

FTA 对农产品出口持续时间的影响： 来自中国的证据

李星晨,刘宏曼

(中国农业大学 经济管理学院,北京 100083)



摘要 利用 1996—2016 年间 CEPII-BACI 数据库的 HS6 分位数据,采用基于离散时间的生存分析法研究 FTA 对中国农产品出口持续时间的影响。结果表明:中国向 FTA 成员国农产品出口的风险率更低;在 FTA 成立的作用下,开始于 FTA 成立之前的贸易关系持续时间延长,开始于 FTA 成立之后的贸易关系持续时间则因不确定性因素而缩短;中国农产品出口关系生存概率随 FTA 成立时间和条款深度增加而提高;由于对贸易成本的降低幅度不同,FTA 对加工农产品出口持续时间的影响大于初级农产品。基于此,提出坚持和完善自由贸易区战略、合理引导企业的政策建议。

关键词 FTA; 出口持续时间; 生存分析; 离散时间模型; 农产品

中图分类号:323.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2019)06-0030-12

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwxkb.2019.06.005

党的十七大首次提出了自由贸易区战略,“十三五”规划则明确提出“加快实施自由贸易区战略,逐步构筑高标准自由贸易区网络”。根据商务部中国自由贸易区服务网的统计,截至 2019 年 6 月,中国已经签署的自由贸易协定有 18 项,正在谈判的有 13 项。相比于其他产品,农产品的贸易壁垒和政策保护程度较高,而作为削减壁垒、降低成本的重要手段,FTA 对农产品的影响值得关注。

贸易关系的持续时间是指两国对于某种产品从贸易关系开始到结束的时间长度^[1-2]。普遍较短的贸易关系持续时间反映出企业大量反复进出市场的行为特征,由于开始新的贸易关系需要开拓市场等前期投入,短暂的贸易持续时间不仅造成了资源浪费,也使企业难以预判出口成本和风险,增大了出口增长的不确定性^[3]。因此,贸易政策的制定不应只关注总流量的扩张,还要考虑如何在长期内维持稳定的出口贸易流。

在贸易关系持续时间的相关文献中,国内外学者首先研究了其分布特征。Besedeš 等利用美国 1972—2001 年间 TS7 分位和 HS10 分位进口数据,发现超过一半的贸易关系只维持了 1 年,80% 不超过 5 年;首次引入 K-M(Kaplan-Meier, K-M)法研究贸易关系,发现生存率随时间增加而下降,且下降速度逐渐变慢^[1]。Nitsch 利用 1995—2005 年的 HS8 分位数据进行研究,发现大部分德国进口关系的持续时间只有 1~3 年^[4]。在国内,邵军使用 1995—2007 年间 HS6 分位贸易数据首次研究了中国出口关系持续时间,发现均值和中位数分别只有 2.84 年和 2.00 年,且出口贸易关系生存率呈现快速下降趋势^[2]。陈勇兵等基于工业企业和海关数据库中 2000—2005 年的匹配数据研究了中国企业在 HS8 分位层面的出口持续时间,结果表明其均值仅为 1.6 年,53% 的出口贸易关系在 3 年内中断^[5]。

进一步,国内外学者对贸易持续时间的影响因素进行了探索。Besedeš 等发现产品差异化和初始贸易额对贸易持续时间产生了显著影响^[6]。Nitsch 的研究发现了接壤、共同语言等国家特征以及

收稿日期:2019-05-17

基金项目:国家社会科学基金项目“垂直专业化视角下中国农业参与全球价值链的影响机制研究”(17BJY225)。

作者简介:李星晨(1990-),男,博士研究生;研究方向:国际贸易理论与政策。

通讯作者:刘宏曼(1976-),女,副教授,博士;研究方向:国际贸易理论与政策。

市场份额等因素的重要作用^[4],而 Besedeš 等则发现反倾销显著提高了美国出口贸易关系中中断的概率^[7]。陈勇兵等的研究表明传统引力模型变量对贸易持续时间的影响与其对贸易流量的影响类似^[5],王秀玲等则验证了汇率变动对中国出口关系持续时间的不利影响^[8]。在影响因素的研究方法上,基于连续时间的 COX 比例风险模型最早被用于贸易关系持续时间的研究^[4,6],然而 Brenton 等认为 COX 模型所要求的 PH 假定在贸易研究中无法得到满足^[9],Hess 等则指出 COX 模型在遇到时间节点时会导致系数估计偏误,并且无法控制不可观测异质性的影响^[10]。此后,国内外学者开始广泛采用基于离散时间的 Logit 模型、Probit 模型或 Cloglog 模型来研究贸易关系持续时间的影响因素^[5,7-8]。

通过对相关文献的梳理发现:在以中国为样本的研究中,对于农产品贸易持续时间的研究较少,且涵盖的时间范围大多在 2010 年以前^[11-13];对贸易持续时间影响因素的研究,一些文献仅仅将 FTA 作为控制变量^[14-15],只有少数文献专门对其进行研究,但却分别得到 FTA 对贸易持续时间存在正向影响^[16]和反向影响的不同结论^[17-18]。Besedeš 等指出,FTA 对贸易关系持续时间的作用存在“双重性”,FTA 成立后开始的贸易关系受到的影响可能区别于 FTA 成立前开始的贸易关系^[19]。但这一研究针对的是国外样本,FTA 对中国农产品持续时间的影响是否也存在类似的双重作用呢?其结果仍有待验证。

此外,已有文献往往根据“当年是否存在 FTA”构建虚拟变量,这种处理存在两个潜在的问题:第一,纵向上未考虑 FTA 成立时间的渐进性作用。此种做法实质上是认为 FTA 的作用为一次性达成,将 FTA 成立后的所有年份都同等视之。然而事实上随着 FTA 建成时间的增加,区内各项规制会更为成熟,自由化程度也会稳步提升,因此 FTA 对贸易的影响往往随时间逐渐实现。第二,横向上忽略了 FTA 条款深度的异质性。有关 FTA 协定深度如何影响双边贸易的研究也已经成为最新的热点领域,但目前仍未见有学者对贸易持续时间这一重要方向展开研究。鉴于此,本文对 FTA 如何影响中国农产品出口持续时间展开实证分析,相比于已有研究,本文尝试做出的边际拓展主要包括:以中国农产品出口为样本,验证了 FTA 成立时机差异对贸易持续时间产生的影响;为了弥补现有研究中的不足,本文从纵向和横向两方面检验了 FTA 成立时间以及条款深度的作用;采用 CEPII-BACI 数据库中 1996—2016 年的数据,这一时期涵盖了 FTA 战略快速发展的新阶段,较长的时间跨度也更有利于全面反映出口的动态变化过程;通过异质性分析,发现了 FTA 对于加工农产品和初级农产品的不同作用。

