

保税港区批设促进了 属地省份的贸易发展了吗？

——基于双重差分空间计量模型的分析

范 巧^{*}

摘 要：评估保税港区批设对属地省份贸易发展的影响效应，是决定保税港区布局及结构优化的关键。立足于多元回归模型、空间 X 滞后模型、空间自回归模型、空间杜宾模型和空间误差模型等 5 种双重差分模型，基于进出口总额、出口总额和进口总额视角，对保税港区批设对属地省份贸易发展的总体影响效应和个体影响效应进行了考察。同时，构建了一种以 Geary C 指数为基础的内生时空权重矩阵，以适应后 4 种面板数据空间计量经济模型建模需要。结论显示：双重差分空间自回归模型在评估保税港区贸易发展效应时最为优良；保税港区的批设从总体上促进了属地省份的贸易发展，但更有利于属地省份进口贸易的发展；不同省份、不同地区保税港区对属地省份贸易发展影响效应有较大的差异。

关 键 词：保税港区；双重差分模型；内生时空权重矩阵；空间自回归模型

《中华人民共和国国民经济与社会发展十三五规划纲要》强调，构建全方位开放新格局，

* 基金项目：重庆市教委人文社会科学规划一般项目（17SKG198）；重庆市社会科学规划培育项目（2016PY65）；重庆社科联调研项目（SKLDY201701）。

* 作者简介：范巧，重庆科技学院法政与经贸学院副教授；中国人民大学经济学院 2017-2018 年度中青年骨干教师访问学者（教育部资助）。

必须加快海关特殊监管区域的整合优化升级。保税港区是目前设立的开放层次最高、政策最优惠、功能最齐全的海关特殊监管区域，其批设目的旨在通过保税加工、保税物流和保税仓储等实现国际贸易发展。截止 2016 年末，中国已经批设上海洋山保税港区等 14 个保税港区，这些保税港区在促进国际贸易发展中起到了一定的作用，但目前这些地区的贸易发展绩效并不十分理想，与其特殊地位并不完全匹配。2016 年，中国 14 个保税港区的进出口、出口和进口总额占全国贸易的比重仅分别为 1.65%、1.21% 和 2.23%，占海关特殊监管区域相应总额的比重仅分别为 10.24%、4.27% 和 11.87%。究其原因，一方面可能是由于该类地区本身在促进贸易发展中作用并不明显；另一方面也有可能是该类地区批设时间较短且批设地区覆盖程度不够，导致其潜力未得到有效发挥。由此，评价保税港区批设是否促进了属地省份的贸易发展，或者更进一步说，在多大程度上促进了属地省份贸易发展，将是决定保税港区布局、结构优化和调整的关键。

目前，关于保税港区的研究纷繁芜杂。近期研究主要围绕基础制度环境营造、建设模式、发展方向以及发展水平和绩效等方面进行（范巧，2013）。围绕基础制度环境营造而展开的相关研究包括保税港区的法律地位和法律关系（岳树梅，2010；王淑敏，2011），以及保税港区与相关部门的行政管理隶属关系与管理体制（黄志勇，2012）等；围绕保税港区建设模式而展开的相关研究包括保税港区的发展战略模式（王任祥，2010；张进海，2011）、贸易通道建设（林略，2010）、产业发展战略（彭湘君，2011）等；围绕保税港区发展方向的相关研究包括保税港区的布局及批设方向（吴俊，2008；张耀光，2009）以及保税港区转型发展方向（钟木达，2009）等。单就保税港区的发展水平和绩效而言，学界也展开了探索性研究。罗嫣嫣（2009）曾基于层次分析法和综合指数评价模型，对上海洋山保税港区综合发展水平进行了评价。黄志勇（2012a）也基于解释结构模型，构建了中国保税港区发展水平的评价指标体系。相比较而言，对保税港区发展绩效评价的研究比较薄弱，近期研究主要围绕梳理保税港区影响周边地区经济社会发展的传导机制展开（葛卫芬，2008；刘兴开，2012）。尽管部分学者曾基于主成分分析、协整分析等（刘辉群，2008；胡燕京，2014）展开了保税港区发展对地区经济发展的功效研究，但相关研究中缺乏对全国 14 个保税港区发展绩效的全局性评价。

有鉴于此，本文拟结合双重差分空间计量模型，评估保税港区对属地省份贸易发展的影响，以期对海关特殊监管区域发展绩效评估的相关研究有所裨益，也对相关政策实践提供理论参考。本文包括以下五个部分：第一部分，建立保税港区批设对属地省份贸易发展影响效应评估的理论模型，并阐释模型的设定细节。第二部分，对数据来源和数据处理过程进行详细说明，并阐释空间计量模型中时空权重矩阵的设定方法。第三部分，基于模型估计结果的统计性质判断，遴选最优模型，考察保税港区批设对属地省份贸易发展的影响效应。第四部分，在变化虚拟变量的条件下，评估不同省份、不同类型和不同地区视角下保税港区批设对属地省份贸易发展的个体影响效应。第五部分，对本文的研究结论做出陈述，并阐释相关研究的进一步延展方向。

