

论文复现：中国碳市场的碳减排效应研究

——基于市场机制与行政干预的协同作用视角

论文作者：吴茵茵、齐杰、鲜琴、陈建东

2023.12

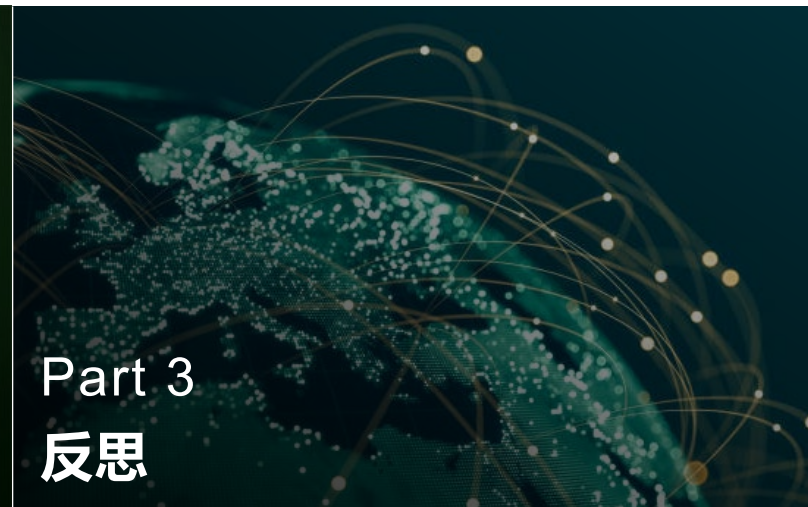
中级计量经济学结课汇报




陈凯强











目录



-  1.1 研究背景
-  1.2 已有研究概述与边际贡献
-  1.3 本文研究结果

-  2.1 基准回归
-  2.2 平行趋势与安慰剂检验
-  2.3 稳健型检验
-  2.4 机制分析

-  3.1 新的技能与方法
-  3.2 启发与提升方向

The background of the slide features a blurred photograph of several individuals in a professional setting, likely a meeting or collaborative workspace. They are gathered around a table, with their hands and arms visible as they interact with documents or devices. The image is desaturated and serves as a backdrop for the text.

Part 1

论文概况

- 1.1 研究背景
- 1.2 已有研究概述与边际贡献
- 1.3 本文研究结论



1.1 研究背景：碳排放交易市场被认为有利于缓解气候变暖，本文探究其减排效应

- 全球气候变暖将对人类赖以生存的自然生态环境造成巨大破坏，而人类活动产生的温室气体排放（主要是二氧化碳放）是自20世纪中期以来全球气候变暖的主要原因。
- 碳排放权交易市场（简称“碳市场”）由于具有灵活性、节省成本和有效性等优点，被认为是减少全球温室气体排放、应对气候变化的有效手段。
- 本文拟在已有研究基础上，基于市场机制与行政干预的协同作用视角，从理论与实证两个角度进一步研究中国碳市场的碳减排效应





1.2 前人研究概述与本文边际贡献

前人研究：

- 不少研究证实碳市场确实具有抑制碳排放的显著效果，但是是通过抑制经济增长还是降低碳强度来实现莫衷一是
 - Zhou et al.(2019)指出碳市场显著降低试点地区的碳强度；
 - Zhang et al.(2019)指出碳市场未有效降低试点地区的碳强度，试点地区碳排放的下降是通过降低经济产出实现的。
- 有一部分研究指出：北京等地区碳市场尚处于发展初期，碳市场机制尚未有效建立，碳市场运行效率较低。那么碳市场的减排功能多大程度上真正来自于市场机制？

边际贡献：

- 目前相关研究数据多为省级层面，本文通过数据方法的更新得到了2006-1027年中国城市层面的碳排放数据
- 本文基于市场机制与行政干预的协同效应视角，从理论与实证两个角度阐明与检验碳市场促进碳减排的理论机理与政策效果
- 文本实证结论有较强的稳健性，能够一定程度解释之前文献的看似矛盾之处

1.3 研究结果：碳交易市场对减排的影响是显著的，并且对其传导路径等进行了探究

- 本文基于市场机制与行政干预的协同作用视角，检验了试点地区碳市场促进碳减排的理论机理与政策效果。研究表明：
 - **整体而言**，碳市场对试点地区具有显著的碳减排效应，能够同时降低碳排放与碳强度，但碳交易市场机制的碳减排作用有限，而地区行政干预能够显著增强碳市场的碳减排效应，因而当前试点地区的碳市场是通过市场机制与行政干预的协同作用实现碳减排；
 - **地区异质性方面**，在市场机制与行政干预的协同作用下，北京碳市场的碳减排效应最强、上海及深圳碳市场次之，天津重庆碳市场对碳强度的抑制效应较强，而广东、湖北碳市场的碳减排效应整体相对较弱；
 - **传导机制方面**，试点地区通过降低碳强度减少碳排放，地区生产总值未受到冲击，碳强度下降又可部分归结为能源消费强度下降而非煤炭消费占比降低；
 - **减碳降污的协同效应方面**，碳市场在实现碳减排效应的同时也在一定程度上抑制了二氧化硫排放（总量与强度）空气污染。



Part 2

复现过程

- 2.1 基准回归
- 2.2 平行趋势与安慰剂检验
 - 平行趋势检验
 - 安慰剂检验
- 2.3 稳健型检验
 - PSM DID检验
 - 剔除特定样本
 - 剔除其他政策影响
- 3. 机制分析

