

附录

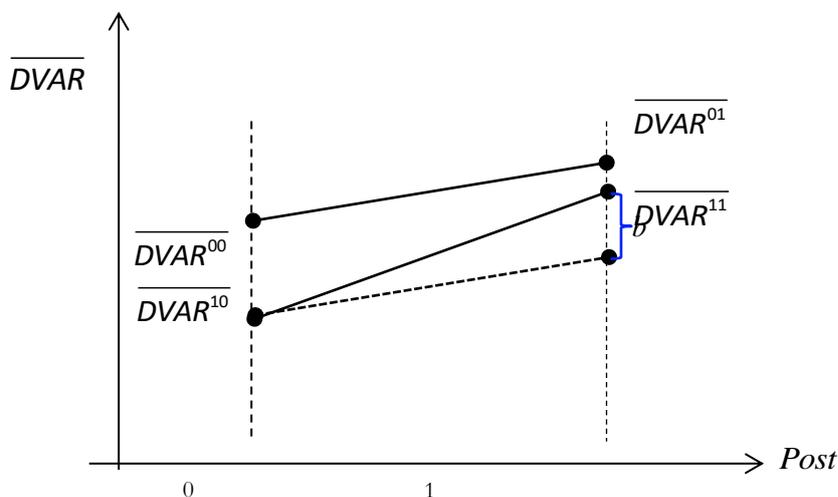
正文未报告部分

附1 本文倍差模型设定的合理性

在传统倍差 (*DID*) 模型中, 处理组和对照组的结果变量在政策实施之前是不存在系统性差异的, 而在政策实施之后开始表现出显著差异, 因此可以通过 *DID* 方法捕捉政策变量与结果变量之间的因果关系。在本文所采用的 *DID* 模型中, 处理组和对照组在政策实施之前却已经存在系统性差异, 本文表 1 的描述性统计在一定程度上证实了这一点。2009 年开始在全国范围实施的增值税转型改革 (简称为增值税全面改革), 是将过去适用于试点地区试点行业的增值税转型政策在全国范围全行业推广。那么, 以 2009 年增值税全面改革作为准自然实验, 本文所采用的 *DID* 模型设定是否适用呢? 事实上, 本文所采用的 *DID* 模型是对传统 *DID* 模型的一种变通。

具体而言, 本文的政策冲击是 2009 年开始在全国范围内实施的增值税转型改革。不同于现有研究东北三省增值税转型改革试点政策评估的相关文献 (聂辉华等, 2009; Cai and Harrison, 2018), 本文的处理组是 2009 年才开始享受增值税转型政策的企业样本, 对照组则是早在 2004 年便已经实施了增值税转型政策的东北三省试点企业样本。换言之, 在本文的政策冲击之前, 因为对照组企业已于 2004 年实施了增值税试点转型改革 (简称为增值税试点改革), 所以对照组企业的出口国内附加值率 (*DVAR*) 平均值会高于处理组; 但是, 在本文的政策冲击之后, 即 2009 年在非试点地区实施的增值税全面改革, 则可以降低这种政策冲击之前的系统性差异 (即处理组与对照组之间 *DVAR* 平均值的差距在减小), 甚至使得处理组企业的 *DVAR* 平均值反超对照组。

以上构建思路是完全符合 *DID* 模型的基本设计原理的, 这是因为 *DID* 模型的设计原理是: 第一重差分包括两个差值, ①处理组在政策冲击之后的均值减去处理组在政策冲击之前的均值, ②对照组在政策冲击之后的均值减去对照组在政策冲击之前的均值; 第二重差分是第一重差分中得到的两个差值再进行差分。具体而言, 本文 *DID* 模型设定的原理示意图如附图 1 所示, 在政策冲击之前存在系统性差异, 在政策冲击之后这种差异逐渐缩小, 而且极有可能出现反超。事实上, 国内外已经有一些学者采用相类似的 *DID* 模型构建思路, 研究了 2009 年中国增值税全面转型改革的经济效应, 如万华林等 (2012)、Wang (2014)、汪德华 (2016) 等。



