

低碳城市试点政策、企业融资约束与绿色技术创新

陈文晶

上海工程技术大学管理学院, 上海

收稿日期: 2022年7月22日; 录用日期: 2022年8月15日; 发布日期: 2022年8月25日

摘要

本文以2004~2020年A股上市公司为研究样本, 实证检验2010年、2012年以及2017年总共三次低碳城市试点政策实施对于企业绿色技术创新水平的影响效应。研究发现, 低碳城市试点政策的实施在一定程度上促进企业绿色技术创新。机制检验表明, 政策的实施可以有效缓解企业融资约束, 从而提高了绿色技术创新水平。本文从企业绿色技术创新的角度为低碳城市试点政策实施效果提供经验证据。

关键词

低碳城市试点政策, 绿色技术创新, 融资约束, 多期DID

Low-Carbon City Pilot Policy, Corporate Financing Constraints and Green Technological Innovation

Wenjing Chen

School of Management, Shanghai University of Engineering Science, Shanghai

Received: Jul. 22nd, 2022; accepted: Aug. 15th, 2022; published: Aug. 25th, 2022

Abstract

Taking the 2004~2020 A-share listed companies as a research sample, this paper empirically examines the impact of the implementation of three low-carbon city pilot policies on the green technological innovation level of enterprises in 2010, 2012 and 2017. The study found that the implementation of the low-carbon city pilot policy promotes the innovation of green technology in

enterprises to a certain extent. The mechanism test shows that the implementation of the policy can effectively alleviate the financing constraints of enterprises, thereby improving the level of green technological innovation. This paper provides empirical evidence for the implementation of low-carbon city pilot policies from the perspective of enterprise green technological innovation.

Keywords

Low-Carbon City Pilot Policy, Green Technological Innovation, Corporate Financing Constraints, Multi-Period DID

Copyright © 2022 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

随着我国低碳经济不断发展，“低碳技术”、“低碳城市”等新概念新需求应运而生。我国于2010年发布了《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》，初步开启低碳城市试点工作，并于2012年、2017年相继公布了第二批与第三批试点城市，试点范围进一步扩大。相关文献研究表明，环境政策工具可以激励低碳技术的发展[1]，而相关技术的发展又可以提高能源效率，进一步促进城市转型[2]。

自我国开展低碳试点工作以来，不少学者从发展低碳技术角度对试点效果进行研究。宏观角度分析的结果发现，技术创新是低碳城市试点政策推动产业结构升级的正向中介[3]，而低碳城市建设可以通过促进工业产业结构升级来降低碳排放强度[4]，减轻城市空气污染[5]，促进城市绿色全要素生产率[6]。与此同时，试点城市开展的绿色创新升级对周边地区也具有政策溢出的示范效应[7]。微观角度分析的结果发现，试点政策提高了高污染企业绿色技术创新水平[8]，尤其对能源节约和能源替代生产这两类专利的创新起到显著促进作用[9]。钟昌标等(2020) [10]研究发现，市场型工具相对于命令型和自愿型工具更能有效促进企业绿色创新。而在研究低碳城市试点政策如何影响企业绿色创新的机制检验中，徐佳和崔静波(2020) [9]发现，命令控制型政策工具是低碳试点政策促进高碳行业绿色技术创新的主要路径，但缓解融资约束机制未能得到有效验证。

基于以上文献研究的局限性，本文采用多期 DID 模型，新加入 2017 年试点政策相关数据，针对 2010 年、2012 年以及 2017 年共三次低碳城市试点政策的下达与执行，从制造业企业的绿色技术创新角度对政策实施效果进行分析，并进一步探究融资约束作为中介变量，其在试点政策对企业绿色技术创新的影响中起到的作用。

2. 理论分析与研究假设

李政和杨思莹(2019) [11]的研究表明创新型城市有效提升了城市创新水平。刘巧等(2018) [12]结论揭示了智慧城市建设显著促进了城市技术创新。而低碳城市试点政策实行以后，试点城市为了降低碳排放总量，必然会增大对本市高排放企业相关节能减排的宣传，约束企业生产过程碳排放强度。一方面，政府的倡议和关注以及社会对低碳生活愈发高涨的认同度，使得企业主动响应政府号召，从事提升能源利用效率、开发新能源等相关技术研发；另一方面，面对强制性的碳排放约束，高昂的减排与治污成本可能倒逼企业进行绿色技术创新，向低碳化发展。由此提出假设 1：

