

# 外资企业出口溢出与内资企业的出口市场开拓

朱晟君<sup>1</sup>, 胡绪千<sup>1,2</sup>, 贺灿飞<sup>1,2</sup>

(1. 北京大学城市与环境学院, 北京 100871;

2. 北京大学林肯研究院, 城市发展与土地政策研究中心, 北京 100871)

**摘要:** 改革开放以来, 外资企业对于中国经济增长和本土企业成长发挥了重要的作用。使用中国海关统计的2001-2011年间企业层面的出口信息, 构建城市—产品—出口目的地尺度的平衡面板数据, 通过条件逻辑模型方法, 探究中国外资企业出口对内资企业出口决策的溢出效应。实证结果显示: 外资企业出口活动对内资企业出口决策存在显著的正向溢出效应。此外还考虑了出口目的地和出口地区的异质性, 并发现当出口目的地与中国存在较大的经济、地理、政治或制度距离时, 外资企业对内资企业的出口溢出效应更显著; 中国中西部城市的外资企业出口溢出效应比东部城市更为突出。检验结果表明外资企业出口活动在内地企业开拓国外新市场的过程中能够发挥重要促进作用。

**关键词:** 外资企业; 内资企业; 出口溢出效应; 距离

DOI: 10.11821/dlyj201807011

## 1 引言

近年来, 统计数据表明外资企业对于中国出口增长贡献巨大, 据中国海关统计, 中国外资企业出口总额从2001年的1332亿美元增长到2011年的10047亿美元, 年均增长率达22.4%。进入21世纪, 随着全球经济一体化的发展, 全球产品和资本流动性增强, 而本世纪初中国的“入世”使得外资与国内的交流更为频繁。2001年后, 外资企业出口份额突破50%, 更是成为中国对外贸易中最不容忽视的一环。另一方面, 有研究表明外资企业的出口增长对于经济发展并无直接影响。Xu等<sup>[1]</sup>发现, 对于增长方程的估计表明, 内资企业才是中国出口收入增加的主要贡献者; Amiti等<sup>[2]</sup>则发现, 一旦控制了内资企业的出口, 外资企业在中国的出口活动对于中国各省的经济增长并不重要。虽然, 外资企业对于中国的出口并无直接影响, 但是外资企业作为FDI最主要的落地形式, 往往意味着先进的知识和技术, 能够为东道国的企业进步和经济发展带来重要的“溢出效应”。

目前国内外存在大量关于FDI对内资企业出口的溢出效应的研究<sup>[3-6]</sup>, 其中多数研究证实FDI对于内资企业出口存在正向溢出。这种溢出效应发生的渠道可以被总结为三种方式, 即示范效应、出口信息溢出和竞争效应。示范效应即认为内资企业通过对外资企业的学习和模仿, 包括学习后者的管理和技术等, 实现从国内市场迈向国际市场的跨越<sup>[7]</sup>; 出口信息溢出即认为外资企业不可避免地会将海外市场信息溢出给内资企业, 从而

收稿日期: 2018-02-01; 修订日期: 2018-05-07

基金项目: 国家杰出青年科学基金项目(41425001); 国家自然科学基金项目(41731278, 41701115)

作者简介: 朱晟君(1984-), 男, 安徽淮北人, 博士, 研究员, 研究方向为全球化、区域发展和全球生产网络。

E-mail: zhus@pku.edu.cn

通讯作者: 贺灿飞(1972-), 男, 江西永新人, 教授, 研究方向为经济地理、产业与区域经济。

E-mail: hecanfei@urban.pku.edu.cn

减少内资企业的出口风险,降低交易成本,促进后者出口<sup>[8]</sup>;竞争效应则认为内资企业为争夺国内外市场而会与外资企业产生激烈竞争,从而不利于内资企业进入出口市场<sup>[9]</sup>,抑或是为了应对市场竞争,内资企业会加大创新力度,提升管理水平,从而提升企业的出口竞争力<sup>[10]</sup>。因此,外资企业是否能够促进内资企业的出口扩张,一直以来是一个备受关注的问题。

Rhee等<sup>[7]</sup>将上述外资企业对内资企业出口发挥的作用形象地概括为“出口催化剂”,Kneller等<sup>[11,12]</sup>分别通过对英国和印度的微观企业数据的实证检验,验证了外资企业作为“出口催化剂”的作用。不过,Barrios等<sup>[13,14]</sup>在对西班牙和爱尔兰的研究中却发现这种溢出效应并不显著。当以中国作为研究对象进行的实证研究时,研究者们都发现中国存在外资企业的“出口催化剂”作用。Ma<sup>[4]</sup>研究了一个省份在一个给定的2位数的SITC行业出口的可能性与这个行业中同期的外国出口活动集中度有关;Swenson<sup>[5]</sup>实证发现在1997-2003年城市尺度下,上一年外资企业的出口额或出口货物量对同行业(2位数HS行业)私营企业出口新产品的贸易额和贸易数量存在着积极的影响。文东伟等<sup>[15]</sup>通过对中国四位数行业数据的研究,发现外商直接投资显著增强了中国产业的出口能力;秦晓丽等<sup>[16]</sup>基于2004-2007年的微观企业数据,实证发现外资企业出口对于行业内和行业间的内资企业出口具有积极的溢出效应。

值得注意的是,这类研究基本上使用的都是行业层面的数据(2位数到4位数的ISIC),而非更加精细的产品级海关数据<sup>[17]</sup>。此外,现有的绝大多数对于企业出口溢出效应的研究往往只从出口地、行业或目的地中的一个维度切入,缺少对多维度下溢出效应的进一步探究。近年,少数学者开始关注多维度的综合视角下的出口溢出效应。Koenig等<sup>[18]</sup>是最早研究对特定产品和目的地的企业出口溢出效应的研究,他们使用法国企业层面的数据,发现在考虑特定产品和特定出口目的地的情况下,企业的出口溢出效应会加强。在此基础上,Mayneris等<sup>[17]</sup>使用1997-2007年中国海关数据,检验了外资企业出口对于同省份内资企业出口的溢出效应,发现同类产品且同出口目的地的外资企业出口对于内资企业的积极溢出效应最明显,而未进行产品和目的地分类的外资企业出口总额则对同省的内资企业出口存在一定的挤出效应。