附图1 本文倍差模型设定的原理示意图

资料来源：作者自行绘制而得。

在附图1中，当 $Post = 0$ 时（即2009年之前的年份），由于对照组企业在2004年时既已进行增值税试点改革，并促使其出口国内附加值率（ $DVAR$ ）产生了短期的增长效应，因而对照组的 $DVAR$ 平均值（即 \overline{DVAR}^{00} ）会高于处理组（即 \overline{DVAR}^{10} ）；但是，增值税试点改革并没有产生长期促进效应（详见附录2的附表1或者附图2），因而2004年东北三省地区增值税试点改革对试点企业 $DVAR$ 的影响效应在2009年非试点地区增值税全面改革之前已经充分释放完毕。这就为本文 DID 模型的设置奠定了必要基础。针对2009年非试点地区增值税全面改革的检验也表明，其对照组和处理组之间是满足事前平行趋势的（详见附录2的附表2）。

当 $Post = 1$ 时（即2009年及之后的年份），由于处理组企业开始实施增值税全面改革，促使其出口国内附加值率（ $DVAR$ ）的平均值开始不断增长，并逐渐缩小与对照组企业 $DVAR$ 之间的差距。附图1中的斜虚线表示反事实情形，亦即如果没有实施2009年的增值税全面改革时，处理组企业 $DVAR$ 平均值的变化趋势。系数 β 捕捉到的正是处理组企业相比于对照组企业在2009年增值税全面改革政策冲击前后的净效应。由于非试点企业相比于东北地区试点企业具有更为明显的区位优势、出口优势和市场灵敏度，结合论文中的回归结果和描述性统计可知，增值税全面改革最终促使非试点企业 $DVAR$ 平均值反超了东北三省试点企业。

附2 本文倍差模型估计结果的可靠性

为了阐明本文基于 DID 方法所获得政策评估结果的可靠性，本文分别以2004年增值税试点改革和2009年增值税全面改革作为两个政策冲击的时间节点，将2000-2012年划分为三个时间阶段，即2004年增值税试点改革之前（第一阶段）、2004年增值税试点改革之后至2009年增值税全面改革之前（第二阶段）和2009年增值税全面改革之后（第三阶段）。

当以2004年增值税试点改革作为政策冲击进行倍差模型估计时，第一阶段对应增值税试点改革的事前平行趋势检验，第二阶段则对应增值税试点改革的政策效果评估；而当以2009年增值税全面改革作为政策冲击进行倍差模型估计时，第二阶段对应增值税全面改革的事前平行趋势检验，第三阶段则对应增值税全面改革的政策效果评估。具体而言：

(1) 第一阶段：2004年东北地区增值税试点改革的事前平行趋势检验

使用2000-2008年工业企业数据库和海关贸易数据库的合并数据，以2004年东北地区实施的增值税试点改革作为政策冲击，构建计量模型（1）对东北地区增值税试点改革之前对照组和处理组之间的事前平行趋势进行检验。同时，评估2004年增值税试点改革之后至2009年增值税全面改革之前的试点企业出口国内附加值率（ $DVAR$ ）的动态效应。

需要特别注意的是，此时的处理组是东北三省试点六大行业符合条件的一般纳税人企业，对照组则是非试点地区六大行业符合条件的一般纳税人企业（与正文中的处理组和对照组恰好相反）。当企业属于处理组时， $Reform2004 = 1$ ；当企业属于对照组时， $Reform2004 = 0$ 。 $Year_j$ 表示各年份的虚拟变量，以2000年的样本企业作为基准组。

$$DVAR_{it} = \alpha + \sum_{j=2001}^{2008} \beta_j \cdot Reform2004 \times Year_j + \gamma \cdot X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