H1：低碳城市试点政策的实施在一定程度上促进企业绿色技术创新。

企业在进行绿色技术研发的过程中, 会面临前期投入成本过高, 研发资金供给不足等问题, 而融资困难又反过来会抑制企业的创新活动[13]。试点政策的实施从某种程度上可以促使试点地区政府加大对于企业绿色技术研发的政策倾斜, 例如对于特定行业、特定生产经营事项进行税收减免以及项目补贴等, 从而缓解了企业从事绿色技术研发面临的融资约束问题, 进而提高了企业绿色技术创新水平。由此提出假设 2:

H2: 低碳城市试点政策的实施可以有效缓解企业融资约束, 从而促进企业绿色技术创新。

3. 研究设计

3.1. 数据来源与样本选择

本文选择 2004~2020 年沪深 A 股上市公司作为研究样本, 并对样本进行以下处理: 1) 剔除金融及房地产等服务行业样本, 仅保留工业部门上市公司; 2) 剔除 ST 及*ST 样本; 3) 剔除关键变量数据缺失样本。最终得到 20,475 个企业 - 年度数据。为了避免极端值的干扰, 本文对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。

3.2. 变量定义

本文主要变量定义如表 1 所示。

Table 1. Variable definition table

表 1. 变量说明表

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	绿色技术创新水平	lnInvPat	Ln (1 + 绿色发明型专利申请数量)
		lnUtyPat	Ln (1 + 绿色实用新型专利申请数量)
解释变量	政策虚拟变量	Treat	处于 2010 年、2012 年以及 2017 年低碳城市试点政策范围则作为处理组, 取值为 1; 否则作为对照组, 取值为 0
	时间虚拟变量	Post	处理组处于 2010 年、2012 年以及 2017 年低碳城市试点政策实施期间则取 1, 其他取 0
	交乘项	DID	政策虚拟变量乘以时间虚拟变量
中介变量	企业融资约束	KZ	见上文定义
控制变量	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	托宾 Q 值	TobinQ	市值/资产总计
	总资产周转率	ATO	营业收入/平均资产总额
	营业收入增长率	Growth	本年营业收入/上一年营业收入 - 1
	企业现金流	Cashflow	经营活动产生的现金流量净额除以总资产
	管理费用率	Mfee	管理费用除以营业收入
	独立董事比例	Indep	独立董事除以董事人数
	股权集中度	Top1	第一大股东持股数量/总股数
	股权制衡度	Balance	第二到五位大股东持股比例的和/第一大股东持股比例
	管理层持股比例	Mhold	管理层持股数据除以总股本
	两职合一	Dual	董事长与总经理是同一个人则为 1, 否则为 0
	产权性质	SOE	若为国企为 1, 否则为 0
	企业年龄	Age	Ln (当年年份 - 公司成立年份 + 1)

3.2.1. 企业绿色技术创新水平

本文参考王班班和齐绍洲(2016) [14]做法,选取进行对数化处理后的上市公司绿色发明型专利与绿色实用新型专利申请数量,作为衡量企业绿色技术创新水平的代理变量。在稳健性检验中,文章还采用了负二项回归模型,将未经对数化处理的绿色发明型专利与绿色实用新型专利申请数量作为被解释变量,进一步检验低碳试点政策对企业绿色技术创新的影响效应。

3.2.2. 企业融资约束

借鉴 Kaplan 和 Zingales (1997) [15]的思想,参考谭跃和夏芳(2011) [16]和魏志华等(2014) [17]的方法,本文采用 KZ 指数作为衡量企业融资约束的指标。KZ 指数越大,意味着上市公司面临的融资约束程度越高。计算方法如下: 1) 对各年度样本分别按照经营性净现金流/年初总资产、现金股利/年初总资产、现金持有/年初总资产、资产负债率和托宾 Q 值共五个指标的中位数进行分类。大于指标 j 的中位数则 KZ_j 取 1,反之 KZ_j 为 0。2) 计算 KZ 值,令 $KZ = \sum_1^5 KZ_j$ 。3) 对模型(1)将 KZ 指数作为因变量进行有序 Logit 回归,估计出各指标的回归系数,并根据回归系数与指标 j 的值计算企业年度融资约束程度,即 KZ 指数。

$$KZ_{i,t} = \alpha_1 \frac{\text{经营性净现金流}}{\text{年初总资产}} + \alpha_2 \frac{\text{现金股利}}{\text{年初总资产}} + \alpha_3 \frac{\text{现金持有}}{\text{年初总资产}} + \alpha_4 \text{资产负债率} + \alpha_5 \text{托宾}Q\text{值} \quad (1)$$

