

# 《出口退税分担机制改革的供应链溢出效应》附录

## 附录 1 稳健性检验

### 一、样本自选择

(1) 为了缓解企业差异对结论的干扰，本文采用经过 PSM 匹配后的样本进行回归。在附表 1 列 (1) 的回归结果中， $Export_i \times Post_t$  的系数仍然显著为负，本文的结论稳健；(2) 替换解释变量为企业出口概率 ( $Pr\_Export_t$ )。参考 Heckman (1979) 和阳佳余 (2012) 的研究，本文以企业层面变量对企业出口行为进行预测，回归结果列示在附表 1 列 (2)， $Pr\_Export_t \times Post_t$  的系数在 1% 水平上显著为负，本文的结论稳健；(3) 参考刘啟仁和陈恬 (2020) 的研究，本文以企业离海岸线的地理距离 ( $Coast\_Rate_i$ ) 作为企业当年是否出口的工具变量，采用两阶段最小二乘法进行回归。附表 1 列 (4) 回归结果表明， $Export_t \times Post_t$  的系数仍然显著为负，本文的结论稳健。

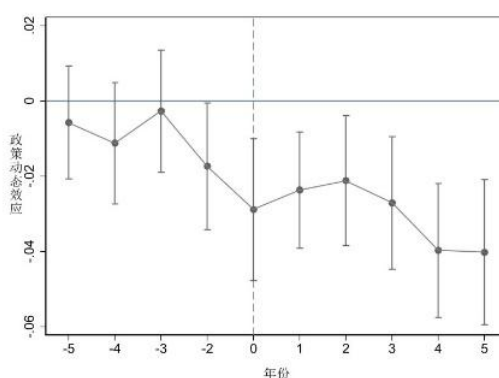
附表 1 样本自选择

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
		$SC_{i,t}$	$Export_t$ 第一阶段	$SC_{i,t}$ 第二阶段
$Export_t \times Post_t$	-0.0211** (-2.5240)			-0.3312* (-1.6475)
$Pr\_Export_t \times Post_t$		-0.0753*** (-2.9200)		
$Coast\_Rate_i$			-0.0000*** (-2.9990)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
公司/年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	21134	37632	12001	19715
Pseudo $R^2$ /Adj. $R^2$	0.6637	0.6504	0.1313	0.5349

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%水平上统计显著；括号内为 t 值。

### 二、平行趋势假设检验

本文以 2014 年为基期，以政策发生年 (2015 年) 前后 5 年的数据进行事前趋势检验。如附图 1 所示，在政策实施前 (2010-2014 年)，出口企业和非出口企业对供应商的资金占用趋势基本一致，未表现出显著差异，满足平行趋势假设的要求。



附图 1 事前趋势检验

### 三、排除替代性解释

1. “营改增”政策自 2012 年开始在上海试点，直到 2016 年实现全覆盖 (范子英和彭飞, 2017)。为排除“营改增”政策对结果的干扰，本文采用控制企业实际增值税税负、控制营改增政策变量两种方式进行稳健性检验 (刘行和叶康涛, 2018; 刘行和赵弈超,

2024)。(1) 控制企业实际增值税税负<sup>1</sup>：结果如附表 2 列 (1) 所示，在控制企业实际增值税税负的情况下， $Export_i \times Post_t$  系数在 10% 水平上显著为负，与基准回归结果保持一致。

(2) 控制“营改增”政策变量。参考刘行和赵弈超 (2024)，本文控制“营改增”政策变量排除其对结果的干扰<sup>2</sup>。附表 2 列 (2) 结果表明，在控制“营改增”政策变量后， $Export_i \times Post_t$  系数仍在 5% 水平上显著为负，与基准回归结果保持一致。