2.1.1 基准回归：多期双重差分模型

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 control_{it} + \eta_i + \gamma_t + \delta_{rt} + \varepsilon_{it}$$

$$DID_{it} = treatment_i \times post_{it}$$

- 模型变量：

- i 地区； t 年份 Y_{it} 表示包含地区碳排放或碳强度
- η_i 为城市固定效应，控制了影响碳排放或碳强度但不随时间变动的个体因素
- γ_t 为时间固定效应，控制了随时间变化影响所有地区的时间因素；
- δ_{rt} 表示区域（东、东北、中、西）与年份交互效应
- $treatment_i$ 和 $post_{it}$ 取值规则：

- > $treatment_i$

- 当 i 代表北京、天津、上海、重庆以及属于广东、湖北、福建的地级市时， $treatment_i = 1$ 否则 = 0；

- > $post_{it}$

- 当 i 代表北京、天津、上海以及属于广东的地级市且 $t \geq 2013$ ，或 i 代表重庆以及属于湖北的地级市且 $t \geq 2014$ ，或 i 代表属于福建的地级市且 $t \geq 2016$ 时， $Post_{it} = 1$ ；除此之外， $post = 0$ 。
 - > 因为8个试点地区启动碳市场的时间依次为：2013年6月（深圳）、2013年11月（北京）、2013年12月（天津、上海、广东）、2014年4月（湖北）、2014年6月（重庆）、2016年12月（福建）。

2.1.2 基准回归：样本与数据选择

- **被解释变量与核心解释变量**

- 被解释变量：地区碳排放与碳强度（均取ln形式）($\ln co2$ 、 $\ln cogdp$)
- 核心解释变量：DID变量

- **控制变量**

- 经济发展水平——人均实际生产总值对数值 $\ln pgdp$ 和平方项 $\ln pgdpp$
- 产业结构——二、三产业占比 $strind$ 、 $strsev$
- 经济结构——社会商品零售额与生产总值比值 $strls$
- 对外开放程度——当年实际使用外资金额与生产总值比值 $strwz$
- 经济集聚程度——人口密度、年末总人口对数值
- 市场发展程度——市场化指数、工业企业数量对数值等
- 财政依存度、清洁能源供给、创新强度、地区节能减排目标

- **市场机制与行政干预的代理变量**

- 市场机制：碳价、市场流动性、相对市场交易规模
- 行政干预：反映政府管控强度的指标，国有企业占比（用财政依存度代替进行稳健性检验）

- **其他变量**

- **数据来源**

- 碳排放数据：中国碳排放核算数据库，市场化指标来源于《中国分省份市场化指数报告》；
- 碳价、交易规模来自中国碳排放权交易网；
- 其他数据来源于各种中国统计年鉴

2.1.3 DID 基准回归，加入控制变量后负效应显著

对碳排放量回归

Inco2	Robust					
	Coefficient	std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.0436887	.0321381	-1.36	0.184	-.1094185	.022041
_cons	3.005821	.0017981	1671.69	0.000	3.002143	3.009498

加入控制变量

Inco2	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.0833347	.0278798	-2.99	0.006	-.1404439	-.0262255
lnpgdp	.089338	.1035746	0.86	0.396	-.1228249	.301501
lnpgdpp	-.0031008	.0122448	-0.25	0.802	-.0281831	.0219816
strind	.6063405	.2175371	2.79	0.009	.160736	1.051945
strser	.5480572	.2143649	2.56	0.016	.1089506	.9871637
strls	-.1983061	.0863193	-2.30	0.029	-.3751233	-.0214889
strwz	-.0003093	.0001599	-1.93	0.063	-.0006369	.0000183
popden	-.0000213	.0000308	-0.69	0.495	-.0000844	.0000418
lnpop	.0025654	.0050904	0.50	0.618	-.0078618	.0129926
marketindex	.0252451	.0103686	2.43	0.022	.004006	.0464843
lnqys	-.0021167	.0012543	-1.69	0.103	-.004686	.0004526
strsq	-.0046393	.0025832	-1.80	0.083	-.0099309	.0006522
strpub	.4698234	.2718686	1.73	0.095	-.0870742	1.026721
lnslfd	-.0256185	.0125361	-2.04	0.051	-.0512975	.0000606
lnzls	-.0000965	.0093511	-0.01	0.992	-.0192513	.0190584
t1	.0039035	.0011045	3.53	0.001	.0016411	.0061659
t2	-.0043164	.0010794	-4.00	0.000	-.0065275	-.0021052
t3	-.0048702	.0014739	-3.30	0.003	-.0078893	-.0018512
_cons	2.717035	.2499545	10.87	0.000	2.205026	3.229043