然而上述研究主要还存在两方面的不足。其一,其使用的地理尺度均为省级层面,对于研究企业出口溢出效应而言,范围偏大。Rosenthal等<sup>[19]</sup>研究发现,出口企业溢出效应的空间范围较为狭窄;Duranton等<sup>[20]</sup>则通过实证发现,对于4位数SITC行业而言,地理溢出效应在50 km内较为显著,而对于3位数SITC行业,有效的溢出范围也在140 km以内。此外,地级市政府间不可忽视的“政治竞标赛”和地方保护主义,也使得溢出效应的不扩散受到抑制<sup>[21]</sup>。其二,这些研究也缺少对于出口目的地异质性的对出口溢出效应可能产生的影响的探讨。然而在考虑出口区位选择的影响因素时,目的地的经济、地理、政治和制度方面的因素都不可忽视<sup>[22,23]</sup>。从地理的视角来看,出口目的地与出口地在这方面的相似程度或相对距离在一定程度上会影响企业对外出口决策,Zhou<sup>[24]</sup>研究发现地理距离、政治因素、制度差距等都对进出口贸易有积极影响。在地理距离方面,由于地理邻近能够产生知识技术溢出并降低交易成本,因此大量学者断言地理距离对出口活动存在负效应<sup>[25-27]</sup>,Anderson等<sup>[28]</sup>则发现无共同边界会使国家间双边贸易额减少二至五成;在政治距离方面,考虑到权益保护、政治风险等方面可能带来的影响,一些学者也对此进行了探索,綦建红等<sup>[29]</sup>认为政治因素对贸易活动存在影响,但对中国而言这种影响有减弱的趋势,谢孟军<sup>[30]</sup>研究发现政治距离差距越大越不利于企业的出口活动;在制度距离方面,许多学者指出相近的制度(法律环境)会通过削弱“外来者劣势”、降低交

易成本等方式使得出口更加容易<sup>[30,31]</sup>。由此可见,经济、地理、政治和制度等目的地属性对双边贸易的影响需要得到更多的重视<sup>[29]</sup>。结合上述研究,可以发现各个维度上的“邻近性”可以促进中国总体上的出口活动,因此对于企业,尤其是内资企业,对“邻近”国家出口会相对容易;从另一个角度而言,内资企业若希望开拓非“邻近”国家的市场,或许还需要借助其他的力量,在这种情况下,外资企业对这些国家出口的溢出效应对于内资出口商将显得尤为重要。

综上所述,现有研究还未在同时考虑特定产品和目的地情况下,对更合适的尺度下外资企业的出口溢出效应进行探索和讨论。因此,结合当前研究现状,本文试图探究:①在地级市层面下,考虑产品种类和目的地分类后,外资企业出口对于内资企业的出口是否存在溢出效应?②如果存在溢出效应,中国与出口目的地之间的经济、地理、政治和制度距离的差异是否会对这种溢出效应产生异质性的影响。本文有助于加深对于外资企业在中国出口的演化过程中所发挥的作用的理解,同时为外资企业出口溢出效应的研究提供来自新兴经济体的新证据。

## 2 实证方法

希望通过实证研究,探究地级市层面内资企业建立的新的出口联系与当地外资企业出口情况的联系。因此主要考虑 $t$ 年 $i$ 城市对 $j$ 国出口 $k$ 产品的情况对于 $t+1$ 年当地内资企业是否对相同国家出口同一产品的影响<sup>①</sup>。据此, $i$ 城市内资企业在 $t+1$ 年向 $j$ 国开始出口 $k$ 产品的概率可以表示如下:

$$Prob(Domstart_{ikj,t+1}) = Prob(\beta_0 For.Exp_{ikj,t} + \beta_1 Control_t + \sigma_{ikj} + \mu_{t+1} + \epsilon_{ikj,t+1} > 0) \quad (1)$$

式中:“ $Prob()$ ”表示事件发生的概率; $Domstart_{ikj,t+1}$ 代表 $i$ 城市 $t+1$ 年是否向 $j$ 国出口 $k$ 产品的虚拟变量; $For.Exp_{ikj,t}$ 表示外资企业出口溢出变量,主要采用 $t$ 年 $i$ 城市外资企业对 $j$ 国出口 $k$ 产品的贸易出口总额进行刻画; $Control_t$ 表示其他控制变量; $\beta_0$ 和 $\beta_1$ 分别为外资企业出口溢出变量和控制变量的系数的向量表示。结合数据特征并尽可能地应对可能出现的实证偏误,采用条件逻辑模型(conditional logit)方法进行回归,所有的回归将包含城市—产品—目的地层面的固定效应 $\sigma_{ikj}$ ,同时添加时间固定效应 $\mu_{t+1}$ 以控制时间维度上对中国出口的冲击,控制变量将在下文中进一步介绍,其主要可以分为两部分,即需求侧控制变量和供给侧控制变量。

## 3 数据来源与变量构建

### 3.1 数据来源

主要数据来源是中国海关收集的数据库。其中包括2001-2011年期间按企业、年、产品和目的地国家汇总的中国企业出口信息。从数据的可用性和对于分析溢出效应更佳的尺度范围考虑,将中国海关数据在地级市尺度和4位数HS产品层面进行了汇总,构建了地级市—产品—目的地尺度的平衡面板数据。

### 3.2 被解释变量

主要关注中国内资企业新的出口联系的产生,通过构建一个虚拟变量——内资出口

① 本文中出现的“国”“国家”等词均代指现有的国家或地区。

起始 (*Domstart*) 来刻画这一过程。具体而言, 当城市  $i$  在  $t+1$  年开始向国家  $j$  出口产品  $k$  时, *Domstart* 取值为 1, 否则为 0。足够长的时间跨度使一个出口联系 (城市  $i$ —产品  $k$ —目的地  $j$ ) 中也可能出现多个内资出口起始点。由于关注的是内资企业对外出口从无到有的过程, 因此如 Koenig 等<sup>[18]</sup>学者一样, 对于连续出口和停止出口不予考虑。例如, 对于城市  $i$ —产品  $k$ —目的地  $j$ , 其出口实际情况为 “00110001111” (0 表示无出口流量, 1 表示有出口流量), 在构建的数据中, 其将被表示为 “.01...01...”, 其中 “.” 表示数据缺失。另外, 由于外资企业的出口是进行溢出效应研究的起点, 结合数据处理和计算的可行性, 构建的数据库中, 每个城市—产品—目的地细分下, 在 2001-2011 年间至少出现过一次外资企业出口记录。

3.3 解释变量

按照 Mayneris 等<sup>[17,18]</sup>的方法, 考虑了不同类型的企业出口溢出效应 (见表 1)。根据对出口进入新市场所需要的信息类型, 出口溢出效应可能是针对特定目的地、特定产品或两者兼有。本文重点关注特定国家特定产品的出口 ( $t$  年  $i$  城市外资企业出口  $k$  产品到  $j$  国的出口额), 此外也考虑了对所有出口目的地特定产品的出口 ( $t$  年  $i$  城市外资企业出口  $k$  产品到所有目的地的出口额)、对特定出口目的地全部产品的出口 ( $t$  年  $i$  城市外资企业出口全部产品到  $j$  国的出口额) 和对全部出口目的地全部产品的出口 ( $t$  年  $i$  城市外资企业出口全部产品到全部目的地的出口额)。前文提到, 外资企业的出口溢出效应存在多种溢出路径, 其中包含出口信息溢出、示范效应等正外部性, 也包含由于激烈竞争带来的负外部性, 因此实证回归得到的估计参数实际上是多重效益叠合之后表现出的净效应。

