

生态污染协同治理会导致边界污染再转移吗？

宋德勇 汪 涌

目 录

附录 I 事实特征与补充说明.....	1
附录 II 补充检验.....	5
附录 III 描述性统计.....	22
参考文献.....	24

附录 I 事实特征与补充说明

(一)安徽省边界污染的典型特征

图 I1 至图 I5 分别展示了原始数据集中邻浙江、邻江西、邻江苏、邻河南与邻湖北的安徽省边界污染趋势。

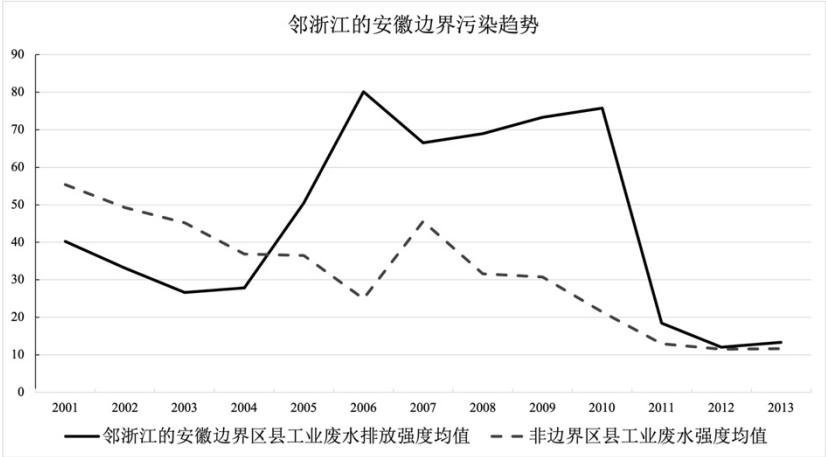


图 I1 邻浙江的安徽省边界污染趋势

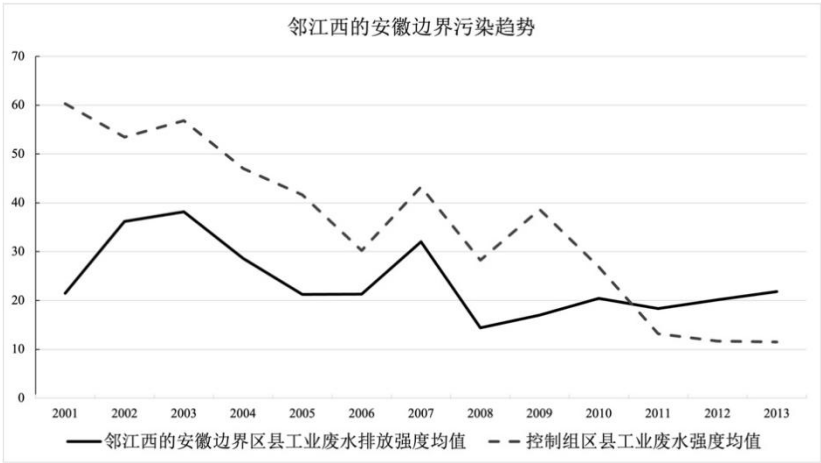


图 I2 邻江西的安徽省边界污染趋势

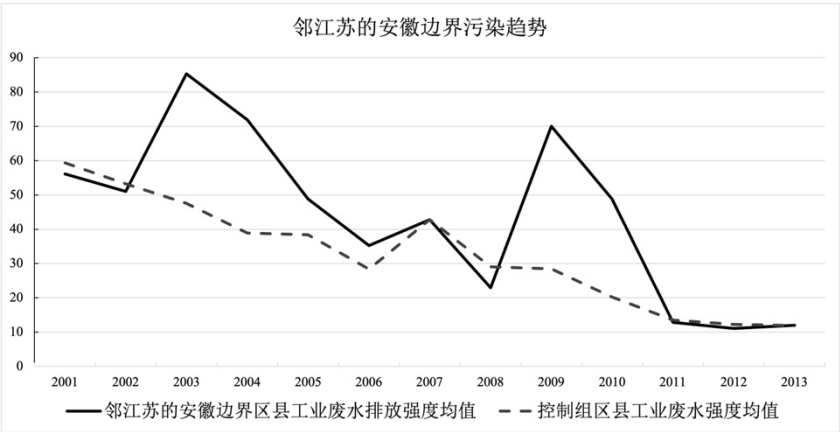


图 I3 邻江苏的安徽省边界污染趋势

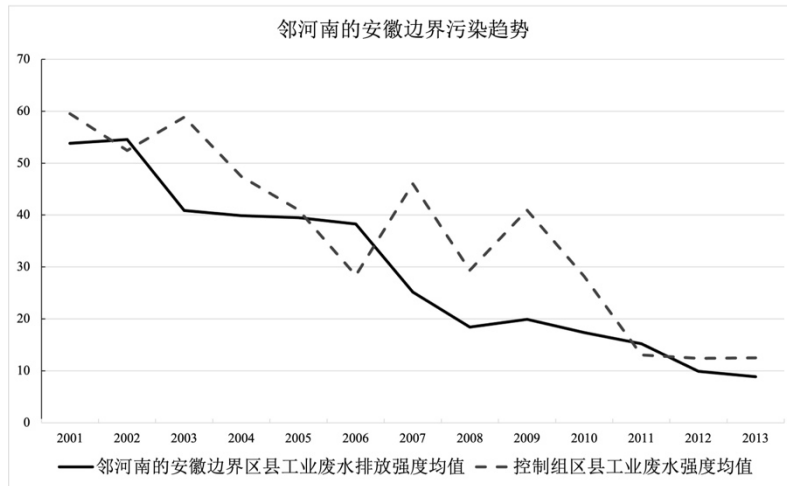


图 14 邻河南的安徽省边界污染趋势

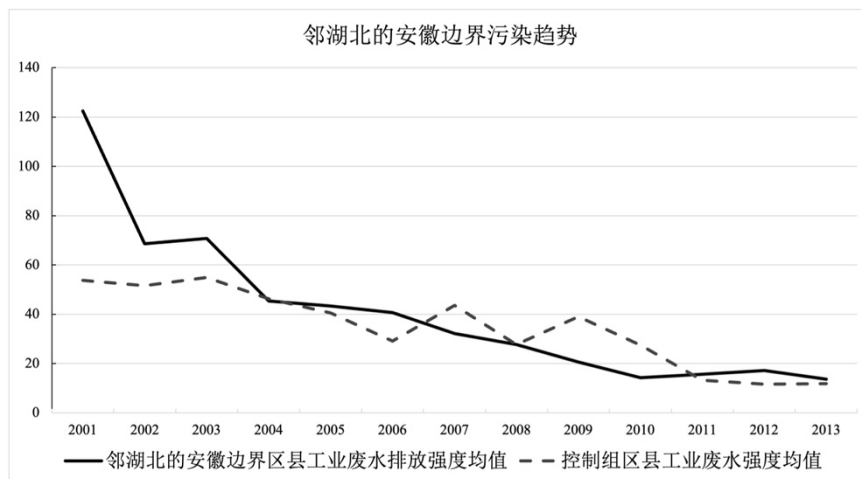


图 15 邻湖北的安徽省边界污染趋势

从中可简单地看出：在新安江流域生态补偿政策前，邻江西的安徽边界区县工业废水排放强度均值并未显著高于（甚至持续低于）控制组区县；然而在新安江流域生态补偿政策后，只有邻江西的安徽边界区县工业废水排放强度均值明显超过控制组区县，该差距还随时间不断扩大，符合政策效果泄漏导致邻江西的安徽省边界区县水污染程度上升的发现。

当然，图 I1 至图 I5 仅供初步参考。其中，新安江流域生态补偿前为 2001-2010 年，新安江流域生态补偿实施及以后为 2011-2013 年；为避免政策效果泄漏导致对照组不符合条件，上述图示均遵循正文计量回归的分组规范。边界污染是一类相对现象，即边界区县与非边界区县的污染水平相对差异。因此，为了检验本文假说，本文还需要进行包含控制变量以及固定效应的更严谨的计量回归以及一系列稳健性检验。