对碳排放强度回归

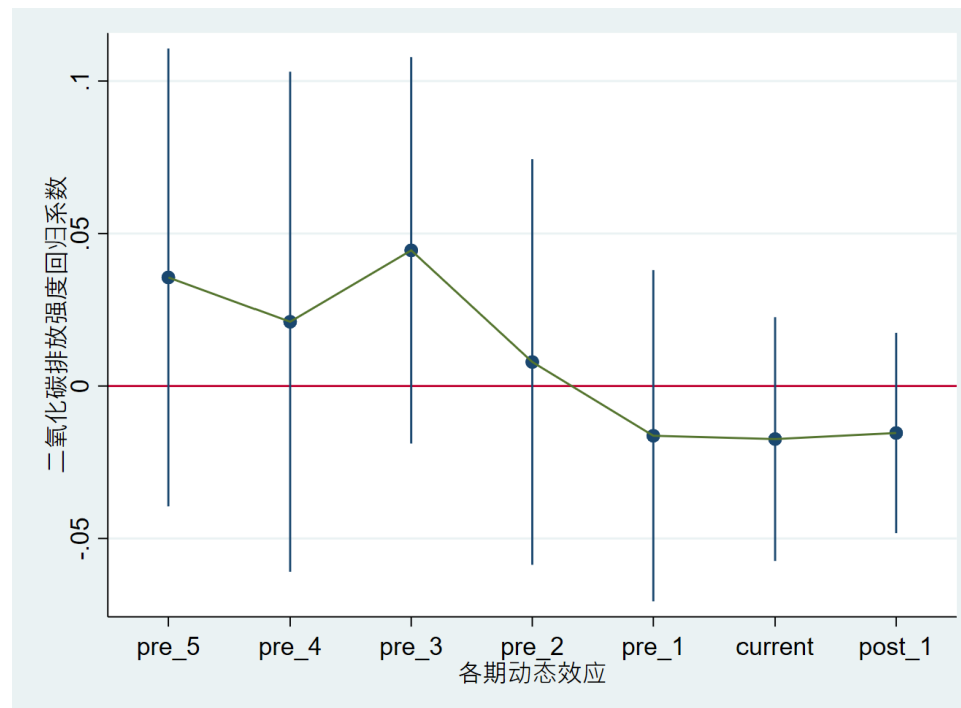
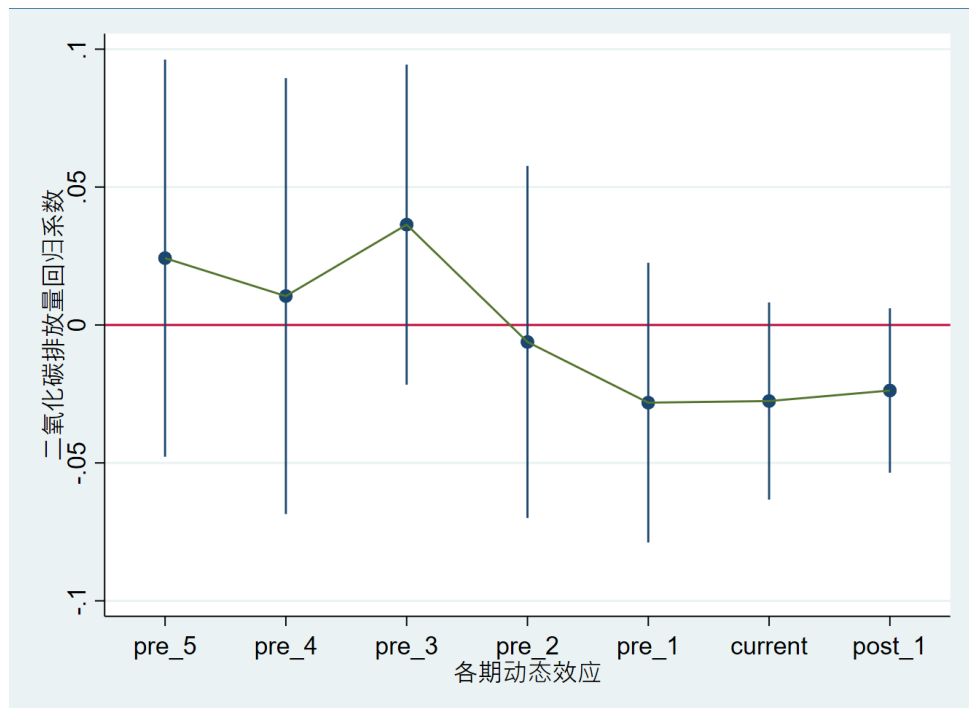
Incogdp	Robust					
	Coefficient	std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.0751891	.0347729	-2.16	0.039	-.1463076	-.0040706
_cons	-3.82387	.0019455	-1965.52	0.000	-3.827849	-3.819891