一、理论分析和研究假设

1. 理论分析

Melitz 将企业异质性引入贸易理论,有力地阐明了在某一时期为何一些企业进行出口贸易而另一些则不会进入国际市场^[20],但这一基准模型对贸易关系跨时期的动态变化却未能给出令人信服的解释。Segura-Cayuela 等进一步指出不确定性是解释企业交易行为时不可或缺的重要元素^[21]。假定 i 国企业向 j 国出口产品 s 时面临的出口成本包含三部分:(1)从 i 国出口到 j 国的货物需要支付冰山运输成本(Transportation Cost) τ_s^{ij} ;(2) i 国企业的产品进入 j 国市场时需要支付一次性沉没成本(Sunk Cost) c_s^{ij} ;(3)维持已有贸易关系需要支付额外每期的固定成本(Fixed Per-period Cost) f_s^{ij} 。由于不确定性的存在,企业只有在支付了一次性的沉没成本 c_s^{ij} 并建立起贸易关系之后才观察到每期的固定成本 f_s^{ij} 。在此基础上,企业在 t 期结束时可以选择停止贸易关系而不再产生其他额外成本。当企业付出沉没成本之后,如果发现面临的每期固定成本 f_s^{ij} 较低则会与需求方继续发展持续时间较长的贸易关系,反之则会因为无法获利选择立即终止贸易关系。对于不确定性因素的引入表明了新的贸易关系建立之后并不能保证其长期存在,只有在其开始出口之后才能解决出口市场的不确定性问题。这意味着出口市场上可以观察到大量贸易关系的反复进入和退出,也解释了目前实证领域内发现的贸易持续时间的短暂性。

2. 研究假设

Krugman 提出了著名的“天然贸易伙伴”假说,认为容易从贸易自由化中获益的国家之间更倾向于形成 FTA,成员国间在 FTA 成立之前往往就已经具备临近的地理距离或互补的比较优势结构等有利条件^[22]。可见,成立有 FTA 的两国之间往往因为这些便利条件而拥有比其他国家更低的贸易成本。相对于区外国家,区内成员国之间沉没成本 c_s^{ij} 和每期固定成本 f_s^{ij} 往往具有天然的优势,因此同样生产率的前提下企业向 FTA 成员国出口更容易获利,出口贸易关系也就更容易延续。由此,得到本文的第一个假设:

H₁: 中国向 FTA 成员国出口农产品的持续时间比非成员国更长。

FTA 成立后,大幅降低甚至取消关税、统一标准和法规以及提高贸易便利化水平等一系列措施显著降低了企业出口贸易行为中的沉没成本 c_s^{ij} 和每期的固定成本 f_s^{ij} 。如图 1 所示,受到 FTA 影响的贸易关系可以根据作用时机不同分为两种。第一种贸易关系在 FTA 签订之前就已经建立,如图 1 中的贸易段 C。由于前期已经支付了一次性的沉没成本

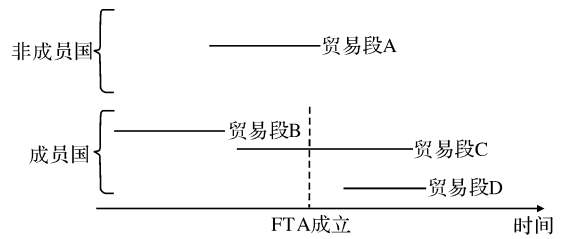


图 1 FTA 对不同贸易段的影响

c_s^{ij} , FTA 对于贸易段 C 的影响仅在于降低了维持贸易关系所需的每期的固定成本 f_s^{ij} , 因此贸易段 C 比未成立 FTA 情形下的贸易段 B 持续时间更长。第二种贸易段如图 1 中贸易段 D, FTA 对此类贸易段的作用由两方面构成。一方面,和贸易段 C 相同, FTA 成立带来的成本降低仍然有利于贸易段 D 持续时间的延长;但另一方面,由于不确定性的存在企业往往将 FTA 的建立作为一种信号机制^[18], 据此判断维持贸易关系所需的每期固定成本 f_s^{ij} 降低,同时随着进入出口市场所需的沉没成本 c_s^{ij} 下降,“试错”的机会成本也相应降低,这些因素导致低生产率的企业过多地进入出口市场,但在建立起出口贸易关系后发现其生产率不足以使其支付总成本而迅速退出^[19],造成出口持续时间的缩短。因此,在其他条件相同的情况下,贸易段 D 的持续时间短于贸易段 C,但是否短于贸易段 B 取决于两种作用的加总。

H₂: FTA 延长了成立之前已经开始的出口贸易关系的持续时间,但缩短了建成之后开始的贸易关系的持续时间。

FTA 对持续时间影响的渐进性主要包括两方面。首先,FTA 成立后关税降低和其他壁垒的削减往往需要数年才能完成,比如中国-东盟自贸区成员国之间从 2004 年的“早期收获计划”开始下调农产品关税,2015 年才完全实现全部产品(部分敏感产品除外)的零关税。其次,在 FTA 成立初期,企业对区内优惠税率、原产地规则等信息的把握较为欠缺,导致 FTA 政策的利用率偏低^[23]。FTA 建成后,企业自身经验不断得到积累,政府部门也会通过宣传、培训和简化手续等方式降低企业为利用 FTA 政策而需要付出的成本^[24]。因此,随着建成时间的增加,FTA 的条款会逐步落实,企业也可以更好地利用政策降低贸易成本,从而更有利于出口关系的延续。

除了数量上的增加,RTA 在条款方面也呈现逐渐深化的趋势,不仅包含了传统的市场准入、关税降低等手段,也逐渐加入了 WTO 框架之外的新议题^[25]。新议题的扩展使 RTA 区内的政策也逐渐走向更高标准,成员国之间可以实现更深层次的规制改革和超越 WTO 范畴的经济自由化。随着 FTA 条款深度的提高,成员国可以通过遵循条款而推动国内体制改革,成员国之间规制的融合也将进一步加深。这将为区内创建更为开放和高效的经贸环境,并进一步降低由不完全契约等引发的贸易成本和不确定性。

H₃: 中国农产品出口贸易关系中断风险随着 FTA 建成时间和条款深度的增加而降低。

初级产品具有较高的同质性,进出口活动常常在接近完全竞争市场的条件下进行^[26]。在市场上初级农产品的特征和价格更为公开透明,出口企业对于推广产品或维护销售网络等活动的需求较少,需要的贸易成本也就更低。加工农产品出口企业为了高利润往往追求产品差异化并实施品牌战略,

在出口市场需要更高的市场营销投入,配送和销售等环节的成本也较高。此外,加工农产品遭受的关税也普遍高于初级产品^[26]。可见,加工农产品在出口贸易各个环节中面临更高的贸易成本,FTA 成立后成本下降的幅度也就高于初级农产品,出口贸易关系的持续性也就受到更大的影响。