2. 留抵退税政策改革打通返还链条，提高企业获得留抵退税额的效率 (吴怡俐等，2021)，不仅有助于缓解企业融资约束、降低企业成本，也会减少企业对供应商的资金占用 (杨连星等，2023)。由于留抵退税政策的政策效果与本文的研究发现相似，为了排除该政策的干扰，本文对留抵退税改革加以控制<sup>3</sup> ( $Export_i \times Refund_t$ )，结果仍显著。附表 2 列 (3) 结果表明，对于出口企业而言，出口退税分担机制改革的影响更大。

3. 因利率市场化改革直接影响企业贷款可获得性，企业从正式融资渠道获得贷款的可能性提高，将减少对替代性融资的需求，从而降低企业对供应商的资金占用。为了排除利率市场化政策对结论的潜在影响 (陈胜蓝和马慧，2018)，本文剔除了综合开发研究院 (深圳) 评定的中国金融综合竞争力前十的城市<sup>4</sup>，本文的结论未受利率市场化改革的影响。

附表 2 排除替代性解释

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
		$SC_{i,t}$		
		营改增政策	留抵退税政策	利率市场化
$Export_i \times Post_t$	-0.0092* (-1.7643)	-0.0185** (-2.1399)	-0.0176** (-2.0308)	-0.0187** (-2.1580)
实际增值税税负	-0.0135*** (-8.4995)			
营改增政策变量		0.0164** (2.0528)		
$Export_i \times Refund_t$			0.0080 (1.3955)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
公司/年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	14769	26697	26697	15781
调整后的 $R^2$	0.6774	0.6570	0.6568	0.3445

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%水平上统计显著；括号内为 t 值。

#### 四、反事实分析

本文利用 2015 年以前出口退税分担机制的两次政策调整进行反事实分析。2015 年前，出口退税分担机制曾经历两次重大调整：2004 年改革将地方政府出口退税承担比例从 0% 提升至 25%，征税地和退税地不一致带来的地方政府利益不均衡问题，会降低地方政府退税积极性。2005 年将地方出口退税承担比例下调至 7.5%。虽然一定程度上降低地方政府出口退税承担比例，但相较 2015 年的改革，地方政府仍需承担一定比例的出口退税，退税积极性较低。具体检验设计分为以下三组：首先，分析 1994-2004 年地方出口退税承担比例提高对出口企业的供应商资金占用行为的影响，即 1994-2003 年取值为 0，2004 年取值为 1；其次，分析 2004-2014 年地方出口退税承担比例降低对企业资金占用行为的影

<sup>1</sup> 参考刘行和叶康涛 (2018)，本文将企业实际增值税税负定义为企业支付的各项税费-受到的税负返还- (所得税费用-递延所得税费用- $\Delta$  应交所得税) - (税金及附加- $\Delta$  应交的税金及附加)。

<sup>2</sup> 营改增政策自 2012 年开始在上海试点，直到 2016 年实现全覆盖，试点行业在地区、年份两个维度上动态变化。参考范子英和彭飞 (2017)，构建方式如下：服务业中的非试点行业为对照组；试点行业及制造业做处理组。营改增政策后制造业购入的服务也能纳入抵扣，因此营改增政策降低了所有制造业企业的税负。若作为对照组，因后者受益于改革，将低估营改增政策效果，因此也将制造业作为处理组。

<sup>3</sup>  $Refund_t$  的构建以实施留抵退税改革的行业时间为基础：2011 年国家率先对 29 家集成电路重大项目企业，因购进设备形成的增值税留抵税额予以退还；2014 年对外购石油、燃料油生产乙烯、芳烃类化工产品企业实行留抵退税；2016 年对从事大型客机、大型客机发动机研制项目企业实行留抵退税；2018 年对装备制造等先进制造业、研发等现代服务业 18 个大类行业，以及电网企业实行留抵退税；为推进增值税实质性退税，2019 年增值税留抵退税取消了行业限制。