3.4 控制变量

选取的控制变量, 旨在控制其他可能的影响因素对于外资企业出口溢出效应产生的影响, 主要从需求和供给两方面选取变量。

在需求方面, 主要选择了各国对 HS4 产品的进口额 (*lctimp*) 进行控制, 对于不同产品进口额的不同, 在一定程度上意味着进口产品在当地市场的需求规模和当地同类产品

表 1 变量说明  
Tab. 1 Variables explanation

变量	变量类型	定义
<i>Domstart</i>	虚拟变量	中国内资企业新的出口联系的产生, 当城市 $i$ 在 $t+1$ 年开始向国家 $j$ 出口产品 $k$ 时, <i>Domstart</i> 取值为 1, 否则为 0
<i>lnci_exp</i>	连续变量	中国城市外资企业对全部出口目的地全部产品的出口 ( $t$ 年 $i$ 城市外资企业出口全部产品到全部目的地的出口额)
<i>lnci_hs4</i>	连续变量	中国城市外资企业对所有出口目的地特定产品的出口 ( $t$ 年 $i$ 城市外资企业出口 $k$ 产品到所有目的地的出口额)
<i>lnci_country</i>	连续变量	中国城市外资企业对特定出口目的地全部产品的出口 ( $t$ 年 $i$ 城市外资企业出口全部产品到 $j$ 国的出口额)
<i>lnfex</i>	连续变量	中国城市外资企业对特定国家特定产品的出口 ( $t$ 年 $i$ 城市外资企业出口 $k$ 产品到 $j$ 国的出口额)
<i>lctimp</i>	连续变量	各国对 HS4 产品的进口额
<i>let</i>	连续变量	中国城市的总出口额
<i>lech</i>	连续变量	中国城市对某类产品 (HS4) 的出口额
<i>lecc</i>	连续变量	中国城市对某出口目的地的出口额
<i>leh</i>	连续变量	中国对某类产品 (HS4) 的出口额
<i>lec</i>	连续变量	中国对某出口目的地的出口额



市场的竞争程度, 这种需求市场的异质性可能会对回归结果产生难以预测的影响, 因此需要加以控制; 在供给方面, 为了确保企业开拓新出口联系的决策并非城市或国家尺度的因素导致的, 需要控制不同尺度下出口地的出口特征, 包括出口城市的总出口额 ( $let$ )、城市  $c$  对产品  $i$  的出口额 ( $lech$ )、城市  $c$  对国家  $j$  的出口额 ( $lecc$ )、中国对产品  $i$  的出口总额 ( $leh$ ) 以及中国对国家  $j$  的出口总额 ( $lec$ )。

此外, 还需要对各地区一些不随时间变化的因素予以考虑, 对于这些因素的忽视也可能导致最终的回归结果出现偏误<sup>[17]</sup>。为了消除城市尺度的隐性因素带来的不可预测的影响, 还引入了对城市—产品—目的地的固定效应。

## 4 描述性统计

通过对于原始数据的处理和汇总, 构建 2001-2011 年的平衡面板数据库, 囊括 388 个地级城市, 覆盖 176 个出口目的地和 1231 个 HS4 产品。数据库中共包括 12193027 条样本 (城市/产品/目的地/年份), 每年包含 1108457 条样本, 其中大约 35% 的样本内资企业出口贸易额大于零。表 2 呈现样本中包含的内资企业出口起始个数以及外资企业的出口状况。

如表 2 所示, 在样本中, 当内资企业在某年开始对某一国家出口某种产品时, 当地有 30.7% 的外资企业在上一年就存在对同一国家同种产品的出口。这一比例在统计上也可以被视为一种条件概率, 即当内资企业开始对某国出口某产品时, 上一年当地外资企业存在对同一国家同种产品的出口的概率。如此来看, 这种条件概率在 2001-2010 年间是不断增加的, 从 2001 年的 16.9% 增长到 2010 年的 43.5%。这在某种程度上暗示了内资企业新出口联系的开拓可能与当地外资企业的出口存在联系, 并且这一联系正随着时间的推进而进一步增强。

表 3 展示了 2001-2011 年间, 中国内资企业建立的新出口联系的产品和地理分布。新

表 2 2001-2010 年内资企业出口起始与外资企业出口情况

Tab. 2 Summary of domestic enterprises' export starting and the export of FIEs from 2001 to 2010

年份( $t$ )	当 $Domstart_{t+1}=1$ 时			
	$For. Exp.>0$	$For. Exp.=0$	Total $For. Exp.$	$For. Exp.>0/\text{Total } For. Exp.$
2001	14693	72454	87147	0.169
2002	18829	74191	93020	0.202
2003	23364	79685	103049	0.227
2004	26729	81060	107789	0.248
2005	30199	71763	101962	0.296
2006	31090	65567	96657	0.322
2007	35168	58126	93294	0.377
2008	36210	56147	92357	0.392
2009	39836	59121	98957	0.403
2010	39201	50932	90133	0.435
总计	295319	669046	964365	0.307

注:  $Domstart_{t+1}=1$  表示内资企业  $t+1$  年开始出口的状态;  $For. Exp.>0$  ( $=0$ ) 表示当地外资企业  $t$  年对同一目的地同种产品存在出口 (不存在出口) 的企业个数。Total  $For. Exp.$  表示外资企业  $t$  年的总数 ( " $For. Exp.>0$ " + " $For. Exp.=0$ " )。数据来源于中国海关数据库与作者计算。

的出口联系在产品层面中分布较为集中，在 90 余种 HS2 产品大类中，“核反应堆、锅炉、机器、机械器具及其零件” 占据全部新出口联系中的 12.1%，“电机、电气设备及其零件；录音机及放声机、电视图像、声音的录制和重放设备等” 则占 9.8%，如果将服装类产品统一来看，也占比高达 9.4%。从出口目的地的角度来看，2001-2011 年间新建立的出口联系主要集中在发达国家，其中美国不仅一直以来是中国的第一大出口国，从新建立的出口联系数量上来看，美国同样高居榜首，占比达 3.8%，日本（3.2%）与韩国（3.1%）分列第二和第三位。这表明，当前中国的主要出口贸易伙伴仍以发达国家为主。从出口城市角度来看，2001-2011 年间的新出口联系的地理分布表现出明显的不均衡，这种不均衡体现在两个层面，在城市层面表现为个别城市的集中，可以发现新出口联系中有 5.1%集中在上海，另有 4.1%和 3.4%集中在深圳与厦门，占比排名前十位的城市分享了全部 388 个城市产生的新出口联系的 30%；另一方面，在区域层面，这种不均衡则体现在这些城市的地理区位，从表 3 中可以发现位居前十位的城市均为东部城市。

5 实证分析

通过构建 2001-2011 年城市—产品—目的地尺度的平衡面板数据，模型采用条件逻辑

表 3 2001-2011 内资企业出口产品、目的地及出口城市概况年  
Tab. 3 Overviews of the domestic enterprises' export on products, destinations and export cities from 2001 to 2011