H₄:FTA 对加工农产品出口持续时间的影响大于初级农产品。

二、中国农产品出口持续时间的分布估计

1. 样本和数据

本文采用 1996—2016 年间中国向 163 个国家和地区的农产品出口数据进行分析,农产品选定 WTO 农产品协议中的所有产品。采用 HS6 分位层面的贸易数据,来源为 CEPII-BACI 数据库。根据 CEPII-BACI 数据,1996—2016 年间中国向样本中 163 个国家农产品出口额占向世界出口总额的 95.76%。对数据的处理有两点需要指出:一是多贸易段的情况。在同一个“目的地-产品”组合中可能会出现贸易段多次开始和中断的情形,Besedeš 等指出这并不会影响生存时间的分布情况^[6]。与主要已有研究一致,本文将同一贸易关系中的多个贸易段视为相互独立。二是删失问题。K-M 分析无法解决左删失的问题,但可以处理右删失,因此本文对左删失数据样本予以删除。最终样本中含有 245 505 个观察值和 83 987 个贸易段。

2. K-M 估计方法

在 K-M 分析中,生存率(survivor rate)或风险率(hazard rate)是用于刻画贸易生存时间特征的两个主要指标^[1-2]。以 T 代表某贸易段的生存时间,由于国际贸易统计主要以年为单位,因此 $T = 1, 2, \dots, j$ 。风险率 $h(j)$ 定义为贸易关系在生存至 j 年的前提下,恰好在 j 年发生中断的概率:

$$h(j) = P(T = j | T \geq j) \quad (1)$$

生存率 $S(j)$ 定义为贸易关系生存时间超过 j 的概率:

$$S(j) = P(T > j) = \prod_{k=1}^j [1 - h(k)] \quad (2)$$

令样本中存活至 k 年的贸易段数为 n_k ,恰好第 k 年中断的贸易段数为 m_k ,由 K-M 估计法可以得到 $S(j)$ 的非参数估计值:

$$\hat{S}(j) = \prod_{k=1}^j \frac{(n_k - m_k)}{n_k} \quad (3)$$

风险率 $h(j)$ 的估计值为:

$$\hat{h}(j) = \frac{m_j}{n_j} \quad (4)$$

3. K-M 分析结果

图 2(a)给出了样本总体的生存曲线。根据 K-M 分析结果,中国农产品出口贸易的持续时间较短,均值和中位数仅为 2.92 年和 1.00 年。生存率随时间增加而下降,但下降速度逐渐降低。生存率第 1 年到第 5 年间从 0.497 降低到 0.199,下降幅度为 0.298,从第 5 年到第 20 年间下降幅度仅为 0.087,可见中国农产品出口关系在前期面临的中断风险更高,一旦跨越此阶段出口关系持续的概率也大大增加。

图 2(b)中,根据贸易段是否为中国向 FTA 成员国出口进行分组,结果表明向 FTA 成员国的农产品出口关系生存率始终高于非成员国。这一结果与假说 1 对应,但两组间生存率的差异相对较小,说明国家间的固有差异并未造成太大影响。在图 2(c)中将向 FTA 成员国出口的贸易段根据是否受到 FTA 成立的影响分组,发现受到 FTA 成立影响贸易段的生存情况优于未受影响贸易段,在图 2(d)中进一步再根据 FTA 成立时机分组,发现开始于 FTA 成立后的贸易关系生存率明显更低。图 2(c)和(d)的结果与假说 2 对应,组间差异均大于图 2(b),说明 FTA 的成立对中国农产品出口持续时间产生了更大的作用。当然,基于 K-M 方法分组的分析仅能对结论做出初步的支持,FTA 的具体效应仍有待实证模型的进一步检验。

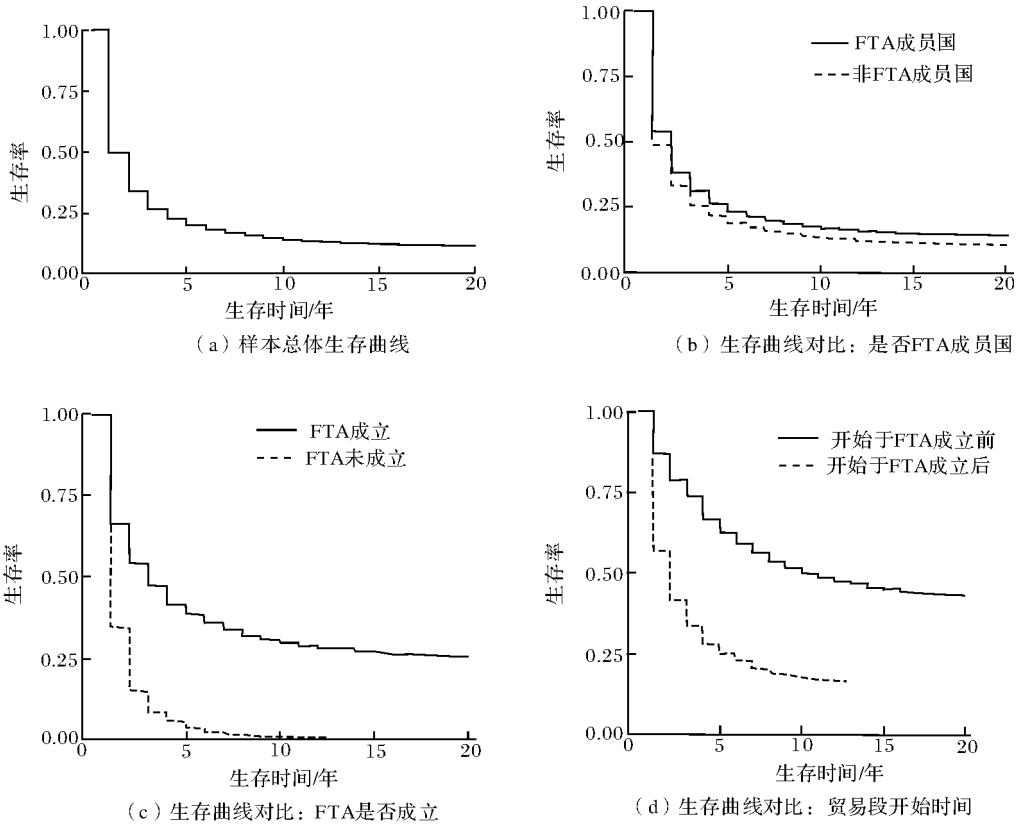


图 2 样本生存曲线及其对比

三、FTA 对农产品出口持续时间影响的实证分析

1. 模型设定

本文采用离散型方法来研究 FTA 对中国农产品出口持续期的影响,设定如下:

设样本中共有 n 个贸易段,用 T_i 表示对于某个贸易段 i ($i=1,2,\dots,n$) 的生存时间,在离散模型中需要观察其在第 k ($k=1,2,\dots,k^{\max}$) 年的生存情况,风险率定义为:

$$h_{ik} = P(T_i = k | T_i \geq k) \quad (5)$$

引入二元变量 y_{ik} ,若贸易段 i 恰好在第 k 年中断则取值为 1,否则取 0。进一步,可得到样本总体的对数似然函数:

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{k^{\max}} [y_{ik} \ln(h_{ik}) + (1 - y_{ik}) \ln(1 - h_{ik})] \quad (6)$$

根据上述设定, h_{ik} 实质上即为 $y_{ik} = 1$ 的概率,即有 $0 \leq h_{ik} \leq 1$ 。基于离散模型的设定,令:

$$h_{ik} = F(\alpha + \nu_i + \beta X + \varepsilon_{ij}) \quad (7)$$

式(7)中, $F(\cdot)$ 为分布函数,当 $F(\cdot)$ 取 Logistic、正态和极值分布时,分别对应 Logit 模型、Probit 模型和 Cloglog 模型。参考 Hess 等的研究,本文在基准回归中采用随机效应 Logit 模型^[10],并将 Probit 和 Cloglog 模型作为稳健性检验。对式(7)进行 Logit 变换可得:

$$\text{Logit}(h_{ik}) = \ln\left(\frac{h_{ik}}{1 - h_{ik}}\right) = \alpha + \nu_i + \beta X + \varepsilon_{ik} \quad (8)$$

式(8)中, α 为常数项; X 解释变量的集合,包括 FTA 相关的核心解释变量和其他控制变量, β 为相应的系数; ν_i 和 ε_{ik} 为服从正态分布的误差项。

2. 变量选取和描述

(1)核心解释变量。 $FTA\ member$ 为不随时间变化的虚拟变量,出口对象为与中国签订 FTA 的

成员国取 1, 否则为 0。FTA in effect 为虚拟变量, 出口对象国为 FTA 成员国且当年 FTA 已经成立取 1, 出口对象为非成员国或是成员国但当年 FTA 尚未成立则取 0。FTA after 为虚拟变量, 出口对象为 FTA 成员国且当前贸易段开始于 FTA 成立后(如图 1 中贸易段 D)取 1, 出口对象为非 FTA 成员国、出口对象是成员国但当年 FTA 尚未成立或 FTA 已经成立但当前贸易关系所处的贸易段开始于 FTA 成立前(分别对应图 1 中贸易段 A、B 和 C)则取值为 0。

(2)控制变量。在国家层面, 地理距离(ln Dist)和是否接壤(Contig)反映了贸易运输成本, 距离更近、相互接壤的两国间贸易关系持续的概率往往更高。拥有共同语言(Comlang)的国家间沟通和交易成本更低, 贸易关系也更容易维持。地理距离(ln Dist)、接壤(Contig)、共同语言(Comlang)数据来源为 CEPII 引力数据库。其中, 接壤(Contig)和共同语言(Comlang)为虚拟变量, 当中国与出口对象国接壤或有共同官方语言时取 1, 否则为 0。地理距离(ln Dist)的单位为千米。出口对象国的经济规模(ln GDP)越大意味着其市场容量越大, 国内购买者数量也更多, 建立和维持贸易关系的可能性也就越高。人均收入差异(ln GDPdif)由人均 GDP 之差的绝对值反映。根据林德的“重叠需求理论”, 贸易双方的人均收入水平越接近则重叠的需求范围越大, 贸易基础更为深厚, 因此差异过大不利于双边贸易关系的维持。经济规模(ln GDP)和人均收入差异(ln GDPdif)数据来源为世界银行 WDI 数据库, 以 2010 年不变价计, 单位为美元。采用美国传统基金会提供的经济自由度指数 EFree (index of economic freedom, EFree)来代表双边固定贸易成本, 该指数反映了出口对象国在投资、商业等方面的自由程度, 数值越高则固定成本越低, 贸易关系也就更容易持续。

产品层面的相关变量均基于 CEPII-BACI 的原始数据计算得出。其中, 单价(ln UV)为贸易额与贸易量之比, 单位为千美元/吨。单价越高则国际市场上的不确定性越高, 贸易关系中断风险也就越高。初始额(ln IV)为贸易段首年的贸易额, 单位为千美元。贸易历史(History)为虚拟变量, 如果两国之间在当前贸易段之前曾经有过对于此产品的贸易段则取值为 1, 否则为 0。更高的初始额和已有的贸易经验往往有助于贸易关系的延续。显性比较优势(RCA)体现了出口国对于该产品的竞争力, 其值越高则在国际市场上就更有优势, 从市场上消失的风险也就越小。其计算公式为: $RCA = (x_{ipt} / \sum_p x_{ipt}) / (\sum_i x_{ipt} / \sum_p \sum_i x_{ipt})$, 其中 i 代表出口国, p 代表特定 HS6 分位产品, t 代表年份, x_{ipt} 代表 i 国 p 产品在 t 年对世界的出口额。市场份额(Share)为对象国对某种产品从中国进口额占从世界进口的比重, 数值越高则出口国重要性越高。对于特定 HS6 分位产品, 进出口双方的总供给和需求分别由出口国向世界的出口总额(ln TE)和进口国从世界的进口总额(ln TI)表示, 单位均为千美元。更高的市场份额、更大的供给和需求都有助于贸易关系的延续。变量描述性统计见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
FTA member	245 505	0.20	0.40	0.00	1.00
FTA in effect	245 505	0.12	0.33	0.00	1.00
FTA after	245 505	0.06	0.24	0.00	1.00
ln Dist	245 505	8.90	0.55	7.06	9.86
Contig	245 505	0.09	0.29	0.00	1.00
Comlang	245 505	0.03	0.18	0.00	1.00
ln GDP	244 686	25.49	2.01	18.69	30.46
ln GDPdif	244 686	8.73	1.59	0.39	11.39
EFree	240 591	63.12	10.32	15.60	90.10
ln UV	244 330	0.69	1.35	-8.64	10.96
ln IV	245 505	2.55	1.64	0.00	12.10
History	245 505	0.60	0.49	0.00	1.00
RCA	245 505	0.95	1.51	0.00	15.34
Share	245 505	0.15	0.26	0.00	1.00
ln TE	245 505	10.04	2.13	0.00	14.68
ln TI	245 505	7.16	2.49	0.00	15.55