（二）安徽省边界区县分类名单

根据中国省级行政区划，安徽省与浙江、山东、河南、湖北、江苏、江西六省相邻，据此将安徽的边界区县划分为六类，分布特征如下。

表 11 安徽省边界区县分类与分布特征

边界区县类别	边界区县数量	边界区县中的试点区县分布
邻浙江安徽省边界区县	5	含 3 个试点区县, 占比 60%
邻山东安徽省边界区县	1	含 0 个试点区县, 占比 0%
邻河南安徽省边界区县	13	含 0 个试点区县, 占比 0%
邻湖北安徽省边界区县	5	含 0 个试点区县, 占比 0%
邻江苏安徽省边界区县	20	含 0 个试点区县, 占比 0%
邻江西安徽省边界区县	5	含 2 个试点区县, 占比 40%

注: 各类边界区县根据行政区划地图手工判定。

(三) 邻山东安徽省边界区县污水排放强度变化

表 12 邻山东安徽省边界区县污水排放强度变化

年份	2011 年	2013 年	2014 年
砀山县污水排放强度	9.7832	8.8543	8.4122

注: 历年《宿州统计年鉴》缺少 2012 年污水排放数据, 污水排放强度单位为万立方米/亿元。

(四) 邻江苏的安徽边界区县与邻江西的安徽边界区县经济水平比较

按照正文以夜间灯光均值衡量区县经济发展水平的做法, 绘制了新安江流域生态补偿施行前的邻江苏安徽边界区县、邻江西安徽边界区县经济发展趋势, 具体见图 I6。

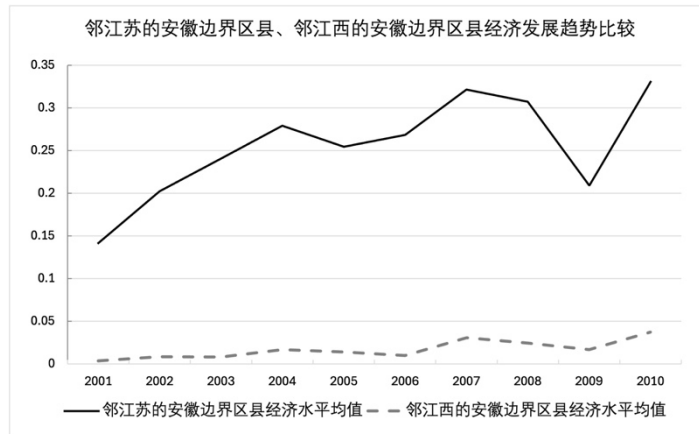


图 I6 邻江苏的安徽边界区县、邻江西的安徽边界区县经济发展趋势比较

从图 I6 不难看出, 在新安江流域生态补偿施行前, 邻江苏的安徽边界区县经济水平一直远高于邻江西的安徽边界区县, 换言之, 在边界区县中, 邻江西的安徽边界区县经济发展也是相对落后的。

(五) 排除江苏、江西本身的环境因素差异

如果江苏省污染排放本身低于江西省, 也可能导致下游地方政府的优良环境质量对上游地方政府产生示范效应, 进而减弱上游政府在省际地区加剧污染的动机; 如果江苏省环境治理标准本身高于江西省, 也可能导致下游地方政府的严格环境规制对上游地方政府产生倒逼效应, 进而削弱上游政府在省际地区加剧污染的意愿。如果存在上述两种可能性解释, 邻安

徽江苏省边界区县与邻安徽江西省边界区县的工业废水排放应当会存在明显差异。鉴于此，本文展示了邻安徽江苏省边界区县与邻安徽江西省边界区县的工业废水排放趋势对比，结果见图 I7。

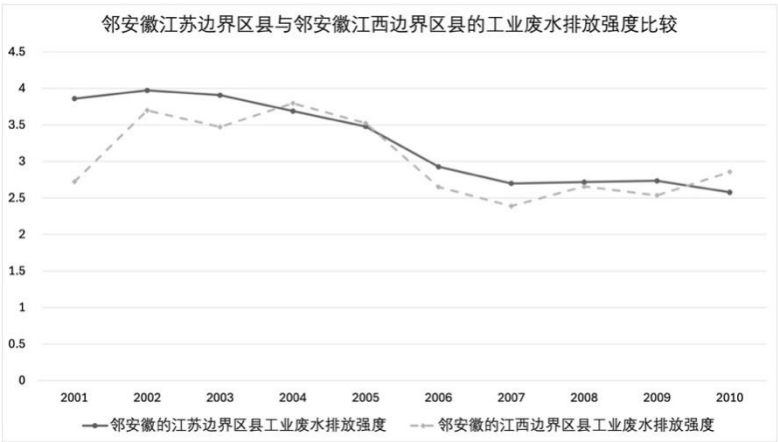


图 I7 邻安徽江苏边界区县与邻安徽江西边界区县的工业废水排放强度比较

从图 I7 中不难看出，在新安江流域生态补偿施行前，邻安徽江苏边界区县与邻安徽江西边界区县在工业废水排放强度上并未产生明显差异，不能支持环境质量差异的解释，也不能支持环境治理标准差异的解释。这进一步排除了江苏、江西本身的环境因素差距是解释邻江苏、邻江西安徽省边界区县水污染反应产生分化的可能性原因。

(六) 第二种经济文化联系差距指标构造方法

本文参考刘毓芸等（2015）的做法计算方言距离，基于方言树图，参考《汉语方言大词典》和《中国语言地图集》对方言的划分，将汉语方言从宽泛到具体分为以下几个层级：汉语→方言大区→方言区→方言片。然后，按照层级顺序对两地方言距离进行赋值，如果两地同处于方言大区，即赋值 10；两地同处于方言区，即赋值 1；两地同处于方言片，即赋值 0。为了保持与第一种经济文化联系差距指标尺度一致，本文利用 2000 年人口普查数据中的区县人口数量加权了县级别的方言距离至城市层面，并按照江苏样本城市数量、江西城市样本数量，分别将安徽省各城市与江苏、江西各城市方言距离平均，得到了“安徽省各城市与江苏、江西方言距离”指标。最后，为了确保其作为调节变量的经济意义与流动人口方向一致，从而便于理解，本文将“安徽省各城市与江苏、江西方言距离”指标取倒数获得“安徽省各城市与江苏、江西方言相似度”指标。“安徽省各城市与江苏、江西方言相似度”数值越大，说明安徽与该省的方言越相似，经济文化应当联系更为紧密。最后，利用安徽省各城市与江苏、江西方言相似度的对数差衡量安徽省与其他邻省的经济文化联系差距。

(七) 水污染密集型行业具体分类

参考 Cai et al.（2016）、赵学伟等（2024），本文水污染密集型行业为农副食品加工工业、纺织业、医药制造业、化学纤维制造业、有色金属矿采选业、其他采矿业、电力、热力生产和供应业。

附录 II 补充检验

(一)新安江流域生态补偿对试点区县的减污效应模型设定与检验结果分析

新安江流域生态补偿政策对安徽-浙江水污染协同治理产生环境效应是政策效果产生泄漏的前提。因此,在分析跨省流域生态补偿政策是否造成生态污染协同治理效果泄漏问题前,必须先确定新安江流域生态补偿政策对试点区县存在减污效应。

1. 新安江流域生态补偿对试点区县的减污效应模型设定

为估计新安江流域生态补偿政策对安徽-浙江水污染协同治理的环境效应,本文首先采用双重差分(DID)方法进行检验,具体模型设定如下:

$$CountyWPI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_i \times post_t + \alpha_2 control_{it} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (III1)$$

式(III1)旨在考察新安江流域生态补偿政策对安徽省流域生态补偿试点区县水污染的影响。其中, $CountyWPI_{it}$ 为本文被解释变量为区县水污染程度,以区县层面的工业废水排放强度衡量。 $treat_i \times post_t$ 为本文核心解释变量,即新安江流域生态补偿政策试点区县虚拟变量与该政策时期虚拟变量的交互项。当区县*i*是新安江流域生态补偿政策试点区县时, $treat_i$ 则赋值为 1, 否则为 0; 当年份*t*在新安江流域生态补偿政策启动年份 2011 年及以后, $post_t$ 则赋值为 1, 否则为 0。 $control_{it}$ 为一系列可能会影响水污染的县级经济地理控制变量。 η_i 为区县级别的个体固定效应,用以控制不随时间变化的遗漏因素; γ_t 为年份层面的时间固定效应,用以控制不随个体变化的遗漏因素;系数 α_1 的经济与统计意义表示新安江流域生态补偿政策对试点区县水污染的影响,是本文关注的估计参数; ε_{it} 为随机扰动项。