3.3. 模型构建

为检验 2010 年、2012 年以及 2017 年低碳城市试点政策对于企业绿色技术创新的影响效应,文章采用多期 DID 模型(2),将企业经营所在地位于试点城市的样本设置为处理组,企业经营所在地位于非试点城市的样本设置为对照组,通过对处理组以及对照组在 2010 年、2012 年以及 2017 年政策实施前后绿色技术创新水平进行差分,以剔除不可观测的时间效应,从而识别出低碳城市试点的政策效应。其中, $\delta_{i,t}$ 表示控制个体固定效应, $\mu_{i,t}$ 表示控制时间固定效应。

$$\ln \text{InvPat}_{i,t} / \ln \text{UtyPat}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{DID} + \alpha_2 \text{Controls}_{i,t} + \delta_{i,t} + \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

为检验融资约束在低碳试点政策与企业绿色技术创新之间起到的中介作用,文章采用中介效应模型进行检验,在模型(2)的基础之上构建模型(3)至(5)。其中, $\mu_{i,t}$ 为控制时间固定效应, $\theta_{i,t}$ 表示控制行业固定效应, $v_{i,t}$ 表示控制城市固定效应。

$$KZ_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{DID} + \alpha_2 \text{Controls}_{i,t} + \theta_{i,t} + \mu_{i,t} + v_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\ln \text{InvPat}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{DID} + \alpha_2 KZ_{i,t} + \alpha_3 \text{Controls}_{i,t} + \theta_{i,t} + \mu_{i,t} + v_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$\ln \text{UtyPat}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{DID} + \alpha_2 KZ_{i,t} + \alpha_3 \text{Controls}_{i,t} + \theta_{i,t} + \mu_{i,t} + v_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

4. 实证结果分析

4.1. 描述性统计

表 2 报告了文章主要变量的描述性统计结果。其中绿色发明型专利($\ln \text{InvPat}$)最小为 0,最大为 3.829,标准差为 0.893;绿色发明型专利($\ln \text{InvPat}$)最小为 0,最大为 3.555,标准差为 0.879,两个指标均表明制造业企业之间绿色技术创新水平具有较大差距。同时,企业融资约束(KZ)最大值为 9.122,最小值仅为 -5.748,表明存在相当一部分制造业企业面临融资难的问题,不利于产业的绿色技术创新升级。

4.2. 低碳城市试点政策与企业绿色技术创新

表 3 报告了假设 H1 的基准回归结果。其中,列(1)与列(2)双重差分项(DID)系数分别为 0.120 和 0.099,

均在 1%水平上显著为正,说明低碳城市试点政策的实施在一定程度上促进了试点城市企业的绿色技术创新水平。回归结果表明,在控制个体与时间双固定效应条件下,经营所在地位于试点城市的企业在政策实施以后,其绿色发明型专利申请数量相对于非试点城市的企业平均增加 1.127 个,而绿色实用新型专利申请数量则平均增加 1.104 个。该结论与徐佳和崔静波(2020)研究相符。初步验证假设 H1。

Table 2. Descriptive statistics
表 2. 描述性统计

VARIABLES	N	Mean	Sd	Min	Max
lnInvPat	20,475	0.532	0.893	0	3.829
lnUtyPat	20,475	0.558	0.879	0	3.555
KZ	20,475	1.322	2.688	-5.748	9.122
Lev	20,475	0.421	0.195	0.0597	0.860
TobinQ	20,475	2.004	1.212	0.878	7.764
ATO	20,475	0.677	0.398	0.117	2.295
Growth	20,475	0.159	0.318	-0.463	1.645
Cashflow	20,475	0.0534	0.0651	-0.121	0.230
Mfee	20,475	0.0843	0.0559	0.0112	0.313
Indep	20,475	0.371	0.0506	0.333	0.556
Top1	20,475	0.350	0.147	0.0923	0.728
Balance	20,475	0.694	0.589	0.0239	2.661
Mhold	20,475	0.125	0.195	0	0.687
Dual	20,475	0.259	0.438	0	1
SOE	20,475	0.379	0.485	0	1
Age	20,475	2.773	0.373	1.609	3.434