部门（HS2）		比例（%）	
核反应堆、锅炉、机器、机械器具及其零件		12.1	
电机、电气设备及其零件；录音机及放声机、电视图像、声音的录制和重放设备等		9.8	
塑料及其制品		5.6	
针织或钩编的服装及衣着附件		5.0	
钢铁制品		4.8	
非针织或非钩编的服装及衣着附件		4.4	
光学、照相、电影、计量、检验、医疗或外科用仪器及设备、精密仪器及设备		3.9	
家具；寝具、褥垫、弹簧床垫、软坐垫及类似的填充制品；活动房屋等		3.1	
纸及纸板；纸浆、纸或纸板制品		2.6	
有机化学品		2.6	
目的地	比例（%）	城市	比例（%）
美国	3.8	上海	5.1
日本	3.2	深圳	4.1
韩国	3.1	厦门	3.4
德国	2.7	天津	2.9
中国香港	2.7	宁波	2.8
澳大利亚	2.3	青岛	2.4
英国	2.2	北京	2.4
加拿大	2.1	苏州	2.3
新加坡	2.1	广州	2.2
意大利	2.0	杭州	2.0

注：数据来源于中国海关数据与作者计算。

模型方法, 实证分析 2001-2011 年间外资企业出口对当地内资企业出口的溢出效应。为了在一定程度上消除可能存在的反向因果关系带来的内生性问题, 同时考虑溢出效应的传播和发挥作用需要时滞, 将被解释变量滞后一期。此外, Moulton 等<sup>[32,33]</sup>发现使用汇总变量对个体变量回归, 在不做处理的情况下, 回归的标准误会存在向下偏误, 因此回归采用的标准误均在城市层面进行了聚类调整。

### 5.1 条件逻辑模型回归

考虑到外资企业出口溢出的广度, 分别使用外资企业总出口 (全产品—全目的地)、特定产品出口 (同产品—全目的地)、特定目的地出口 (全产品—同目的地) 与特定产品—特定目的地出口 (同产品—同目的地) 四种范围的出口额对滞后一期的内资企业出口起始进行回归。

表 4 展示了不同范围的外资企业出口对第二年内资企业出口起始的回归结果。其中, 第 1 列呈现了城市层面的外资企业总出口的影响, 回归系数为负, 并且不显著。这表明城市层面的外资企业出口对第二年内资企业的出口没有显著影响, 这可能是由于挤出效应的存在, 控制了第一年城市的出口总额, 一般而言, 这些外贸企业的出口额越多, 第二年国内企业进入国外市场的可能性就越小。表 4 也呈现城市层面分 HS4 产品 (第 2 列) 的外资企业出口对第二年内资企业出口起始的影响, 回归系数显著 ( $P < 0.01$ ) 为正。这首先表明外资企业出口对内资企业出口存在溢出效应, 同时也表明出口同种产品的溢出效应可以跨越不同的出口目的地进行扩散。表 4 的第 3 列呈现城市层面分出口目的地的外资企业出口对第二年内资企业出口起始的影响, 回归系数同样显著 ( $P < 0.01$ ) 为正。与第 2 列结果相似, 这在表明存在外资企业对内资企业出口的溢出效应的同时, 也表明溢出效应可以跨越不同的 HS4 产品种类在同一国家进行扩散。

表 4 的第 4 列则呈现了城市层面外资企业出口对第二年当地内资企业对同一目的地出口同种产品的出口决策的影响, 回归结果在 1% 的显著性水平下通过检验, 系数符号为正。这表明  $i$  城市外资企业对  $j$  国出口  $k$  产品的行为确实会提高第二年当地内资企业开始对相同国家出口同种产品的概率。

本文还尝试同时考虑上述三种显著的溢出效应变量以比较三种不同范围溢出的效应的大小, 通过对标准化后的变量重新回归发现 (表 4 第 5 列), 这三种溢出效应在城市层面都在可接受的显著性水平下显著。对同一产品同一国家的出口溢出效应相对最大, 而对同一国家的溢出效应大于对同一产品的溢出效应。这似乎意味着外资企业的出口对内资企业同目的地的溢出易于内资企业同产品的溢出。这一结果显示, 外资企业为内资企业开拓新的出口市场带来的帮助, 主要在于促进企业进入新的出口目的地, 而对于内资企业出口同种产品到不同出口市场上的帮助较小。这在一定程度上表明, 外资企业能够为潜在内资出口企业带来更多进入新目的地市场的关键信息, 通过信息溢出, 帮助内资企业了解新市场的制度、文化和消费特点, 并提供更丰富的渠道。

此外, 还对因变量进行滞后二期和滞后三期的处理, 对表 4 中的回归进行检验, 溢出效应变量系数符号与滞后一期 (表 4 第 5 列) 结果一致, 仅在显著性水平上有些许变化这在一定程度上验证了回归结果在短期时间内的稳健性。

上述多个回归中, 其他控制变量得到的结果在变量系数符号和显著性方面基本一致。其中, 各国对于某种产品的总进口额 ( $lctimp$ ) 对于内资企业第二年的出口决策存在显著的正效应, 这意味着出口产品在目的国市场的需求规模越大或当地同类产品市场的竞争程度越小, 越有利于内资企业对此类产品的对外出口。而中国地级城市的出口总额 ( $let$ )、中国对于某种产品的出口总额 ( $let$ ) 和中国对于某目的地的出口总额 ( $lec$ ) 都对

表 4 外资企业出口对内资企业出口决策的影响  
Tab. 4 The impact of the export of FIEs on the export decision of domestic enterprises

变量	Domstart <sub>t-1</sub>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>lnci_exp</i>	-0.0145 (0.0362)				
<i>lnci_hs4</i>		0.0053*** (0.0012)			0.0374*** (0.0069)
<i>lnci_country</i>			0.0103*** (0.0027)		0.0657** (0.0120)
<i>lnfex</i>				0.0028*** (0.0006)	0.0841*** (0.0138)
<i>lctimp</i>	0.0179*** (0.0050)	0.0180*** (0.0051)	0.0171*** (0.0050)	0.0180*** (0.0050)	0.0172*** (0.00504)
<i>let</i>	0.1810*** (0.0443)	0.1650*** (0.0510)	0.1650*** (0.0515)	0.1670*** (0.0511)	0.164*** (0.0515)
<i>lech</i>	-0.0031 (0.0021)	-0.00697*** (0.0024)	-0.00326 (0.0022)	-0.00394* (0.0022)	-0.00705*** (0.00243)
<i>lecc</i>	-0.0064*** (0.0025)	-0.00695*** (0.0026)	-0.0174*** (0.0034)	-0.00731*** (0.0026)	-0.0174*** (0.00342)
<i>leh</i>	0.1290*** (0.0091)	0.1263*** (0.0091)	0.1290*** (0.0091)	0.1280*** (0.0090)	0.125*** (0.00906)
<i>lec</i>	0.1070*** (0.0110)	0.1080*** (0.0109)	0.1031*** (0.0106)	0.1072*** (0.0109)	0.103*** (0.0105)
城市—产品—目的地固定效应	✓	✓	✓	✓	✓
时间固定效应	✓	✓	✓	✓	✓
<i>R-squared</i> (%)	10.62	10.65	10.66	10.94	11.03
<i>Observations</i>	1807444				