加入控制变量

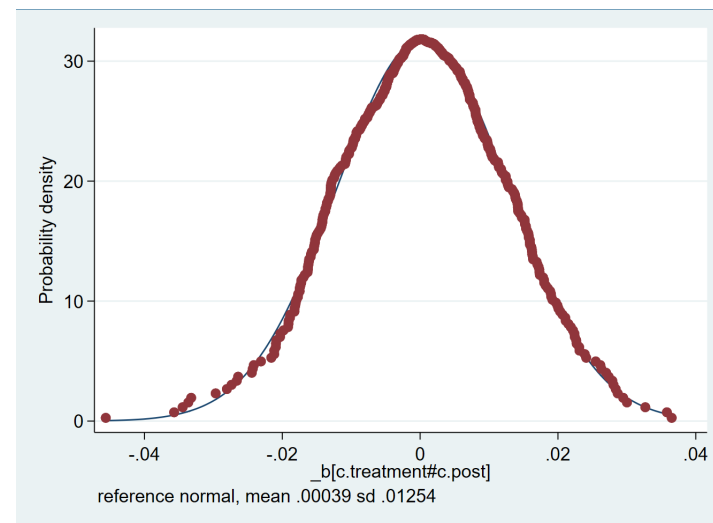
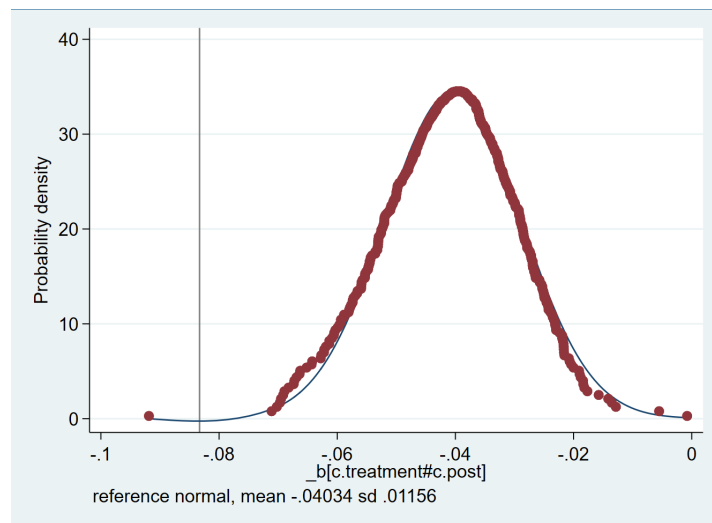
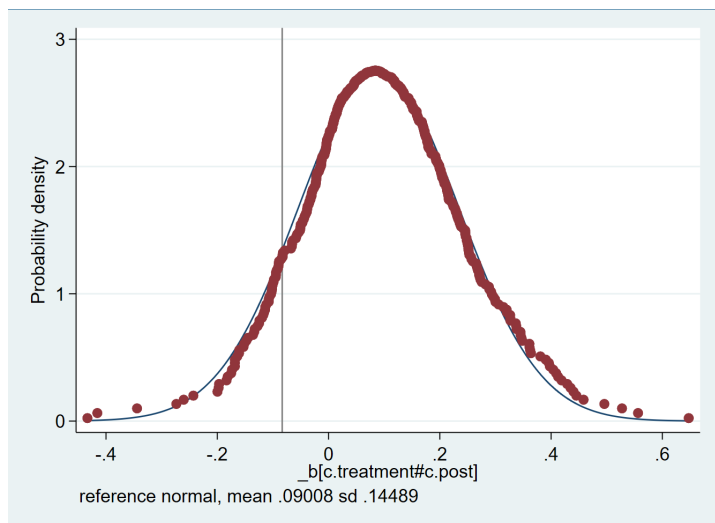
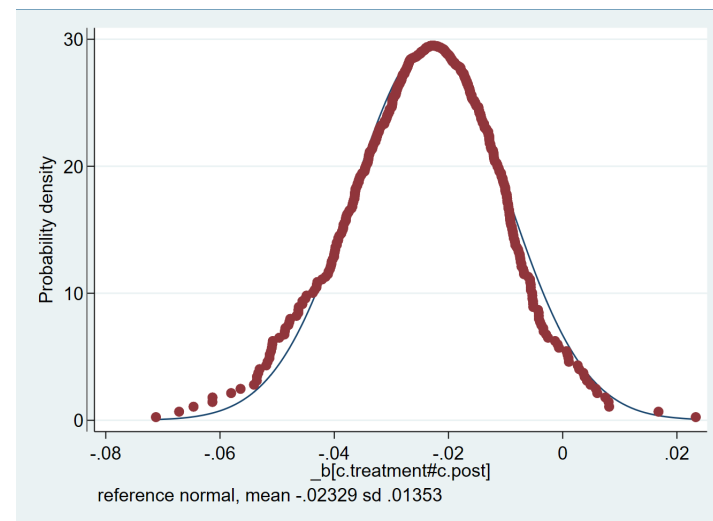
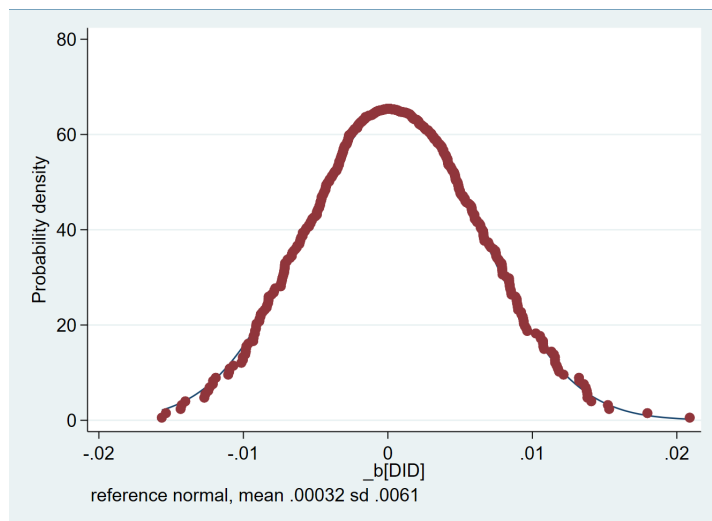
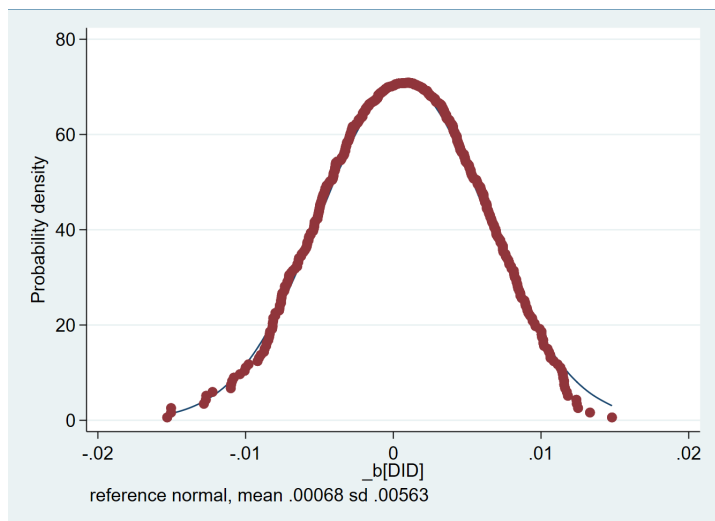
Incogdp	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.0894817	.0228723	-3.91	0.001	-.1363336	-.0426299
lnpgdp	-.4618916	.1069974	-4.32	0.000	-.6810657	-.2427174
lnpgdpp	-.0326041	.0112632	-2.89	0.007	-.0556757	-.0095324
strind	.2398322	.2445093	0.98	0.335	-.2610224	.7406868
strser	.2557843	.2179189	1.17	0.250	-.1906024	.702171
strls	-.0230155	.0767283	-0.30	0.766	-.1801863	.1341552
strwz	-.0003396	.0001878	-1.81	0.081	-.0007243	.0000452
popden	-.0000536	.000035	-1.53	0.137	-.0001253	.0000181
lnpop	-.0046212	.0053045	-0.87	0.391	-.015487	.0062447
marketindex	.0255029	.0104595	2.44	0.021	.0040776	.0469283
lnqys	-.0022778	.0013186	-1.73	0.095	-.0049789	.0004233
strsq	-.004438	.0027809	-1.60	0.122	-.0101343	.0012583
strpub	.3384265	.2294201	1.48	0.151	-.1315192	.8083722
lnslfd	-.0286339	.0114433	-2.50	0.018	-.0520744	-.0051933
lnzls	-.0009927	.0086909	-0.11	0.910	-.0187952	.0168097
t1	.0035553	.0012159	2.92	0.007	.0010646	.0060461
t2	-.003381	.0012006	-2.82	0.009	-.0058403	-.0009217
t3	-.0039904	.0017428	-2.29	0.030	-.0075604	-.0004203
_cons	-3.333	.2542423	-13.11	0.000	-3.853792	-2.812208