Table 3. Low-carbon city pilot policy and corporate green technological innovation
表 3. 低碳城市试点政策与企业绿色技术创新

VARIABLES	(1)	(2)
	lnInvPat	lnUtyPat
DID	0.120*** (6.77)	0.099*** (5.58)
Lev	0.309*** (7.44)	0.260*** (6.29)
TobinQ	-0.029*** (-6.14)	-0.034*** (-7.39)
ATO	-0.175*** (-6.22)	-0.090*** (-3.28)
Growth	0.013 (0.79)	0.028* (1.73)

Continued

Cashflow	-0.004 (-0.05)	-0.046 (-0.59)
Mfee	-0.674*** (-4.61)	-0.253* (-1.81)
Indep	0.000 (0.00)	-0.173 (-1.26)
Top1	0.145 (1.54)	0.195** (2.06)
Balance	0.065*** (3.46)	0.048** (2.48)
Mhold	-0.002 (-0.04)	-0.076 (-1.16)
Dual	0.003 (0.20)	-0.035** (-2.31)
SOE	0.109*** (3.72)	0.042 (1.48)
Age	0.137** (2.01)	0.225*** (3.41)
Constant	0.059 (0.29)	-0.105 (-0.51)
Year/Firm	YES	YES
Adj-R ²	0.604	0.585
N	20,333	20,333

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。下同。

4.3. 企业融资约束的中介效应

表 4 报告了假设 H2 的基准回归结果。其中，列(1)双重差分项(DID)系数分别为-0.071，在 1%水平上显著。列(2)、列(3)双重差分项(DID)系数分别为 0.092 和 0.066，融资约束(KZ)系数分别为-0.044 和 -0.030，均在 1%水平上显著。回归结果表明，企业存在的融资难题会抑制绿色技术研发，而低碳城市试点政策的实施使得政府对绿色技术研发活动有一定政策倾斜，在一定程度上缓解了企业融资约束，进而提升了绿色技术创新水平。假设 H2 得证。

Table 4. Intermediary effects of financing constraints

表 4. 融资约束的中介效应

VARIABLES	(1) KZ	(2) lnInvPat	(3) lnUtyPat
DID	-0.071*** (-2.75)	0.092*** (5.69)	0.066*** (4.17)

Continued

KZ		-0.044 ^{***} (-10.65)	-0.030 ^{***} (-7.64)
Lev	7.468 ^{***} (126.40)	1.081 ^{***} (22.70)	1.022 ^{***} (22.73)
TobinQ	0.527 ^{***} (46.29)	-0.049 ^{***} (-8.61)	-0.063 ^{***} (-12.28)
ATO	-0.223 ^{***} (-7.25)	-0.020 (-1.12)	-0.016 (-0.95)
Growth	-0.606 ^{***} (-16.05)	0.047 ^{**} (2.46)	0.051 ^{***} (2.76)
Cashflow	-17.587 ^{***} (-99.80)	-0.102 (-0.91)	0.089 (0.82)
Mfee	2.226 ^{***} (9.22)	-0.143 (-1.14)	-0.402 ^{***} (-3.40)
Indep	0.891 ^{***} (4.92)	0.311 ^{***} (2.59)	0.094 (0.81)
Top1	-1.644 ^{***} (-18.17)	0.067 (1.15)	-0.006 (-0.10)
Balance	-0.268 ^{***} (-11.86)	0.047 ^{***} (3.33)	0.005 (0.38)
Mhold	-0.649 ^{***} (-10.38)	-0.399 ^{***} (-12.20)	-0.335 ^{***} (-10.17)
Dual	-0.047 ^{**} (-2.10)	-0.024 [*] (-1.83)	-0.042 ^{***} (-3.27)
SOE	0.057 ^{**} (2.27)	0.156 ^{***} (10.03)	0.081 ^{***} (5.47)
Age	0.122 ^{***} (3.64)	-0.093 ^{***} (-4.78)	-0.130 ^{***} (-6.75)
Constant	-1.683 ^{***} (-12.39)	0.297 ^{***} (3.75)	0.641 ^{***} (8.11)
Year/Industry/City	YES	YES	YES
Adj-R ²	0.791	0.228	0.249
N	20,475	20,475	20,475