<sup>4</sup> 金融综合竞争力前十的城市分别为上海、北京、深圳、广州、杭州、南京、天津、成都、重庆和宁波。

响，即 2004 年取值为 0，2005-2014 年取值为 1。最后，剔除 2004 年，政策时间虚拟变量设置为 1994-2003 年取值为 0，2005-2014 年取值为 1，模拟地方税负由 0% 调整为 7.5% 对企业资金占用行为的影响。结果如附表 3 所示，在地方出口退税承担比例提高的政策时点（1994-2004 年、1994-2014 年），企业对供应商的资金占用行为没有发现显著变化；在 2004-2014 年（地方出口退税承担比例降低）的情况下， $Export_t \times Post_t$  系数在 10% 水平上显著为负。说明 2005 年的改革与 2015 年出口退税分担机制改革有相似的结果，政策效果的差异侧面反映 2005 年政策调整仍没有解决增值税按生产地原则征收造成的税收输出以及由此产生的国内市场分割问题。因此选择 2015 年作为出口退税分担机制改革的拟自然实验能更好地识别政策影响。

附表 3 反事实分析

变量	(1)	(2)	(3)
		$SC_{i,t}$	
$Export_t \times Test1994\_2004_t$	-0.0006 (-0.0605)		
$Export_t \times Test2004\_2014_t$		-0.0191* (-1.8046)	
$Export_t \times Test1994\_2014_t$			-0.0163 (-1.3385)
控制变量	Yes	Yes	Yes
公司/年份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	3061	11590	12676
调整后的 $R^2$	0.5931	0.6124	0.5515

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%水平上统计显著；括号内为 t 值。

#### 五、其他稳健性检验

1. 替换因变量。本文替换被解释变量为应付账款与营业成本的比值来衡量企业对供应商的资金占用行为，结果见附表 4，与基准结果保持一致。

2. 替换自变量。本文替换解释变量为以下指标：（1）处理组定义为政策前三年（2012-2014 年）以及政策后三年（2015-2017 年）均有至少一年存在出口业务的企业；对照组为政策前后三年均没有出口的企业。（2）处理组定义为政策前两年（2013-2014 年）以及政策后两年（2015-2016 年）每年都有出口业务的企业；对照组为政策前后两年（2013-2016 年）均没有出口业务的企业。（3）处理组定义为政策前四年（2011-2014 年）以及政策后四年（2015-2018 年）每年都有出口业务的企业；对照组为政策前后四年（2011-2018 年）均没有出口业务的企业。（4）对照组为样本期（2007-2024 年）从未出口的企业、实验组为政策前（2007-2014 年）与政策后（2015-2024 年）均有至少一年出口。（5）对照组为样本期（2007-2024 年）从未出口的企业、实验组为政策前后三年（2012-2017 年）均有出口业务。（6）对照组为样本期（2007-2024 年）从未出口的企业、实验组为样本期均有出口业务。如附表 5 所示，结果未受到变量设定的影响， $Export_t \times Post_t$  系数均显著为负。

3. 改变样本区间。由于出口退税分担机制改革涉及会计准则变更前后数据，为排除会计准则政策变更对结果可能产生的影响。本文纳入 2000-2006 年的准则前样本补充测试，结果如附表 6 列（1）、（2）所示， $Export_t \times Post_t$  系数在 5% 水平上显著为负，与基准结果保持一致。

4. 控制高阶固定效应。考虑到不同行业、不同省份财税状况对企业出口退税的影响，本文进一步控制“行业×年度”及“省份×年度”固定效应对基准结果进行检验，结果如附表 6 列（3）所示， $Export_t \times Post_t$  系数仍在 5% 水平上显著为负。

附表 4 替换因变量

变量	(1)
	$SC_{i,t} - SCL_{i,t}$
$Export_t \times Post_t$	-0.0337*** (-2.7866)
控制变量	Yes