2.2.1 处理组和控制组的碳排放与碳强度的变动趋势满足平行趋势假设

- 系数B的回归结果显示，无论是碳排放还是碳强度，碳市场启动之前2年到前6年的对应系数均未通过显著性检验，这意味着在碳市场启动之前2年至前6年，处理组和控制组的碳排放与碳强度的变动趋势满足平行趋势假设
- 碳市场启动前1年的对应系数在5%水平显著为负，启动前2年的对应系数虽然未通过10%的显著性检验，但已开始显示一定的碳减排趋势，这意味着试点地区存在一定“预期政策效应”。试点地区存在“预期政策效应”的经济逻辑为：虽然在碳市场启动之前，相关工作仅停留在政策设计和讨论阶段，但由于预期到碳市场即将启动，高碳排放企业可能因此提前改变生产方式，从而引致当地碳排放和碳强度的提前下降。



2.2.2 通过500次重抽样，发现不存在安慰剂效应



2.3.1 稳健性检验——PSM DID 倾向得分匹配双重差分法 (1)

- 显示中的政策本质上是非随机化实验（准自然实验），使用PSM可以为每一个处理组样本匹配到特定的控制组样本，使得准自然实验近似随机
- 无论是半径匹配、近邻匹配还是核匹配，DID系数依然显著为负，双重差分交乘项仍对碳排放量和碳排放强度有显著降低作用

Inco2

半径匹配

Incogdp

Inco2	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.098148	.0253418	-3.87	0.002	-.1528956	-.0434003
lnpgdp	.3836861	.167318	2.29	0.039	.0222175	.7451547
lnpgdpp	-.0191412	.0251875	-0.76	0.461	-.0735556	.0352732
strind	.4901458	.2493753	1.97	0.071	-.0485968	1.028888
strser	.7637181	.2917871	2.62	0.021	.1333504	1.394086
strls	-.0039429	.1150446	-0.03	0.973	-.2524816	.2445958
strwz	.0000263	.0002149	0.12	0.904	-.000438	.0004907
popden	.0000426	.0000179	2.38	0.034	3.85e-06	.0000813
lnpop	.006885	.0047065	1.46	0.167	-.0032827	.0170527
marketindex	.0002456	.0238569	0.01	0.992	-.0512941	.0517853
lnqys	.0004563	.002479	0.18	0.857	-.0048993	.0058119
strsq	-.0107378	.0089601	-1.20	0.252	-.0300949	.0086194
strpub	-.1098059	.194459	-0.56	0.582	-.5299092	.3102973
lnslfd	.0071105	.0139545	0.51	0.619	-.0230365	.0372574
lnzls	.0017345	.0153585	0.11	0.912	-.0314455	.0349146
t1	.0070943	.0010418	6.81	0.000	.0048436	.0093451
t2	-.0049022	.0015817	-3.10	0.008	-.0083192	-.0014852
t3	-.0077826	.002122	-3.67	0.003	-.0123669	-.0031983
_cons	2.355053	.3045514	7.73	0.000	1.69711	3.012997

Incogdp	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.114961	.0202096	-5.69	0.000	-.1586212	-.0713007
lnpgdp	-.0584212	.1674682	-0.35	0.733	-.4202142	.3033717
lnpgdpp	-.0526989	.0211063	-2.50	0.027	-.0982962	-.0071016
strind	.0762036	.287504	0.27	0.795	-.5449111	.6973182
strser	.2678927	.2592065	1.03	0.320	-.2920889	.8278744
strls	.1682748	.1204087	1.40	0.186	-.0918524	.4284021
strwz	.0000671	.0002646	0.25	0.804	-.0005045	.0006387
popden	.0000124	.0000144	0.86	0.407	-.0000188	.0000436
lnpop	.0042124	.0048941	0.86	0.405	-.0063607	.0147855
marketindex	.006368	.0319077	0.20	0.845	-.0625644	.0753005
lnqys	-.0003205	.0029302	-0.11	0.915	-.0066508	.0060098
strsq	-.0094317	.0085031	-1.11	0.287	-.0278015	.008938
strpub	-.1352065	.1936731	-0.70	0.497	-.5536119	.2831989
lnslfd	.0002977	.0128735	0.02	0.982	-.0275138	.0281093
lnzls	.0076408	.0147134	0.52	0.612	-.0241455	.039427
t1	.0064982	.0009354	6.95	0.000	.0044773	.008519
t2	-.0037672	.0017925	-2.10	0.056	-.0076396	.0001052
t3	-.0070562	.0019578	-3.60	0.003	-.0112858	-.0028266
_cons	-3.952057	.356392	-11.09	0.000	-4.721995	-3.182118