一、保税港区对属地省份贸易发展影响效应评价的理论模型设定

在评价某一类区域设置是否对某一些经济社会发展目标产生影响时,主要通过双重差分模型(李郁,2015)来实现。其核心是在模型中设置两个虚拟变量及其交叉项,并通过考察交叉项的系数来评价区域设置的经济社会发展效应。然而,尽管双重差分模型在理论上具有十分重要的意义,但实际建模应用中却会遭遇虚拟变量与其交叉项之间严重的多重共线性问题。为解决此问题,并评估14个保税港区是否对其属地省份的贸易发展产生显著的影响,本文建立了如下式(1)至式(5)的理论模型。式(1)模型基于传统的计量经济学模型而构建,式(2)至式(5)基于4种典型的空间计量模型而构建。式(2)至式(5)模型分别为双重差分空间X滞后模型、双重差分空间自回归模型、双重差分空间杜宾模型及双重差分空间误差模型,这些模型着重强调地区间贸易发展存在着空间溢出效应,并有不同的空间溢出效应机制。

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^K X_{it,k} \alpha_k + D_{it} \alpha_{K+1} + \varepsilon_{1,it} \quad (1)$$

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K X_{it,k} \beta_k + \sum_{k=1}^K \sum_{it=1}^{NT} (\zeta' \otimes W')_{it,jt} X_{it,k} \beta_{K+k} + D_{it} \beta_{2K+1} + (\zeta' \otimes W')_{it,jt} D_{it} \beta_{2K+2} + \varepsilon_{2,it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = \sum_{it=1}^{NT} \rho_{SAR} (\zeta' \otimes W')_{it,jt} Y_{it} + \theta_0 + \sum_{k=1}^K X_{it,k} \theta_k + D_{it} \theta_{K+1} + \varepsilon_{3,it} \quad (3)$$

$$Y_{it} = \sum_{it=1}^{NT} \rho_{SDM} (\zeta' \otimes W')_{it,jt} Y_{it} + \gamma_0 + \sum_{k=1}^K X_{it,k} \gamma_k + \sum_{k=1}^K \sum_{it=1}^{NT} (\zeta' \otimes W')_{it,jt} X_{it,k} \gamma_{K+k} + D_{it} \gamma_{2K+1} + (\zeta' \otimes W')_{it,jt} D_{it} \gamma_{2K+2} + \varepsilon_{4,it} \quad (4)$$

$$Y_{it} = \eta_0 + \sum_{k=1}^K X_{it,k} \eta_k + D_{it} \eta_{K+1} + \mu_{it}, \mu_{it} = \sum_{it=1}^{NT} \rho_{SEM} (\zeta' \otimes W')_{it,jt} \mu_{it} + \varepsilon_{5,it} \quad (5)$$

式(1)至式(5)模型中, D_{it} 为组合的虚拟变量,由另外两个关于数据组别和保税港区批设情况的虚拟变量的中心化取值的乘积构成,即 $D_{it} = (D_{it}^{(1)} - \bar{D}^{(1)}) \times (D_{it}^{(2)} - \bar{D}^{(2)})$ 。其中, $D_{it}^{(1)}$ 为数据组别虚拟变量;当数据来自处理组省份时, $D_{it}^{(1)} = 1$;当数据来自对照组省份时, $D_{it}^{(1)} = 0$ 。 $D_{it}^{(2)}$ 为保税港区批设情况虚拟变量;从某省份批设保税港区的年份起,往后每一年均设定 $D_{it}^{(2)} = 1$;而在这之前均设定 $D_{it}^{(2)} = 0$ 。 $\bar{D}^{(1)}$ 、 $\bar{D}^{(2)}$ 分别为上述两个虚拟变量序列的均值。从 D_{it} 中可以推导出包含数据组别虚拟变量 $D_{it}^{(1)}$ 、保税港区批设虚拟变量 $D_{it}^{(2)}$ 及交叉项 $D_{it}^{(1)} \times D_{it}^{(2)}$ 等3个新的虚拟变量,但在模型参数估计中仅需估算 D_{it} 对应的参数估计值,从而能够有效地避免变量之间的多重共线性问题。

Y_{it} 为被解释变量,指某一年所有省份的贸易发展状况; $i = 1, 2, \dots, N$ 指中国大陆的31个省份, $N = 31$; $t = 1, 2, \dots, T$ 指贸易发展的主要时间阶段,由于重庆在1997年才批准成为直辖市,且2016年相应数据更新尚未实现,则本文的贸易发展时间阶段暂定为1997-2015年, $T = 19$ 。

