

デジタル経済による汚染削減と炭素削減の相乗効果の実現メカニズムに関する研究

北京航空航天大学公共管理学院学部生 康羽嘉

北京航空航天大学公共管理学院准教授 張佳書*

*責任著者

要 旨

現在、中国は気候変動問題への対応と美しい中国の建設という二重の課題に直面しており、汚染削減と炭素削減の相乗効果は、生態文明の実現を促進するための重要な出発点となっている。デジタル経済はこの目標を達成するための重要な機会を提供している。本稿では、2013年から2022年までの30省のパネルデータに基づき、結合協調モデルを用いて汚染削減と炭素削減の相乗効果を計算し、双方向固定モデルを構築し、ベンチマーク回帰、仲介メカニズムの検証、不均一性分析などを行った。その結果、(1)デジタル経済は、汚染削減と炭素削減の相乗効果を著しく促進することが示された。(2)デジタル経済は、技術進歩の促進、産業構造の最適化、エネルギー消費構造の最適化の3つの道を通じて、汚染削減と炭素削減の協調管理を実現できる。

キーワード：デジタル経済、汚染削減と炭素削減の相乗効果、仲介メカニズム

JELコード：classification：O44 Q53 P28

1、はじめに

現在、気候変動と環境汚染の問題は深刻化しており、世界各国は汚染削減と炭素削減の協調管理の方法を模索している(高维龙(2025))。特に、複雑で変化する汚染源と排出構造、経済発展の圧力に直面して、革新的なガバナンスモデルと技術的手段を探索し、経済発展と環境保護のバランスを見つけることは、環境ガバナンス分野における喫緊の課題となっている。世界最大の発展途上国であり、炭素排出国の一つである中国は、気候変動との闘いと生態環境ガバナンスの推進において重要な責任を負っている。中国政府は世界的な気候変動対策イニシアチブに積極的に対応し、“二重炭素”目標と“美しい中国”建設の二重戦略を打ち出し、経済社会の全面的なグリーン転換と持続可能な発展を目指している。同時に、中国政府は第14次5カ年計画の概要において、“デジタル化によるグリーン変革”という戦略的方向性を策定してから、デジタル経済は急速な成長を続けており、2025年までに60兆元を超えると予想されている。デジタル経済の急速な発展は、経済成長の強力な原動力を提供するだけでなく、汚染削減と炭素削減を達成する重要な機会を提供する(DONG F et al (2022))。したがって、デジタル経済による汚染削減と炭素削減の相乗効果の実現メカニズムを深く探求することは、中国と世界のグリーン転換を促進し、持続可能な開発目標を達成する上で大きな意義がある。

いままで、デジタル経済の“環境効果”について多くの議論がある。デジタル経済の発展が炭素排出を抑制できると考える学者がいる(曹建飞等(2024))(张哲华和钟若愚(2024))。一方、デジタル産業の発展は経済規模を拡大し、エネルギー消費を増加

させ、CO2排出量を増加させると考える学者もいる(NGUYEN T T等(2020))(SALAHUDDIN M&ALAM K (2015))。また、デジタル経済と炭素排出量の間には非線形関係があり、不均一性があることを発見した結論もある(缪陆军等(2022))(LI Z G&WANG J (2022))(谢云飞(2022))。汚染削減と炭素削減に関する研究は、Ayres and Walter (1991)による相乗効果にまで遡ることができる。その後、米国、英国などの国々における二酸化炭素と大気汚染物質の相乗的排出削減に関する研究が行われ、相乗効果があるという結論が得られた(Williams M L (2007))(BURTRAW D等(2003))。測定では、結合協調モデル(高维龙(2025))、協調制御効果座標系(Gao X W et al (2022))などの方法を用いて、異なる産業や地域における炭素削減の相乗効果を測定した。上記の文献は、この論文の研究に豊富な参考と経験を提供しているが、不十分な点がある。まず、既存の研究では、研究者は汚染管理や炭素削減のみを研究対象とし、両者の関連性と相乗効果を見逃している。さらに、デジタル経済が汚染削減と炭素削減の相乗効果に及ぼす影響経路を改善する必要がある、複数の経路が検討されているが、ほとんどが生産側に存在し、消費側を見逃している。したがって、本稿では、まず、“汚染削減と炭素削減の相乗効果”の観点から、協調ガバナンスにおけるデジタル経済の役割を検討する。その上、技術進歩、エネルギー消費構造などの様々な中間変数を導入し、総合的かつ多角的な実証研究を行い、デジタル経済が汚染削減と炭素削減の相乗効果に及ぼす影響経路を探索し、対応する政策提言を行う。