附表1报告了2004年东北地区进行增值税试点改革的平行趋势检验结果，其中第（1）列没有加入控制变量，只引入了企业固定效应和年份固定效应；第（2）列引入了控制变量。从中可以发现，2004年东北三省增值税试点改革之前， β_j 的估计值虽然为负向但均不显著，这表明针对2004年增值税试点改革的对照组和实验组是满足事前平行趋势检验的。

附表 1：2004 年东北地区增值税试点改革的平行趋势检验

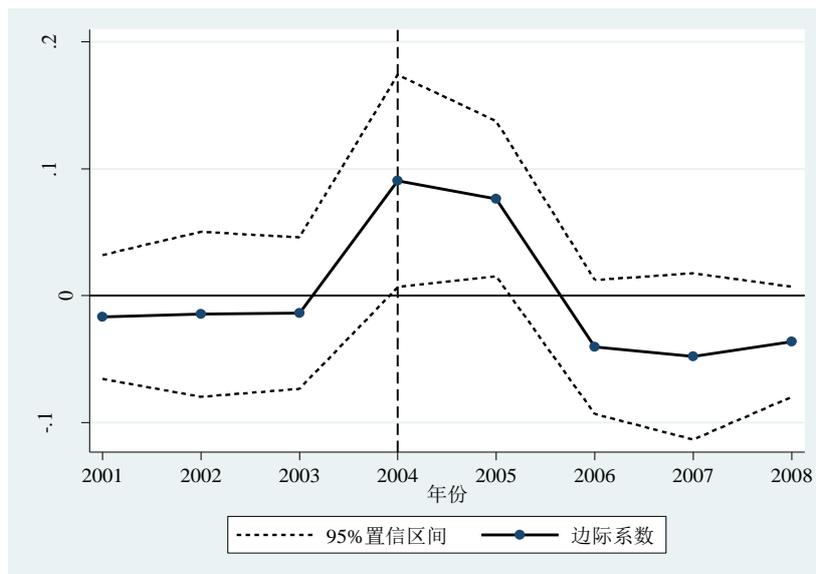
	(1)	(2)
<i>Reform2004*Year2001</i>	-0.0161 (0.0249)	-0.0167 (0.0249)
<i>Reform2004*Year2002</i>	-0.0124 (0.0329)	-0.0146 (0.0331)
<i>Reform2004*Year2003</i>	-0.0109 (0.0303)	-0.0137 (0.0304)
<i>Reform2004*Year2004</i>	0.1005** (0.0425)	0.0905** (0.0427)
<i>Reform2004*Year2005</i>	0.0822*** (0.0309)	0.0764** (0.0312)
<i>Reform2004*Year2006</i>	-0.0339 (0.0268)	-0.0404 (0.0270)
<i>Reform2004*Year2007</i>	-0.0420 (0.0334)	-0.0478 (0.0334)
<i>Reform2004*Year2008</i>	-0.0328 (0.0220)	-0.0363 (0.0221)
控制变量	否	是
常数项	0.9298*** (0.0935)	0.8955*** (0.0723)
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Within R ²	0.1651	0.2317
观测值	710608	710608

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；括号内数值是二位数行业层面聚类的稳健标准误。

(2) 第二阶段：针对试点改革的政策效果评估与针对全面改革的事前平行趋势检验

附图 2 直观地展示了 2004 年东北地区增值税试点改革的平行趋势检验，即表 1 第 (2) 列的 β_j 估计值及其 95% 置信区间。可以发现，东北地区增值税试点改革的第一年（即 2004 年）及之后的第二年（即 2005 年）， β_j 系数均转变为正向且显著；东北地区增值税试点改革之后的第三年至第五年（即 2006-2008 年）， β_j 系数均转变为负向但不显著。