公司/年份固定效应	Yes
样本量	26664
调整后的 $R^2$	0.6204

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%水平上统计显著；括号内为 t 值。

附表 5 替换自变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$SC_{i,t}$					
$RobustExport_{i1} \times Post_t$	-0.0150* (-1.7571)					
$RobustExport_{i2} \times Post_t$		-0.0156* (-1.8731)				
$RobustExport_{i3} \times Post_t$			-0.0191** (-2.0867)			
$RobustExport_{i4} \times Post_t$				-0.0167* (-1.6767)		
$RobustExport_{i5} \times Post_t$					-0.0169* (-1.7079)	
$RobustExport_{i6} \times Post_t$						-0.0170* (-1.6599)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
公司/年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	31090	29980	22742	20874	20773	16373
调整后的 $R^2$	0.6543	0.6536	0.6490	0.6550	0.6564	0.6660

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%水平上统计显著；括号内为 t 值。

附表 6 改变样本期及固定效应

变量	(1)	(2)	(3)
	$SC_{i,t}$		
	加入准则前样本		控制高阶固定效应
$Export_t \times Post_t$	-0.0100** (-2.2036)	-0.0200** (-2.2305)	-0.0196** (-2.0064)
控制变量	No	Yes	Yes
公司/年份固定效应	Yes	Yes	
公司/年份/ 行业×年度/省份×年度 固定效应			Yes
样本量	29041	29041	26697
调整后的 $R^2$	0.5611	0.6215	0.6766

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%水平上统计显著；括号内为 t 值。

## 附录 2 经济后果分析中的变量构建和结果说明

### 一、对间接税影响的变量构建和结果说明

本文从省份和地级市两个层面探讨出口退税分担机制改革对地方间接税收入差异的影响。具体衡量方式如下：（1）计算每个省份/城市当年间接税收入与上一年间接税收入的对数比值  $\ln(T_{i,t} / T_{i,t-1})$  来消除省份/城市时间趋势；（2）计算每个省份/城市与其他省份/城市的间接税收入之差并取绝对值  $\Delta R_{it} = |\ln(T_{i,t} / T_{i,t-1}) - \ln(T_{j,t} / T_{j,t-1})|$  衡量省份/城市间差异；（3）对全国所有省份对/城市对间的  $\Delta R_{it}$  求均值  $\Delta R_{it}$ ，再由  $\Delta R_{it}$  减去该均值  $\Delta R_{it}$ ，得到的  $\Delta r_{it}$  仅包含地区间税收因素和随机因素；（4）计算各地相对税收的方差  $\text{var}(\Delta r_{it})$  以反映两地间的税收差异。自变量 ( $Export_i$ ) 为出口比例虚拟变量，若某省/市的出口额占全国总出口的比例高于中位数则取值为 1，否则为 0。该变量用以衡量一省/市在全国对外贸易中的相对地位。通常，一个省份/城市的出口占比越高，其经济对外部需

求和国际贸易的波动就越敏感，出口退税分担机制改革对其产生的影响也更为显著。*Post*<sub>2005</sub>为2005年出口退税分担机制改革政策变量，样本期在样本期在2005-2014年间取值为1，2005年以前取值为0。*Post*<sub>2015</sub>为2015年出口退税分担机制改革政策变量，样本期在2015年及以后取值为1，2014年及以前取值为0。本文选取的控制变量如下：人均GDP、经济增长率、财政支出占比、人口密度、出口额占比、城镇化水平、产业结构。为了减弱指标与地区经济增长的内生性问题，将所有控制变量取滞后一期。此外，本文控制了年份和省份/城市固定效应，在省份/城市层面聚类。结果表明，2005年出口退税分担机制改革后省级和市级间接税收入差异存在，2015年改革后省级和市级间接税收入差异降低，系数在5%水平上显著为负。这表明出口退税分担机制改革推动了全国统一大市场的形成，区域间间接税收入差异在逐步缩小，有助于区域协调发展。

## 二、对供应链溢出效应影响的变量构建和结果说明

参考Shan et al. (2014)、杨志强等 (2020)，本文以行业供需波动偏度衡量供应链韧性。具体过程如下：

第一，计算单个企业的供需波动偏度。式(A1)等于每年生产波动(季度标准差)对需求波动(季度标准差)的比值，如果式(A1)的这个比率大于1(即公司的生产波动大于需求波动)，供应链韧性更差。

$$AR_{i,t} = \text{Var}(\text{Production}_{i,t,i}) / \text{Var}(\text{Demand}_{i,t,i}) \quad (\text{A1})$$

$$\text{Production}_{i,t,i} = \text{COGS}_{i,t,i} + \text{Inv}_{i,t,i} - \text{Inv}_{i,t,i-1} \quad (\text{A2})$$