$X_{it,k}$ 为影响贸易发展的第 k 个解释变量, $k = 1, 2, \dots, K$ 。本文选择了如下4个解释变量,

选择依据如下：①人均 GDP。贸易发展首先会受到国家或地区在特定时期的生产总值影响，这不仅会影响到相应的生产能力，也会影响到对其他国家产品、服务和技术的需求；贸易发展也会受人口因素的影响，这直接决定了出口或进口贸易发展的规模和潜力（吕玉花，2009；王培志，2014；杨俊玲，2016）。本文对这两个影响因素进行了整合。②全社会固定资产投资总额。一定时期内国家或地区的投资总额决定了生产规模，由此决定了出口供给能力和进口需求能力的大小（高士亮，2008）。③外商投资企业投资总额。外商投资企业投资首先决定了其生产规模，这会对出口贸易产生影响；同时，外商投资企业投资总额还决定了其利润收益以及利润在国际间转移的规模，这也会对国际贸易和国际收支产生影响（史朝兴，2006）。④综合汇率变动率。汇率会直接影响进口消费及其规模，也会对出口收益产生影响，还会影响出口贸易的地区和国别结构（孙治宇，2010）。

α_0 、 α_1 、 \dots 、 α_{K+1} ， β_0 、 β_1 、 \dots 、 β_{2K+2} ， θ_0 、 θ_1 、 \dots 、 θ_{K+1} ， γ_0 、 γ_1 、 \dots 、 γ_{2K+2} ，以及 η_0 、 η_1 、 \dots 、 η_{K+1} 分别为式（1）至式（5）模型变量的参数； ρ_{SAR} 、 ρ_{SDM} 、 ρ_{SEM} 分别为对应模型的空间相关系数； ε_{1it} 、 ε_{2it} 、 ε_{3it} 、 ε_{4it} 、 ε_{5it} 为式（1）至式（5）模型的随机误差项，服从均值为 0，方差分别为 σ_1^2 、 σ_2^2 、 σ_3^2 、 σ_4^2 、 σ_5^2 的正态分布； μ_{it} 也为随机误差项，其分布形式受式（5）模型的影响。

W' 为经过行随机标准化处理后的空间权重矩阵， ζ' 为经过行随机标准化处理后的时间权重矩阵， \otimes 为克罗内克积符号。行随机标准化的处理方法为各元素除以对应行所有元素之和。 W' 基于 Queen 空间邻接关系而设计，其元素设定原则如下：主对角线元素全为 0；当两个省份在地图上具有共同的边长或者顶点时，则设定其元素初始值 $W_{ij} = 1$ ；当两个省份不具有 Queen 空间邻接关系时，则设定其元素初始值为 $W_{ij} = 0$ ，其中， $i, j = 1, 2, \dots, 31$ 表示 31 个省份。 ζ' 依据分年度 Geary C 指数的比值计算得到。其元素确定原则如下：主对角线元素全为 1；主对角线以上的所有元素为 0；主对角线以下的元素取值由元素对应列年份 31 个省份之间空间溢出效应的 Geary C 指数与对应行年份 31 个省份之间空间溢出效应的 Geary C 指数相除而得到。基于 $\zeta' \otimes W'$ 方式形成的矩阵是一个 $NT \times NT$ 阶的内生时空权重矩阵。

二、数据说明

被解释变量序列 Y_{it} 以中国 31 省份 1997–2015 年按境内目的地和货源地贸易总额（千美元）为准，并按进出口总额、出口总额和进口总额口径分别取值；解释变量序列 $X_{it,1}$ 、 $X_{it,2}$ 、 $X_{it,3}$ 以中国 31 个省份 1997–2015 年的人均 GDP（元/人）、全社会固定资产投资总额（亿元）、外商投资企业投资总额（百万美元）为主；解释变量序列 $X_{it,4}$ 表示综合汇率变动率，以 1997–2015 年人民币分别兑美元、日元、港元和欧元的年末汇率相对于 2002 年相应汇率的增长率平均值为准。上述 5 组数据序列可以通过 1998 年至 2016 年《中国统计年鉴》和各省统计年鉴获取。将上述 5 组序列进行 Pool 堆积处理，并经过统计标准化处理后得到模型的相关变量数据。统计标准化处理方法为对应序列减去均值，然后除以标准差。从 3 种口径下被解释变量 Y_{it} 的 Pool 堆积序列入手，结合 W' ，容易得到 31 个省份 1997 年至 2015 年各年贸易发展空间溢出效应的