2.3.1 稳健性检验——PSM DID 倾向得分匹配双重差分法 (2)

近邻匹配

Inco2

Inco2	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.0650503	.0249399	-2.61	0.021	-.1185411	-.0115594
lnpgdp	.1462595	.1547586	0.95	0.361	-.1856647	.4781836
lnpgdpp	-.0122581	.0129017	-0.95	0.358	-.0399296	.0154134
strind	.9228951	.1922281	4.80	0.000	.5106069	1.335183
strser	.9313487	.2345516	3.97	0.001	.4282855	1.434412
strls	.0925069	.166056	0.56	0.586	-.2636479	.4486616
strwz	.000016	.0002527	0.06	0.950	-.000526	.0005579
popden	.0000267	.000036	0.74	0.471	-.0000505	.0001038
lnpop	-.0016607	.0059688	-0.28	0.785	-.0144625	.0111411
marketindex	-.0072827	.0228548	-0.32	0.755	-.0563013	.0417358

Incogdp

Incogdp	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.0799121	.0180443	-4.43	0.001	-.1186134	-.0412108
lnpgdp	-.1640105	.1043	-1.57	0.138	-.3877117	.0596906
lnpgdpp	-.0310653	.0095482	-3.25	0.006	-.0515442	-.0105864
strind	.5090688	.2235266	2.28	0.039	.0296519	.9884858
strser	.5783812	.2521596	2.29	0.038	.0375525	1.11921
strls	.2621336	.1477402	1.77	0.098	-.0547376	.5790048
strwz	-.000105	.0001956	-0.54	0.600	-.0005246	.0003146
nonden	-6.95e-06	.000033	-0.21	0.836	-.0000778	.0000639

核匹配

Inco2

Inco2	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	.0763832	.0245337	3.11	0.010	.1303816	.0223848
lnpgdp	.1793288	.1819056	0.99	0.345	-.2210428	.5797003
lnpgdpp	-.0166316	.0170231	-0.98	0.350	-.0540992	.0208359
strind	.7477801	.2995306	2.50	0.030	.0885178	1.407042
strser	.8289147	.2494695	3.32	0.007	.279836	1.377993
strls	-.0687821	.172711	-0.40	0.698	-.4489164	.3113523
strwz	.0000739	.00038	0.19	0.849	-.0007624	.0009101
popden	.0000454	.0000153	2.97	0.013	.0000118	.000079

Incogdp

Incogdp	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.0796644	.0174769	-4.56	0.001	-.1181309	-.041198
lnpgdp	-.0741651	.120264	-0.62	0.550	-.3388644	.1905342
lnpgdpp	-.0341844	.0126402	-2.70	0.020	-.0620053	-.0063635
strind	.3248091	.3065459	1.06	0.312	-.349894	.9995122
strser	.4602996	.2337375	1.97	0.075	-.0541532	.9747525
strls	.204977	.1681094	1.22	0.248	-.1650292	.5749833
strwz	-.000096	.0003657	-0.26	0.798	-.000901	.000709

2.3.2 稳健性检验——剔除其他政策影响

- 为剔除相关政策（2007年排污权交易试点、2010年低碳地区试点、2012年印发的《重点区域大气污染防治“十二五”规划》）的干扰，本文对仅覆盖低碳试点地区、大气污染重点控制区、排污权交易试点的城市样本分别进行多期双重差分回归检验。
- 剔除同时期其他相关政策后多期双重差分变量DID的回归系数均在1%—10%水平显著为负。

Inco2

Inco2	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.0944843	.0342161	-2.76	0.010	-.1648165	-.0241521
lnpgdp	.076283	.1552683	0.49	0.627	-.2428755	.3954416
lnpgdpp	-.0089721	.0109356	-0.82	0.419	-.0314507	.0135064
strind	.7600443	.2304623	3.30	0.003	.2863223	1.233766
strser	.7843812	.3050998	2.57	0.016	.1572396	1.411523
strls	-.0982494	.0949433	-1.03	0.310	-.2934082	.0969094

Inco2	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.092789	.0454466	-2.04	0.058	-.1891315	.0035536
lnpgdp	.1915498	.2988982	0.64	0.531	-.442086	.8251856
lnpgdpp	-.0043622	.0430877	-0.10	0.921	-.095704	.0869795
strind	.1085141	.5272167	0.20	0.842	-1.030225	1.247262

Inco2	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.0944843	.0342161	-2.76	0.010	-.1648165	-.0241521
lnpgdp	.076283	.1552683	0.49	0.627	-.2428755	.3954416
lnpgdpp	-.0089721	.0109356	-0.82	0.419	-.0314507	.0135064
strind	.7600443	.2304623	3.30	0.003	.2863223	1.233766
strser	.7843812	.3050998	2.57	0.016	.1572396	1.411523
strls	-.0982494	.0949433	-1.03	0.310	-.2934082	.0969094

Incogdp

Incogdp	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.1018074	.028212	-3.61	0.001	-.1597981	-.0438168
lnpgdp	-.3566275	.1472442	-2.42	0.023	-.6592924	-.0539627
lnpgdpp	-.0365579	.0084935	-4.30	0.000	-.0540165	-.0190993
strind	.3167562	.2744055	1.15	0.259	-.2472923	.8808047
strser	.3428078	.3175121	1.08	0.290	-.3098476	.9954632
strls	.0759336	.0781381	0.97	0.340	-.0846815	.2365488
strwz	-.0003955	.0002656	-1.49	0.148	-.0009414	.0001504

