

附录

正文未报告部分

附录 1：关于空间计量模型的说明

莫兰指数（Moran’s I）是用于检验空间数据中邻近地区空间相关性的常见方法。在进行空间计量模型估计前，本文采用 Moran’s I 探讨地区间生产性服务业数字化的空间相关性，其计算公式为：

Moran's I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} (A1)

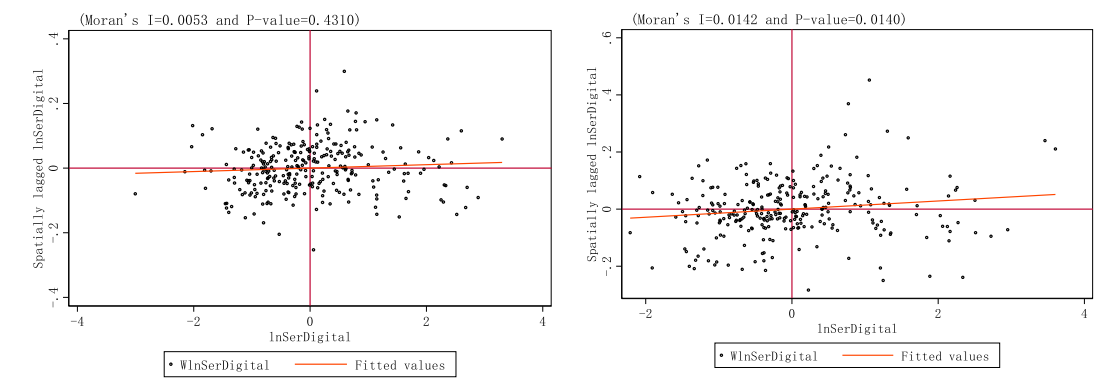
式中，X_i 为城市 i 的生产性服务业数字化水平；W_{ij} 为行标准化后的空间地理距离权重矩阵，与正文基准回归保持一致；n 为城市总数。Moran’s I 指数取值范围在-1 到 1 之间，在给定显著性水平下，Moran’s I 值大于 0 表明具有相似属性的观测值在空间上呈正相关，反之，则表明存在负相关。

依据城市间地理距离倒数构建的地理距离权重矩阵，本文逐年计算了样本期 2003—2013 年中国 283 个城市生产性服务业数字化的 Moran’s I 值。表 A1 的结果显示，生产性服务业数字化的 Moran’s I 在 0.004—0.029 之间波动，从 2005 年开始在 1%的水平上通过显著性检验，在 2013 年达到最大值。这一结果表明中国 283 个城市生产性服务业数字化存在空间正相关性，为本文采用空间滞后解释变量模型（SLX）提供了事实依据。

表 A1 2003—2013 年城市生产性服务业数字化 Moran’s I

年份	Moran’s I 值	Z 值	P 值
2003	0.005	1.722	0.043
2004	0.004	1.506	0.066
2005	0.019	4.427	0.000
2006	0.015	3.507	0.000
2007	0.014	3.454	0.000
2008	0.015	3.566	0.000
2009	0.014	3.464	0.000
2010	0.027	5.841	0.000
2011	0.025	5.527	0.000
2012	0.026	5.680	0.000
2013	0.029	6.318	0.000

为更直观地展示各城市生产性服务业数字化的空间集聚模式，图 A1 分别绘制了 2003 年、2007 年、2010 年及 2013 年 Moran’s I 散点图。