Geary C 指数, 如下图 1 所示。

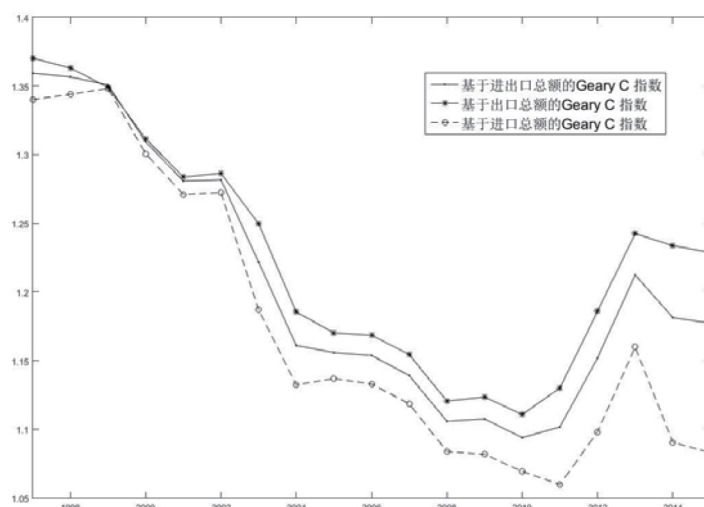


图 1 1997-2015 年中国分省贸易发展空间相关性的 Geary C 指数

基于这 3 种 Geary C 指数, 结合时空权重矩阵 $\zeta \otimes W$ 的产生方式, 可以得到 3 种内生时空权重矩阵。这 3 种内生时空权重矩阵均为 589 行、589 列的矩阵 (具体数据略), 分别记 3 种内生的时空权重矩阵为 STWM_XM、STWM_X 和 STWM_M。虚拟变量数据序列 D_{it} 、 $D_{it}^{(1)}$ 、 $D_{it}^{(2)}$ 的处理依赖于影响效应评估的类型 (总体影响效应或个体影响效应)、保税港区的批设时间以及属地省份。截止 2016 年末, 中国总计批设了 14 个保税港区。其中, 2005 年、2007 年、2009 年和 2010 年均批设了 1 个, 分别是上海洋山保税港区、海南洋浦保税港区、山东烟台保税港区、福建福州保税港区; 2006 年批设了 2 个保税港区, 分别是天津东疆保税港区、辽宁大连大窑湾保税港区; 2008 年批设的保税港区数目最多, 数量达到了 8 个, 分别是浙江宁波梅山保税港区、广西钦州保税港区、福建厦门海沧保税港区、山东青岛前湾保税港区、广东深圳前海湾保税港区、广东广州南沙保税港区、重庆两路寸滩保税港区以及张家港保税港区。这 14 个保税港区分属于上海、海南、山东、福建、天津、辽宁、浙江、广西、广东、重庆和江苏 11 个省份。在评估保税港区批设对属地省份贸易发展的总体影响效应时, 分别设这 11 个省份为处理组, 中国大陆的其余 20 个省份为对照组, 则可以获取 $D_{it}^{(1)}$ 的数据序列; 同时, 根据 14 个保税港区的批设时间, 也可以获取 $D_{it}^{(2)}$ 的数据序列。对上述 $D_{it}^{(1)}$ 、 $D_{it}^{(2)}$ 序列进行 Pool 堆积处理并求均值, 容易获得两个序列数据的平均值, 即 $\bar{D}^{(1)} = 0.1630$ 、 $\bar{D}^{(2)} = 0.3548$ 。由此, 可以得到组合的虚拟变量序列 D_{it} 及其 Pool 堆积序列。在评估不同省份、不同类型、不同地区保税港区对属地省份贸易发展的个体影响效应时, 可以在保持保税港区批设虚拟变量不变的基础上, 通过重新设定数据组别虚拟变量, 来确定不同个体影响效应评价下组合虚拟变量的序列。

三、保税港区对属地省份贸易发展的总体影响效应评估

本文首先基于 Eviews8.0 软件和逐步回归法得到了进出口总额、出口总额和进口总额视角下式（1）模型的参数估计结果，如下表 1 所示。表 1 中，进出口总额和出口总额视角下属地省份贸易发展主要受到人均 GDP、全社会固定资产投资总额、外商投资企业投资总额等 3 个解释变量的显著影响，组合虚拟变量对属地省份贸易发展的影响也是显著的，但综合汇率变动率对属地省份出口发展和贸易总量发展并不显著；进口视角下属地省份贸易发展的显著影响因素稍有不同，包括人均 GDP、全社会固定资产投资总额、综合汇率变动率以及组合虚拟变量，外商投资企业投资总额对属地省份进口贸易发展的影响并不显著。由此，在式（2）至式（5）的空间计量模型建模中，基于进出口总量和出口总量视角的相关模型建模中删掉了综合汇率变动率因素，而在基于进口总额视角的相关模型建模中则删除了外商投资企业投资总额因素。随后，基于极大似然法及 Matlab R2015b 软件编程，本文获得了式（2）至式（5）模型的相关参数估计值，如表 2 所示。

表 1 保税港区贸易发展效应的多元线性回归模型估计结果

	常数项	X1	X2	X3	X4	D	拟合优度	F	D-W	对数似然值
进出口总额	-0.04115 (-1.86) [*]	-0.14471 (-5.11) ^{**}	0.072683 (2.95) ^{**}	0.905433 (35.78) ^{**}		0.391283 (3.38) ^{**}	0.8011	593.07	1.9899	-359.31
出口总额	-0.04679 (-1.96) [*]	-0.22165 (-7.26) ^{**}	0.122852 (4.62) ^{**}	0.892432 (32.69) ^{**}		0.444934 (3.56) ^{**}	0.7671	485.28	2.1329	-404.05
进口总额	-0.08722 (-2.26) ^{**}	0.3433 (7.47) ^{**}	0.218213 (5.23) ^{**}		0.041908 (3.05) ^{**}	0.987893 (4.99) ^{**}	0.3983	98.31	1.8903	-683.62