注：括号中表示的是稳健标准误；\*\*\* $P<0.01$ ，\*\* $P<0.05$ ，\* $P<0.1$ ；表中第1-4列的解释变量未进行标准化处理；第5列的结果为解释变量标准化后的回归结果。

第二年城市层面内资企业向某目的地出口某种产品存在显著的积极影响，这种影响可以被视为不同尺度的出口地的供给侧优势，这种大尺度的出口额反映了出口地的出口能力。而同一城市对于某种产品（*lech*）或某目的地的出口总额（*lecc*）则基本上对于内资企业第二年的出口决策存在负向影响，这说明在相同城市范围内，对于同一目的地或同一产品的总出口对内资企业的出口存在较为明显的挤出效应。

5.2 出口目的地异质性

通过实证检验可以发现，对于城市出口特定的产品到特定的国家，外资企业对内资企业存在显著的溢出效应，那么这种溢出效应是否会因中国与出口目的地之间的经济、地理、政治和制度距离的差异而产生异质性的结果呢？这也是本文更感兴趣的内容。因此，分别从经济距离、地理距离、政治距离、制度距离四个视角，对样本进行分组回归，以探索中国与出口目的地之间的“距离”对外资企业出口溢出可能产生的异质性影响。由于本部分主要关注外资企业出口溢出变量的变化，且控制变量得到的结果在变量



系数符号和显著性方面基本与主回归(表4)相同,因此下文不再赘述对控制变量回归结果的讨论。

**5.2.1 经济距离** 经济距离主要刻画中国与出口目的地的经济发展水平的差距。多数学者采用人均GDP衡量,故采用2001-2011年各国人均GDP均值来刻画各国经济发展水平,使用目的地人均GDP与中国人均GDP之比的形式衡量两国的经济距离,以“人均GDP比值是否 $<3$ ”为分类标准<sup>②</sup>,对样本进行分组回归(表5第1列、第2列)。实证结果发现,对于经济发展水平低于中国或与中国相近的国家,外资企业对特定国家出口特定产品产生的溢出效应并不显著(表5第1列)。然而对于经济发展水平明显高于中国的国家,这种溢出效应则显著为正,这一差异性的结果表明,外资企业的出口活动对于内资企业进入高经济发展水平国家的市场帮助更大,因为经济发展水平较高的国家整体居民收入相对较高,收入决定消费,区域消费能力的不同,必然会在很大程度上造成区域市场需求的差异,这一差异使得中国企业在进入这些市场时,需要做出相对更多的调整和适应,进而需要外资企业的出口溢出效应的帮助,这一结论与谢孟军<sup>[30]</sup>的研究结果相近。

表5 经济距离与地理距离的分组回归结果

Tab. 5 The group regression results of economic distance and geographical distance

变量	<i>Domstart<sub>t+1</sub></i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	经济距离		地理距离	
<i>lnfex</i>	0.00033 (0.000771)	0.00289*** (0.000676)	0.00194*** (0.000678)	0.00380*** (0.000821)
<i>lctimp</i>	0.02810*** (0.00544)	0.00068 (0.00656)	0.0152*** (0.00523)	-0.0145 (0.0134)
<i>let</i>	0.139*** (0.0539)	0.183*** (0.0511)	0.171*** (0.0496)	0.140*** (0.0485)
<i>lech</i>	-0.00792* (0.00408)	-0.00520** (0.00227)	0.0290*** (0.00308)	-0.0216*** (0.00208)
<i>lecc</i>	-0.0144*** (0.00357)	-0.0104*** (0.00374)	-0.0122*** (0.00254)	0.00895 (0.00614)
<i>leh</i>	0.137*** (0.0111)	0.121*** (0.00983)	0.140*** (0.0109)	0.0937*** (0.00918)
<i>lec</i>	0.123*** (0.0199)	0.0969*** (0.0111)	0.0726*** (0.00910)	0.0881*** (0.0250)
城市—产品—目的地固定效应	✓	✓	✓	✓
时间固定效应	✓	✓	✓	✓
Observations	577761	1214611	641761	1165683

注: 括号中表示的是稳健标准误; \*\*\* $P<0.01$ , \*\* $P<0.05$ , \* $P<0.1$ 。

**5.2.2 地理距离** 地理距离主要刻画中国与出口目的地之间的运输可达性。结合 Anderson 等<sup>[28]</sup>的研究,以“中国发往出口目的地的民用航班频次/月”为分组指标,以“航班频次

② 本文首先分别尝试了将样本分为三组( $<0.33$ 、 $>0.33$ 且 $<3$ 、 $>3$ ),回归结果发现“比值 $>3$ ”的一组外资企业溢出效应显著( $P<0.01$ )为正,而其它两组溢出效应为正,但不显著;考虑到“ $<0.33$ ”和“ $>0.33$ 且 $<3$ ”的两组,样本量较少且结果均不显著,故确定以“人均GDP比值是否 $<3$ ”来分组。

是否 $>10/\text{月}$ ”为分组标准,对样本进行分组回归(表5第3列、第4列)。可以发现,对中国运输可达性高的国家,外资企业的出口溢出效应显著( $P<0.01$ )为正,而对其他运输可达性较低的国家进行回归,溢出效应变量的系数仍然在相同显著性水平下显著,但变量回归系数大小约是前者的两倍。这一结果表明地理距离可能是影响外资企业出口发挥溢出效应的重要因素,随着地理距离的增加,外资企业出口对内资企业产生的溢出效应会增加,从而在地理距离较大(运输可达性较差)的情况下帮助内资企业开拓潜在的外国市场。随着地理距离的增加,不仅运输成本会增加,而且由于贸易两国在风俗人情和文化沟通等方面都可能存在较大差异,这种差距也会增加契约达成的交易成本并降低贸易双方的互信程度。从而,在中国的内资企业出口到这些地理距离较远的国家时,需要利用外资出口的知识溢出,以获取出口目的地的文化、社会、政治和制度等信息。