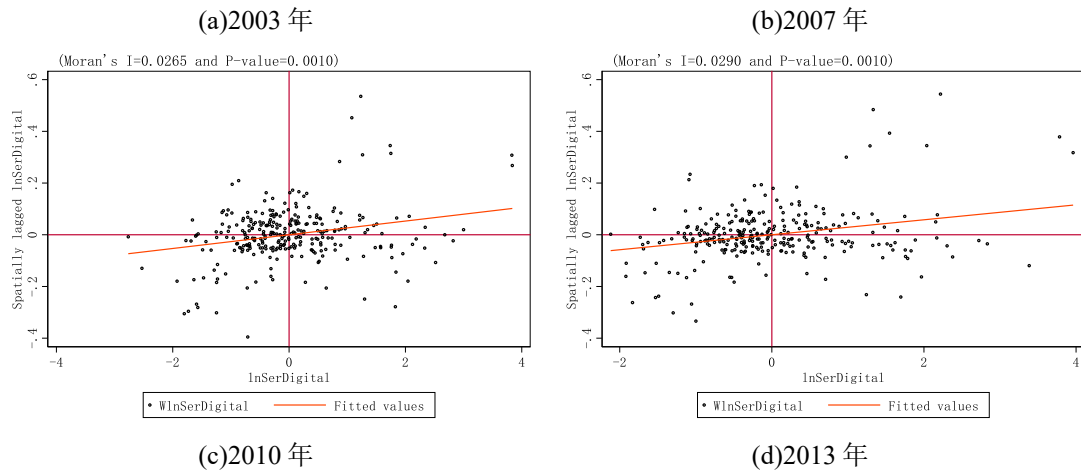


图 A1 代表性年份 Moran's I 散点图

从 SLX 模型的特征来看，SLX 模型能够较为灵活地度量空间外溢效应，满足本文的内生性和机制检验需求。空间计量的传统方法采用系数估计值来判断是否存在空间外溢效应，可能会产生误判（LeSage and Pace，2009）。采用偏微分方法更有助于断定空间外溢效应的存在性。因而，判断 SAR、SAC 及 SDM 模型中空间外溢效应是否存在，都需要对解释变量影响被解释变量的直接效应和间接效应进行分解，通过间接效应参数估计结果判断空间外溢效应的存在性及作用效果。相比之下，SLX 模型直接将解释变量的空间滞后项纳入方程，其参数估计值便可直接反映空间外溢效应，无需进一步对计量方程估计结果进行处理。

正如 Vega 和 Elhorst（2015）指出的，SLX 模型在分析空间溢出效应方面的优势主要体现在以下三方面：第一，SLX 模型允许对空间权重矩阵的元素进行参数化设定；第二，该模型在处理内生性问题时更为简洁；第三，SLX 模型更具一般性，可以直观地区分解变量的直接效应和空间溢出效应（间接效应）。并且，基于 SLX 模型估计的空间外溢效应与 SDM 模型基础上测度的间接效应基本一致。

综上所述，本文主要聚焦生产性服务业数字化对企业出口国内增加值率的时空影响及其作用机制，因此选取 SLX 模型作为本文的基准模型。

附录 2：关于出口国内增加值率的数据处理

企业出口国内增加值率的测算主要使用 2000—2013 年中国工业企业数据库和中国海关贸易数据库。参考 Cai 和 Liu（2009）的研究，遵循会计准则，对原始数据进行如下清理：删除重要经济指标存在缺失的观测值；删除从业人数少于 8 人的企业；删除流动资产高于总资产、固定资产合计大于总资产、固定资产净值大于总资产或当前累计折旧大于累计折旧的企业；删除没有识别编号的企业；删除成立时间无效的企业，即企业成立时间早于 1949 年或者晚于当年统计年份的企业。进一步借鉴 Brandt 等（2012）、杨汝岱（2015）的方法对工业企业数据进行跨年份匹配。由于中国工业企业数据库与中国海关贸易数据库的企业代码隶属于两套完全不同的体系，无法直接使用企业代码作为中间变量匹配数据库，借鉴田巍和余淼杰（2013）的方法，使用企业中文名称、邮政编码和电话号码后七位数字组合、企业联系人和企业电话号码后七位组合作为参考指标匹配两个数据库。此外，本文利用 Kee 和 Tang（2016）的方法剔除了存在过度进口和过度出口的企业。在测算企业出口国内增加值率的过程中，充分考虑以下问题。

（1）一般贸易企业的产品分类问题。一般贸易企业进口的产品既可作为满足出口产品生产所需的中间品投入，也可作为最终品直接在国内市场销售。因此，本文先将中国海关数据库中各年份的产品代码统一为 HS2002 编码。其中，2007—2011 年采用 HS2007-2002 转换表；2012—2013 年采用 HS2012-2002 转换表，再依据《按大类经济类别分类》（Classification by Broad Economic Categories, BEC）代码匹配 HS6 位码，识别各年份一般贸易企业进口产品类别（消费品、资本品或中间品）中的中间品部分，得到一般贸易企业的中间品进口额。