3. 基准回归结果

在基准回归中对假说 1 和假说 2 进行检验,为了控制不可观测异质性的影响,在各列间均加入了地区、产品和年份的虚拟变量。其中,基于 CEPII 引力数据库中对于地区的划分,将样本中的 163 个出口目的地分为非洲、美洲、亚洲、欧洲和大洋洲 5 个地区,并据此设置虚拟变量组;类似地,产品虚拟变量的设定基于 HS2 分位分类,时间上则针对不同年份设定了虚拟变量。在表 2 第(1)列只加入了控制变量,在第(2)~(4)列中依次加入 *FTA member*、*FTA in effect* 和 *FTA after* 三个核心解释变量。为了检验模型选择的合理性,在结果表格中报告了 rho 统计量,其含义为由不可观测异质性引起的方差占混合误差项总方差的比例^[5]。结果表明,样本总方差中 38% 以上由不可观测的异质性引起,这说明对于中国农产品出口样本而言,相比于无法控制不可观测异质性的

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>FTA member</i>			-0.352*** (0.034)	-0.262*** (0.039)
<i>FTA in effect</i>				-0.168*** (0.035)
<i>FTA after</i>				0.591*** (0.050)
<i>ln Dist</i>		0.248*** (0.038)	0.129*** (0.039)	0.133*** (0.039)
<i>Contig</i>		-0.187*** (0.043)	-0.199*** (0.043)	-0.197*** (0.043)
<i>Comlang</i>		-0.644*** (0.067)	-0.468*** (0.069)	-0.432*** (0.069)
<i>ln GDP</i>		-0.160*** (0.007)	-0.153*** (0.007)	-0.153*** (0.007)
<i>ln GDPdif</i>		0.046*** (0.007)	0.038*** (0.008)	0.038*** (0.008)
<i>EFree</i>		-0.015*** (0.001)	-0.013*** (0.001)	-0.013*** (0.001)
<i>ln UV</i>		0.059*** (0.006)	0.058*** (0.006)	0.058*** (0.006)
<i>ln IV</i>		-0.148*** (0.006)	-0.148*** (0.006)	-0.148*** (0.006)
<i>History</i>		-0.759*** (0.018)	-0.752*** (0.018)	-0.753*** (0.018)
<i>RCA</i>		-0.079*** (0.008)	-0.080*** (0.008)	-0.079*** (0.008)
<i>Share</i>		-0.967*** (0.038)	-0.968*** (0.038)	-0.969*** (0.038)
<i>ln TE</i>		-0.294*** (0.006)	-0.294*** (0.006)	-0.295*** (0.006)
<i>ln TI</i>		-0.203*** (0.005)	-0.205*** (0.005)	-0.204*** (0.005)
<i>Constant</i>		8.114*** (0.425)	9.139*** (0.437)	9.137*** (0.436)
地区虚拟变量		是	是	是
产品虚拟变量		是	是	是
年份虚拟变量		是	是	是
样本量		222 920	222 920	222 920
对数似然函数值		-108 439	-108 386	-108 374
<i>rho</i>		0.389	0.388	0.388
<i>AIC</i>		217 016	216 912	216 891
<i>BIC</i>		217 728	217 634	217 623

注:***、**、* 分别表示参数的估计值在 1%、5%、10% 的水平上显著;括号内数值为标准差。下同。

COX 模型,本文选择的离散模型更为合理。进一步,随着核心解释变量的逐渐加入,AIC 和 BIC 统计量数值都逐渐减小,说明本文 FTA 相关的变量对于中国农产品出口持续时间具有较强的解释力。控制变量方面,各列中显著性和方向均与预期一致。

$FTAmember$ 变量在各列间系数始终为负且在 1% 的水平上显著,这说明中国向 FTA 成员国的出口风险率低于向非成员国的出口,出口贸易关系的持续时间也就越长,与假说 1 一致。从系数大小来看, $FTA member$ 在第(4)列中的系数为-0.295,其绝对值小于 $FTA in effect$ 和 $FTA after$ 。这一趋势同前文 K-M 法的分析一致,FTA 成立的效应大于成员国与非成员国之间的固有差异。

$FTA in effect$ 和 $FTA after$ 的系数在各列间均保持了 1% 的显著水平。在第(3)列中 $FTA in effect$ 的系数为-0.168,说明对于所有贸易关系而言 FTA 的成立使总体中断概率显著降低。在第(4)列中加入 $FTA after$ 后, $FTA in effect$ 仍然保持了对中断概率显著的负向作用,但是系数变为-0.490,表明在受到 FTA 成立影响的贸易关系中,开始于 FTA 成立之前的出口中断风险率显著降低。 $FTA after$ 的系数为 0.591,可见开始于 FTA 成立之后的出口关系风险率显著增加,FTA 的作用时机产生了显著的差异化作用,这一结果验证了假说 2。进一步,在第(4)列中 $FTA in effect$ 和 $FTA after$ 的系数之和为 0.101,说明对于开始于 FTA 成立之后的贸易段而言,不确定性作用下的负面作用超过了 FTA 成立带来的正向作用,使得 FTA 成立后开始的贸易关系持续时间总体上短于 FTA 未成立时的状态。本文的基准回归结果验证了 FTA 对出口持续时间的两面性^[19],FTA 的成立使已有贸易关系的持续时间延长,而大量新的贸易关系只能在试错后退出。试错的背后是大量时间和资金的浪费,因此 FTA 成立后开始的贸易关系更需要指引和保护。

4. 稳健性检验

为了检验基准回归结果的稳健性,首先对于不包含左删失的样本采用 Probit 和 Cloglog 两种不同的方法估计,见表 3 第(1)列和第(2)列,并进一步以相同的 Logit 方法对包含左删失的样本进行分析,见表 3 第(3)列。结果表明,3 个核心解释变量的显著性和符号与基

准回归一致,其中 $FTA after$ 的系数显著为正同时也大于 $FTA in effect$ 的绝对值,国家和产品层面的控制变量也和基准回归相符。综合来看,前文得到的基准回归结果是稳健的。

5. FTA 成立时间和深度的影响

本文在表 4 第(1)列中设定 $FTA phase$ 变量并引入基准回归方程,以考察 FTA 作用的阶段性特征。 $FTA phase$ 为类别变量,当双边不存在 FTA 时取值为 0;FTA 成立但成立时间小于 5 年,则取值为 1;成立时间大于等于 5 年但小于 10 年,则取值为 2;若成立时间大于等于 10 年则取值为 3。在(2)列中加入 $FTA age$ 变量,其含义为 FTA 从成立至当年的年数。两个变量都显著为负,FTA