式(III1)基于经典 DID 方法设计,并未考虑空间溢出效应。如果真实模型中存在新安江流域生态补偿政策的空间溢出效应,这可能导致政策效果泄漏被空间溢出效应所解释。为避免流域生态补偿对试点区县水污染的影响导致试点区县相邻区县出现相对变化进而混淆空间溢出效应,本文参考李坦等(2022)检验空间溢出效应的做法,在剔除所有边界区县后,将处理组设置为与试点区县相邻区县,将剩余的非边界区县作为对照组,使用如下计量模型进行考察:

$$CountyWPI_{it} = \mu_0 + \mu_1 neigh_i \times post_t + \mu_2 control_{it} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (II2)$$

式(II2)中, $neigh_i$ 表示新安江流域生态补偿政策试点区县相邻区县的虚拟变量,当区县是新安江流域生态补偿政策试点区县的相邻区县时, $neigh_i$ 取值为 1, 否则为 0, $neigh \times post$ 变量系数 μ_1 代表了新安江流域生态补偿政策环境治理效果的空间溢出效应。

2. 新安江流域生态补偿对试点区县的减污效应结果分析

表 II1 展示了式(III1)、式(II2)的回归结果。表 II1 第(1)列展现了式(III1)估计结果,此时 $treat \times post$ 变量系数显著为负。根据公式 $\exp(\beta)-1$, 表 II1 第(1)列结果表明新安江流域生态补偿政策使得安徽省内政策试点区县的工业废水排放强度平均下降了约 45%,从而抑制了试点区县水污染现象,这与目前基于城市空间尺度的文献结论基本一致(景守武和张捷, 2018)。表 II1 第(2)列展示了式(II2)估计结果,此时 $neigh \times post$

变量系数不具备统计显著性。这说明新安江流域生态补偿对水污染的减污效果不存在明显空间溢出效应。

根据表 II1 检验结果，新安江流域生态补偿政策对安徽-浙江水污染协同治理存在明显环境效应，且并未产生空间溢出效应。因此，本文以式（II1）作为估计安徽-浙江水污染协同治理环境效应的基准模型，下文稳健性检验也针对表 II1 第（1）列进行。

表 II1 新安江流域生态补偿对试点区县的减污效应

	<i>CountyWPI</i>	
	(1)	(2)
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.5954** (0.2699)	
<i>neigh</i> × <i>post</i>		-0.5822 (0.4149)
控制变量	Y	Y
区县固定效应	Y	Y
年份固定效应	Y	Y
常数项	4.8861 (12.1530)	6.7371 (12.5942)
adj. R^2	0.6597	0.6472
观测值数	621	569

注：在不确定新安江流域生态补偿政策效果泄漏方向情况下，为避免政策效果泄漏导致对照组不满足双重差分使用条件，第（1）列对照组剔除了邻浙江以外的其他类型边界区县；括号内为以区县为聚类变量的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

3. 新安江流域生态补偿对试点区县的减污效应稳健性检验

（1）事前趋势检验。运用双重差分法研究污染协同治理效应，需要通过事前趋势的相似性，为处理组区县与对照组区县的工业废水排放强度在新安江流域生态补偿前不存在趋势差异的假设提供间接支持。为此，本文利用事件研究法进行考察，具体模型如下：

$$CountyWPI_{it} = \rho_0 + \sum_{k=-10, k \neq -10}^2 \rho_k D_{it}^k + \delta control_{it} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (II3)$$

式（II3）中， D_{it}^k 代表事件研究法中试点区县施行流域生态补偿的虚拟变量。本文以 2011 年作为新安江流域生态补偿施行的年份，因此，令 $k = t - 2011$ ；当 $k \leq -10$ 时， $D_{it}^{-10} = 1$ ，否则为 0；依次类推，当 $k = -10, -9, \dots, 0, 1, 2$ 时，相应的 D_{it}^k 为 1，否则取 0；当 $k \geq 2$ 时， $D_{it}^2 = 1$ ，否则为 0。具体回归分析中以研究样本第一期为基准期，不包括 D_{it}^{-10} 。通过比较式（II3）中 ρ_k 的经济与统计显著性可以检验新安江流域生态补偿对试点区县的减污效应的事前趋势，结果见表 II2。

表 II2 中，*current* 表示安徽-浙江水污染协同治理当期，即新安江流域生态补偿政策正式启动当年；*before* 表示新安江流域生态补偿政策施行前期，*after* 表示新安江流域生态补偿政策施行后期。从表 II2 第（1）列中可以看出，在新安江流域生态补偿政策实施之前，检验结果未拒绝事前趋势平行的假设。图 II1 也图示了该事前趋势检验结果。

表 112 事前趋势检验：新安江流域生态补偿对试点区县的减污效应

	<i>CountyWPI</i>
	(1)
<i>before9</i>	-0.4000 (0.3138)
<i>before 8</i>	-0.4333 (0.3990)
<i>before 7</i>	-0.3225 (0.5744)
<i>before 6</i>	-0.6824 (0.6135)
<i>before 5</i>	-0.1605 (0.5306)
<i>before 4</i>	-0.5044 (0.5727)
<i>before 3</i>	-0.4455 (0.5665)
<i>before 2</i>	-0.4445 (0.5989)
<i>before 1</i>	-0.2984 (0.5815)
<i>current</i>	-1.0951** (0.5034)
<i>after1</i>	-0.9127** (0.3861)
<i>after 2</i>	-0.8341** (0.3949)
控制变量	Y
区县固定效应	Y
年份固定效应	Y
常数项	5.1566 (12.3444)
adj. R^2	0.6551
观测值数	621

注：处理组为新安江流域生态补偿政策安徽试点区县，对照组剔除了邻浙江以外的其他类型边界区县；括号内为以区县为聚类变量的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

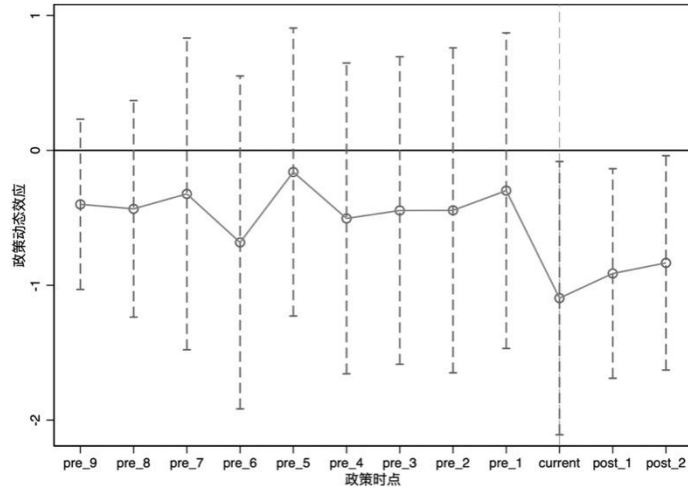


图 111 事前趋势检验：新安江流域生态补偿对试点区县的减污效应

(2) 剔除可能异常样本。正文基准回归中存在少数区县被解释变量指标年份记录缺失的情况，本文鉴于此剔除了上述年份记录存在缺失值的区县样本并基于平衡面板数据重新回归，结果见表 II3 第 (1) 列。此时， $treat \times post$ 变量系数依然显著为负。为了安徽-浙江水污染协同治理的环境效应发现的稳健性，本文剔除样本中发生行政区划变更的区县后再进行回归，结果见表 II3 第 (2) 列。此时， $treat \times post$ 变量系数依然显著为负，验证了安徽-浙江水污染协同治理的环境效应。

表 113 其他稳健性检验

	CountyWPI		
	剔除可能异常样本		更换控制变量集
	(1)	(2)	(3)
$treat \times post$	-0.6004** (0.2714)	-0.6330** (0.2693)	-0.8145*** (0.2815)
控制变量	Y	Y	N
区县固定效应	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
控制变量集二	N	N	Y
常数项	4.9954 (12.1779)	13.0554 (14.3046)	21.4391 (15.8218)
adj. R^2	0.6600	0.6286	0.6023
观测值数	611	455	311

注：处理组为新安江流域生态补偿政策安徽试点区县，对照组剔除了邻浙江以外的其他类型边界区县；括号内为以区县为聚类变量的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

(3) 更换控制变量集。为确保控制变量的选择以及遗漏问题并未干扰前文的估计准确性，本文通过更换控制变量集再进行回归的方法加以检验。首先，本文通过搜集历年《安徽省统计年鉴》、安徽省各地级市统计年鉴获得相关区县层面经济统计指标，从而形成第二套控制变量集，其中包括区县污染企业工业总产值、人均 GDP 及其二次项、产业结构系数、财