（2）贸易代理商问题。2004 年以前我国对企业进出口经营权实行较为严格的管制，部分企业出于降低税收负担和运输成本等考虑，会通过具有进出口经营权的中间贸易代理商间接进口。为尽可能识别企业实际使用的进口中间品，本文参考 Ahn 等（2011）的做法，剔除海关数据库中的中间贸易代理商；同时，借鉴张杰等（2013）的方法，根据企业不同贸易方式下的进口额加权，测算企业通过中间贸易代理商进口的中间品占总出口额的比重，最终得到经调整后的企业实际进口中间品。

附录 3：数据来源及处理

本文使用的数据来源于各省份投入产出表、中国城市统计年鉴、中国工业企业数据库与中国海关数据库。2002 年，国家统计局对《国民经济行业分类与代码》国家标准予以调整和修订，增设“信息传输、计算机服务和软件业”、“住宿和餐饮业”、“租赁和商务服务业”、“水利、环境和公共设施管理业”、“教育”、“国际组织”等六个门类，为保持统计口径的一致性，本文样本期跨度为 2003—2013 年。为保证跨数据库的可靠性，本文将省级投入产出表中的生产性服务行业合并统一为与《中国城市统计年鉴》一致的 5 个行业类型。具体操作为：将 2002、2007 年中的“交通运输及仓储业”、“邮政业”合并为“交通运输、仓储和邮政业”；2002 年“科学研究事业”和“综合技术服务业”合并为“科学研究和技术服务业”；2007 年“研究与试验发展业”和“综合技术服务业”合并为“科学研究和技术服务业”。最后形成“交通运输、仓储和邮政业”、“批发和零售贸易业”、“金融服务业”、“租赁和商务服务业”和“科学研究和技术服务业”五个部门作为生产性服务业。

城市特征变量来源于 2004—2014 年《中国城市统计年鉴》，城市经济多表现在市辖区，而与其下辖的县、乡关系较小，因此本文选择市辖区数据刻画城市规模差距（陆铭、冯皓，2014），并以生产性服务部门年末就业人数体现各城市生产性服务业发展水平的异质性。对于市辖区少量缺失的数据选择用总体数据替代或“插值法”进行填补。样本期间，部分地级市经历新设、撤销或行政区划大幅调整。为统一观测期内统计口径，本文进一步剔除海东市、三沙市、毕节市、铜仁市、巢湖市、陇南市和中卫市等行政区划发生大幅变动的地级市，并剔除数据缺失严重的拉萨市。

在测算核心解释变量过程中，本文需将各省份投入产出表与中国城市统计年鉴的生产性服务部门进行匹配。各省份投入产出表从 2012 年开始新增“金属制品、机械和设备修理服务”部门，为了保持测度口径的一致性，不将此纳入生产性服务业。省份层面投入产出表每 5 年公布一次，参照陈波等（2024）的方法，按照年份就近原则，将 2003—2004 年、2005—2009 年、2010—2013 年三个时间段的省级生产性服务业数字化水平分别采用 2002 年、2007 年和 2012 年的投入产出表进行刻画。

考虑到历年行政区划代码调整的影响，为提高工业企业数据与地级市的匹配精度，本文首先将行政区划代码统一至 2003 年度。在此基础上，进一步利用高德 API 的坐标定位功能，确定每一个企业所处的具体位置，对于部分难以识别的企业，则通过邮政编码和 2003 年的行政区划代码对企业所在城市进行补充识别。

附录 4：稳健性检验

1.改变空间权重矩阵。城市间的空间关联程度通常受到经济和地理因素的共同作用。本文构建地理与经济距离嵌套矩阵进行稳健性检验，空间矩阵设定如下：

$$W_{d-e} = \sigma W_d + (1 - \sigma) W_e \tag{A2}$$

W_d 和 W_e 分别为地理距离和经济距离矩阵， $\sigma \in [0,1]$ 表示地理距离在空间关联中体现的相对重要性，此处选择 $\sigma = 0.5$ 。其中， W_e 为以人均 GDP 为元素构建经济距离矩阵， $\overline{Agdp_i}$ 为城市 i 在样本期内的人均实际 GDP，表示为：