Incogdp	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.1116738	.0412424	-2.71	0.016	-.1991038	-.0242437
lnpgdp	-.2419268	.276958	-0.87	0.395	-.8290515	.345198
lnpgdpp	-.0411609	.0328922	-1.25	0.229	-.1108892	.0285674
strind	-.3588262	.5951054	-0.60	0.555	-1.620393	.9027408
strser	-.8692155	.4966002	-1.75	0.099	-1.921961	.1835299
strls	.1623303	.3635079	0.45	0.661	-.608272	.9329326
strwz	-.0005671	.0002705	-2.10	0.052	-.0011406	.0000066

Incogdp	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.0678622	.0220535	-3.08	0.012	-.1170005	-.0187239
lnpgdp	-.3270061	.0794578	-4.12	0.002	-.504049	-.1499631
lnpgdpp	-.027213	.0136731	-1.99	0.075	-.0576784	.0032525
strind	.4486294	.3195057	1.40	0.191	-.2632737	1.160532
strser	.5368501	.2979569	1.80	0.102	-.1270393	1.20074
strls	.0740000	.0640700	1.14	0.254	-.0705000	.2185000

2.3.3 稳健性检验——剔除部分特殊样本影响

- 剔除试点地区中经济实力排名前三的大城市（北京、上海、深圳）、唯一处于西部的直辖市（重庆）、2016年底起启动碳市场的附件、四川。回归结果DID仍然显著为负，结果稳健。

Inco2

Inco2	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.0704695	.0261464	-2.70	0.012	-.1241176	-.0168214
lnpgdp	.0255001	.0923931	0.28	0.785	-.1640749	.2150752
lnpgdpp	-.0027612	.0120142	-0.23	0.820	-.0274124	.0218899
strind	.6314349	.2112704	2.99	0.006	.1979438	1.064926
strser	.5471574	.2087107	2.62	0.014	.1189185	.9753963
strls	.3203284	.0822022	3.87	0.000	.1401626	.6804942

Inco2	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.0827738	.0287599	-2.88	0.008	-.1417844	-.0237633
lnpgdp	.089123	.1040383	0.86	0.399	-.1243459	.3025919
lnpgdpp	-.0029089	.0122065	-0.24	0.813	-.0279546	.0221368
strind	.6053125	.2183503	2.77	0.010	.1572947	1.05333
strser	.5492152	.2145826	2.56	0.016	.1089281	.9895023
strls	.3212605	.0868162	3.70	0.000	.1401617	.6823594

Inco2	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.0840203	.0274286	-3.06	0.005	-.1402991	-.0277415
lnpgdp	.1049232	.1094101	0.96	0.346	-.1195679	.3294142
lnpgdpp	-.0019943	.01176	-0.17	0.867	-.0261238	.0221352
strind	.6272383	.2430516	2.58	0.016	.1285376	1.125939
strser	.5225346	.2283091	2.29	0.030	.054083	.9909862
strls	-.177166	.0872424	-2.03	0.052	-.3561725	.0018405

Incogdp

Incogdp	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.0761957	.0192797	-3.95	0.001	-.1157543	-.0366371
lnpgdp	-.5301972	.0986485	-5.37	0.000	-.7326072	-.3277871
lnpgdpp	-.0324092	.0110349	-2.94	0.007	-.055051	-.0097674
strind	.2671686	.2388111	1.12	0.273	-.2228314	.7571686
strser	.2546087	.2117104	1.20	0.240	-.1797851	.6890025
strls	-.0660522	.0710395	-0.93	0.361	-.2118132	.0797088

Incogdp	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.0871038	.0232107	-3.75	0.001	-.1347282	-.0394793
lnpgdp	-.4610629	.1076885	-4.28	0.000	-.6820215	-.2401043
lnpgdpp	-.0323557	.0112145	-2.89	0.008	-.055366	-.0093454
strind	.2365627	.2462186	0.96	0.345	-.2686362	.7417616
strser	.2608228	.2185471	1.19	0.243	-.1875987	.7092444

Incogdp	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
DID	-.0903044	.0225781	-4.00	0.000	-.136631	-.0439779
lnpgdp	-.4625947	.1153948	-4.01	0.000	-.6993653	-.2258242
lnpgdpp	-.0308944	.0110107	-2.81	0.009	-.0534864	-.0083024
strind	.2346412	.2644382	0.89	0.383	-.3079412	.7772235
strser	.2003422	.2208584	0.95	0.352	-.2438210	.6425066

2.4.1 传导机制分析——相对市场交易规模能够放大所在地区碳市场机制的碳减排效应

- 构建**碳价、市场流动性**和**相对市场交易规模**三个机制变量，并进行双重差分回归，发现无论是对于碳排放量还是碳排放强度，DID和相对市场规模的交乘项系数都为负且显著，和其余两个变量虽系数都为负但不显著（这里我跑出来的结果和论文不一样）
- 可得如下结论：①试点地区碳市场的碳减排效应部分来源于以碳交易为核心的市场机制，**相对市场交易规模越大，则碳市场的碳减排效果越显著**；②由于碳价、市场流动性未能显著增强碳市场的碳减排功能，因此总体而言**试点地区碳市场的市场机制作用有限**；③试点地区碳市场的碳减排效应还来源于碳交易以外的非市场机制。

注：下图中绿色√表示显著，红色×表示不显著

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \theta DID_{it} \times perf_{it} + \beta_2 control_{it} + \eta_i + \gamma_t + \delta_{it} + \varepsilon_{it}$$

- Perf为衡量市场机制的相关指标，具体表现为碳价、市场流动性、相对市场交易规模；
- 添加DID和perf交互项后，系数β1表示市场机制完全不存在时的碳市场效应，**θ表示碳交易引致的异质性碳减排效应，是关键系数**