5. 稳健性检验

5.1. 平行趋势的动态效应检验

双重差分模型要求处理组与对照组在事件发生之前具有共同趋势。基于此，本文构造距离政策实施

间隔年份的虚拟变量， $t_{-1}\sim t_{-5}$ 为相对试点政策实施之前的虚拟变量， $t_1\sim t_{10}$ 则为试点政策实施之后的虚拟变量。其中， t_i 表示若处于政策实施前第 i 年则取值为 1，否则为 0； t_j 表示若处于政策实施后第 j 年则取值为 1，否则为 0。 cur 表示低碳城市试点政策实施当年的虚拟变量。图 1、图 2 为平行趋势检验的动态 DID 模型，结果显示：政策实施相对时间之前的系数均不显著，表明在低碳城市试点之前，处理组与对照组企业绿色技术创新水平不存在显著差别，满足双重差分的平行趋势假设。同时， $t_2\sim t_{10}$ 的系数表明，低碳城市试点政策施行后对企业绿色技术创新具有显著的正向促进作用且该政策的实施具有持续效应，进一步验证了假设 H1。

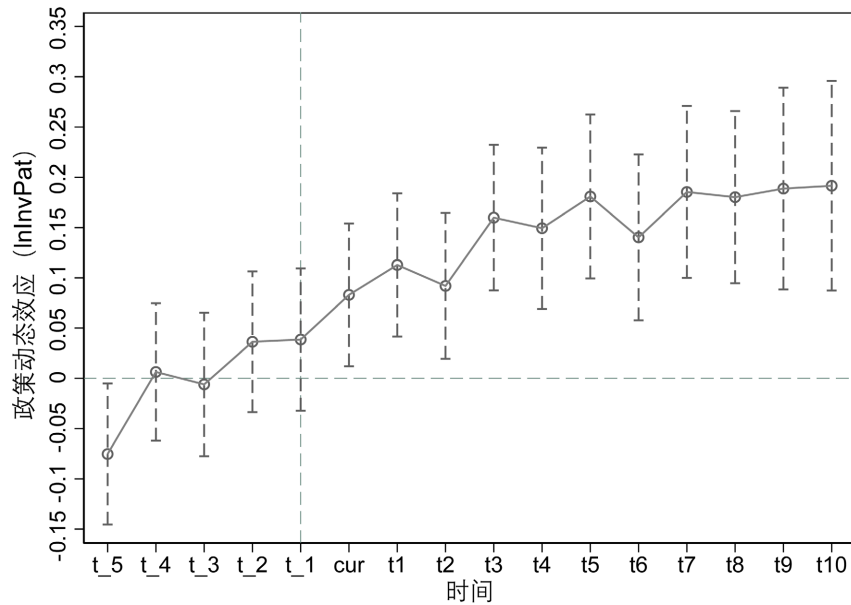


Figure 1. Dynamic effects testing of lnInvPat

图 1. lnInvPat 动态效应检验

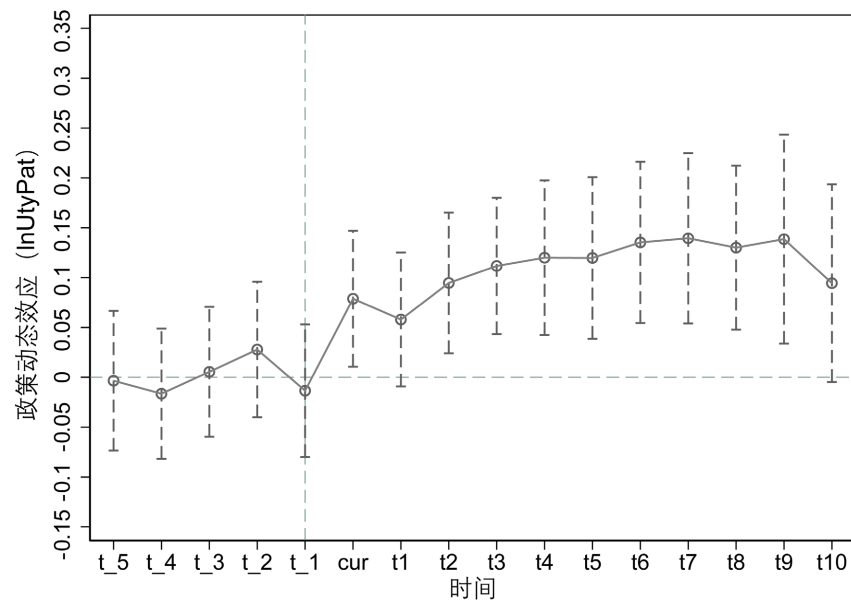


Figure 2. Dynamic effects testing of lnUtyPat

图 2. lnUtyPat 动态效应检验

5.2. 替换被解释变量与回归模型

文章分别采用个体时间双固定的负二项回归模型和泊松模型对企业绿色发明型专利申请数量(InvPat)和绿色实用新型专利申请数量(UtyPat)重新检验。结果如表 5 所示, 低碳城市试点政策与企业绿色技术创新的关系依旧显著。

Table 5. Replace the explanatory variables and the regression model

表 5. 替换被解释变量与回归模型

VARIABLES	负二项回归模型		泊松回归模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	InvPat	UtyPat	InvPat	UtyPat
DID	0.076 [*] (1.84)	0.077 ^{**} (1.97)	0.115 ^{***} (5.64)	0.074 ^{***} (3.39)
Lev	0.476 ^{***} (4.71)	0.416 ^{***} (4.28)	0.185 ^{***} (3.17)	0.654 ^{***} (11.28)
TobinQ	-0.048 ^{***} (-3.07)	-0.087 ^{***} (-5.41)	-0.039 ^{***} (-5.10)	-0.033 ^{***} (-3.88)