**5.2.3 政治距离** 政治距离主要刻画出口目的地与中国在民主程度方面的差距。采用世界银行公布的全球治理指数中各国民主自由权利指数与中国的相近程度作为分类依据<sup>③</sup>,基于中国在该指标上的得分以及样本量的考虑,以“指数是否 $>0$ ”为分类标准,对回归样本进行了分组回归(表6第1列、第2列)。实证结果表明外资企业对于那些与中国政治距离差距不大的国家的出口溢出效应不显著,而对那些与中国有较大政治距离的国家的出口则存在显著的正向溢出效应。政治上的距离使得国内企业在出口到政治差距较大的国家时面临更陌生的政治环境和贸易环境,从而面对更多的政治风险,因此更需要外资企业出口的信息溢出帮助内资出口企业了解出口目的地的政治环境。这意味着外资企业的出口溢出对于内资企业向与中国政治距离较大的国家进行出口有显著的促进作用。

**5.2.4 制度距离** 制度距离主要指国家间法律环境的差异程度。采用了使用较多的《国际国家风险指南》中的法律与秩序指标(0~6分)对中国与其他出口目的地间的制度距离进行了计算,将样本分为三组,即“指标得分明显高于中国”(指标得分 $>5$ )、“指标得分与中国相近”(3 $\leq$ 指标得分 $\leq 5$ )和“指标得分明显低于中国”(指标得分 $<3$ ),进行分组回归(表6第3列、第4列、第5列)。回归结果与对此前其他维度的分组回归的结果相似,对于与中国制度相近的国家,外资企业的出口溢出效应变量的回归系数并不显著;而对于其他制度距离较大(指标得分明显高于或低于中国)的国家,溢出效应变量在1%的显著性水平下显著为正,且对于得分明显低于中国的国家,溢出效应变量的系数相对更大。这表明在贸易双方制度差距相近的情况下,外资企业对内资企业的出口发挥的促进作用并不明显;而当贸易两地存在较为明显的制度差距时,内资企业可能更难适应和了解出口目的地的制度环境,从而在贸易过程中遇到更多的阻碍。研究结果表明,外资企业的出口活动则会帮助内资企业对这些国家进行出口,促进内资企业的国外市场开拓。

### 5.3 外资企业出口溢出的区域差异

中国吸收FDI的现状表明,中西部城市和东部城市吸收利用外资水平存在十分不平衡的特点。2011年,中国东部地区与中西部地区吸收FDI的比例为87%和13%,同时两个地区也存在显著的出口流量差异,2011年东部地区对外出口占全总出口的约九成。巨大的FDI和出口分布的地区差异,可能会使得两个地区外资企业出口发挥不同的溢出效应。

为进一步回答外资企业的出口溢出是否存在显著的区域差异,将全国城市分成东部和中西部两部分进行考察(表7第1列、第2列),发现区域尺度上得到的结论与全国尺度的规律基本保持一致。无论是东部城市还是中西部城市,外资企业出口对当地内资企

<sup>③</sup> 使用2001-2011年该指数各国的平均得分作为刻画这一时期各国民主程度的具体衡量指标,中国平均得分为-1.59。还使用2008年英国经济学者智库(EIU)发表的民主指数(0~10分)来刻画政治距离,并以“民主指数得分是否 $>6$ ”为分组标准对样本进行分组回归检验,所得结果与民主自由权利指数作为分组回归依据的结果基本一致。

表6 政治距离与制度距离的分组回归结果

Tab. 6 The group regression results of political distance and institutional distance

变量	<i>Domstart<sub>t+1</sub></i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	政治距离			制度距离	
<i>lnfex</i>	0.000824 (0.000752)	0.00372*** (0.000730)	0.00199** (0.000853)	0.00142 (0.000987)	0.00269*** (0.000757)
<i>lctimp</i>	0.0152*** (0.00580)	0.0201** (0.00885)	-0.0122 (0.00753)	0.0244*** (0.00888)	0.0302*** (0.00514)
<i>let</i>	0.215*** (0.0538)	0.144*** (0.0483)	0.168*** (0.0490)	0.149** (0.0613)	0.175*** (0.0530)
<i>lech</i>	0.0152*** (0.00302)	-0.0123*** (0.00223)	0.00291 (0.00286)	0.0150*** (0.00335)	-0.0179*** (0.00259)
<i>lecc</i>	-0.0111*** (0.00300)	0.00120 (0.00408)	-0.00760 (0.00566)	-0.0132*** (0.00418)	-0.0150*** (0.00354)
<i>leh</i>	0.136*** (0.00983)	0.117*** (0.00992)	0.119*** (0.0115)	0.117*** (0.0114)	0.132*** (0.00982)
<i>lec</i>	0.0789*** (0.0113)	0.143*** (0.0177)	0.140*** (0.0196)	0.139*** (0.0147)	0.0737*** (0.0141)
城市—产品—目的地固定效应	√	√	√	√	√
时间固定效应	√	√	√	√	√
<i>Observations</i>	577761	1214611	506423	426768	859181

注: 括号中表示的是稳健标准误; \*\*\* $P < 0.01$ , \*\* $P < 0.05$ , \* $P < 0.1$ 。

业对同目的地同种产品的出口都存在显著的正向溢出效应。通过对两者回归系数的比较,可以发现这种正向溢出效应在中西部地区的城市更为明显。这可能是由于东部地区企业具有更强的贸易竞争力<sup>[34]</sup>,与当地的外资企业存在更激烈的市场竞争,并且许多产业的知识技术水平较高,出口能力较强,因此外资企业的溢出效果相对较小。而中西部地区对FDI的吸引力较弱,一方面地方政府大力支持和扶持外资企业落户当地,形成更优越的政策环境<sup>[35]</sup>;另一方面,相较于东部,中西部地区技术含量较低的初级产品具有出口比较优势,这体现出中西部地区企业的知识技术水平相对较低,内资企业开拓国外新市场的主要阻碍源于对于出口目的地关键出口信息的缺乏,外资企业的技术知识优势更有可能产生更明显的溢出效果<sup>[17]</sup>。

#### 5.4 稳健性检验

为了确保回归结果不是由潜在的剩余估计偏误或异常值导致的,对主要的回归方程进行了稳健性检验。

首先对回归进行替代变量的检验(表7第3列),将主解释变量替换为外资企业出口的虚拟变量(*Dummyfex*,当外资企业存在对*j*国*k*产品的出口时,变量取1,否则取0),可以发现变量符号和系数显著性与之前的回归保持一致,目的地—产品细分下的外资企业对外出口依旧对次年内资企业对同目的地同种产品的出口存在显著的正效应。