2、メカニズムの分析と研究仮定

環境汚染対策の主導的な力は政府である(Lemos M C, & Agrawal A (2006))。デジタル技術による、インターネットとビッグデータは、部門間の情報交換と資源共有を実現して、環境モニタリングすることができます。例えば、デジタルツイン技術は、モデリングなどの方法を通じてリスクモニタリングと早期警戒を実現し、環境監督とガバナンスの有効性を大幅に向上させ、政府の環境ガバナンスと監督能力を向上させます。それだけでなく、デジタル経済は市場の生産側と消費側の両方からも機能する。企業は、デジタル技術革新を通じてグリーン技術進歩と生産プロセスの改善を達成し、人工知能とすべてのインターネットを生産実践に適用し、低汚染、低エネルギー消費、高付加価値企業への変革を達成する(李凌杰(2023))。同時に、デジタル経済はまた、産業間の分業の境界を直接変更し、産業構造を変革し、伝統的な産業チェーンの拡張と産業チェーン形態のダイナミックな進化を促進する(廖杉杉等(2024))。一方で、デジタル技術はエネルギー効率を向上させ、住民や企業がより多くのエネルギーを消費することを奨励し、エネルギーレジリエンス効果を生み出す。そして、市場の需要は、新しいグリーンクリーンエネルギーの開発と推進をさらに促進し、エネルギー消費構造を改善する(羅良忠等(2022))。以上の分析に基づき、仮説1を立てる。

H1: デジタル経済は、汚染削減と炭素削減の相乗効果にプラスの影響を与える。

直接的な影響に加えて、デジタル経済が汚染削減と炭素削減の相乗効果に及ぼす影響メカニズムは、3つの側面からも明らかである。まず、デジタル経済は、技術と情報の普及を時間と空間の限界を突破し、研究開発主体間の交流と学習を促進し、技術革新の沈没コストと研究開発リスクを効果的に削減し、最先端技術進歩を促進する(杜欣(2023))。その促進は、企業の生産コストを削減し、企業の生産効率を向上させ、企業のグリーン生産に強力なサポートを提供する。また、デジタル経済の発展は、デジタル産業化と産業のデジタル変革を促進し、高度熟練労働者の需要を増加させ、労働技能構造を改善し、産業構造の最適化とアップグレードを進める(戚聿东等(2020))。それは、グリーンデジタル技術

の普及と促進を可能にし、クリーンで低炭素な企業の発展を奨励し、産業の省エネと排出削減を促進する。更に、デジタル経済の継続的な発展は、クリーンエネルギー機器の製造、設置、保守などの経済コストを削減し、再生可能エネルギーとクリーンエネルギー消費を促進し、化石エネルギーの消費をある程度置き換える。エネルギー消費構造が徐々に改善するのは、排出削減にプラスの影響を与えることができる。以上の分析に基づき、仮説2-4を立てる。

H2: デジタル経済は技術進歩によるグリーン生産を促進し、汚染削減と炭素削減の相乗効果を促す。

H3: デジタル経済は、新しいフォーマットをもたらし、新技術を促進し、人材構造を改善し、産業構造の最適化とアップグレードを促進する。それによって、汚染削減と炭素削減の相乗効果に影響を与える。

H4: デジタル経済は、エネルギー消費構造の変革とアップグレードを促進し、エネルギー消費の低炭素化を促進し、それによって汚染削減と炭素削減の相乗効果を促進することができる。

3、研究デザイン

3.1 モデルの設定

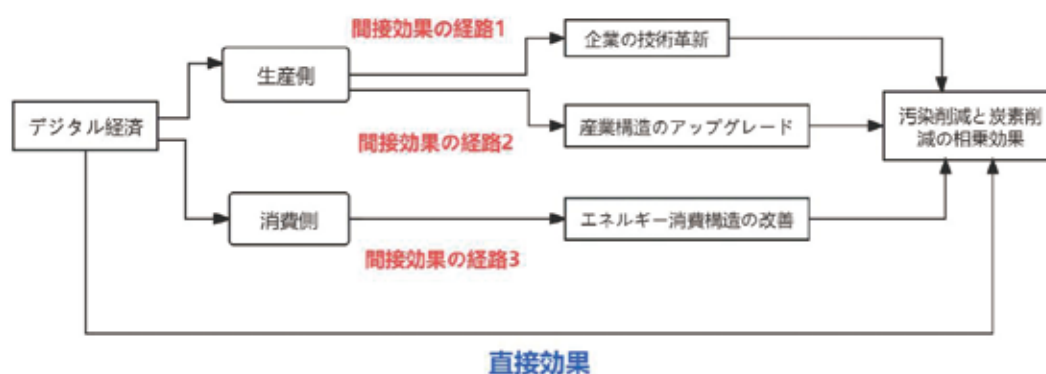
デジタル経済の発展と炭素削減の因果関係をより良く特定するために、個人と時間の両方の不均一性を制御できる双方向固定効果モデルを選択した:

$$\text{Synergy}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{DE}_{it} + \beta_2 \text{Control}_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、 Synergy_{it} はt期間におけるi省の汚染削減と炭素削減の相乗効果、 DE_{it} はt期間におけるi省のデジタル経済の発展レベル、 Control_{it} は一連の制御変数、 $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ は世代推定パラメータ、 μ_i は省の固定効果、 v_t は時間の固定効果、 ε_{it} はランダム摂動項を表す。

本稿は仲介効果検査方法を採用し、デジタル経済が汚染削減と炭素削減の相乗効果に影響する作用メカニズムについて研究を行い、江艇(2022)の因果推論研究における仲介効果分析の提案を参考する。選んだ仲介変数は被説明変数に対する因果関係が比較的明確で直観的であり、説明変数、すなわちデジタル経

図1 デジタル経済から汚染削減と炭素削減の相乗効果への影響メカニズム



済が仲介変数に与える影響に注目する。そこで、ベンチマーク回帰モデル(1)に加え、本稿ではモデル(2)を設定して仲介効果検定を行う。

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 DE_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ここで、説明変数と制御変数の定義と測度方式はベンチマーク回帰と一致し、Mは仲介変数である。

3.2 変数の説明

被説明変数は汚染削減と炭素削減の相乗効果(Synergy)である。本稿はPRCEEの協同効果の論述及び趙喜倉ら(2025)の研究結果を参考にして、汚染削減と炭素削減の相乗効果を二酸化炭素と二酸化硫黄などの大気汚染物の排出の同時減少と定義し、さらに環境効果の協同作用を実現する。2012年を基準期間として、下記の公式に基づいて各省の二酸化炭素と二酸化硫黄排出削減量を算出した。ここで、 ER_{CO_2} 、 ER_{SO_2} は負の指標であり、基準年に比べてi地域のt年目の二酸化炭素と二酸化硫黄の減少量、すなわち二酸化炭素と二酸化硫黄の排出制御をそれぞれ表す。ディメンション、レベルの大きさ、正と負の方向の影響を除去するために、 ER_{CO_2} 、 ER_{SO_2} を正規化することによって、 E_{CO_2} と E_{SO_2} をそれぞれ求めた。

$$ER_{CO_2} = Q_{CO_2,i,t} - Q_{CO_2,i,2012} \quad (3)$$

$$ER_{SO_2} = Q_{SO_2,i,t} - Q_{SO_2,i,2012} \quad (4)$$

$$E_{CO_2/SO_2} = \frac{\max ER_{CO_2/SO_2} - ER_{CO_2/SO_2}}{\max ER_{CO_2/SO_2} - \min ER_{CO_2/SO_2}} \quad (5)$$

その上で、本稿はNie&Lee (2023)の実践を参考にし、結合協調モデルを用いて二酸化炭素排出量と二酸化硫黄排出量の相乗効果を探求し、具体的なモデルは以下のように構築した。

$$C_{it} = 2\sqrt{E_{CO_2} \times E_{SO_2} / (E_{CO_2} \times E_{SO_2})} \quad (6)$$

$$U_{it} = \alpha E_{CO_2} + \beta E_{SO_2} \quad (7)$$

$$D_{it} = 2\sqrt{C_{it} \times U_{it}} \quad (8)$$

そのうち、 E_{CO_2} と E_{SO_2} は各省の二酸化炭素と二酸化硫黄排出

制御を表し、 C_{it} はi省のt年目の二酸化硫黄と二酸化炭素の間の相互作用を表し、 U_{it} はi省のt年目の二酸化硫黄と二酸化炭素の総合協調度指数を表す； α 、 β はそれぞれ二酸化硫黄と二酸化炭素の2つのサブシステムの重要度を表し、汚染物質と二酸化炭素は同じ根相同プロセスを持っているため、本稿では両者の相乗効果の重要度は同じであると考えている、すなわち $\alpha = \beta = 0.5$ （刘亦文和陈熙钧(2023)）； D_{it} はi省のt年目の二酸化硫黄と二酸化炭素の相乗度、すなわち汚染削減と炭素削減の相乗効果を表している。この指標のスコアが高いほど、汚染削減と炭素削減の相乗効果が良いと考える。