政支出规模、财政平衡比例、区县生产总值，描述性统计见附录 III 表 A2。然后，本文将上述第二套控制变量集替换式 (III) 的控制变量并再次检验，结果见表 II3 第 (3) 列。此时， $treat \times post$ 变量系数依然显著为负，验证了安徽-浙江水污染协同治理的环境效应。

(4) 更换样本检验。新安江流域水污染可能从上游区域转移至下游浙江省，从而导致基于安徽省区县样本的估计结果不准确。为此，本文首先考察新安江流域生态补偿对浙江省试点区县的影响。一般来说，污染转移行为受限于迁移成本，通常表现为就近转移。如果新安江上游的污染企业向下游浙江迁移，本文应当能观察到下游浙江政策试点区县或邻近安徽的浙江边界区县水污染程度出现明显上升趋势。根据上述思路，本文运用 DID 模型检验了新安江流域生态补偿政策对下游浙江试点区县、邻近安徽的浙江省边界区县水污染的影响，结果分别见表 II4 第 (1)、(2) 列。从表 II4 第 (1)、(2) 中可以看出，核心解释变量系数均不具备统计显著性，且经济意义微弱。这表明新安江流域生态补偿政策并没有对下游浙江的试点区县、邻近安徽的浙江省边界区县水污染程度产生显著影响，据此可以基本排除污染企业由上游区域迁移至下游浙江省的可能性。

表 II4 考虑浙江区县样本的稳健性检验

	CountyWPI			
	仅浙江省区县样本		使用安徽、浙江两省区县样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
浙江试点区县 $\times post$	-0.0764 (0.1186)			0.0654 (0.2617)
邻近安徽的浙江省边界区县 $\times post$		0.0807 (0.2468)		
安徽、浙江试点区县 $\times post$			-0.3893** (0.1859)	-0.4026* (0.2318)
控制变量	Y	Y	Y	Y
区县固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
常数项	31.0177*** (9.1053)	31.7171*** (9.3719)	20.6152*** (5.4776)	20.6943*** (5.6250)
adj. R^2	0.8504	0.8492	0.7303	0.7302
观测值数	974	948	2020	2020

注：括号内为以区县为聚类变量的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

为避免单独使用浙江区县样本回归可能造成的估计偏误，本文还将其与安徽省区县样本整合，重新进行包含上、下游试点区县的 DID 估计，结果见表 II4 第 (3) 列，此时核心解释变量安徽、浙江的试点区县 $\times post$ 变量系数显著为负，说明新安江流域生态补偿政策存在减污效应，但核心解释变量系数经济意义较单独安徽区县样本出现明显缩小。这种偏差可能与下游浙江试点区县污染程度未出现明显变化从而拉低平均效应有关。表 II4 第 (4) 列在第 (3) 列基础上进行了核心解释变量与下游浙江试点区县的交互项回归，此时核心解释

变量安徽、浙江的试点区县 $\times post$ 系数依然显著为负，浙江试点区县 $\times post$ 也并不显著且经济微弱（变量安徽与浙江的试点区县 $\times post \times$ 下游浙江试点区县系数 omitted）。这进一步表明下游的浙江省试点区县并未发生与新安江流域生态补偿相关的水污染程度变化。

综合上述检验结果，经验证据并不支持新安江上游的水污染生产活动转移至下游浙江省，进而加剧浙江省试点区县或邻近安徽的浙江省边界区县水污染程度的可能。从现实实践来看，企业跨省迁移成本往往较高，尤其是污染企业从经济欠发达地区向经济相对发达地区迁移的用工成本与环境治理成本也会明显增加。根据上述理由，本文认为使用安徽省区县样本进行分析是恰当的，纳入浙江省样本可能会造成估计偏误。

4. 新安江流域生态补偿政策对某些特定区县的水污染治理检验

值得说明的是，在检验新安江流域生态补偿政策可能对邻浙江安徽省边界区县水污染产生影响时，本文认为邻浙江安徽省边界区县水污染下降正是因为其与试点区县存在较大空间重合导致的。即邻浙江的安徽省边界区县水污染受到新安江流域生态补偿的影响可归结于新安江流域生态补偿对试点区县的影响。事实上，现有研究也认为距离安徽、浙江交界地越近的试点区县在新安江流域生态补偿中越可能受到严格的环境治理（马莉等，2024），邻浙江的边界区县距离安徽、浙江交界地当然更近。因此，在邻浙江的安徽边界区县与试点区县存在高度空间重合的基础上，本文认为邻浙江的安徽边界区县会明确受到新安江流域生态补偿政策的影响是较为合理的。

为检验上述想法，本文首先参考正文检验新安江流域生态补偿对邻江安徽省边界区县水污染影响的做法，剔除新安江流域生态补偿试点区县样本；然后，在确定新安江流域生态补偿政策效果泄漏至邻江安徽省边界区县基础上，再剔除邻江西边界区县样本，避免对照组受政策影响而不符合条件。最后，进行回归检验，结果见表 II5。从中不难看出， $borderZhejiang \times post$ 变量系数虽然为负，但不具备统计显著性。这表明新安江流域生态补偿政策对邻浙江安徽省边界区县水污染的影响确实直接来源于其对某些试点区县的治理，而非其他政策或溢出效应导致。

表 II5 新安江流域生态补偿政策对某些特定区县的水污染治理检验一

	CountyWPI
	(1)
$borderZhejiang \times post$	-0.1160 (0.1149)
控制变量	Y
区县固定效应	Y
年份固定效应	Y
常数项	6.6799 (10.8309)
adj. R^2	0.6452
观测值数	903

注：上述回归已剔除新安江流域生态补偿试点区县样本与邻江西的安徽省边界区县样本；括号内为以

区县为聚类变量的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

值得强调的是，为了完成边界水质考核目标，上游地方政府在对流域生态补偿试点区县进行污染治理时也更可能主要针对这些邻浙江边界区县，从而呈现出一种仅仅为合格完成水质目标的策略性治理行为。为此，本文首先剔除了毗邻浙江的试点区县，保留下非邻浙江的政策试点区县作为处理组；然后事先剔除了邻江西的边界区县样本，避免对照组受政策影响而不符合条件；最后进行双重差分检验，结果见表 II6。此时，核心解释变量系数虽然为负但不具备统计显著性，表明流域生态补偿的治污效果更多体现在那些毗邻浙江的试点区县中，而不在其他政策试点区县中（非邻浙江的政策试点区县），即流域生态补偿对政策覆盖地区的污染治理效果呈现出策略性应对。

表 II6 新安江流域生态补偿政策对某些特定区县的水污染治理检验二

	CountyWPI
	(1)
试点区县_非邻浙江 $\times post$	-0.4093 (0.3824)
控制变量	Y
区县固定效应	Y
年份固定效应	Y
常数项	5.3738 (10.6244)
adj. R^2	0.6456
观测值数	942

注：括号内为以区县为聚类变量的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

综上，新安江流域生态补偿的治污效果关键体现在某些特定区县的水污染治理中，这些区县既是邻浙江的安徽省边界区县，也是新安江流域生态补偿政策的试点区县。

(二)排除流域生态补偿对边界污染影响的空间溢出效应

正文考察流域生态补偿对边界污染的影响并未考虑空间溢出效应，本文在此验证流域生态补偿试点对省内非边界区县是否产生了溢出效应。为避免新安江流域生态补偿对各类边界区县水污染影响导致其相邻区县产生相对变化，进而难以干净地识别空间溢出效应，本文参考李坦等（2022）的做法，在剔除所有边界区县后，将处理组设置为各类边界区县的相邻区县（ $neigh_borderA_i$ ），将剩余的非边界区县作为对照组从而进行考察，结果见表 II7。

从表 II7 不难看出，代表各类边界区县相邻区县的虚拟变量与 $post$ 交互项系数均不具备统计显著性。这表明流域生态补偿试点并未对省内非边界区县形成空间溢出效应，因此正文的生态污染协同治理效果泄漏检验模型设定无误。