表 3 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
$FTA member$	-0.171*** (0.022)	-0.211*** (0.029)	-0.339*** (0.037)
$FTA in effect$	-0.256*** (0.025)	-0.479*** (0.037)	-0.479*** (0.040)
$FTA after$	0.309*** (0.027)	0.568*** (0.041)	0.741*** (0.047)
$\ln Dist$	0.077*** (0.022)	0.112*** (0.030)	0.488*** (0.037)
$Contig$	-0.111*** (0.024)	-0.147*** (0.033)	-0.136*** (0.042)
$Comlang$	-0.257*** (0.040)	-0.342*** (0.053)	-0.983*** (0.062)
$\ln GDP$	-0.087*** (0.004)	-0.112*** (0.005)	-0.228*** (0.007)
$\ln GDPdif$	0.021*** (0.004)	0.028*** (0.006)	-0.000 (0.007)
$EFree$	-0.007*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.018*** (0.001)
$\ln UV$	0.033*** (0.004)	0.044*** (0.005)	0.060*** (0.006)
$\ln IV$	-0.083*** (0.003)	-0.117*** (0.004)	-0.229*** (0.005)
$History$	-0.435*** (0.010)	-0.552*** (0.014)	-0.636*** (0.018)
RCA	-0.046*** (0.005)	-0.062*** (0.006)	-0.092*** (0.007)
$Share$	-0.557*** (0.022)	-0.687*** (0.029)	-1.158*** (0.037)
$\ln TE$	-0.169*** (0.003)	-0.212*** (0.004)	-0.356*** (0.006)
$\ln TI$	-0.118*** (0.003)	-0.150*** (0.004)	-0.236*** (0.005)
$Constant$	5.190*** (0.249)	6.000*** (0.325)	8.974*** (0.423)
地区虚拟变量	是	是	是
产品虚拟变量	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
样本量	222 920	222 920	320 237
对数似然函数值	-108 148	-109 025	-124 678
ρ	0.405	0.418	0.425
AIC	216 441	218 195	249 502
BIC	217 183	218 937	250 282

phase 的系数为-0.123, *FTA age* 系数较小, 为-0.027。随着 FTA 建成时间的增加, 中国向区内成员农产品出口关系中断的概率逐渐降低。这一结果反映出迄今中国在 FTA 区内各项政策的有序实施已经实现了较为良好的成效。相比于大型制造业出口企业, 农产品出口商往往规模较小, 获取信息和利用政策的能力也越弱, 对于 FTA 政策的利用也更有困难。因此, 如何在 FTA 建成后提升农产品出口企业利用优惠政策的便利性, 应当成为农业政策制定的一个关注点。

表 4 FTA 成立时间和条款深度的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>FTA member</i>	-0.293*** (0.039)	-0.293*** (0.039)	-0.284*** (0.039)	-0.284*** (0.039)	-0.286*** (0.039)
<i>FTA in effect</i>	-0.334*** (0.060)	-0.406*** (0.050)	-0.289*** (0.061)	-0.279*** (0.068)	-0.332*** (0.055)
<i>FTA after</i>	0.683*** (0.055)	0.699*** (0.057)	0.710*** (0.057)	0.713*** (0.058)	0.704*** (0.057)
<i>FTA phase</i>	-0.123*** (0.031)				
<i>FTA age</i>		-0.027*** (0.007)	-0.028*** (0.007)	-0.026*** (0.007)	-0.029*** (0.007)
<i>Depth total</i>			-0.011*** (0.003)		
<i>Depth plus</i>				-0.020*** (0.007)	
<i>Depth extra</i>					-0.016*** (0.005)
<i>ln Dist</i>	0.133*** (0.039)	0.132*** (0.039)	0.156*** (0.040)	0.151*** (0.040)	0.153*** (0.040)
<i>Contig</i>	-0.194*** (0.043)	-0.194*** (0.043)	-0.182*** (0.043)	-0.183*** (0.043)	-0.185*** (0.043)
<i>Comlang</i>	-0.446*** (0.069)	-0.443*** (0.069)	-0.465*** (0.069)	-0.461*** (0.069)	-0.462*** (0.069)
<i>ln GDP</i>	-0.150*** (0.007)	-0.150*** (0.007)	-0.150*** (0.007)	-0.150*** (0.007)	-0.150*** (0.007)
<i>ln GDPdif</i>	0.037*** (0.007)	0.037*** (0.007)	0.036*** (0.007)	0.037*** (0.007)	0.036*** (0.007)
<i>EFree</i>	-0.013*** (0.001)	-0.013*** (0.001)	-0.012*** (0.001)	-0.013*** (0.001)	-0.012*** (0.001)
<i>ln UV</i>	0.057*** (0.006)	0.057*** (0.006)	0.058*** (0.006)	0.057*** (0.006)	0.058*** (0.006)
<i>ln IV</i>	-0.148*** (0.006)	-0.148*** (0.006)	-0.148*** (0.006)	-0.148*** (0.006)	-0.148*** (0.006)
<i>History</i>	-0.754*** (0.018)	-0.754*** (0.018)	-0.755*** (0.018)	-0.755*** (0.018)	-0.755*** (0.018)
<i>RCA</i>	-0.080*** (0.008)	-0.080*** (0.008)	-0.080*** (0.008)	-0.080*** (0.008)	-0.080*** (0.008)
<i>Share</i>	-0.951*** (0.038)	-0.950*** (0.038)	-0.949*** (0.038)	-0.950*** (0.038)	-0.950*** (0.038)
<i>ln TE</i>	-0.291*** (0.006)	-0.291*** (0.006)	-0.291*** (0.006)	-0.291*** (0.006)	-0.291*** (0.006)
<i>ln TI</i>	-0.202*** (0.005)	-0.202*** (0.005)	-0.202*** (0.005)	-0.202*** (0.005)	-0.202*** (0.005)
<i>Constant</i>	9.006*** (0.433)	9.010*** (0.433)	8.767*** (0.440)	8.828*** (0.439)	8.792*** (0.439)
地区虚拟变量	是	是	是	是	是
产品虚拟变量	是	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是	是
样本量	222 920	222 920	222 920	222 920	222 920
对数似然函数值	-108 298	-108 295	-108 290	-108 292	-108 291
<i>rho</i>	0.382	0.382	0.382	0.382	0.382
<i>AIC</i>	216 736	216 737	216 728	216 732	216 729
<i>BIC</i>	217 489	217 490	217 492	217 495	217 492

Horn 等基于对 FTA 文本的深入分析将条款划分为 14 项 WTO-plus 类条款和 38 项 WTO-extra 类条款两类^[27],这一分类为 WTO 官方和众多研究者所采用。为了考察 FTA 条款深度对中国农产品出口持续时间的影响,本文利用世界银行 Content of Deep Trade Agreements 数据库中 FTA 协定条款数据展开研究。借鉴童伟伟的研究^[25],第(3)列在(2)列基础上加入 FTA 条款总数(*Depth total*),其系数显著为负,与预期一致。这一结果表明,FTA 的条款深度不仅可以促进贸易流量的扩张,对贸易关系的稳定性也有显著的正向作用。进一步,在(4)和(5)列中分别加入 WTO-plus 类条款数(*Depth plus*)和 WTO-extra 类条款数(*Depth extra*),二者系数均显著为负,系数值分别为 -0.020 和 -0.016, WTO-extra 条款的影响略小于 WTO-plus 类条款。目前中国已签署 FTA 中的条款仍然主要侧重于传统市场准入问题,对 WTO-extra 条款的覆盖远低于欧美和日韩等发达国家水平,因此 WTO-extra 类条款也是中国目前 FTA 谈判的重点方向^[24]。本文的研究结果表明,从稳定农产品出口关系的角度出发,FTA 协定中两种条款均产生了明显成效,在今后 FTA 农业谈判中 WTO-extra 的条款设定尤为值得加强。需要指出的是,本文对 FTA 协定文本深度差异的分析在一定程度上有助于区分不同自贸协定中各个签署方农产品贸易受到的不同影响,但仍难以区分同一自贸协定中的各个签署方之间的差异。受限于数据和研究方法,对 FTA 异质性作用的进一步考察有待于后续的深入研究。