ATO	-0.049 (-1.01)	0.170 ^{***} (3.55)	0.120 ^{***} (4.64)	0.083 ^{***} (2.82)
Growth	0.119 ^{***} (3.35)	0.120 ^{***} (3.51)	0.007 (0.45)	0.015 (0.88)
Cashflow	-0.063 (-0.30)	-0.250 (-1.21)	-0.035 (-0.38)	-0.376 ^{***} (-3.63)
Mfee	-0.222 (-0.62)	0.499 (1.41)	0.270 (1.51)	0.403 [*] (1.96)
Indep	-0.061 (-0.21)	-0.169 (-0.59)	-0.749 ^{***} (-6.18)	0.793 ^{***} (6.21)
Top1	0.329 [*] (1.84)	0.606 ^{***} (3.48)	1.285 ^{***} (11.14)	1.373 ^{***} (11.98)
Balance	0.097 ^{**} (2.31)	0.120 ^{***} (2.94)	0.470 ^{***} (23.74)	0.493 ^{***} (23.14)
Mhold	-0.445 ^{***} (-3.39)	-0.214 [*] (-1.74)	-0.926 ^{***} (-9.54)	-0.858 ^{***} (-9.49)
Dual	0.028 (0.76)	-0.028 (-0.79)	0.170 ^{***} (10.22)	-0.011 (-0.60)
SOE	0.385 ^{***} (7.39)	0.227 ^{***} (4.52)	-0.037 (-1.10)	0.016 (0.43)
Age	-0.253 ^{***} (-3.26)	-0.226 ^{***} (-2.95)	-0.862 ^{***} (-13.35)	-1.214 ^{***} (-18.01)

Continued

Constant	-2.486*** (-7.30)	-2.476*** (-7.86)		
Year/Firm	YES	YES	YES	YES
Wald Chi ²	3378.72	4064.77	25238.12	18748.28
N	16,360	16,988	16,135	16,726

5.3. 双重差分倾向得分匹配方法 PSM + DID

为了进一步克服处理组与对照组之间的系统性差异,本文采用倾向得分匹配方法(PSM),在控制组中找到某个个体,使得该个体与处理组个体的可测变量取值尽可能相似。本文以政策虚拟变量(Treat)作为处理变量,控制变量为协变量,企业绿色创新水平作为结果变量,通过对协变量进行 Logit 回归估计每个公司-年度样本的倾向得分。在进行匹配时,本文采用最近邻匹配并按照 1:4 的比例为处理组选择对照组,经匹配后一共得到 18,715 个企业-年度样本。