$$W_e = 1 / |\overline{Agdp_i} - \overline{Agdp_j}|, i \neq j \tag{A3}$$

回归结果如表 A2 列（1）所示，替换估计矩阵并未改变本文的基准回归结论。

2.改变核心变量度量。首先，采用前文已定义的直接依赖度替代完全依赖度作为核心解释变量，相应估计结果如表 A2 列（2）所示。其次，考虑到投入产出表每五年编制一次的非连续性特征，本文参考白俊红和王砚冰（2025）对样本期内未统计投入产出表的年份使用插值法补齐重新测算生产性服务业数字化，估计结果如表 A2 列（3）所示。再次，本文在测算生产性服务业数字化水平时涉及投入产出表中各细分生产性服务行业对数字产业消耗系数的加权，基准回归中采用各生产性服务业总产出作为权重，本文进一步使用增加值作为权重对生产性服务业数字化指标进行重新计算，估计结果如表 A2 列（4）所示。最后，考虑国内中间品的间接进口问题，设定国内原材料中所含国外原材料比重为 5%（吕越等，2017；吕越、尉亚宁，2020），重新测算企业出口国内增加值率替代被解释变量，结果如表 A2 列（5）所示。表 A2 的估计结果表明，在更换权重矩阵和替换变量估计方法后，核心解释变量的符号和显著性未发生根本性变化。

表 A2 替换变量的估计结果

变量	地理与经济距离 嵌套矩阵	使用直接依 赖度	IO 表插值法 补齐	使用各行业增加值 为权重	考虑间接 进口
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln SerDigital$	0.081*** (0.006)	0.046*** (0.006)	0.064*** (0.007)	0.043*** (0.007)	0.024*** (0.006)
$W \ln SerDigital$	0.127*** (0.032)	0.332*** (0.034)	0.662*** (0.046)	0.373*** (0.035)	0.343*** (0.034)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是
行业—年份固定	是	是	是	是	是
样本量	157059	157059	157059	157059	105450
R^2	0.713	0.714	0.715	0.714	0.747

3.考虑遗漏变量问题。本文进一步通过增加更多的控制变量来缓解遗漏变量可能带来的偏误。具体包括：城市层面包含开放程度（ fdi ）、政府干预程度（ $Igov$ ）与经济发展水平（ $pgdp$ ），其中开放程度采用永续盘存法核算的城市外商直接投资度量，政府干预程度以城市财政收入占市辖区 GDP 比重表示，经济发展水平以市辖区人均实际 GDP 表示；企业层面涵盖企业管理水平（ $manage$ ）、企业资本劳动比（ kl ）与企业利润率（ pro ），分别以“企业管理费用加 1”，“固定资产净值与企业从业人员规模的比值”及“企业利润总额与工业

总产值的比值”衡量。上述变量均取对数后纳入回归模型。估计结果如表 A3 列（1）至列（3）所示。结果显示，生产性服务业数字化水平项及其空间滞后项系数均在 1%的水平上显著为正，与基准回归结论保持一致。

为进一步评估不可观测遗漏变量对估计结果的潜在影响，本文参考 Altonji 等（2005）的做法，借助可观测变量的影响推断不可观测变量的潜在干扰。这里考虑四组加入受约束控制变量的回归，回归系数记为 β^B ，第一组是将生产性服务业数字化对企业出口国内增加值率单独进行回归，同时控制企业固定效应和行业一年份固定效应（对应正文表 2 列（1））；第二组是加入基准模型中的控制变量（对应正文表 2 列（4））；第三组、第四组分别是表 A3 第（1）、（2）列；另一组加入所有控制变量的回归，为表 A3 的第（3）列，回归系数记为 β^F 。基于四组估计结果，分别计算生产性服务业数字化水平项与空间滞后项的 $|\beta^F/(\beta^B - \beta^F)|$ 比值，且该比率均大于 1^①，这一结果表明，不可观测遗漏变量对本文核心结论造成严重估计偏误的可能性较低^②。