6. 对不同产品的分析

为了更全面地检验假说 4,基于 Regmi 等专门针对农产品的分类^[28],在表 5(1)~(2)列分别列出了初级农产品和加工农产品样本的回归结果,其中 *Depth* 含义为 FTA 两类条款总数,与表 4 第(3)列一致。类似地,在(3)~(4)列、(5)~(6)列中 *Depth* 含义分为 WTO-plus 类条款和 WTO-extra 类条款数量。回归结果表明,在各列之间核心解释变量的系数方向均与基准回归一致,但初级品样本中除了 *FTA after* 以外的核心解释变量回归系数不再显著。同时,从系数大小来看,加工农产品的系数绝对值总体上大于初级农产品。这一结果与假说 4 相符,FTA 对加工农产品持续时间的影响大于初级农产品。相对于初级农产品,加工农产品由于包含了更高的贸易附加值而更具发展前景,“十三五”规划也明确提出积极发展农产品加工业,积极开展境外农业合作。然而,目前国内农产品出口生产商依然面临生产成本过高等一系列问题。本文的研究结果表明,对于获得稳定出口收入而言,FTA 为农产品加工业提供了良好的契机。中国本身具有丰富的农产品品类,农产品加工企业应把握机遇用好 FTA 优惠政策,政府也应当积极合理引导农产品加工企业向 FTA 区内出口。

表 5 FTA 对不同农产品出口持续时间的影响

	<i>Depth total</i>		<i>Depth plus</i>		<i>Depth extra</i>	
	初级农产品(1)	加工农产品(2)	初级农产品(3)	加工农产品(4)	初级农产品(5)	加工农产品(6)
<i>FTA member</i>	-0.209 (0.135)	-0.291*** (0.040)	-0.213 (0.135)	-0.292*** (0.041)	-0.209 (0.134)	-0.294*** (0.040)
<i>FTA in effect</i>	-0.297 (0.214)	-0.287*** (0.064)	-0.341 (0.238)	-0.273*** (0.071)	-0.316 (0.193)	-0.333*** (0.057)
<i>FTA after</i>	0.699*** (0.202)	0.709*** (0.060)	0.703*** (0.202)	0.712*** (0.060)	0.691*** (0.202)	0.703*** (0.060)
<i>FTA age</i>	-0.022 (0.024)	-0.028*** (0.007)	-0.022 (0.024)	-0.027*** (0.007)	-0.022 (0.024)	-0.029*** (0.007)
<i>Depth</i>	-0.009 (0.012)	-0.011*** (0.003)	-0.008 (0.026)	-0.021*** (0.008)	-0.018 (0.018)	-0.016*** (0.005)
<i>ln Dist</i>	0.048 (0.136)	0.173*** (0.041)	0.036 (0.136)	0.168*** (0.041)	0.050 (0.136)	0.170*** (0.041)
<i>Contig</i>	-0.025 (0.150)	-0.194*** (0.045)	-0.030 (0.150)	-0.195*** (0.045)	-0.025 (0.150)	-0.198*** (0.044)
<i>Comlang</i>	-0.477** (0.234)	-0.473*** (0.072)	-0.468** (0.234)	-0.470*** (0.072)	-0.476** (0.233)	-0.470*** (0.072)
<i>ln GDP</i>	-0.127*** (0.023)	-0.151*** (0.007)	-0.127*** (0.023)	-0.151*** (0.007)	-0.127*** (0.023)	-0.151*** (0.007)

续表

表 5 FTA 对不同农产品出口持续时间的影响

	<i>Depth total</i>		<i>Depth plus</i>		<i>Depth extra</i>	
	初级农产品(1)	加工农产品(2)	初级农产品(3)	加工农产品(4)	初级农产品(5)	加工农产品(6)
<i>ln GDPdif</i>	0.018 (0.025)	0.039*** (0.008)	0.019 (0.025)	0.039*** (0.008)	0.018 (0.025)	0.039*** (0.008)
<i>EFree</i>	-0.015*** (0.004)	-0.012*** (0.001)	-0.015*** (0.004)	-0.012*** (0.001)	-0.015*** (0.004)	-0.012*** (0.001)
<i>ln UV</i>	0.001 (0.023)	0.063*** (0.007)	0.001 (0.023)	0.063*** (0.007)	0.001 (0.023)	0.063*** (0.007)
<i>ln IV</i>	-0.101*** (0.016)	-0.156*** (0.006)	-0.101*** (0.016)	-0.157*** (0.006)	-0.101*** (0.016)	-0.156*** (0.006)
<i>History</i>	-0.710*** (0.060)	-0.753*** (0.019)	-0.710*** (0.060)	-0.753*** (0.019)	-0.710*** (0.060)	-0.753*** (0.019)
<i>RCA</i>	-0.132*** (0.020)	-0.068*** (0.009)	-0.132*** (0.020)	-0.068*** (0.009)	-0.132*** (0.020)	-0.068*** (0.009)
<i>Share</i>	-0.805*** (0.115)	-0.977*** (0.041)	-0.806*** (0.115)	-0.978*** (0.041)	-0.804*** (0.115)	-0.978*** (0.041)
<i>ln TE</i>	-0.192*** (0.017)	-0.306*** (0.006)	-0.192*** (0.017)	-0.306*** (0.006)	-0.192*** (0.017)	-0.306*** (0.006)
<i>ln TI</i>	-0.159*** (0.016)	-0.211*** (0.006)	-0.159*** (0.016)	-0.211*** (0.006)	-0.159*** (0.016)	-0.211*** (0.006)
<i>Constant</i>	7.062*** (1.406)	8.780*** (0.456)	7.186*** (1.402)	8.836*** (0.455)	7.034*** (1.402)	8.810*** (0.455)
地区虚拟变量	是	是	是	是	是	是
产品虚拟变量	是	是	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
样本量	19 069	203 851	19 069	203 851	19 069	203 851
对数似然函数值	-9 566	-98 582	-9 566	-98 584	-9 566	-98 583
<i>rho</i>	0.375	0.380	0.375	0.380	0.375	0.380
<i>AIC</i>	19 230	197 309	19 230	197 311	19 229	197 310
<i>BIC</i>	19 615	198 045	19 615	198 047	19 614	198 046