其中，本文以每季度销售收入或每季度销售成本(COGS)作为企业需求量(*Demand*<sub>*i,t,i*</sub>)的代理变量，*Inv*<sub>*i,t,i*</sub>为企业*i*第*t*年*j*季度末存货净额，*Inv*<sub>*i,t,i-1*</sub>为企业*i*第*t*年*j-1*季度末存货净额。

第二，为了消除时间趋势，本文对生产和需求序列进行对数和一阶差分变换，得到两个新的序列{ln(*X*<sub>*i,t,i*</sub>)-ln(*X*<sub>*i,t,i-1*</sub>)}，重新代入式(A1)计算企业每年的供需波动偏度(*AR*<sub>*i,t*</sub>)。

第三，以行业和年度为分组依据，得到行业供需波动偏度*AR Ind*<sub>*i,t*</sub>，等于每年整个行业生产波动(季度标准差)对需求波动(季度标准差)的比值(均做对数和一阶差分变换)；*AR Ind1*<sub>*i,t*</sub>是需求量(*Demand*<sub>*i,t,i*</sub>)以销售成本衡量的结果，*AR Ind2*<sub>*i,t*</sub>中需求量(*Demand*<sub>*i,t,i*</sub>)衡量依据为销售收入。

控制变量在行业层面取均值，同时控制了年份和行业固定效应，在行业层面聚类。结果显示，无论是以销售成本还是销售收入衡量的行业供需波动偏度，在出口退税分担机制改革实施后，*Export*<sub>*t*</sub>×*Post*<sub>*t*</sub>系数均在5%水平上显著为负。说明出口退税分担机制改革产生的供应链溢出效应增强了供应链的抗风险能力，有助于提升供应链的韧性和安全水平。

## 参 考 文 献

- [1] 陈胜蓝和马慧，2018，《贷款可获得性与公司商业信用——中国利率市场化改革的准自然实验证据》，《管理世界》第34期，第108~120+149页。
- [2] 范子英和彭飞，2017，《“营改增”的减税效应和分工效应：基于产业互联的视角》，《经济研究》第52期，第82~95页。
- [3] 刘啟仁和陈恬，2020，《出口行为如何影响企业环境绩效》，《中国工业经济》第1期，第99~117页。
- [4] 刘行和叶康涛，2018，《增值税税率对企业价值的影响：来自股票市场反应的证据》，《管理世界》第34期，第12~24+35+195页。
- [5] 刘行和赵弈超，2024，《增值税税率下调、税收成本权衡与企业盈余管理策略》，《经济研究》第59期，第77~94页。
- [6] 陶锋、王欣然、徐扬和朱盼，2023，《数字化转型、产业链供应链韧性与企业生产率》，《中国工业经济》第5期，第118~136页。
- [7] 吴怡俐、吕长江和倪晨凯，2021，《增值税的税收中性、企业投资和企业价值——基于“留抵退税”改革的研究》，《管理世界》第37期，第180~194页。
- [8] 阳佳余，2012，《融资约束与企业出口行为：基于工业企业数据的经验研究》，《经济学(季刊)》第11期，第1503~1524页。
- [9] 杨连星、李蔚和王秋硕，2023，《税收优惠、供应链传导与商业信用——基于留抵退税政策的准自然实验》，《经济研究》第58期，第41~58页。

- [10] 杨志强、唐松和李增泉, 2020,《资本市场信息披露、关系型合约与供需长鞭效应——基于供应链信息外溢的经验证据》,《管理世界》第36期,第89~105+217~218页。
- [11] Heckman, J. J., 1979, "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47(1), pp. 153~161.