备注：**代表通过显著性水平为 5% 的显著性检验，* 代表通过显著性水平为 10% 的显著性检验。结果据 EViews8.0 计算。

表 2 保税港区贸易发展效应的空间计量模型估计结果

	双重差分空间 X 滞后模型				双重差分空间自回归模型				双重差分空间杜宾模型				双重差分空间误差模型			
	进出口总额	出口总额	进口总额	进出口总额	进出口总额	出口总额	进口总额	进出口总额	进出口总额	出口总额	进口总额	进出口总额	进出口总额	出口总额	进口总额	进出口总额
常数项	-0.66731 (-7.57) ^{**}	-0.78135 (-8.21) ^{**}	-1.45952 (-12.5) ^{**}	-0.096463 (-3.97) ^{**}	-0.103941 (-4.50) ^{**}	-0.132595 (-3.04) ^{**}	-0.593424 (-36.3) ^{**}	-0.953812 (-7.6) ^{**}	-0.066315 (-13) ^{**}	-0.078634 (-4.1) ^{**}	-0.084466 (-2.2) ^{**}					
X1	0.045548 (0.97)	-0.00632 (-0.13)	0.607252 (9.55) ^{**}	-0.134785 (-4.87) ^{**}	-0.212662 (-7.14) ^{**}	0.354337 (7.73) ^{**}	0.030450 (0.33)	0.772431 (4.83) ^{**}	-0.137713 (-5.4) ^{**}	-0.211017 (-7.7) ^{**}	0.339737 (7.42) ^{**}					
X2	0.17983 (6.02) ^{**}	0.250681 (7.84) ^{**}	0.342227 (8.38) ^{**}	0.065778 (2.73) ^{**}	0.114199 (4.40) ^{**}	0.214939 (5.19) ^{**}	0.162412 (3.42) ^{**}	0.448978 (5.93) ^{**}	0.062555 (2.81) ^{**}	0.105591 (4.16) ^{**}	0.213213 (5.03) ^{**}					
X3	0.826303 (29.89) ^{**}	0.795635 (26.89) ^{**}		0.910730 (36.91) ^{**}	0.899964 (33.81) ^{**}		0.863342 (16.62) ^{**}		0.868707 (109) ^{**}	0.852820 (33.5) ^{**}						
X4			0.056381 (4.64) ^{**}			0.043465 (3.18) ^{**}		0.043150 (0.80)			0.042558 (3.10) ^{**}					
D	0.480622 (4.24) ^{**}	0.535474 (4.41) ^{**}	0.907826 (5.10) ^{**}	0.584257 (4.89) ^{**}	0.654146 (5.38) ^{**}	1.140072 (5.47) ^{**}	0.467654 (13.41) ^{**}	0.940438 (17.1) ^{**}	0.601731 (5.49) ^{**}	0.709704 (5.36) ^{**}	1.024221 (4.93) ^{**}					
W* X1	-0.30346 (-1.93) [*]	-0.3157 (-1.87) [*]	-0.74399 (-3.06) ^{**}				-0.300767 (-2.35) ^{**}	-0.966507 (-4.1) ^{**}								

(续表)

W* X2	-0.93309 (-5.31) **	-1.15156 (-6.08) **	-1.74461 (-7.05) **					-0.825091 (-5.16) **	-0.988672 (-5.75) **	-1.187482 (-4.4) **		
W* X3	0.048509 (0.79)	0.088532 (1.34)						0.397278 (2.11) **	0.517087 (2.50) **			
W* X4			0.043153 (1.32)							0.002065 (0.00)		
W* D	1.467892 (3.99) **	1.790654 (4.52) **	5.601003 (10.49) **					1.601640 (18.98) **	2.052282 (19.87) **	-2.264807 (-16) **		
相关系数				-0.209953 (-4.90) **	-0.230985 (-22.4) **	-0.165966 (-2.17) **	-0.263954 (-0.56)	-0.328962 (-0.63)	0.389996 (0.52)	-0.411000 (-1.38)	-0.516000 (-4.7) **	-0.047000 (-0.54)
拟合优度	0.8229	0.7956	0.5371	0.8094	0.7760	0.4051	0.8204	0.7926	0.4502	0.8042	0.7725	0.3987
对数似然值	-323.10	-363.54	-604.32	-142.87	-187.75	-477.02	-121.77	-162.22	-437.29	-151.46	-194.45	-479.34