表 117 流域生态补偿对边界污染影响的空间溢出效应检验

	<i>CountyWPI</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>neigh_borderZhejiang</i>	-0.1722				
$\times post$	(0.3199)				
<i>neigh_borderHenan</i>		0.3442			
$\times post$		(0.2515)			
<i>neigh_borderHubei</i>			-0.1545		
$\times post$			(0.3297)		
<i>neigh_borderJiangsu</i>				0.1463	
$\times post$				(0.2079)	
<i>neigh_borderJiangxi</i>					-0.5331
$\times post$					(0.3703)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
区县固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
常数项	7.9019	6.0022	2.8836	6.9548	1.6420
	(12.0284)	(11.4646)	(13.1011)	(11.3405)	(12.0854)
adj. R^2	0.6548	0.6570	0.6376	0.6300	0.6266
观测值数	621	712	634	773	634

注：上述回归已剔除所有边界区县，因此处理组和对照组样本均为非边界区县；括号内为以区县为聚类变量的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

(三) 稳健性检验：生态污染协同治理效果泄漏方向

1. 事前趋势检验

本文利用事件研究法考察事前趋势，具体模型参考式(II3)。根据正文发现，安徽-浙江水污染协同治理并未影响试点区县、邻浙江安徽边界区县与邻江西安徽边界区县之外的其他边界区县工业废水排放强度，因此事前趋势检验使用剔除新安江流域生态补偿试点区县及邻浙江安徽省边界区县样本后的剩余安徽省区县作为对照组，结果见表 II8。

表 118 事前趋势检验与动态效应结果

	<i>CountyWPI</i>
	处理组变量： <i>borderJiangxi</i>
	(2)
<i>before9</i>	1.4586 (0.9786)
<i>before 8</i>	1.3463 (1.3714)
<i>before 7</i>	1.6963 (1.3438)
<i>before 6</i>	1.1743 (1.4901)
<i>before 5</i>	1.1979 (1.7000)

<i>before 4</i>	1.9268 (1.4246)
<i>before 3</i>	1.4645 (1.5354)
<i>before 2</i>	1.5941 (1.4285)
<i>before 1</i>	2.0545 (1.2639)
<i>current</i>	2.4367* (1.4278)
<i>after1</i>	2.3853* (1.3820)
<i>after 2</i>	2.4826* (1.3547)
控制变量	Y
区县固定效应	Y
年份固定效应	Y
常数项	6.2618 (10.8596)
adj. R^2	0.6306
观测值数	929

注：上述回归已经剔除了新安江流域生态补偿试点区县及邻浙江安徽省边界区县样本；括号内为以区县为聚类变量的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

从表 II8 可以看出，在水污染协同治理实施之前，邻江安徽省边界区县和其他安徽省区县工业废水排放强度趋势并无显著差异，在水污染协同治理实施之后，二者产生明显的趋势差异。此外，考虑到“十一五”期间约束性环境指标治理与新安江流域生态补偿政策施行前时间窗宽可能过长的影响，本文基于“十一五”及以后时期样本，重新利用事件研究法对邻江西边界区县水污染加剧的发现进行了事前趋势检验，结果见图 II2。根据图 II2 可知，其结果未拒绝事前趋势平行的假设。

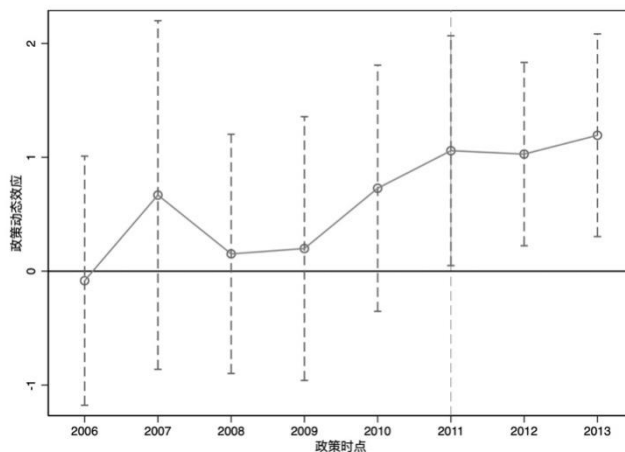


图 II2 事前趋势检验：邻江安徽省边界区县水污染加剧

2. 安慰剂检验

本文虽然控制了区县级别的个体固定效应,但仍然可能受到其他不可观测因素遗漏导致的影响。为此,本文参考过往研究,采用两种方法进行安慰剂检验。第一种方法是空间安慰剂检验,从研究样本中无放回地随机抽取若干个体作为虚假处理组,进行双重差分估计,得到安慰剂效应的估计值,如此重复 500 次得到安慰剂效应的分布。第二种方法是混合安慰剂检验,首先类似空间安慰剂检验做法,从研究样本中无放回地随机抽取若干个体作为虚假处理组,然后随机地为虚假处理组分配一个统一的虚假处理时间,再进行双重差分估计,得到安慰剂效应的估计值,如此重复 500 次得到安慰剂效应的分布。上述两种安慰剂检验结果分别见图 II3。由图 II3 可知,无论是空间安慰剂检验,还是混合安慰剂检验,基准回归结果的核心解释变量系数基本位于随机生成的虚假双重差分变量系数分布之外。这说明随机生成的新安江流域生态补偿政策并未提高邻江两省边界区县工业废水排放强度。这也从侧面表明安徽-浙江水污染协同治理的泄漏效应并非是偶然事件或混杂因素造成的,进一步佐证了基准回归结果的稳健性。

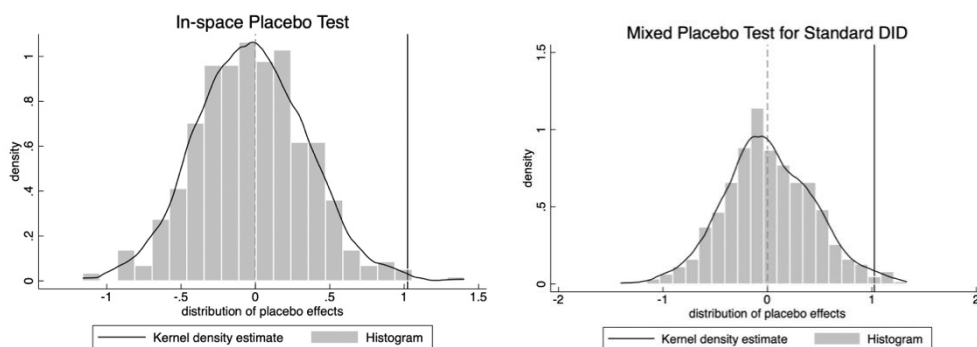


图 II3 安慰剂检验：边界污染再转移方向

3. 缩短样本时间窗宽

从“十一五”规划(2006-2010 年)开始,地方政府开始严格执行约束性的减排指标治理,这可能会促使地方政府在自身行政区域边界采取策略性减排行为(龙文滨和胡珺,2018),从而导致“十一五”规划及以后时期的省域边界污染现象较前期发生明显变化。为检验基准结论在不同样本时期内的稳健性,本文将研究样本时间窗宽缩短至 2006-2013 年,再次运用双重差分法加以考察,结果见表 II9 第(1)列。从表 II9 第(1)列不难看出, $borderJiangxi \times post$ 变量系数依然显著为正,佐证了基准结论的稳健性。

4. 更改控制变量集

为确保控制变量的选择以及遗漏问题并未干扰前文的估计准确性,本文通过更改控制变量集再进行回归的方法加以检验。本文首先通过搜集历年《安徽省统计年鉴》、安徽省各地级市统计年鉴获得相关区县层面经济统计指标,从而形成第二套控制变量集,其中包括区县污染企业工业总产值、人均 GDP 及其二次项、产业结构系数、财政支出规模、财政平衡比例、区县生产总值,这些控制变量具体含义与描述性统计见附录 III 表 A2。然后,本文将上述第二套控制变量集替换前文基准回归模型中的控制变量,再运用双重差分法进行实证检验,

结果见表 II9 第 (2) 列。上述结果中的 $borderJiangxi \times post$ 变量系数依然显著为正，佐证了基准结论的稳健性。

表 II9 正文稳健性检验结果一

	CountyWPI				
	2006-2013 年	更改控制 变量集	更改被解释变量衡量方式		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$borderJiangxi \times post$	0.6817*** (0.2246)	1.1498*** (0.1873)	1.0229*** (0.2065)	1.1826*** (0.2268)	0.5814*** (0.1544)
控制变量	Y	N	Y	Y	Y
区县固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
控制变量集二	N	Y	N	N	N
常数项	-42.2434** (18.0970)	9.0843 (13.1141)	-2.4677 (10.8828)	-2.0066 (17.7114)	8.3028 (14.1913)
adj. R^2	0.7573	0.6365	0.8229	0.6467	0.8575
观测值数	573	557	929	552	512