这表明，2004 年在东北三省的增值税试点改革对企业出口国内附加值率（DVAR）是具有短期促进效应的，但是试点改革并没有产生长期促进效应，因而 2004 年东北地区增值税试点改革对试点企业 DVAR 的影响效应在 2009 年增值税全面改革之前已经充分释放完毕。这为本文的 DID 模型设定尤其是针对增值税全面改革的事前平行趋势检验奠定了必要基础。



附图 2 2004 年东北地区增值税试点改革的平行趋势检验

注：横轴表示年份，纵轴表示企业出口国内附加值率（DVAR）在对照组和处理组之间的差异。

虚线是上下 95% 的置信区间，且稳健标准误是在二位数行业层面上聚类。

与正文图 1 的平行趋势检验相对应，附表 2 报告了 2009 年非试点地区实施增值税全面改革的平行趋势检验结果，其中第（1）列没有加入控制变量，第（2）列引入了控制变量。需要注意的是，此时的处理组是 2009 年才开始享受增值税转型政策的非试点地区企业样本，对照组则是早在 2004 年便已经实施了增值税转型政策的东北地区试点企业样本。从中可以发现，2009 年非试点地区实施增值税全面改革之前， β_j 的估计系数有正向也有负向但是均不显著，这表明针对 2009 年增值税全面改革的对照组和处理组是满足事前平行趋势检验的。

（3）第三阶段：2009 年非试点地区增值税全面改革的政策效果评估

正文的图 1 直观地展示了 2009 年非试点地区增值税全面改革的平行趋势检验，即此处附表 2 第（2）列对系数 β_j 的估计值及其 95% 置信区间。可以发现，2009 年增值税全面改革的影响效应在改革当年虽为正向但不显著，在改革之后的第二年显著为正向且达到最大，这表明增值税全面转型改革的影响效应存在一定的时滞性；在改革之后的第三年和第四年，影响程度虽有所下降但均显著为正向，这表明增值税全面改革的影响效应具有一定的持续性。

附表 2：2009 年非试点地区增值税全面改革的平行趋势检验

	(1)	(2)
<i>Reform*Year₂₀₀₆</i>	-0.0049 (0.0033)	-0.0020 (0.0015)
<i>Reform*Year₂₀₀₇</i>	0.0040 (0.0030)	0.0018 (0.0026)
<i>Reform*Year₂₀₀₈</i>	-0.0017* (0.0010)	0.0012 (0.0013)
<i>Reform*Year₂₀₀₉</i>	0.0070 (0.0043)	0.0061 (0.0041)
<i>Reform*Year₂₀₁₀</i>	0.0227*** (0.0080)	0.0143** (0.0054)

<i>Reform*Year₂₀₁₁</i>	0.0149** (0.0070)	0.0112*** (0.0038)
<i>Reform*Year₂₀₁₂</i>	0.0101** (0.0042)	0.0082** (0.0041)
控制变量	否	是
常数项	0.8913*** (0.0009)	0.8826*** (0.0081)
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Within R ²	0.1748	0.2355
观测值	180810	180810

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；括号内数值是二位码行业层面聚类的稳健标准误。

综合以上三个阶段的回归结果，我们可以发现：第一，2004年东北地区的增值税试点改革对试点企业DVAR是具有短期促进效应的，但是试点改革并没有产生长期促进效应，从而在增值税试点改革之后的第三至第五年达到事后平行趋势。这为本文倍差模型的设定尤其是针对增值税全面改革的事前平行趋势检验奠定了必要基础。第二，以2009年在全国范围内实施的增值税转型改革作为准自然实验，本文所构建倍差模型的对照组和处理组是满足事前平行趋势检验的，而且增值税全面改革对非试点企业DVAR呈现出先上升后下降的动态效应。这不仅进一步表明本文所采用的DID模型设定是适用的，而且表明据此得到的政策评估结果也是可靠的。