备注: 括号内值为 T 统计量值, * 代表通过显著性水平为 5% 的显著性检验, ** 代表通过显著性水平为 10% 的显著性检验。

从表 1、2 的估计结果来看,采用双重差分多元线性回归模型和空间自回归模型均能取得统计性质优良的参数估计结果,其余模型中有部分解释变量不能通过显著性水平为 5% 或 10% 的假设检验。本文基于对数似然比检验 (LR) 进行模型之间的优选。双重差分多元线性回归模型相比较双重差分空间自回归模型而言,相当于施加了空间自回归项的参数为 0 的假设,则依据 LR 检验,二者的对数似然值之差的 2 倍应该服从自由度为 1 的卡方分布。在给定显著性水平为 0.05 的条件下,卡方分布的临界值为 $\chi_{0.05}^2(1) = 3.84$ 。此时,进出口总额、出口总额、进口总额视角下两个模型的对数似然比之差的 2 倍分别为 432.88、432.6、413.2,远远大于了临界值,拒绝了空间相关系数为 0 的假设。所以,双重差分空间自回归模型是评估保税港区批设对属地省份贸易发展影响效应的最优模型。

在双重差分空间自回归模型下,保税港区批设对属地省份贸易发展的影响效应值为 $\frac{1}{NT} \iota_{NT}^{Trans}$ $[I_{NT} - \rho_{SAR}(\zeta \otimes W)]^{-1} \iota_{NT} \hat{\theta}_{K+1}$ 。由于空间自回归模型分别给出了进出口、出口、进口总额等 3 种视角下的模型估计结果,则在考察保税港区批设对属地省份贸易总发展的影响效应时,其时空权重矩阵、虚拟变量参数、空间相关系数选择应有所不同,必须与 3 种视角下估计结果相对应。基于软件 MATLAB R2015b,可以获得上述 3 种视角下的影响效应值,分别为 0.4829、0.5314 和 0.9778。这说明从目前保税港区的发展来看,其对属地省份贸易发展的影响效应是显著的,保税港区的批设有利于促进属地省份的贸易发展;但相对于出口贸易而言,保税港区批设更有利于属地省份进口贸易的发展。

四、保税港区对属地省份贸易发展的个体影响效应评估

基于与总体影响效应评估同样的逻辑,在保证保税港区批设虚拟变量不变的条件下,通过调整数据组别虚拟变量,形成各种新的组合虚拟变量,可以评价不同省份、不同类型、不同地区视角下保税港区批设对属地省份贸易发展的个体影响效应。

基于第三部分总体效应评估结果以及保税港区贸易发展效应中边际效应递减规律的可能作用,本文预设了如下假说:

假说 1. 对单个省份或地区而言,保税港区批设对属地省份贸易发展的进口效应大于出口效应。

假说 2. 经由保税港区实现的贸易额与属地省份贸易额的比值,与保税港区批设对属地省份贸易发展的个体影响效应之间呈负相关关系。

本文在评估保税港区的个体影响效应时,仍采用总体影响效应评估的最优模型作为基础。值得注意的是,个体影响效应评估时采用的组合虚拟变量与总体影响效应评估时的组合虚拟变量有所不同。以上海洋山保税港区个体影响效应评估为例,其组合虚拟变量由保税港区批设虚拟变量和数据组别虚拟变量按照前述原则组合形成,保税港区批设虚拟变量与总体影响效应评估时一致。但数据组别虚拟变量的处理稍有不同,其设定思路如下:设上海为处理组,其余省份或直辖市为对照组;当数据来自于上海时,数据组别虚拟变量的取值为 1;当数据来自其余

省份或直辖市时，数据组别虚拟变量的取值为 0。由此，可以计算两个虚拟变量的均值，分别为 $\bar{D}_{\text{上海}}^{(1)} = 0.0323$ 、 $\bar{D}_{\text{上海}}^{(2)} = 0.1630$ 。依据极大似然法及 MATLAB R2015b 软件输出结果，可以估算上海洋山保税港区的个体影响效应如下表 3 第三行所示。

表 3 不同省份视角下保税港区对属地省份贸易发展的影响效应^{③⑥}

		进出口总额视角		出口总额视角		进口总额视角	
		贸易比值	影响效应	贸易比值	影响效应	贸易比值	影响效应
不同省份	上海	1.98%	-0.4424	1.80%	-0.7440	2.13%	1.6160
	海南	0.64%	0.3157	0.01%	0.3317	0.98%	-0.8312
	山东◎	0.48%	0.4862	0.37%	0.0852	0.60%	0.0585
	福建◎	1.20%	-0.0710	1.20%	0.0678	1.20%	-0.7459
	天津	7.21%	0.0375	1.75%	0.0381	11.61%	-1.1472
	辽宁	2.69%	-0.6363	2.40%	-0.7182	3.02%	-0.7798
	浙江	0.06%	0.4841	0.06%	1.0844	0.08%	-0.4726
	广西	4.74%	0.0430	5.60%	-0.0674	4.45%	-0.5241
	广东◎	0.66%	4.1639	0.77%	4.3729	0.50%	7.0054
	重庆	21.28%	-0.1234	19.78%	-0.0480	24.11%	-0.9038
不同类型	江苏	0.72%	-1.7441	0.11%	-1.7013	1.53%	1.3155
	县域口岸保税港区	0.72%	-1.7441	0.11%	-1.7013	1.53%	1.3155
	内陆保税港区	21.28%	-0.1234	19.78%	-0.0480	24.11%	-0.9038
不同地区	沿海保税港区	1.24%	0.7276	0.88%	0.7326	1.68%	0.6757
	环渤海地区保税港区	2.57%	-0.1525	1.10%	-0.3020	4.01%	-0.8022
	长三角地区保税港区	0.97%	-0.6245	0.52%	-0.4637	1.57%	0.9947
	珠三角地区保税港区	0.66%	4.1639	0.77%	4.3729	0.50%	7.0054