表 6 报告了匹配后的协变量是否通过平衡性检验。由表中检验结果得出:经过匹配后,控制组和对照组标准偏差大幅降低。从 T 检验结果来看,匹配后控制组和处理组的协变量均值均不存在显著差异,满足平衡性假设。

Table 6. Balance test results of matching variables

表 6. 匹配变量平衡性检验

	Unmatched/ Matched	Mean		%bias	%reduct bias	T 检验	
		Treated	Control			t	p> t
Lev	U	0.418	0.421	-1.7		-1.17	0.244
	M	0.418	0.421	-1.4	15.7	-1.15	0.249
TobinQ	U	2.019	1.964	4.6		3.18	0.001
	M	2.018	2.006	1.0	77.3	0.83	0.405
ATO	U	0.681	0.673	2.0		1.37	0.172
	M	0.682	0.683	-0.3	87.1	-0.20	0.839
Growth	U	0.164	0.153	3.6		2.47	0.013
	M	0.164	0.162	0.5	86.5	0.39	0.699
Cashflow	U	0.052	0.055	-4.8		-3.36	0.001
	M	0.052	0.052	0.7	86.5	0.53	0.597
Mfee	U	0.086	0.081	9.8		6.72	0.000
	M	0.086	0.086	0.9	91.1	0.68	0.494
Indep	U	0.373	0.368	9.2		6.37	0.000
	M	0.373	0.372	0.8	91.0	0.67	0.506
Top1	U	0.358	0.347	3.5		2.42	0.015
	M	0.352	0.352	0.1	97.7	0.06	0.948
Balance	U	0.713	0.673	6.7		4.60	0.000
	M	0.712	0.718	-1.1	83.9	-0.85	0.397

Continued

Mhold	U	0.136	0.115	10.5		7.22	0.000
	M	0.135	0.133	1.3	87.8	1.00	0.315
Dual	U	0.276	0.236	9.2		6.35	0.000
	M	0.275	0.270	1.2	87.3	0.93	0.352
SOE	U	0.372	0.377	-1.0		-0.67	0.505
	M	0.373	0.381	-1.7	-81.1	-1.41	0.157
Age	U	2.769	2.769	-0.1		-0.06	0.955
	M	2.769	2.772	-0.8	-858.6	-0.64	0.521

表 7 报告了利用匹配后样本进行回归的结果,发现假设 H1 与假设 H2 依旧成立。结果表明考虑倾向得分匹配并未改变本文的研究结论。

Table 7. PSM + DID

表 7. 双重差分倾向得分匹配方法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLES	lnInvPat	lnUtyPat	KZ	lnInvPat	lnUtyPat
DID	0.134*** (7.11)	0.106*** (5.68)	-0.078*** (-2.85)	0.102*** (5.94)	0.066*** (3.96)
KZ				-0.044*** (-10.06)	-0.032*** (-7.80)
Lev	0.329*** (7.57)	0.295*** (6.77)	7.441*** (119.07)	1.069*** (21.36)	1.027*** (21.88)
TobinQ	-0.029*** (-5.83)	-0.035*** (-7.21)	0.524*** (43.14)	-0.049*** (-8.23)	-0.064*** (-11.71)
ATO	-0.176*** (-5.97)	-0.090*** (-3.14)	-0.208*** (-6.34)	-0.015 (-0.83)	-0.004 (-0.22)
Growth	0.009 (0.54)	0.024 (1.42)	-0.598*** (-15.05)	0.047** (2.35)	0.046** (2.39)
Cashflow	0.001 (0.02)	-0.052 (-0.63)	-17.601*** (-94.93)	-0.080 (-0.68)	0.055 (0.49)
Mfee	-0.698*** (-4.50)	-0.306** (-2.07)	2.372*** (9.23)	-0.122 (-0.91)	-0.370*** (-2.92)
Indep	0.038 (0.27)	-0.149 (-1.04)	0.912*** (4.74)	0.345*** (2.73)	0.143 (1.16)
Top1	0.129 (1.31)	0.233** (2.35)	-1.639*** (-17.28)	0.079 (1.31)	-0.008 (-0.13)
Balance	0.053*** (2.65)	0.048** (2.39)	-0.265*** (-11.09)	0.045*** (3.08)	0.003 (0.22)