説明変数はデジタル経済の発展レベル(DE)である。既存の研究によると、デジタル経済の発展レベル(DE)は、テンセントなどの研究機関が発表したデジタル経済発展指数と、指標システムを構築する2つの測定方法がある。公開されたデジタル経済発展指数の測量基準が異なり、比較できないため、本稿は第二種の方法を採用し、趙涛ら(2020)の研究と『中国デジタル経済白書(2021)』に言及されたデジタル経済発展レベル評価指標を参考にし、デジタルインフラ、産業デジタル化、デジタル産業化の三つの次元から指標体系を構築し、表1に示すように、主成分分析を用いてデジタル経済発展レベルスコアを計算した。

仲介変数は技術進歩(TAG)、産業構造のアップグレード(INST)とエネルギー消費の構造(Energy)である。そのうち、技術進歩の代理変数として特許出願数を選択する。クラークの定理によれば、産業構造の発展は、地域主導産業の段階的なアップグレード、すなわち、第一次産業主導から第二次産業主導へ、そして第三次産業主導への構造重心移転の過程である。本稿では、汪偉ら(2015)と徐敏と姜勇(2015)の研究を参考にして、産業構造アップグレード指数を構築して産業構造アップグレードレベルを特徴付ける。具体的な計算式は以下の通りである。

$$INST_{it} = I_{1it} + 2 \times I_{2it} + 3 \times I_{3it} \quad (9)$$

そのうち、 I_{1it} 、 I_{2it} 、 I_{3it} はそれぞれi省のt年目の各産業の生産額が総生産額に占める割合を表している。INST値が大きいほど、その地域の産業構造は高級である。エネルギー消費の構造に関

表 1 デジタル経済発展水準の測定指標システム

一次指標	二次指標	単位
デジタルインフラ	携帯電話基地局	万
	長距離ケーブルの長さ	百キロメートル
	インターネットブロードバンドアクセスポート	万
	インターネットドメイン名の数	個
産業デジタル化	電子商取引の取引量	億元
	電子商取引を行う企業の割合	%
	デジタル金融包摂指数	
デジタル産業化	通信事業の総量	億元
	ソフトウェア事業の収益	億元
	電子情報製造企業数	個

して、Lu Chen et al. (2019)は現地訪問調査を通じて、石炭とわらを中心とした伝統的な暖房方法が徐々に電気と天然ガス暖房に取って代わられていることを発見したので、本稿では、王徐亮と王思利(2018)のアプローチを採用し、天然ガスと電気消費量の合計を、省のエネルギー消費構造転換の代理変数として使用する。

更に、脱落変数による推定偏差を減少させるために、本稿では既存の研究(王兴国和于婷(2024))(唐文进等(2019))を参考に制御変数を導入する。そのうち、一人当たりの地域総生産(GDP)は各地域総生産と常住人口の比率で表される;人口の自然増加率(PREP)は出生率と死亡率の補間で測定される;都市化レベル(CPR)は都市人口が総人口に占める割合で測定される;対外開放度(OPEN)は輸出入総額で対数をとって表す。

3.3 データソースと記述統計

本稿では、2013年から2022年までの30省のパネルデータを研究対象とし、合計300サンプルをチベットで採取した。データは『中国統計年鑑』、『中国環境統計年鑑』、『中国エネルギー統計年鑑』、CSMARデータベース、WINDデータベース、各省の暦年統計年鑑から得られ、補間法を用いて補間した。各変数の記述的統計結果を表2に示す。

4、実証結果の分析

4.1 ベンチマーク回帰

表3は、デジタル経済が汚染削減と炭素削減の相乗効果に対するベンチマーク回帰結果を示している。列(1)~(6)に示すように、制御変数を段階的に追加する過程で、コア説明変数係数は一貫して有意かつ正であり、デジタル経済が汚染削減と炭素削減の相乗効果に直接的な影響を及ぼしていることが示唆された。表3列(5)中の都市化レベル(CPR)、対外開放程度(OPEN)の回帰係数は顕著であり、いずれも正であり、経済発展と対外開放の強化は汚染削減と炭素削減の相乗効果に有利であることを示した。都市化レベルの向上に伴い、人口と産業が都市に集中し、産業構造の最適化とアップグレードを促進し、汚染削減と炭素削減の