注：上述回归已经剔除了新安江流域生态补偿试点区县及邻浙江安徽省边界区县样本；括号内为以区县为聚类变量的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

5. 更改被解释变量衡量方式

为避免被解释变量衡量方式差异导致估计结果不稳健，本文还基于不同数据来源构造了另外三种“区县工业废水排放总量/区县面积”的区县工业废水排放强度指标，以此检验新安江流域生态补偿政策对邻江两省边界区县水污染的影响。上述检验结果见表 II9 第 (3) - (5) 列。表 II9 第 (3) 列被解释变量中的区县面积数据来源于国家生态科学数据中心，此时 $borderJiangxi \times post$ 变量系数显著为正，并且经济与统计意义与正文表 3 第 (2) 列结果基本相同，说明正文的被解释变量衡量方式无误；表 II9 第 (4) 列被解释变量中的区县面积数据来源于历年的《中国县域统计年鉴》，此时 $borderJiangxi \times post$ 变量系数依然显著为正；表 II9 第 (5) 列被解释变量中的区县面积数据来源于国家青藏高原科学数据中心，此时 $borderJiangxi \times post$ 变量系数依然显著为正。上述结果进一步验证了基准结果的稳健性。

6. 更改对照组

新安江流域生态补偿在理论上难以对省域中心产生明显影响，但省域中心的污染企业数量在新安江流域生态补偿施行期间可能因其他原因发生变化，从而导致非邻浙江省域的边界区县的工业废水排放强度比相对提高。此外，本文对照组样本较处理组样本过多，可能造成二者的不平衡。鉴于此，本文通过更改对照组的方法进行稳健性检验。具体而言，本文基于各区县与安徽省域边界的最近距离 ($dist$) 变量的分布，逐步使用距离省域边界 50%分位、25%分位、10%分位的区县作为对照组，以邻江两省边界区县为处理组，一方面能避免对

照组样本污染减少导致邻江西的安徽边界区县污染相对提高的可能,另一方面避免对照组样本过多可能造成 DID 估计不平衡。上述结果见表 II10 第 (1) - (3) 列。从表 II10 不难发现,第 (1) 列 $borderJiangxi \times post$ 变量系数与正文表 3 第 (2) 列基本一致,这表明在不包含省域中心区县样本的回归中,即使样本观测值大幅减少,基准发现依然是稳健的。第 (2)、(3) 列 $borderJiangxi \times post$ 变量系数虽然可能因观测值较少导致经济意义有所变化,但依然显著为正,进一步验证了新安江流域生态补偿政策治理效果泄漏假说。

表 II10 正文稳健性检验结果二

	CountyWPI				
	更改对照组			剔除可能异常样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$borderJiangxi \times post$	1.0247*** (0.2475)	1.2258*** (0.2771)	0.4826* (0.2264)	1.0685*** (0.2021)	1.1666*** (0.2039)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
区县固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
常数项	-20.4320 (23.1952)	-6.3261 (33.2598)	-56.2607 (40.2130)	7.8082 (10.5999)	18.0713 (12.1676)
adj. R^2	0.6043	0.5461	0.6856	0.6582	0.6402
观测值数	438	217	101	897	740

注:上述回归已经剔除了新安江流域生态补偿试点区县及邻浙江安徽省边界区县样本;括号内为以区县为聚类变量的聚类稳健标准误,***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

7. 剔除可能异常样本

正文基准回归中存在少数区县被解释变量指标年份记录缺失的情况,本文鉴于此剔除了上述年份记录存在缺失值的区县样本并基于平衡面板数据重新回归,结果见表 II10 第 (4) 列。此时, $borderJiangxi \times post$ 变量系数依然显著为正。同时为了安徽-浙江水污染协同治理泄漏效应发现的稳健性,本文剔除样本中发生行政区划变更的区县后再进行回归,结果见表 II10 第 (5) 列。此时, $borderJiangxi \times post$ 变量系数依然显著为正,验证了基准发现。

8. 向邻浙江的其他弱环境监管省域边界转移倾向检验

在新安江流域生态补偿增强邻浙江的安徽边界区县环境规制后,即使考虑到上游地方政府留存产业经济收益于本地的意愿和企业迁移成本等条件,污染企业也可能会向邻浙江的其他弱环境监管省域边界转移。这是因为浙江其他邻省可能具有更低的环境规制成本,足以使企业选择更远距离的浙江其他邻省边界地区进行污染转移。为此,本文整理了邻浙江的其他弱环境监管邻省—江西省、福建省区县样本,从而按照正文式(1)进行检验,结果见表 II11。

从表 II11 不难看出,无论是在江西省区县样本中,还是福建省区县样本中,核心解释变量的系数均不具备统计显著性。这表明在面对新安江流域生态补偿增强邻浙江的安徽边界区县环境规制时,政策覆盖地区的边界水污染也不太可能转移至邻浙江的其他弱环境监管省域边界。

表 1111 向邻浙江的其他弱环境监管省域边界转移倾向检验

	<i>CountyWPI</i>	
	(1) 江西省区县样本	(2) 福建省区县样本
<i>JX_borderZhejiang</i> × <i>post</i>	0.0656 (0.4400)	
<i>FJ_borderZhejiang</i> × <i>post</i>		-0.3463 (1.1097)
控制变量	Y	Y
区县固定效应	Y	Y
年份固定效应	Y	Y
常数项	-51.6557* (29.0456)	3.0959 (7.0577)
adj. R^2	0.5563	0.1925
观测值数	1078	857

注：上述回归处理组是邻浙江的省域边界区县，对照组为其他区县；括号内为以区县为聚类变量的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

(四)排除竞争性机制解释

1. 排除竞争性机制解释一：内源性变化

邻江安徽省边界区县与其余安徽区县的内部污染企业分布也可能产生与安徽-浙江水污染协同治理有关的变化，但其由产业结构、市场竞争等内生因素驱动，并不符合外源性的边界污染再转移假说。参考 Kehrig and Vincent (2021) 的研究，本文基于微观污染企业数据将区县工业废水排放强度进行如下分解：

$$CountyWPI_{it} = CountyWP_{it}/CountyWPV_{it} = \sum_i WP_{ct}/\sum_i WPV_{ct} \quad (II4)$$

式 (II4) 将区县工业废水排放强度 ($CountyWPI_{it}$) 还原为该县污染企业工业废水排放量加总 ($\sum_i WP_{ct}$) 和污染企业产值加总 ($\sum_i WPV_{ct}$) 的比值，式 (II4) 进一步分解为：

$$CountyWPI_{it} = \sum_i (WPI_{ct} \times WPV_{ct})/\sum_i WPV_{ct} = \sum_i WPI_{ct} \times \lambda_{ct} \quad (II5)$$

式 (II5) 中，区县工业废水排放强度分解为污染企业工业废水排放强度 (WPI_{ct}) 与其市场份额 (λ_{ct}) 的加权之和。再按 Olley and Pakes (1996) 思路，将式 (II5) 分解为：

$$CountyWPI_{it} = \overline{WPI_{ct}} + Cov(\lambda_{ct}, WPI_{ct}) \quad (II6)$$

式 (II6) 有助于说明区县工业废水排放强度如何取决于当地企业工业废水排放强度共同的非加权平均值 $\overline{WPI_{ct}}$ ，以及污染企业工业废水排放强度与其市场份额的联合分布特征 $Cov(\lambda_{ct}, WPI_{ct})$ 。在本文中，式 (II6) 表示区县工业废水排放强度由如下两部分构成：

(1) 共同效应。邻江安徽省边界区县水污染加剧源于邻江西的边界区县与其他区县在工业废水排放强度非加权平均值 ($\overline{WPI_{ct}}$) 上的差异。这表明安徽-浙江水污染协同治理不仅会对称地影响到邻江的边界区县所有或大多污染企业的工业废水排放强度，还可能影响其他区县所有或大多污染企业的工业废水排放强度，但邻江西的边界区县污染企业受到的影