Continued

Mhold	-0.052 (-0.82)	-0.094 (-1.36)	-0.652*** (-9.88)	-0.385*** (-11.07)	-0.322*** (-9.16)
Dual	-0.006 (-0.36)	-0.046*** (-2.87)	-0.058** (-2.42)	-0.032** (-2.27)	-0.048*** (-3.54)
SOE	0.093*** (3.03)	0.035 (1.17)	0.036 (1.37)	0.153*** (9.43)	0.077*** (5.04)
Age	0.110 (1.56)	0.200*** (2.91)	0.141*** (3.98)	-0.085*** (-4.13)	-0.118*** (-5.80)
Constant	0.128 (0.59)	-0.068 (-0.32)	-1.720*** (-12.00)	0.246*** (2.96)	0.576*** (6.91)
Year/Firm	YES	YES			
Year/Industry/Province			YES	YES	YES
Adj-R ²	0.650	0.633	0.792	0.227	0.248
N	18,545	18,545	18,446	18,446	18,446

6. 结论与政策启示

本文以 2004~2020 年 A 股上市公司为研究样本, 实证检验 2010 年、2012 年以及 2017 年总共三次低碳城市试点政策实施对于企业绿色技术创新水平的影响效应。研究发现, 低碳城市试点政策的实施在一定程度上促进企业绿色技术创新。机制检验表明, 政策的实施可以有效缓解企业融资约束, 从而提高了绿色技术创新水平。

文章研究结论为推进低碳城市建设提供如下政策启示: 第一, 低碳试点政策对企业绿色技术创新研发起到积极推动作用, 政府应坚定不移推进低碳建设, 加大对企业绿色创新项目的支持力度, 发挥试点项目的示范效应。第二, 为企业提供相关知识共享平台, 推动构建绿色低碳产业园区, 营造绿色技术创新氛围, 共同推动低碳城市建设。

参考文献

- [1] Requate, T. (2004) Dynamic Incentives by Environmental Policy Instruments—A Survey. *Ecological Economics*, **54**, 175-195. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2004.12.028>
- [2] Sunikka, M. (2006) Energy Efficiency and Low-Carbon Technologies in Urban Renewal. *Building Research & Information*, **34**, 521-533. <https://doi.org/10.1080/09613210600660976>
- [3] 逯进, 王晓飞, 刘璐. 低碳城市政策的产业结构升级效应——基于低碳城市试点的准自然实验[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2020, 40(2): 104-115.
- [4] 周迪, 周丰年, 王雪芹. 低碳试点政策对城市碳排放绩效的影响评估及机制分析[J]. 资源科学, 2019, 41(3): 546-556.
- [5] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. 管理世界, 2019, 35(6): 95-108+195.
- [6] 余硕, 王巧, 张阿城. 技术创新、产业结构与城市绿色全要素生产率——基于国家低碳城市试点的影响渠道检验[J]. 经济与管理研究, 2020, 41(8): 44-61.
- [7] 陈艳春. 中国低碳城市绿色技术创新的示范效应研究[J]. 河北经贸大学学报, 2016, 37(1): 107-110.
- [8] 熊广勤, 石大千, 李美娜. 低碳城市试点对企业绿色技术创新的影响[J]. 科研管理, 2020, 41(12): 93-102.
- [9] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, 2020(12): 178-196.

- [10] 钟昌标, 胡大猛, 黄远浙. 低碳试点政策的绿色创新效应评估——来自中国上市公司数据的实证研究[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(19): 113-122.
- [11] 李政, 杨思莹. 创新型城市试点提升城市创新水平了吗? [J]. 经济学动态, 2019(8): 70-85.
- [12] 刘巧, 石大千, 刘建江. 智慧城市建设对城市技术创新的影响[J]. 技术经济, 2018, 37(5): 81-85.
- [13] 周开国, 卢允之, 杨海生. 融资约束、创新能力与企业协同创新[J]. 经济研究, 2017, 52(7): 94-108.
- [14] 王班班, 齐绍洲. 市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证[J]. 中国工业经济, 2016(6): 91-108.
- [15] Kaplan, S.N. and Luigi, Z. (1997) Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? *The Quarterly Journal of Economics*, **112**, 169-215. <https://doi.org/10.1162/003355397555163>
- [16] 谭跃, 夏芳. 股价与中国上市公司投资——盈余管理与投资者情绪的交叉研究[J]. 会计研究, 2011(8): 30-39+95.
- [17] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2014(5): 73-80+95.