相乗効果を向上させた。同じように、対外開放程度のアップグレードは、外国の先進的な環境保護技術とグリーン製品の導入に役立ち、国内企業の環境保護レベルとエネルギー利用効率を向上させ、汚染削減と炭素削減の相乗効果の実現を促進した。表3の列(5)における一人当たりの地域総生産(GDP)、人口の自然増加率(PREP)の回帰は有意で、いずれも負である。この結果は、高度経済成長期には、経済成長が環境ガバナンスに圧力をかけ、人口増加が下水処理や資源消費などの圧力を増大させ、汚染削減や炭素削減の作業がより困難になるためである。これにより、本稿の仮定1が検証された。

4.2 ロバスト性テスト

ベンチマーク回帰のロバスト性を確保するために、変数の入れ替え、カットオフ処理と直轄市の除去をそれぞれ用いてロバスト性検定を行った結果を表4に示す。①変数の入れ替え。本稿では、コア説明変数、すなわちデジタル経済の発展レベル(DE)をエントロピー法を用いて再推定し、その回帰係数は表4の列(2)より1%水準で有意であることを示した。②カットオフ処理。外れ値の影響を減らし、データをよりロバストにするためにデータをカットオフ処理してから、データの回帰結果は1%水準で有意であった。③直轄市の除去。直轄市の経済発展、人口規模、政策立案が他の省と大きく異なることを考慮すると、それらを除外してベンチマーク回帰を行ったところ、表4列(3)の結果、1%水準で有意であった。要約すると、デジタル経済は排出削減と炭素削減の相乗効果を促進し、ベンチマーク回帰のロバスト性が確立された。

4.3 内生性テスト

汚染削減と炭素削減の相乗効果が良い地域は良好な生態環境を提供する。政府と企業は、より良い生態環境を持つ地域にデジタル経済に投資する意思があり、デジタル経済の革新と発展を促進する。デジタル経済の発展は、汚染削減と炭素削減の相乗

表 2 変数別の記述統計

	シンボル記号	サンプル サイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値
汚染削減と炭素削減の相乗効果	Synergy	300	0.0299	0.0395	0.008	0.205
デジタル経済の発展レベル	DE	300	2.558	1.571	0.306	10.01
一人当たりの地域総生産	GDP	300	6.436	3.089	2.309	19.05
人口の自然増加率	PREP	300	3.782	3.423	-5.750	11.47
都市化レベル	CPR	300	60.53	11.54	37.47	89.60
対外開放度	OPEN	300	15.50	1.593	10.41	18.67
技術進歩	TAG	300	8754	19745	1	154936
産業構造のアップグレード	INST	300	2.401	0.123	2.194	2.838
エネルギー消費の構造	Energy	300	17.98	3.968	9.142	27.53

表3 ベンチマーク回帰結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DE	0.004*** (2.99)	0.013*** (3.21)	0.014*** (3.66)	0.014*** (3.67)	0.012*** (2.96)
GDP		-0.007*** (-3.46)	-0.007*** (-3.48)	-0.006*** (-3.02)	-0.006*** (-3.19)
PREP			-0.004*** (-2.67)	-0.004*** (-2.72)	-0.003** (-2.18)
CPR				0.002** (2.52)	0.002*** (2.64)
OPEN					0.016** (2.21)
_cons	-0.035*** (-2.81)	0.037 (1.54)	0.050** (2.05)	-0.105 (-1.59)	-0.377*** (-2.71)
N	300	300	300	300	300
R2	0.630	0.646	0.655	0.664	0.670
Adj. R2	0.57	0.59	0.60	0.61	0.61
時間の固定	YES	YES	YES	YES	YES

t statistics in parentheses

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01 (以下は同じである)