为进一步确认结果的稳健性,以确保回归的结果并非主要的出口城市的出口情况所

表7 区域差异与稳健性检验  
Tab. 7 Test on regional differences and robustness

变量	<i>Domstart<sub>t+1</sub></i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部城市	中西部城市	替代变量	去极端值
<i>Dummyfex</i>			0.0230*** (0.00567)	
<i>lnfex</i>	0.00162*** (-0.000563)	0.00813*** (-0.002)		0.00315*** (0.000704)
<i>lctimp</i>	0.0163*** (-0.00514)	0.0298 (-0.0267)	0.0180*** (0.00504)	0.0127** (0.00498)
<i>let</i>	0.178** (-0.0722)	0.122*** (-0.0273)	0.167*** (0.0511)	0.163*** (0.0530)
<i>lech</i>	-0.00326 (-0.0025)	-0.0177*** (-0.00462)	-0.00387* (0.00216)	-0.00629** (0.00245)
<i>lecc</i>	-0.00799** (-0.00343)	-0.0242*** (-0.00532)	-0.00726*** (0.00257)	-0.0156*** (0.00310)
<i>leh</i>	0.124*** (-0.00954)	0.119*** (-0.0297)	0.128*** (0.00902)	0.144*** (0.0125)
<i>lec</i>	0.0946*** (-0.0107)	0.123*** (-0.0427)	0.107*** (0.0109)	0.124*** (0.0133)
城市—产品—目的地固定效应	√	√	√	√
时间固定效应	√	√	√	√
<i>R-squared</i> (%)	10.13	9.78	10.82	11.71
<i>Observations</i>	1647732	159712	1807444	1279156

注：括号中表示的是稳健标准误；\*\*\**P*<0.01，\*\**P*<0.05，\**P*<0.1。

驱动的，剔除了2001-2011年间建立出口联系最多的十座城市<sup>④</sup>（见表2）的所有样本，进行条件Logit回归（表7第4列）。回归结果显示，主要变量的系数符号和显著性与此前基本保持一致，说明回归结果具有良好的稳健性。

6 结论与讨论

本文研究了外资企业出口对中国内资企业拓展新的出口联系的溢出效应。使用中国海关2001-2011年间企业层面的出口信息，构建了城市—产品—目的地尺度的平衡面板数据。不同于现有研究多从省级尺度或国家尺度出发，仅考虑东道国特征或出口目的地特征进行溢出效应的探索，选择城市这一更适合溢出效应发挥作用的尺度，综合考虑东道国、目的地以及出口产品三个维度进行研究。实证结果发现，外资企业对外出口情况对第二年同一城市的内资企业向同一国家出口同种产品存在显著的正向溢出效应，这表明外资企业的出口外部性在很小的尺度上能够发挥作用，与Mayneris等<sup>[17]</sup>对中国省级层面

④ 通过表述性统计的计算，得到样本中2001-2011年间建立出口联系最多的十座城市分别为上海、深圳、厦门、天津、宁波、青岛、北京、苏州、广州和杭州。



出口数据回归得到结果不同的是, 本文发现外资企业对于出口同种产品的溢出效应, 可以跨越不同的出口目的地进行扩散; 对于同一国家的出口溢出效应可以跨越不同的HS4产品种类进行扩散, 这一结论与Koenig等<sup>[18]</sup>对法国地级行政区的企业数据的实证结论相似。分别从经济距离、地理距离、政治距离、制度距离多个视角, 对样本进行分组回归, 以探索中国与出口目的地之间的“距离”对外资企业出口溢出可能产生的异质性影响, 结果表明外资企业对于特定国家特定产品的出口溢出效应确实存在异质性带来的差异, 当出口目的地与中国存在较大的经济、地理、政治或制度距离时, 外资企业对内资企业的出口溢出效应更为显著, 这在一定程度上表明外资企业的出口活动能帮助内资企业克服较大“距离”差距带来的困难, 通过外部性降低交易成本, 从而有利于内资企业开拓这些国家的市场。考虑到吸收FDI的区域差异, 将中国地级城市分为东部和中西部两部分, 对外资企业的出口溢出效应进行了分地区的检验, 发现两地区城市外资企业对于内资企业在城市—产品—出口目的地尺度下的出口溢出效应均显著为正, 并且这一溢出效应在中西部城市中的效果更为明显。此外, 还使用多种方法对回归结果进行了稳健性检验, 发现检验结果具有良好的一致性。当然, 本文仍存在一些不足, 如仅考虑了同一城市的外资企业出口对于内资企业对外出口产生的溢出效应, 尚未考虑周边城市外资企业可能对地级市边缘的内资企业产生的溢出影响; 此外, 限于研究内容, 还未对外资企业如何通过出口影响内资企业的出口作更为细致地实证检验和讨论分析, 这些都有待于今后进一步的探究。

上述结论对中国的出口活动存在重要启示。自改革开放以来, 由于中国企业的成本优势, 中国出口大幅增长往往被认为是必然的。然而随着中国社会经济的发展、人口红利的消退, 许多中国企业长期以来的成本优势正在逐渐消退。在这一新的时代背景下, 本文通过对微观数据小尺度的实证研究强调, 拓展新出口市场对中国企业来说是(交易)成本高昂的, 而地方外资企业出口产生的溢出效应则可能通过多种途径, 在一定程度上替代(经济、地理、政治和制度)邻近性产生的进入新市场的优势, 从而降低内资企业进入新市场的成本。根据实证结果, 外资企业出口的溢出效应在中西部城市更为显著。中西部地方政府仍需积极引入外资企业, 利用好不同级政府对于中西部城市开发的相关政策, 使外资企业的出口对当地企业和产业的发展发挥更大的积极作用, 帮助中西部内陆城市开拓新的出口市场。此举也有利于缩小目前日益严重的区域发展差异。因此, 即使对于像中国这样的国家来说, 尽管要扩散的信息类型是非常详细和具体的, 但相应管理部门也有必要采取措施, 在考虑出口目的地与中国在多维度上存在的差距的同时, 主动利用这种溢出效应带来的正外部性帮助当地内资企业进行出口, 提升当地的贸易竞争力。

## 参考文献(References)

- [1] Xu B, Lu J. Foreign direct investment, processing trade, and the sophistication of China's exports. *China Economic Review*, 2009, 20(3): 425-439.
- [2] Amiti M, Freund C. The Anatomy of China's export growth. *Social Science Electronic Publishing*, 2008, 199(5): 1-29.
- [3] Blomström M, Kokko A. Multinational corporations and spillovers. *Journal of Economic Surveys*, 1998, 12(3): 247-277.
- [4] Ma C. Export spillovers to Chinese firms: Evidence from provincial data. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 2006, 4(2): 127-149.
- [5] Swenson L. Multinationals and the creation of Chinese trade linkages. *Canadian Journal of Economics*, 2008, 41(2): 596-618.
- [6] 赵婷, 赵伟. 产业关联视角的FDI出口溢出效应: 分析与实证. *国际贸易问题*, 2012, (2): 113-122. [Zhao Ting, Zhao