此外，数字化进程不仅渗透在生产性服务业之中，人工智能和机器人的推广应用也重塑着制造业部门的生产方式，这一转变势必会对企业出口贸易福利产生深远的影响，那么制造业企业贸易利得的提升究竟是来自产业链上游生产性服务业数字化革新驱动，还是制造业内部智能化升级的直接成果？当前，中国工业机器人制造商在关键零部件领域，如电子芯片制造等方面遭遇“卡脖子”难题，体现了国内工业机器人的供应很大程度上依赖于进口（李磊等，2021），本文参照林熙等（2023）的方法，以海关数据库 HS8 位编码^③识别样本期间企业累计进口机器人总额用以反映制造业企业智能化水平，并进行加一取对数处理（lnrobot），回归结果如表 A3 列（4）所示，在控制了制造业企业智能化水平后，生产性服务业数字化的直接与间接效应均显著为正。

表 A3 遗漏变量问题处理

变量	增加城市控制变量	增加企业控制变量	合并加入	控制机器人投入
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnSerDigital	0.040*** (0.006)	0.044*** (0.007)	0.047*** (0.007)	0.047*** (0.007)
WalnSerDigital	0.347*** (0.034)	0.375*** (0.038)	0.343*** (0.038)	0.343*** (0.038)
lnfdi	-0.071*** (0.011)		-0.071*** (0.012)	-0.071*** (0.012)
lnlgov	0.015 (0.016)		0.010 (0.018)	0.010 (0.018)
lnpgdp	-0.084*** (0.021)		-0.094*** (0.023)	-0.094*** (0.023)
lnmanage		0.004 (0.004)	0.004 (0.004)	0.004 (0.004)
lnkl		-0.008*** (0.003)	-0.008*** (0.003)	-0.008*** (0.003)
lnpro		-0.003	-0.002	-0.002

^① Altonji 等（2005）指出当这一比率大于 1 时，意味着需要不可观测变量数量至少是可观变量数量的 1 倍以上，此时估计受不可观测变量影响较小。

^② 由于企业层面部分变量缺失较多，为尽可能多的保留样本，本文后续分析仍沿用基准模型中的控制变量集合。

^③ 包括以下 HS8 位编码：84795010（多功能工业机器人）、84795090（其他未列明的工业机器人）、85152120（电阻焊接机器人）、85153120（弧焊机器人）、85158010（激光焊接机器人）、84248920（喷涂机器人）、84289040（搬运机器人）及 84864031（集成电路厂自动装卸机器人）。

<i>lnrobot</i>		(0.002)	(0.002)	(0.002)
控制变量	是	是	是	0.002
企业固定	是	是	是	(0.002)
行业—年份固定	是	是	是	是
样本量	157058	118532	118531	118531
R^2	0.714	0.748	0.748	0.748

4.双向因果问题。本文使用 2003 年各城市生产性服务业从业人数占本市总就业人口的比重乘以各城市互联网普及率，再与各地级市到杭州距离的倒数相乘作为工具变量 (*Internet_iv*)。其中，参考赵涛等（2020）的做法，利用“百人中互联网宽带接入用户数”作为地级市“互联网普及率”的代理变量，这一指标主要受国家“宽带中国”战略等宏观因素的影响，若这些基础设施未被用于生产性服务部门，如仅用于日常通讯，则互联网普及本身无法改变企业生产经营模式。因此，三个指标对企业出口 *Dvar* 没有直接影响，满足外生性条件。表 A4 报告了工具变量的检验结果，Kleibergen-Paap rk LM 统计量与 Kleibergen-Paap rk Wald 统计量结果表明工具变量通过了不可识别检验以及弱工具变量检验，且生产性服务业数字化对企业出口国内增加值率的直接效应和间接效应仍显著为正。

表 A4 工具变量的回归结果

变量	IV 第一阶段		IV 第二阶段
	<i>lnSerDigital</i>	<i>WdlnSerDigital</i>	<i>lnDvar</i>
<i>lnSerDigital</i>			0.642*** (0.134)
<i>WdlnSerDigital</i>			1.964*** (0.569)
<i>Internet_iv</i>	0.0004*** (0.000)	0.0002*** (0.000)	
<i>WdInternet_iv</i>	0.028*** (0.002)	-0.006*** (0.000)	
控制变量	是	是	是
企业固定	是	是	是
行业—年份固定	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM 值	58.455***		
Kleibergen-Paap rk Wald 值	28.567***		
样本量	134746	134746	134746

