-818.
- Anderson J E, Borchert I, Mattoo A, et al. 2018. Dark costs, missing data: Shedding some light on services trade[J]. *European Economic Review*, 105: 193-214.
- Anderson J E, Yotov Y V. 2020. Short run gravity[J]. *Journal of International Economics*, 126: 103341.
- Arkolakis C, Costinot A, Rodríguez-Clare A. 2012. New trade models, same old gains? [J]. *American Economic Review*, 102(1): 94-130.

- Baier S L, Bergstrand J H. 2007. Do free trade agreements actually increase members' international trade? [J]. *Journal of International Economics*, 71(1): 72-95.
- Baier S L, Bergstrand J H, Clance M W. 2018. Heterogeneous effects of economic integration agreements[J]. *Journal of Development Economics*, 135: 587-608.
- Bergstrand J H, Larch M, Yotov Y V. 2015. Economic integration agreements, border effects, and distance elasticities in the gravity equation [J]. *European Economic Review*, 78: 307-327.
- Beverelli C, Fiorini M, Hoekman B. 2017. Services trade policy and manufacturing productivity: The role of institutions[J]. *Journal of International Economics*, 104: 166-182.
- Borchert I, Yotov Y V. 2017. Distance, globalization, and international trade [J]. *Economics Letters*, 153: 32-38.
- Bosquet C, Boulhol H. 2015. What is really puzzling about the “distance puzzle” [J]. *Review of World Economics*, 151(1): 1-21.
- Bustos P. 2011. Trade liberalization, exports, and technology upgrading: Evidence on the impact of MERCOSUR on argentinian firms[J]. *American Economic Review*, 101(1): 304-340.
- Chen N. 2004. Intra-national versus international trade in the European Union: Why do national borders matter? [J]. *Journal of International Economics*, 63(1): 93-118.
- Coe D T, IMF, IMF. Asia and Pacific Department, et al. 2002. The missing globalization puzzle[M]. Washington: International Monetary Fund.
- Colantone I, Ottaviano G, Stanig P. 2022. The backlash of globalization[J]. *Handbook of International Economics*, 5: 405-477.
- Coughlin C C, Novy D. 2021. Estimating border effects: The impact of spatial aggregation[J]. *International Economic Review*, 62(4): 1453-1487.
- Dai M, Yotov Y V, Zylkin T. 2014. On the trade-diversion effects of free trade agreements[J]. *Economics Letters*, 122(2): 321-325.
- Disdier A C, Head K. 2008. The puzzling persistence of the distance effect on bilateral trade[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 90(1): 37-48.
- Fally T. 2015. Structural gravity and fixed effects [J]. *Journal of International Economics*, 97(1): 76-85.
- Freeman R, Pienknagura S. 2019. Are all trade agreements equal? The role of distance in shaping the effect of economic integration agreements on trade flows[J]. *Review of World Economics*, 155(2): 257-285.
- Freund C, Ornelas E. 2010. Regional trade agreements [J]. *Annual Review of Economics*, 2: 139-166.

- Gozgor G. 2018. Robustness of the KOF index of economic globalisation[J]. *The World Economy*, 41(2): 414-430.
- Grossman G M, McCalman P, Staiger R W. 2021. The “new” economics of trade agreements: From trade liberalization to regulatory convergence? [J]. *Econometrica*, 89(1): 215-249.
- Guriev S, Papaioannou E. 2022. The political economy of populism[J]. *Journal of Economic Literature*, 60(3): 753-832.
- Head K, Mayer T, Ries J. 2009. How remote is the offshoring threat? [J]. *European Economic Review*, 53(4): 429-444.
- Head K, Mayer T, Ries J. 2010. The erosion of colonial trade linkages after independence[J]. *Journal of International Economics*, 81(1): 1-14.
- Head K, Mayer T. 2013. What separates us? Sources of resistance to globalization[J]. *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne D'économie*, 46(4): 1196-1231.
- Head K, Mayer T. 2014. Gravity equations: Workhorse, toolkit, and cookbook [J]. *Handbook of International Economics*, 4: 131-195.
- Heid B, Larch M, Yotov Y V. 2021. Estimating the effects of non-discriminatory trade policies within structural gravity models[J]. *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne D'économie*, 54(1): 376-409.
- Larch M, Wanner J, Yotov Y V, et al. 2019. Currency unions and trade: A PPML re-assessment with high-dimensional fixed effects[J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 81(3): 487-510.
- Lee W. 2019. Services liberalization and global value chain participation: New evidence for heterogeneous effects by income level and provisions[J]. *Review of International Economics*, 27(3): 888-915.
- Maggi G. 2014. International trade agreements [J]. *Handbook of International Economics*, 4: 317-390.
- Mayer T, Zignago S. Notes on CEPII's distances measures: The GeoDist database [J]. 2011.
- McCallum J. 1995. National borders matter: Canada-U. S. regional trade patterns[J]. *The American Economic Review*, 85(3): 615-623.
- Melitz J, Toubal F. 2014. Native language, spoken language, translation and trade[J]. *Journal of International Economics*, 93(2): 351-363.
- Nunn N, Trefler D. 2014. Domestic institutions as a source of comparative advantage [J]. *Handbook of International Economics*, 4: 263-315.
- Potrafke N. 2015. The evidence on globalisation[J]. *The World Economy*, 38(3): 509-