表 3 中还分别计算了 3 种视角下海南、山东等其余 10 个省份或直辖市内保税港区批设对属地省份贸易发展的个体影响效应。表 3 还给出了县域口岸保税港区、内陆保税港区、沿海保税港区等 3 类保税港区对各自属地省份贸易发展的个体影响效应，也给出了环渤海地区、长三角地区、珠三角地区保税港区的个体影响效应。

基于表 3，假说 1 可以得到阐释。基于保税港区对属地省份贸易发展个体影响效应的绝对

③⑥ ◎表示该省份有 2 个保税港区。县域口岸保税港区特指江苏张家港保税港区；内陆保税港区特指重庆两路寸滩保税港区。环渤海地区特指北京、天津、河北、山东、辽宁；长三角地区特指上海、江苏、浙江；珠三角地区特指广东。

值比较可知^⑤：在不同省份视角下，仅有山东、浙江、江苏等3个省份保税港区对属地省份的出口效应大于进口效应，其余8个省份保税港区对属地省份的出口效应均小于进口效应。在不同地区视角下，环渤海地区、长三角地区、珠三角地区保税港区对属地省份的出口效应均小于进口效应。在不同类型视角下，内陆保税港区对属地省份的出口效应也小于进口效应。这说明从个体影响效应来看，保税港区对属地省份的进口效应也大于出口效应。

表3中，贸易比值依据对应地区保税港区进出口总额、出口总额、进口总额，与对应属地省份对应口径贸易额比值的平均值计算得到。相关数据来源于国研网统计数据库、国家统计局官网的地区数据、各省2016年国民经济与社会发展统计公报，所有以人民币计价的数据按照2017年5月19日人民币兑美元外汇牌价中间价折算成美元。计算表3中贸易比值与贸易效应的Pearson相关系数，可知：在不同省份视角下，基于进出口总额、出口总额、进口总额的贸易比值与贸易效应的相关系数分别为-0.1380、-0.1044、-0.3119；3个口径汇总视角下贸易比值与贸易效应的相关系数为-0.2072。同时，基于类型汇总视角和地区汇总视角下贸易比值与贸易效应的相关系数也分别为-0.1472和-0.5059。由此，假说2可以得到较好的阐释。

五、结论及进一步的研究方向

本文基于5种双重差分模型的比较，优选出双重差分空间自回归模型，从进出口总额、出口总额、进口总额等3种视角入手，考察了保税港区批设对属地省份贸易发展的总体影响效应和个体影响效应，得到了一些重要的结论，整理如下：

1. 目前，双重差分模型研究中对多个虚拟变量及其交叉项的处理方法一般会导致多重共线性的出现。本文直接以2个虚拟变量中心化处理后的乘积作为组合虚拟变量纳入模型，在衔接双重差分模型理念基础上有效地避免了模型多重共线性问题。

2. 本文还引入了一种新的内生时空权重矩阵建构方法，即通过标准化后的空间权重矩阵计算分年度的Geary C指数，并在此基础上构建内生的时间权重矩阵；然后基于标准化空间权重矩阵和时间权重矩阵的克罗内克积组合，形成内生时空权重矩阵。

3. 本文基于模型估计结果性质及LR检验，优选出双重差分空间自回归模型，对保税港区批设对属地省份的总体影响效应和个体影响效应进行了评价。结论指出，保税港区批设促进了属地省份的贸易发展，但更有利于属地省份进口贸易的发展；不同省份、不同类型、不同地区保税港区对属地省份贸易发展的影响效应有所不同。

综上所述，尽管目前经由保税港区实现的贸易发展占中国贸易发展和海关特殊监管区域贸易发展的比重较低，但保税港区批设的确促进了属地省份的贸易发展。我们相信，假以时日，保税港区在促进中国贸易发展中将发挥十分重要的作用。当然，本文仍有一些问题亟待解决，需要后续研究的持续跟进，包括保税港区与其他5种类型海关特殊监管区域在促进属地省份贸易发展中的绩效比较；国家级新区或自由贸易试验区在促进属地省份经济和贸易发展中的绩效