响相对更大，造成 $\overline{WPI_{ct}}$ 在邻江西的边界区县与其他区县中的差异。

(2) 构成效应。 $Cov(\lambda_{ct}, WPI_{ct})$ 中的市场份额 λ_{ct} 正是刻画企业市场竞争的指标(Kehrig and Vincent, 2021)，其与企业污染强度 WPI_{ct} 联合影响构成效应。如果污染企业工业废水排放强度和其市场份额的联合分布发生变化，提高了二者间的协方差，那么区县工业废水排放强度就会上升。联合分布变化可进一步将协方差 $Cov(\lambda_{ct}, WPI_{ct})$ 分解为如下三个构成效应项：

$$\Delta Cov(\lambda_{ct}, WPI_{ct}) = Cov(\lambda_{c,t-1}, \Delta WPI_{c,t}) + Cov(\Delta \lambda_{c,t}, WPI_{c,t-1}) + Cov(\Delta \lambda_{c,t}, \Delta WPI_{c,t}) \quad (II7)$$

式(II7)中，当协方差 $Cov(\lambda_{ct}, WPI_{ct})$ 上升时，三个构成效应项分别表示如下含义：

第一， $Cov(\lambda_{c,t-1}, \Delta WPI_{c,t}) > 0$ 即构成效应一。构成效应一表明占据更多市场份额的大企业在此后生产中更有可能提高工业废水排放强度，其中 $\lambda_{c,t-1}$ 反映了大企业前期的市场竞争优势。这是因为地方政府针对大企业的环境规制力度可能较弱或大企业本身相对厌恶污染控制行为，进而导致 $Cov(\lambda_{c,t-1}, \Delta WPI_{c,t}) > 0$ ，最终致使协方差 $Cov(\lambda_{ct}, WPI_{ct})$ 上升。

第二， $Cov(\Delta \lambda_{c,t}, WPI_{c,t-1}) > 0$ 即构成效应二。构成效应二表示企业工业废水排放强度可能不变，但初期高排放强度的污染企业在此后会占据当地更多市场份额。其中， $\Delta \lambda_{c,t}$ 反映了动态市场竞争导致的污染企业市场份额变化。这可能是因为企业逃避污染控制成本进而在市场竞争中占据生产优势，进而导致 $Cov(\Delta \lambda_{c,t}, WPI_{c,t-1}) > 0$ ，最终致使协方差 $Cov(\lambda_{ct}, WPI_{ct})$ 上升。

第三， $Cov(\Delta \lambda_{c,t}, \Delta WPI_{c,t}) > 0$ 即构成效应三。构成效应三表示某些企业在遇到政策冲击或采取粗放型企业发展战略后，会在不断壮大市场份额的同时造成更高的工业废水排放强度，进而导致 $Cov(\Delta \lambda_{c,t}, \Delta WPI_{c,t}) > 0$ ，最终致使协方差 $Cov(\lambda_{ct}, WPI_{ct})$ 上升。其中， $\Delta \lambda_{c,t}$ 同样反映了动态市场竞争导致的企业市场份额变化。

上述三个细分构成效应在邻江西的边界区县与其他区县中的相对差异也会造成邻江西安徽省边界区县水污染相对加剧，形成边界污染现象。

为验证内源性变化的作用，本文首先基于微观污染企业生产数据计算了式(II6)中的共同效应与构成效应，然后按照正式式(2)进行检验，结果如表II12 Panel A所示。从表II12 Panel A中可以发现， $borderJiangxi \times post$ 变量系数均不具备统计显著性。这表明未有明确证据支持安徽-浙江水污染协同治理与污染分布的内源性变化有关。本文还对三个细分构成效应进行了更深入的考察，结果见表II12 Panel B。从表II12 Panel B第(1)列不难看出， $borderJiangxi \times post$ 变量与构成效应一显著负相关，但这与邻江西的边界区县工业废水排放强度相对提高的经济意义相反。表II12 Panel B第(2)列、第(3)列中， $borderJiangxi \times post$ 变量系数并不显著，进一步排除了安徽-浙江水污染协同治理造成政策效果泄漏的内源性变化解释。

表 II12 排除竞争性机制解释一：内源性变化

Panel A: 共同效应与构成效应			
	(1)	(2)	
	共同效应: $\overline{WPI_{ct}}$	构成效应: $Cov(\lambda_{ct}, WPI_{ct})$	
<i>borderJiangxi</i> × <i>post</i>	1.6453 (1.1525)	-4.1256 (53.4167)	
控制变量	Y	Y	
区县固定效应	Y	Y	
年份固定效应	Y	Y	
常数项	Y	Y	
观测值数	929	738	
Panel B: 构成效应进一步分解			
变量	(1)	(2)	(3)
	$Cov(\lambda_{c,t-1}, \Delta WPI_{c,t})$	$Cov(\Delta \lambda_{c,t}, WPI_{c,t-1})$	$Cov(\Delta \lambda_{c,t}, \Delta WPI_{c,t})$
<i>borderJiangxi</i> × <i>post</i>	-20.1600* (11.3437)	-6.3276 (10.2536)	-3.5213 (4.7474)
控制变量	Y	Y	Y
区县固定效应	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
常数项	Y	Y	Y
观测值数	400	369	369

注：上述回归是同时剔除新安江流域生态补偿试点区县及邻浙江安徽省边界区县样本后的结果；括号内为以区县为聚类变量的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

2. 排除竞争性机制解释二：来自安徽省外的污染转移

当该外源性污染来自省外区域时，流域生态补偿的上游省份也可能将省外来源污染分布于省域边界，但这不能直接代表污染协同治理效果的泄漏。考虑到研究样本期间，安徽省不仅逐步融入长三角城市群一体化发展，还设立了国家级承接产业转移示范区—皖江城市带承接产业转移示范区，这可能促使长三角区域乃至全国范围内的省外污染密集型产业集中向安徽省内转移。在经济发展与环境保护的双重激励下，流域生态补偿的上游省份极有可能将来源外省的污染密集型产业配置于省域边界地区，进而混淆本文的边界污染再转移效应。

为检验上述竞争性机制解释的影响，本文在基准回归结果基础上逐步引入表示部分城市加入长三角城市群的双重差分变量（长三角 DID）、表示皖江城市带承接产业转移示范区设立的双重差分变量（承接产业转移 DID）以及城市-年份级别的联合固定效应，上述检验结果见表 II13。

表 II13 第（1）列再次展示了表 3 第（2）列的基准结果，以供表 II13 其他检验结果比较。表 II13 第（2）列纳入了表示加入长三角城市群的双重差分变量（长三角 DID），此时 *borderJiangxi*×*post* 变量系数依然显著为正，且其经济意义较基准结果基本不变；而长三角 DID 变量系数在 5%统计水平上显著为正。表 II13 第（2）列结果表明，部分城市加入长三角城市群虽然加剧了加入长三角的城市下辖区县水污染，但未导致外来污染被重新分布在

邻江西的安徽省边界区县中，进而干扰前文结论。本文还进一步剔除样本期内加入长三角的城市下辖区县样本后再进行估计，作为稳健性检验，结果见表 II13 第（3）列。从表 II13 第（3）列不难看出， $borderJiangxi \times post$ 变量系数经济意义与统计意义仍然显著为正，与第（1）列结果一致。

表 II13 排除竞争性机制解释二：来自省外的污染转移

	CountyWPI				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	基准结果	长三角城市群	剔除加入长三角的城市	产业转移示范区	联合固定效应
$borderJiangxi$	1.0229***	1.0607***	1.2232***	0.9396***	1.3425***
$\times post$	(0.2065)	(0.2040)	(0.1998)	(0.2276)	(0.4146)
长三角 DID		0.3171** (0.1288)		0.1979 (0.1570)	—
承接产业转移 DID				0.2178 (0.1738)	0.1482 (0.6164)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
区县固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
城市-年份联合固定效应	N	N	N	N	Y
常数项	4.4086 (10.8828)	8.4358 (10.9727)	15.6136 (15.3660)	8.1519 (10.9847)	-71.0044* (36.1609)
adj. R^2	0.6297	0.6310	0.6872	0.6319	0.6710
观测值数	929	929	594	929	929

注：上述回归是同时剔除新安江流域生态补偿试点区县及邻浙江安徽省边界区县样本后的结果；第（5）列城市-年份联合固定效应纳入会掩盖部分城市加入长三角城市群的双重差分变量系数，故在此省略汇报；括号内为以区县为聚类变量的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