552.

- Reverdy C. 2022. Estimating the general equilibrium effects of services trade liberalization[J]. *Review of International Economics*, 31(2): 493-521.
- Rodrik D. 2011. The globalization paradox: Democracy and the future of the world economy[M]. New York and London: WW Norton.
- Rodrik D. 2018. What do trade agreements really do? [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 32(2): 73-90.
- Saggi K, Woodland A, Yildiz H M. 2013. On the relationship between preferential and multilateral trade liberalization: The case of customs unions[J]. *American Economic Journal: Microeconomics*, 5(1): 63-99.
- Santos Silva J M C, Tenreyro S. 2010. On the existence of the maximum likelihood estimates in Poisson regression[J]. *Economics Letters*, 107(2): 310-312.
- Santos Silva J M C, Tenreyro S. 2011. Further simulation evidence on the performance of the Poisson pseudo-maximum likelihood estimator[J]. *Economics Letters*, 112(2): 220-222.
- Silva J M C S, Tenreyro S. 2006. The log of gravity[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 88(4): 641-658.
- Tinbergen J. 1962. Shaping the world economy: Suggestions for an international economic policy[M]. New York: Twentieth Century Fund.
- Trefler D. 2004. The long and short of the Canada-U. S. free trade agreement [J]. *American Economic Review*, 94(4): 870-895.
- Wooldridge J M. 2010. Econometric analysis of cross section and panel data [M]. Cambridge: The MIT Press.
- Yotov Y V. 2012. A simple solution to the distance puzzle in international trade[J]. *Economics Letters*, 117(3): 794-798.
- Yotov Y V, Piermartini R, Monteiro J A, et al. 2016. An advanced guide to trade policy analysis: The structural gravity model[M]. New York: World Trade Organization, United Nations.
- Yotov Y V. 2022. On the role of domestic trade flows for estimating the gravity model of trade[J]. *Contemporary Economic Policy*, 40(3): 526-540.

Globalization, Regional Trade Agreements, Service Trade

Qian Jiang¹ Yunong Li¹ Tao Wang²

(1. *International Business School, Southwestern University of Finance and Economics;*

2. *Guangxi Development Strategy Research Institute, Guangxi University*)

Abstract This study adopts the research framework of Bergstrand et al. (2015) and incorporates the heterogeneity of borders proposed by Anderson et al. (2018) to extend the structural gravity model with regional trade agreements (RTAs). By conducting empirical analysis using service trade data from 29 countries during the period of 2000 to 2014, the study aims to explore the effects of globalization and RTAs on service trade flows, as well as to uncover the “black box” of heterogeneity and same-region effects. The findings of the study are as follows: Firstly, the heterogeneity of same-region effects absorbs a significant portion of the effects of globalization and RTAs. When controlling for heterogeneity of same-region effects, the globalization effect vanishes, while the effect of RTAs remains at around 20%. Secondly, the role of bilateral natural connectivity variables exhibits fluctuations, and the impact of discriminatory trade costs does not show a significant decline. Lastly, the heterogeneity of same-region effects is significantly influenced by the quality of domestic institutions. This research contributes to the understanding of the relationship between regional trade agreements and globalization in service trade and provides policy implications for China’s strategies in globalization.

JEL Classification F13, F15