- Wei. A study on export spillovers of FDI based on industry linkages. *Journal of International Trade*, 2012, (2): 113-122.]
- [7] Rhee W, Belot T. Export catalysts in low-income countries: A review of eleven success stories. The World Bank, 1990.
- [8] Aitken B, Hanson G, Harrison E. Spillovers, foreign investment, and export behavior. *Journal of International economics*, 1997, 43(1): 103-132.
- [9] 杨梦泓, 刘振兴. 挤出还是溢出: FDI出口溢出效应研究. *浙江社会科学*, 2011, (7): 13-19, 155. [Yang Menghong, Liu Zhenxing. Crowding-out or spillover: FDI export spillover effect. *Zhejiang Social Sciences*, 2011, (7): 13-19, 155.]
- [10] Greenaway D, Sousa N, Wakelin K. Do domestic firms learn to export from multinationals?. *European Journal of Political Economy*, 2004, 20(4): 1027-1043.
- [11] Kneller R, Pisu M. Industrial linkages and export spillovers from FDI. *The World Economy*, 2007, 30(1): 105-134.
- [12] Kemme M, Nikolsko-Rzhevskyy A, Mukherjee D. Foreign capital, spillovers and export performance in emerging economies: Evidence from Indian IT firms. *Review of Development Economics*, 2014, 18(4): 681-692.
- [13] Barrios S, Görg H, Strobl E. Explaining firms' export behaviour: R&D, spillovers and the destination market. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2003, 65(4): 475-496.
- [14] Ruane F, Sutherland J. Foreign direct investment and export spillovers: How do export platforms fare?. *Institute for International Integration Studies Working Paper*, 2005, (58): 21-34.
- [15] 文东伟, 冼国明, 马静. FDI、产业结构变迁与中国的出口竞争力. *管理世界*, 2009, (4): 96-107. [Wen Dongwei, Xian Guoming, Ma Jing. FDI, industrial structure change and China's export competitiveness. *Management World*, 2009, (4): 96-107.]
- [16] 秦晓刚, 张艳磊, 方俊森. FDI在行业内与行业间的出口溢出效应分析: 基于中国微观企业面板数据的实证研究. *宏观经济研究*, 2014, (11): 84-95. [Qin Xiaoli, Zhang Yanlei, Fang Junsen. Analysis on the spillover effects of FDI in industries and among industry. *Macroeconomics*, 2014, (11): 84-95.]
- [17] Mayneris F, Poncet S. Chinese firms' entry to export markets: The role of foreign export spillovers. *The World Bank Economic Review*, 2015, 29(1): 150-179.
- [18] Koenig P, Mayneris F, Poncet S. Local export spillovers in France. *European Economic Review*, 2010, 54(4): 622-641.
- [19] Rosenthal S, Strange W. Geography, industrial organization, and agglomeration. *Review of Economics and Statistics*, 2003, 85(2): 377-393.
- [20] Duranton G, Overman H. Testing for localization using micro-geographic data. *The Review of Economic Studies*, 2005, 72(4): 1077-1106.
- [21] 杨汝岱, 朱诗娥. 企业、地理与出口产品价格: 中国的典型事实. *经济学*, 2013, (4): 1347-1368. [Yang Rudai, Zhu Shi'e. Firm, geography and product price: What is so special of Chinese exports?. *Journal of Economics*, 2013, (4): 1347-1368.]
- [22] Ramasamy B, Yeung M. The determinants of foreign direct investment in services. *The World Economy*, 2010, 33(4): 573-596.
- [23] Kolstad I, Wiig A. What determines Chinese outward FDI?. *Journal of World Business*, 2012, 47(1): 26-34.
- [24] Zhou M. Intensification of geo-cultural homophily in global trade: Evidence from the gravity model. *Social Science Research*, 2011, 40(1): 193-209.
- [25] Brun F, Carrère C, Guillaumont P. Has distance died? Evidence from a panel gravity model. *The World Bank Economic Review*, 2005, 19(1): 99-120.
- [26] 何本芳, 张祥. 中国企业对外直接投资区位选择模型探索. *财贸经济*, 2009, (2): 96-101. [He Benfang, Zhang Xiang. A probe into the location model of China's foreign direct investment. *Finance & Trade Economics*, 2009, (2): 96-101.]
- [27] Wang Z, Wei S. China's Growing Role in World Trade: What Accounts for the Rising Sophistication of China's Exports?. University of Chicago Press, 2010: 63-104.
- [28] Anderson E, Van Wincoop E. Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle. *The American Economic Review*, 2003, 93(1): 170-192.
- [29] 基建红, 杨丽. 中国OFDI的区位决定因素: 基于地理距离与文化距离的检验. *经济地理*, 2012, 32(12): 40-46. [Qi Jianhong, Yang Li. Determinants of Chinese OFDI location: Based on the geographical distance and cultural distance test. *Economic Geography*, 2012, 32(12): 40-46.]
- [30] 谢孟军. 目的国制度对中国出口和对外投资区位选择影响研究. 济南: 山东大学博士学位论文, 2014. [Xie Mengjun. Study of destination country's international impact on exports and outward foreign investment location choice. Jinan: Doctoral Dissertation of Shandong University, 2014]
- [31] Zaheer S. Overcoming the liability of foreignness. *Academy of Management Journal*, 1995, 38(2): 341-363.

- [32] Moulton R. An Illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units. *The Review of Economics and Statistics*, 1990, 72(2): 334-338.
- [33] Wooldridge M. Cluster-sample methods in applied econometrics. *The American Economic Review*, 2003, 93(2): 133-138.
- [34] 彭晖, 张颖. 中国东西部地区蔬菜贸易竞争力比较研究. *农业经济与管理*, 2015, (1): 79-91. [Peng Hui, Zhang Ying. Research on vegetable trade competitiveness of eastern and western China. *Agricultural Economics and Management*, 2015, (1): 79-91.]
- [35] 刘文秀, 刘丽琴. 产业集聚与中国FDI分布的地区差异研究. *生产力研究*, 2006, (8): 177-179. [Liu Wenxiu, Liu Liqin. Industrial agglomeration and regional differences of FDI distribution in China. *Productivity Research*, 2006, (8): 177-179.]

## Export spillovers from foreign invested enterprises and export market extension of domestic enterprises

ZHU Shengjun<sup>1</sup>, HU Xuqian<sup>1,2</sup>, HE Canfei<sup>1,2</sup>

(1. College of Urban and Environmental Sciences, Peking University, Beijing 100871, China;

2. Peking University-Lincoln Institute Center for Urban Development and Land Policy, Peking University, Beijing 100871, China)

**Abstract:** Since the economic reforms of the late 1970s, foreign invested enterprises have contributed much to China's economic development and local business growth. Based on the export information of China Customs from 2001 to 2011, this paper constructs the balance panel data at city-product-destination scale. Using the Conditional Logit method, this paper explores the spillover effect of China's foreign invested enterprises on export decision-making of domestic enterprises. The empirical results show that there is a significantly positive spillover effect on the export decision of domestic enterprises. This paper also analyzes the heterogeneity of export destinations and export cities. Results show that the export spillover effect of foreign invested enterprises is more significant when there exist large economic, geographical, political or institutional distances between the export destinations and China. The spillover effect of China's central and western cities is more significant than that of eastern cities. The results of this paper illustrate that the export activities of foreign invested enterprises can play an important role in helping the domestic enterprises develop new foreign markets.

**Keywords:** foreign invested enterprises; domestic enterprises; export spillover effect; distance