值得注意的是，2004年东北三省增值税试点改革的DVAR增长效应相比于2009年非试点地区增值税全面改革的影响效应相对更小且在持续时间上更短，其原因可能主要在于：非试点地区包含了除辽宁省以外的所有沿海省份，东北老工业基地相较于沿海地区甚至大多数中西部省份而言，国有企业占比高、企业经营管理水平和市场竞争力均较低、创新体制机制较薄弱以及思想观念与结构调整步伐也均较慢，因而企业存在较为明显的出口劣势，尤其中小企业面临更为明显的融资难问题，从而导致增值税改革影响企业出口DVAR的作用机制受到约束。因此，就企业DVAR而言，东北试点地区对增值税改革的政策吸收效果要明显弱于非试点地区。

附3 企业出口国内附加值率的测算

出口国内附加值率可以较为准确地衡量企业在全球价值链分工背景下参与国际贸易的真实收益及其国际竞争优势，其可直观地表述为 $DVAR = 1 - IMP/EXP$ ，其中EXP是出口贸易额，IMP是出口贸易中所含的中间品进口额。由于出口贸易额的数据相对较易获取，因而测算出口国内附加值率的关键是获得中间品进口的准确数据。Upward et al. (2012)首次从微观企业层面对出口国内附加值率进行了测算，其突出表现是采用广义经济分类标准(BEC)对一般贸易企业的进口产品类型进行了识别，但其忽视了由贸易代理商或企业间交易所导致的间接进出口问题。本文将在此基础上借鉴张杰等(2013)和Kee and Tang (2016)的思路对企业出口国内附加值率($DVAR_{ijt}$)的测算过程予以改进。具体测算过程如下：

(1) 识别企业在各类贸易方式的进口中间品。现有文献均认为，加工贸易方式的进口产品全部被作为中间投入使用，而一般贸易方式的进口产品既可能被作为中间投入使用，也可能作为最终产品直接用于国内销售，因此只需对一般贸易方式的进口产品类型进行识别。然而，本文发现在中国海关进出口贸易数据库里，加工贸易方式的进口产品中也含有大量的资本品甚至消费品，因此应当对企业所有贸易方式的进口产品类型进行识别。亦即，通过将

广义经济分类标准 (BEC) 与海关贸易数据库的 HS 产品编码进行关联, 识别出企业的进口产品究竟属于中间品、资本品还是消费品。本文将完成识别之后的加工贸易方式的中间品进口额和一般贸易方式的中间品进口额分别表示为 $IMP_{ijt}^P|_{BEC}$ 和 $IMP_{ijt}^O|_{BEC}$ 。

(2) 处理贸易代理商引致的间接进出口问题。中国企业的进口和出口贸易很多是通过贸易代理商间接实现的, 这种现象会导致对企业中间品进口额和出口贸易总额的低估。但是, 现有文献仅考虑了贸易代理商引致的间接进口中间品问题, 而忽视了贸易代理商引致的间接出口问题。为此, 本文首先根据 Ahn et al. (2011) 的做法对海关贸易数据库中的贸易代理商进行了识别; 然后, 分别计算各二位码行业 j 通过贸易代理商渠道所进口的中间品额占行业总进口中间品额的比重 $imshare_{jt}$, 以及通过贸易代理商渠道所出口的贸易额占行业总出口贸易额的比重 $exshare_{jt}$; 最后, 根据 $IMP_{ijt}^k|_{BEC}^{adj} = IMP_{ijt}^k|_{BEC} / (1 - imshare_{jt})$ 分别计算加工

贸易方式和一般贸易方式经过调整之后的实际中间品进口额 $IMP_{ijt}^P|_{BEC}^{adj}$ 和 $IMP_{ijt}^O|_{BEC}^{adj}$, 根据 $EXP_{ijt}^O|_{BEC}^{adj} = EXP_{ijt}^O / (1 - exshare_{jt})$ 计算一般贸易方式经过调整之后的实际出口贸易额。