5.样本选择偏误问题。基准回归中仅考虑了有出口额的企业，存在非随机性删失处理，可能导致存在样本选择偏误偏差，得到有偏估计。为此，本文采用 Heckman 两步法展开稳健性检验，在工业企业数据库中，将企业当年是否出口识别为出口概率 (*export_dummy*)，对全部出口和非出口企业采用 probit 模型进行估计，参考毛其淋和许家云（2019）的做法，引入“上一年是否出口”的虚拟变量作为排他性变量，估计得到逆米尔斯比率 (*imr*)，再将 *imr* 放入主回归中估计。具体模型设定为：

$$\Pr(\text{expdum}_{ict} = 1) = \Phi(\beta K) \quad (\text{A4})$$

$$\ln Dvar_{ict} = \kappa_0 + \kappa_1 \ln SerDigital_{ct} + \kappa_2 W_d \ln SerDigital_{ct} + \kappa_3 IMR_{ict} + \kappa_4 City_{ct} + \kappa_5 Firm_{ict} + \lambda_i + \omega_{jt} + \xi_{ict} \quad (\text{A5})$$

其中, $expdum_{ict}$ 为出口选择虚拟变量, 若企业选择出口, 则 $expdum_{ict}$ 取 1, 否则取 0。 $Pr(expdum_{ict})$ 表示企业从事出口的概率, 该概率由标准正态累计分布函数 $\Phi(\cdot)$ 决定。表 A5 列 (1) 汇报了 Heckman 两阶段模型的估计结果, 逆米尔斯比率系数并不显著, 表明基准回归中不存在明显样本选择偏差。可以注意到, 即便在考虑了样本潜在的选择偏误后, 核心解释变量的水平项和空间滞后项的回归系数依然显著为正, 说明本文的基本研究结论是可靠的。此外, 考虑到中国的直辖市存在较大的经济特殊性, 在资源集聚、行政级别、基础设施建设、生产性服务业发展水平等方面与其他地级市存在显著差异, 本文删除了四个直辖市的城市样本并重新进行回归检验, 结果如表 A5 列 (2) 所示, 核心结论与基准回归结果保持一致。

表 A5 **考虑样本选择偏误的估计结果**

变量	(1)		(2)
	Heckman 两步法		剔除直辖市样本
	第一步	第二步	
$\ln SerDigital$	-0.022*** (0.002)	0.047*** (0.007)	0.029*** (0.009)
$Wd\ln SerDigital$	0.598*** (0.012)	0.380*** (0.038)	0.454*** (0.048)
$L1.edummy$	2.569*** (0.004)		
imr		0.005 (0.003)	
控制变量	是	是	是
企业固定	—	是	是
行业—年份固定	—	是	是
行业固定	是	否	否
年份固定	是	否	否
样本量	1854386	126151	128554
R^2	—	0.730	0.719

注: $L1.edummy$ 表示企业滞后一期的出口虚拟变量。

附录 5：地区出口国内增加值率的分解

地区层面 $Dvar$ 的变动，不仅取决于在位企业自身出口国内增加值率的提升，更与生产资源在企业间的动态再配置密切相关，包括企业的进入、退出及高效率企业的规模扩张。本部分立足资源再配置视角，将研究层次拓展至城市层面，探讨生产性服务业数字化与地区 $Dvar$ 间的关系。借鉴闫志俊和于津平（2019）的研究，将地区 $Dvar$ 的变动分解为持续在位企业的集约边际和进入退出企业的拓展边际，具体公式为：

$$\begin{aligned} \Delta Dvar_{ct} = & \underbrace{\sum_{i \in S} \overline{exp_i} \Delta Dvar_{it}}_{\text{企业内效应}} + \underbrace{\sum_{i \in S} \Delta exp_{it} (\overline{Dvar_i} - \overline{Dvar_c})}_{\text{企业间效应}} \\ & \underbrace{\sum_{i \in EN} \overline{exp_{it}} (Dvar_{it} - \overline{Dvar_c})}_{\text{进入效应}} - \underbrace{\sum_{i \in EX} \overline{exp_{it-1}} (Dvar_{it-1} - \overline{Dvar_c})}_{\text{退出效应}} \end{aligned} \quad (A6)$$