四、结论与启示

1. 结 论

本文使用 CEPII—BACI 数据库中 1996—2016 年间中国向 163 个国家和地区的 HS6 分位贸易数据,研究了 FTA 对中国农产品出口持续时间的影响。首先通过 K-M 估计法分析持续时间,发现中国农产品出口持续时间较短,均值仅为 2.92 年。利用基于离散时间的 Logit 模型,在基准回归中实证检验了 FTA 对农产品出口贸易关系持续时间的影响。结果表明,中国向 FTA 成员国出口农产品的风险率更低。受益于贸易成本的降低,开始于 FTA 成立之前的贸易关系持续时间得以延长。但在不确定性的作用下,低生产率出口企业过度增加带来的“试错”效应缩短了开始于 FTA 成立之后的贸易关系的持续时间。通过不同方法和样本的对照,发现这一结论是稳健的。随着 FTA 建成时间和条款深度的增加,出口贸易关系的风险率也随之降低。最后,通过不同种类农产品的对比,发现 FTA 对加工农产品出口持续时间的影响大于初级农产品。

2. 启 示

当今世界经济复苏缓慢,国际市场需求疲弱且贸易保护主义复苏,中国农产品出口面临较大压力。如何延长贸易关系持续时间、保证稳定的出口收入至关重要。在此背景下,基于本文结论得到如下启示:(1)目前中国向 FTA 成员国出口农产品总体持续时间仍然较短,但成员国之间具有一定成本优势和巨大增长潜力。因此,应当继续坚持贸易开放和自由贸易区战略,将大量短暂的已有贸易关系转化成稳定可持续的出口收入。(2)在 FTA 成立初期应当加强对出口企业尤其是农产品加工企业的宣传和引导,使企业能够及时充分了解自贸区内政策详情,降低不确定性带来的负面影响并作出

有利于企业自身发展的出口决定。(3)自贸区建成后随时间增加而日益成熟,对农产品出口稳定性也产生了持续而渐进的影响。这反映出目前相关条款的实施已经逐步显现出积极成效。此外,应当进一步推进自由贸易区的深化和升级,在区内关税已经达到较低水平的情况下侧重于加强 WTO—extra 条款的谈判,在区内进一步降低贸易成本、改善经贸环境。

参 考 文 献

- [1] BESEDEŠ T, PRUSA T J. Ins, outs, and the duration of trade[J]. Canadian journal of economics/revue canadienne d'économie, 2006, 39(1):266-295.
- [2] 邵军. 中国出口贸易联系持续期及影响因素分析——出口贸易稳定发展的新视角[J]. 管理世界, 2011(6):24-33.
- [3] 陈勇兵, 蒋灵多, 曹亮. 中国农产品出口持续时间及其影响因素分析[J]. 农业经济问题, 2012, 33(11):7-15.
- [4] NITSCH V. Die another day: duration in German import trade[J]. Review of world economics, 2009, 145(1):133-154.
- [5] 陈勇兵, 李燕, 周世民. 中国企业出口持续时间及其决定因素[J]. 经济研究, 2012, 47(7):48-61.
- [6] BESEDEŠ T, PRUSA T J. Product differentiation and duration of US import trade[J]. Journal of international economics, 2006, 70(2):339-358.
- [7] BESEDEŠ T, PRUSA T J. The hazardous effects of antidumping[J]. Economic inquiry, 2017, 55(1):9-30.
- [8] 王秀玲, 邹宗森, 冯等田. 实际汇率波动对中国出口持续时间的影响研究 [J]. 国际贸易问题, 2018(6):164-174.
- [9] BRENTON P, SABOROWSKI C, VON UEXKULL E. What explains the low survival rate of developing country export flows? [J]. The world bank economic review, 2010, 24(3):474-499.
- [10] HESS W, PERSSON M. The duration of trade revisited[J]. Empirical economics, 2012, 43(3):1083-1107.
- [11] 陈勇兵, 蒋灵多, 曹亮. 中国农产品出口持续时间及其影响因素分析[J]. 农业经济问题, 2012(11):7-15.
- [12] 冯伟, 邵军, 徐康宁. 我国农产品出口贸易联系持续期及其影响因素:基于生存模型的实证研究[J]. 世界经济研究, 2013(6):59-65.
- [13] 杜运苏, 陈小文. 我国农产品出口贸易关系的生存分析——基于 Cox PH 模型[J]. 农业技术经济, 2014(5):98-105.
- [14] 李永, 付智博, 李海英. 中国能源进口贸易联系是否稳定——来自 1992—2012 年的经验证据[J]. 财贸经济, 2015(5):109-120.
- [15] 冯伟, 邵军, 徐康宁. 贸易多元化战略下的贸易联系持续期分析——以我国纺织品出口为例[J]. 经济评论, 2013(2):121-128.
- [16] KAMUGANGA D N. Does intra-Africa regional trade cooperation enhance export survival? [R]. Graduate institute of international and development studies working paper, 2012.
- [17] BESEDEŠ T. The role of NAFTA and returns to scale in export duration[J]. CESifo economic studies, 2012, 59(2):306-336.
- [18] 林常青, 张相文. 中国-东盟自贸区对中国出口持续时间的影响效应研究[J]. 当代财经, 2014(7):99-109.
- [19] BESEDEŠ T, MORENO-CRUZ J, NITSCH V. Trade integration and the fragility of trade relationship: theory and empirics[R]. Georgia tech working paper, 2015.
- [20] MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. Econometrica, 2003, 71(6):1695-1725.
- [21] SEGURA-CAYUELA R, VILARRUBIA J M. Uncertainty and entry into export markets[R]. Bank of Spain working paper, 2008.
- [22] KRUGMAN P. The move toward free trade zones[M]. Kansas City: Federal Reserve Bank of Kansas City, 1991.
- [23] 沈铭辉, 王玉主. 企业利用 FTA 的影响因素研究[J]. 国际商务, 2011(1):102-118.
- [24] 韩剑, 岳文, 刘硕. 异质性企业、使用成本与自贸协定利用率[J]. 经济研究, 2018, 53(11):165-181.
- [25] 童伟伟. FTA 深度对中国中间品进口影响的实证分析[J]. 亚太经济, 2018(3):53-60.
- [26] RAUCH J E. Networks versus markets in international trade[J]. Journal of international economics, 1999, 48(1):7-35.
- [27] HORN H, MAVROIDIS P C, SAPIR A. Beyond the WTO? An anatomy of EU and US preferential trade agreements[J]. The world economy, 2010, 33(11):1565-1588.
- [28] REGMI A, GEHLHAR M J, WAINIO J, et al. Market access for high-value foods[R]. Electronic report from the economic research service, USDA/ERS Report No.840, 2005.