(3) 考虑国内原材料含有进口中间品的问题。企业在现实生产中可能向其他一般进口企业购买原材料, 所使用的国内中间投入也可能包含海外附加值成分, 这些均可能导致企业所使用的国内原材料部分地含有国外产品元素。现有文献通常设定国内原材料含有 5% 或 10% 的国外产品份额, 据此测算出企业使用的国内原材料所含有的中间品进口额 δ_{ijt}^F 。然而, 工业企业数据库自 2008 年起即缺失企业中间品投入数据, 因此本文无法根据这种方式测算得到 2008-2012 年企业层面的 δ_{ijt}^F 。为此, 本文借鉴 Kee and Tang (2016) 的方法并结合中国投入产出表, 在分行业层面上对 2000-2012 年国内原材料含有的中间品进口额 δ_{ijt}^F 与出口贸易总额 EXP_{jt} 之间的比重进行了推算, 并以此作为对 $\delta_{ijt}^F / EXP_{jt}$ 的近似替代。

按照上述步骤处理之后并结合企业不同的贸易方式, 本文将时期 t 行业 j 企业 i 的出口国内附加值率 ($DVAR_{ijt}^k$) 表示为公式 (1)。其中, 其中, k 表示出口企业的各种贸易方式, P 、 O 和 M 分别表示纯加工贸易企业、纯一般贸易企业和混合贸易企业; Y_{ijt} 表示制造企业的工业总产值, EXP_{ijt} 表示制造企业的出口贸易额, DOM_{ijt} 表示企业的国内销售额。

$$DVAR_{ijt}^k = \begin{cases} 1 - \frac{IMP_{ijt}^P|_{BEC}^{adj} + d_{ijt}^F}{EXP_{ijt}}, & k = P \\ 1 - \frac{IMP_{ijt}^O|_{BEC}^{adj}}{Y_{ijt}} - \frac{d_{ijt}^F}{EXP_{ijt}}, & k = O \\ 1 - \frac{IMP_{ijt}^P|_{BEC}^{adj} + EXP_{ijt}^O|_{BEC}^{adj} \cdot IMP_{ijt}^O|_{BEC}^{adj} / (DOM_{ijt} + EXP_{ijt}^O|_{BEC}^{adj}) + d_{ijt}^F}{EXP_{ijt}}, & k = M \end{cases}$$

(1)

基于海关贸易数据库和工业企业数据库的合并数据, 本文利用公式 (1) 对中国制造企业在 2006-2012 年期间的出口国内附加值率进行了测算。附图 3 显示了根据加权平均值绘制的企业出口国内附加值率的变化趋势, 从中可以发现: ①除 2010 年有所下降之外, 样本总体的出口国内附加值率平均值呈现出较为明显的上升态势, 这表明出口产品中由国内所创造的价值正在不断提高。②从出口贸易方式的平均值来看, 纯一般贸易企业的出口国内附加值率最高, 混合贸易企业次之, 纯加工贸易企业最低。③从出口贸易方式的增长幅度来看, 纯一般贸易企业的出口国内附加值率总体上维持平稳态势, 而混合贸易企业和纯加工贸易企业的出口国内附加值率则均呈现出明显上升态势, 这表明后两种贸易方式在制造企业出口国内附加值率提升中发挥了重要的推动作用。



附图3 2006-2012年制造企业出口国内附加值率的变化趋势

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明引文和下载附件出处。

引用示例：

参考文献引用范例：

[1] 朱军. 技术吸收、政府推动与中国全要素生产率提升[J].中国工业经济.2017,(1):5-24.

如果研究中使用了未在《中国工业经济》纸质版刊发、但在杂志网站上正式公开发表的数字内容（包括数据、程序、附录文件），请务必在研究成果正文中注明：

数据（及程序等附件）来自朱军（2017），参见在《中国工业经济》网站（<http://www.ciejjournal.org>）附件下载。