持续在位企业的集约边际
进入退出企业的拓展边际

其中， i 、 c 、 t 分别表示企业、地区和年份，在原样本中剔除了仅存活一期的企业样本， exp_{it} 表示企业 i 的出口额占地区总出口额的比例， S 、 EN 和 EX 分别表示持续在位企业、新进入企业和退出企业的集合， $Dvar_{ct}$ 表示以企业出口占比为权重加总至地区层面的出口国内增加值率，相邻两期的均值以变量的上划线表示。

在式（A6）中，“企业内效应”表示持续在位企业在 $t-1$ 和 t 期出口份额保持不变的情况下，由企业自身出口 $Dvar$ 变动所引致的地区总体出口 $Dvar$ 变动；“企业间效应”代表持续在位企业在 $t-1$ 和 t 期保持 $Dvar$ 恒定时，由企业自身出口份额变化而导致的地区总体出口 $Dvar$ 变动；“进入效应”和“退出效应”则分别表示因出口市场中新企业进入或现有企业退出而导致的地区出口 $Dvar$ 变动。“企业间效应”、“进入效应”和“退出效应”三项之和构成了广义的资源再配置效应。

参考文献：

- 1.白俊红、王砚冰，2025：《产业数字化如何影响劳动力就业》，《经济学动态》第4期。
- 2.陈波、何振宇、唐雨葳，2024：《服务业开放对制造业企业内技术溢价的影响：理论与中国证据》，《经济研究》第9期。
- 3.李磊、王小霞、包群，2021：《机器人的就业效应：机制与中国经验》，《管理世界》第9期。
- 4.林熙、刘啟仁、冯桂媚，2023：《智能制造与绿色发展：基于工业机器人进口视角》，《世界经济》第8期。
- 5.陆铭、冯皓，2014：《集聚与减排：城市规模差距影响工业污染强度的经验研究》，《世界经济》第7期。
- 6.吕越、吕云龙、包群，2017：《融资约束与企业增加值贸易——基于全球价值链视角的微观证据》，《金融研究》第5期。
- 7.吕越、尉亚宁，2020：《全球价值链下的企业贸易网络和出口国内附加值》，《世界经济》第12期。
- 8.毛其淋、许家云，2019：《贸易自由化与中国企业出口的国内附加值》，《世界经济》第1期。
- 9.田巍、余淼杰，2013：《企业出口强度与进口中间品贸易自由化：来自中国企业的实证研究》，《管理世界》第1期。
- 10.闫志俊、于津平，2019：《出口企业的空间集聚如何影响出口国内附加值》，《世界经济》第5期。
- 11.杨汝岱，2015：《中国制造业企业全要素生产率研究》，《经济研究》第2期。
- 12.张杰、陈志远、刘元春，2013：《中国出口国内附加值的测算与变化机制》，《经济研究》第10期。
- 13.赵涛、张智、梁上坤，2020：《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》，《管理世界》第10期。
- 14.Ahn, J. B., A. K. Khandelwal., and S. J. Wei. 2011. "The role of intermediaries in facilitating trade". *Journal of International Economics* 84(1): 73-85.
- 15.Altonji, J. G., T. E. Elder., and C. R. Taber. 2005. "Selection on observed and unobserved variables: Assessing the effectiveness of Catholic schools." *Journal of Political Economy* 113(1): 151-184.
- 16.Brandt, L., B. J. Van., and Y. Zhang. 2012. "Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing." *Journal of Development Economics* 97(2): 339-351.
- 17.Cai, H., and Q. Liu. 2009. "Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firms." *The Economic Journal* 119(537): 764-795.
- 18.Kee, H. L., and H. Tang. 2016. "Domestic value added in exports: Theory and firm evidence from China." *American Economic Review* 106(6): 1402-1436.
- 19.LeSage, J., and R. K. Pace. 2009. *Introduction to spatial econometrics*. Boca Raton, Florida: Chapman and Hall.
- 20.Vega, S. H., and J. P. Elhorst. 2015. "The SLX Model." *Journal of Regional Science* 55(3): 339-363.