Inco2					
Inco2	Robust				
	Coefficient	std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
DID	0 (omitted)				
c.DID#c.lnprice2	-.0398026	.0156594	-2.54	0.085	[-.0896377, .0100325]
Inco2	Robust				
	Coefficient	std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
DID	0 (omitted)				
c.DID#c.lnliqui2	-.0001833	.0040791	-0.04	0.967	[-.0131648, .0127981]
Inco2	Robust				
	Coefficient	std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
DID	0 (omitted)				
c.DID#c.strvol2	.0527854	.0867086	0.61	0.586	[-.22316, .3287308]

Incogdp					
Incogdp	Robust				
	Coefficient	std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
DID	0 (omitted)				
c.DID#c.lnprice2	-.037838	.0213181	-1.77	0.174	[-.1056818, .0300057]
Incogdp	Robust				
	Coefficient	std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
DID	0 (omitted)				
c.DID#c.lnliqui2	-.0016472	.0048129	-0.34	0.755	[-.0169639, .0136696]
Incogdp	Robust				
	Coefficient	std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
DID	0 (omitted)				
c.DID#c.strvol2	.0460144	.0842111	0.55	0.623	[-.221983, .3140118]

注：图中绿色√表示显著，红色×表示不显著

2.4.2 传导机制分析——政府干预能够放大所在地区碳市场机制的碳减排效应

- 构建**国有企业占比、财政依存度、惩罚力度**三个机制变量，并进行双重差分回归，发现无论是对于碳排放量还是碳排放强度，DID和三个机制变量的交乘项系数都为负且显著（这里我跑出来的结果和论文不一样）
- 可以得出，政府干预会放大所在地区碳市场机制的碳减排效应

注：下图中绿色√表示显著，红色×表示不显著

Inco2

Inco2	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	√ [95% conf. interval]
DID	.153691	.0741348	2.07	0.047	√
c.DID#c.strgygz	-.5321324	.1568361	-3.39	0.002	√

Inco2	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	× [95% conf. interval]
DID	-.0028111	.0467612	-0.06	0.952	×
c.DID#c.strpub	-.9717617	.5357584	-1.81	0.080	×

Inco2	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	× [95% conf. interval]
DID	.0954678	.0611815	1.56	0.130	×
c.DID#c.penalty	-.0520074	.0154053	-3.38	0.002	√

注：图中绿色√表示显著，红色×表示不显著

$$Y_{it}=\beta_0+\beta_1DID_{it}+\theta DID_{it}\times gov_{it}+\beta_g gov_{it}+\beta_2 control_{it}+\eta_i+\gamma_t+\delta_{it}+\varepsilon_{it}$$

- 其中，gov为衡量政府行政干预的指标，具体为国有企业占比、财政依存度、惩罚力度，β为对应系数；
- DID×gov,为DID变量与行政干预力度的交互项，θ为对应系数，属于判断行政干预力度是否影响碳市场碳减排效应的关键系数。

Incogdp

Incogdp	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	× [95% conf. interval]
DID	.1189572	.0813493	1.46	0.155	×
c.DID#c.strgygz	-.4737223	.1910742	-2.48	0.019	√

Incogdp	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	× [95% conf. interval]
DID	.0114638	.0399302	0.29	0.776	×
c.DID#c.strpub	-1.218215	.5192065	-2.35	0.026	√

Incogdp	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	× [95% conf. interval]
DID	.0114638	.0399302	0.29	0.776	×
c.DID#c.strpub	-1.218215	.5192065	-2.35	0.026	√



Part 3

总结反思

文章结论

- 本文的研究结果表明：

- ①整体而言，碳市场对试点地区具有显著的碳减排效应，能够同时降低碳排放与碳强度，但碳交易市场机制的碳减排作用有限，而地区行政干预能够显著增强碳市场的碳减排效应，因而当前试点地区的碳市场是通过市场机制与行政干预的协同作用实现碳减排：
- ②地区异质性方面，在市场机制与行政干预的协同作用下，北京碳市场的碳减排效应最强、上海及深圳碳市场次之，天津、重庆碳市场对碳强度的抑制效应较强，而广东、湖北碳市场的碳减排效应整体相对较弱：
- ③传导机制方面，试点地区通过降低碳强度减少碳排放，地区生产总值未受到冲击，碳强度下降又可部分归结为能源消费强度下降而非煤炭消费占比降低；
- ④减碳降污的协同效应方面，碳市场在实现碳减排效应的同时，也在一定程度上抑制了二氧化硫排放（总量与强度）空气污染。

总结与反思

- 本次复现的不足之处：
 - 本文其实除了实证部分外前面还有比较多的理论论证部分，但是由于时间关系没有非常充分地理解作者的理论数学推导过程（有点复杂）
 - 没有完全复现，后面的一些数据跑出来和论文不同，可能是因为数据不同以及一些处理时的不同
- 实操知识：
 - 学习中发现其实可以通过reg2docx等直接将stata结果以论文的格式输出到word中，不过本次复现中不需要导出docx做论文，所以暂时没有使用，这在未来写论文时应该会非常有用
 - 掌握了安慰剂检验、PSM DID模型的stata实现方法（PSM DID也是第一次接触和学习，学习了近邻匹配、半径匹配、核匹配），了解了通过和DID交乘项继续交乘回归的传导机制分析方法
 - 从理论到实践还有不少的路要走，要学习的东西还有很多，不过发现了网上有非常丰富的学习资料可以自学
- 此外，这篇文章倾向性得分匹配的方法、传导机制提出和检验的思路、剔除政策和特殊样本的方法都非常值得学习