表 II13 第（4）列进一步纳入了表示产业转移示范区设立的双重差分变量（承接产业转移 DID），此时 $borderJiangxi \times post$ 变量系数依然显著为正，其经济意义虽较基准结果略微减弱，而长三角 DID 变量、承接产业转移 DID 变量系数此时均不具备统计显著。因此，表 II13 第（4）列结果也不能表明存在来自安徽省外的污染转移混淆本文机制假说的可能性。表 II13 第（5）列在之前分析基础上，进一步控制了城市-年份级别的联合固定效应，从而囊括更多可能影响本文机制成立的政策或冲击，此时 $borderJiangxi \times post$ 变量系数依然显著为正，且经济意义较基准结果明显增强，更排除了其他政策或冲击的混淆影响。至此，本文验证了安徽-浙江水污染协同治理引发泄漏效应的机制假说。

（五）机制条件的补充检验

由于目前缺乏区县级别的环保支出数据，本文对环保“搭便车”激励难以进行直接检验。然而当边界区县水系密布时，其能承接更多水污染密集型产业进入，并沿流域方向扩散更多

水污染，进而将更多污染治理成本外溢至行政区域外，从而提高边界污染再转移行为的“搭便车”激励。根据该逻辑，本文利用区县级别的河流密度衡量地方水系分布，运用调节效应模型加以考察，结果见表 II14 第（1）列。

表 II14 “搭便车”激励条件的间接检验

	<i>CountyWPI</i>	
	(1)	(2)
<i>borderJiangxi</i> × <i>post</i> ×河流密度	15.3904*** (4.2346)	
<i>borderJiangxi</i> × <i>post</i> ×水体面积		0.4965*** (0.1102)
<i>borderJiangxi</i> × <i>post</i>	-2.0473** (0.9419)	-1.8567*** (0.6616)
控制变量	Y	Y
区县固定效应	Y	Y
年份固定效应	Y	Y
常数项	5.2083 (11.0413)	11.9607 (12.0001)
adj. R^2	0.6295	0.6348
观测值数	929	929

注：上述回归是同时剔除新安江流域生态补偿试点区县及邻浙江安徽省边界区县样本后的结果；括号内为以区县为聚类变量的聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

从表 II14 第（1）不难看出，*borderJiangxi*×*post* 变量系数显著为负，而 *borderJiangxi*×*post* 变量与河流密度指标的交互项系数显著为正。这表明在河流密度较低的邻江安徽省边界区县中，泄漏效应不明显；然而在河流密度较高的邻江安徽省边界区县中，水污染协同治理的泄漏效应会大幅加剧。本文还利用水体面积作为水系分布的衡量指标，再次进行考察，结果见表 II14 第（2）列。表 II14 第（1）列与表 II14 第（2）列结果类似，验证了污染转移的承接地区水系密布会提高污染转移行为的“搭便车”激励进而加剧泄漏效应的推论。

附录 III 描述性统计

首先,本文借鉴卢盛峰等(2019)衡量地方经济发展水平的做法,基于 Harvard Dataverse 提供的连续矫正夜间灯光数据计算各年各区县平均夜间灯光亮度 (*light*),取对数后作为控制变量;其次,考虑到工业生产是污染排放主要根源,本文以中国工业企业污染数据库中的污染企业产值在区县层面汇总,将其取对数后表示区县污染工业总产值 (*value*),作为控制变量,单位为万元;再次,鉴于经济集聚对地方产业发展与污染排放的影响,本文利用 WorldPop 提供数据测算并控制了区县人口密度 (*popden*),取对数后作为控制变量,单位为人/平方千米;然后,考虑到水污染治理与农业生产的强相关性,本文以水稻作为水生粮作物代表,基于中国国家生态科学数据中心提供的三大粮食作物种植分布数据集得到区县水稻种植分布占比 (*rice*),取对数后作为控制变量。最后,考虑到区县地理位置是影响边界污染现象的重要因素,因此本文基于 2019 年行政区划数据,使用 R 语言程序计算了各区县与所在省域边界的距离 (*dist*) 作为控制变量,单位为千米。对于距离指标 (*dist*) 的截面数据特征,本文参考过往研究 (Li et al., 2016),将上述截面变量 *dist* 与时间趋势项 *t* 的一次方 (*t*)、二次方 (*t*²) 和三次方 (*t*³) 分别交互,从而控制该地理因素对估计结果的影响。上述主要变量的描述性统计见表 A1。

表 A1 主要变量描述性统计

变量分类	变量标识	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>CountyWPI</i>	1046	2.8092	1.2756	-1.7527	6.8565
	<i>post</i>	1053	0.2308	0.4215	0	1
	<i>borderZhejiang</i>	1053	0.0494	0.2168	0	1
	<i>borderHenan</i>	1053	0.1358	0.3427	0	1
	<i>borderHubei</i>	1053	0.0617	0.2408	0	1
	<i>borderJiangxi</i>	1053	0.0617	0.2408	0	1
	<i>borderJiangsu</i>	1053	0.1975	0.3983	0	1
	<i>light</i>	1053	0.3497	0.5530	0	2.9072
	<i>value</i>	1049	11.6187	1.6594	6.1944	15.7522
	<i>popden</i>	1053	5.8671	0.9704	3.8134	8.2395
控制变量	<i>rice</i>	1053	0.1260	0.1413	0	0.5369
	<i>dist</i> × <i>t</i>	1053	309.3667	295.9401	1.3361	1474.591
	<i>dist</i> × <i>t</i> ²	1053	2784.3010	3496.9480	1.3361	19169.6800
	<i>dist</i> × <i>t</i> ³	1053	28152.3700	42375.2900	1.3361	249205.8000

注：囿于中国工业企业污染数据库缺乏砀山县工业废水排放数据，因此研究样本不包含邻山东安徽省边界区县；*t*=年份-2000。

表 A2 第二套控制变量集的描述性统计

控制变量名称	计算方式	观测值数	均值	标准差
区县污染企业工业总产值	汇总每年区县层面的污染企业工业产值，取对数	1049	11.6187	1.6594
人均 GDP	区县生产总值除以人口数量，取对数	637	8.9714	0.7119
人均 GDP 二次项	人均 GDP 变量的平方项	637	80.9920	12.8978
产业结构系数	一产产值份额 $\times$ 1+二产产值份额 $\times$ 2+三产产值份额 $\times$ 3	637	2.0212	0.1190
财政支出规模	财政支出与地区生产总值比值	637	0.1588	0.0731
财政平衡比例	财政支出与财政收入比值	636	3.5558	1.7777
区县生产总值	区县生产总值，取对数	637	3.9120	0.8296

参考文献

- [1] Cai, H., Y. Chen, and Q. Gong, “Polluting Thy Neighbor: Unintended Consequences of China’s Pollution Reduction Mandates”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2016, 76, 86 - 104.
- [2] 景守武、张捷, “新安江流域横向生态补偿降低水污染强度了吗?”, 《中国人口·资源与环境》, 2018 年第 28 卷第 10 期, 第 152—159 页。
- [3] Kehrig, M., and N. Vincent, “The Micro-level Anatomy of the Labor Share Decline”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2021, 136(2), 1031 - 1087.
- [4] 李坦、徐帆、祁云云, “从‘共饮一江水’到‘共护一江水’——新安江生态补偿下农户就业与收入的变化”, 《管理世界》, 2022 年第 38 卷第 11 期, 第 102—124 页。
- [5] Li P., Lu Y., and J. Wang, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18 - 37.
- [6] 刘毓芸、徐现祥、肖泽凯, “劳动力跨方言流动的倒 U 型模式”, 《经济研究》, 2015 年第 50 卷第 10 期, 第 134—146、162 页。
- [7] 龙文滨、胡琚, “节能减排规划、环保考核与边界污染”, 《财贸经济》, 2018 年第 39 卷第 12 期, 第 126—141 页。
- [8] 卢盛峰、王靖、陈思霞, “行政中心的经济收益——来自中国政府驻地迁移的证据”, 《中国工业经济》, 2019 年第 11 期, 第 24—41 页。
- [9] 马莉、田艳平、汪涌, “流域生态补偿与经济活动空间重配置: 基于镇级面板数据”, 《中国人口·资源与环境》, 2024 年第 34 卷第 11 期, 第 151—162 页。
- [10] Olley, G. S., and A. Pakes, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 1996, 64(6), 1263 - 1297.
- [11] 赵学伟、张志斌、陈龙, “老工业城市污染企业空间格局演变及影响机制——以兰州市为例”, 《经济地理》, 2024 年第 44 卷第 06 期, 第 70—81 页。

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附录下载出处。