^⑤ 贸易效应的符号仅仅表示正向或负向影响效应。

评估; 中国海关特殊监管区域结构优化和升级战略及其实施策略等。

【参考文献】

- [1] 范巧. 内陆开放与保税港区发展战略——以重庆为例 [M]. 重庆: 重庆大学出版社, 2013.
- [2] 高士亮, 熊磊. 中国对外贸易的影响因素分析: 基于国内的视角 [J]. 经济问题探索, 2008, (10): 91-96.
- [3] 葛卫芬. 保税港区对宁波经济发展的可能影响分析 [J]. 中共宁波市委党校学报, 2008, (03): 69-72.
- [4] 胡燕京. 保税港区对区域经济影响效应的实证研究——以青岛前湾保税港区为例 [J]. 东方论坛, 2014, (01): 50-56.
- [5] 黄志勇. 中国保税港区发展水平评价指标体系研究 [J]. 学术论坛, 2012, (02): 111-116.
- [6] 黄志勇. 我国保税港区管理体制创新研究 [J]. 宏观经济研究, 2012, (04): 72-76.
- [7] 李郇, 徐现祥. 中国撤县(市)设区对城市经济增长的影响分析 [J]. 地理学报, 2015, (08): 1202-1214.
- [8] 林略. 内陆保税港区保税收益分析及其国际物流通道构建 [D]. 重庆: 重庆大学博士学位论文, 2010.
- [9] 刘辉群, 刘恩专. 中国保税港区发展及其绩效评价 [J]. 商业研究, 2008, (11): 203-207.
- [10] 刘兴开. 保税港区对腹地经济拉动效应的作用机制分析 [J]. 商业研究, 2012, (24): 140-141.
- [11] 罗嫣嫣. 保税港区发展水平的综合评价方法研究 [D]. 上海: 上海交通大学硕士学位论文, 2009 年.
- [12] 吕玉花. 中国进出口贸易流量的影响因素研究——基于引力模型面板数据 [J]. 经济问题, 2009, (10): 29-31.
- [13] 彭湘君. 西永综合保税区产业集群与区域竞争力提升的实证研究 [J]. 科技进步与对策, 2011, (18): 41-47.
- [14] 史朝兴, 顾海英. 加入 WTO 对中国双边贸易增长贡献的实证研究——兼论影响中国双边贸易增长的因素 [J]. 财贸研究, 2006, (03): 49-52, 70.
- [15] 孙治宇. 影响中国出口贸易的主导因素分析 [J]. 经济评论, 2010, (03): 76-82.
- [16] 王培志, 刘雯雯. 中国出口贸易结构变迁及影响因素分析——基于技术附加值的视角 [J]. 宏观经济研究, 2014, (10): 52-60, 146.
- [17] 王任祥, 邵万清. 保税港区建设与发展探索——宁波梅山保税港区建设与发展专题研究 [M]. 北京: 经济管理出版社, 2010.
- [18] 王淑敏. 保税港区的法律制度研究 [M]. 北京: 知识产权出版社, 2011.
- [19] 吴俊, 刘碧云. 我国保税港区第二轮发展的基本思路研究 [J]. 国际贸易问题, 2008, (11): 31-35.
- [20] 杨俊玲, 林季红. 中国对外贸易的影响因素分析——基于 E2C/E2P/I2C/NI2P/NI2E 核算数据的实证研究 [J]. 国际经贸探索, 2016, (01): 18-36.
- [21] 岳树梅. 内陆保税港区的发展与法律制度创新 [J]. 重庆社会科学, 2010, (03): 32-35.

- [22] 张进海. 新思维 新视角——宁夏内陆开放型经济发展规划研究 [M]. 银川: 黄河出版传媒集团 宁夏人民出版社, 2011.
- [23] 张耀光, 刘锴, 刘桂春等. 中国保税港区的布局特征及发展战略 [J]. 经济地理, 2009, (12): 1947-1951.
- [24] 钟木达. 福建海沧保税港区向自由贸易园区转型研究 [J]. 亚太经济, 2009, (02): 102-106.

Have Bonded Port Areas Promoted the Trade Development of Local Provinces? ——An Analysis Based on A D. I. D Spatial Conometric Models

Fan Qiao

Abstract: The evaluation of the effects of Bonded Port Areas (BPAs) on the trade growth in local provinces is critical to BPAs' scientific distributions and structures. Based on 5 difference-in-difference models (D. I. D) , including Multi-Variable Regression D. I. D Model , Spatial X Lag D. I. D Model , Spatial Autoregressive D. I. D Model , Spatial Durbin D. I. D Model , and Spatial Error D. I. D Model , the article introduces a new endogenous spatial temporal weight matrix calculated by ratios of Geary's C indexes in different years. Finally it assesses the effects of 14 BPAs on the trade growth during 1997-2015 in terms of the respective total volumes of export & import , export and import. In conclusion it is argued that Spatial Autoregressive D. I. D Models are the best among all above models , and BPAs promote the trade development of local provinces but they are more beneficial to their imports , and BPAs from different provinces and regions and of different types have different trade development effects to their local provinces.

Keywords: BPAs; D. I. D Models; Endogenous Spatial Temporal Weight Matrix; Spatial Autoregressive D. I. D Models

(责任编辑 赵世璐)