表4 ロバスト性試験結果

	(1)	(2)	(3)
	変数の入れ替え	カットオフ処理	直轄市の除去
DE	0.111** (2.11)	0.017*** (8.27)	0.013*** (2.74)
GDP	-0.006*** (-2.98)	-0.002 (-1.36)	-0.007** (-2.22)
PREP	-0.003** (-2.07)	-0.005*** (-8.15)	-0.002 (-1.37)
CPR	0.002*** (2.87)	0.000 (0.43)	0.002 (1.63)
OPEN	0.019*** (2.79)	-0.009*** (-4.92)	0.015* (1.89)
_cons	-0.454*** (-3.33)	0.157*** (5.66)	-0.249* (-1.83)
N	300	269	260
R2	0.665	0.375	0.672
Adj. R2	0.61	0.36	0.61
時間の固定	YES	YES	YES
省の固定	YES	YES	YES

効果が高い省の方が優れている可能性があるため、両方の間には双方向の因果関係がある可能性があるため、本稿ではツール変数を用いて再推定する。

まず、**柏培文和喻理**(2021)の研究に基づいて、本稿では、1995年の各省の郵便局数をツール変数として使用する。具体的に、1995年の各省の郵便局数とサンプル期間中の各省のインターネットブロードバンド借入ポート数を乗算する。そのうち、重慶

は1997年に直轄市となったばかりで、今回の内生性試験から除外された。郵便局は固定電話普及の執行部門として、その分布密度は固定電話普及率に影響を与えるが、インターネットアクセス技術は、主に電話回線(PSTN)を介して公共領域にアクセスする。したがって、歴史的に郵便局の密度が高い省はデジタル経済の発展が良い可能性が高い。1995年に各省の郵便局の密度は現在の汚染削減と炭素削減の相乗効果に影響を与えないので、

1995年の郵便局数はツール変数の相関と外生性の要件を満たしている。表5の列(1)に示すように、ツール変数(IV)の回帰係数は0.001であり、1%水準で有意であり、ツール変数(IV)とデジタル経済との間に有意な正の相関関係があることを示している。一方、Anderson canon.corr.LM統計量は155.784で、P値は0であり、1%水準でツール変数が認識できないという帰無仮説を拒否した。Crag-Donald Wald F統計量は286.69で、Stock-Yogo弱識別検定の10%のしきい値よりも大きく、Wald検定に合格した。したがって、本稿で選択したツール変数は合理的かつ有効である。

さらに、本稿はデジタル経済のラグタイムをツール変数として使用する。表5の列(3)に示すように、ツール変数(IV)の回帰係数は0.811であり、1%水準で有意である。それはツール変数(IV)とデジタル経済の間に有意な正の相関関係があることを示している。一方、Anderson canon.corr.LM統計量は201.858で、P値は0であり、1%水準でツール変数が認識できないという帰無仮説を拒否した。Cragg-Donald Wald F統計量は672.45であり、Stock-Yogo弱識別検定の10%のしきい値よりも大きく、Wald検定に合格した。したがって、本稿で選択したツール変数は合理的かつ有効である。これらの結果は、ツール変数を導入しても、デジタル経済が依然として汚染削減と炭素削減の相乗効果を促進できることを示した。

表5 内生性テストの結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ツール変数法		ラグタイムフェーズ	
	DE	Synergy	DE	Synergy
IV	0.001*** (16.93)			
L.DE			0.811*** (25.93)	
DE		0.016*** (3.17)		0.014*** (2.78)
GDP	0.173*** (8.72)	-0.007*** (-3.49)	0.045*** (2.84)	-0.006*** (-3.04)
PREP	0.058*** (3.55)	-0.004** (-2.55)	0.039*** (3.34)	-0.004** (-2.37)
CPR	-0.019** (-2.15)	0.002*** (2.77)	0.002 (0.40)	0.002*** (2.63)
OPEN	0.089 (1.17)	0.014** (2.01)	0.040 (0.68)	0.015* (1.93)
_cons	0.121 (0.08)	-0.366*** (-2.64)	-0.717 (-0.61)	-0.368** (-2.44)
N	290	290	270	270
R2	0.977	0.670	0.989	0.671
Adj. R2	0.97	0.61	0.99	0.61
時間の固定	YES	YES	YES	YES
省の固定	YES	YES	YES	YES
Anderson canon. corr. LM統計量		155.784 [0.000]		201.858 [0.000]
Cragg-Donald Wald F 統計量		286.69 [16.38]		672.45 [16.38]

4.4 仲介メカニズムの分析

前文の仮説に基づき、それぞれ技術進歩(TAG)、産業構造のアップグレード(INST)、エネルギー消費の構造(Energy)に対して段階的に検査を行い、仲介メカニズムが存在するかどうかを検証する。具体的な結果を表7に示す。

技術進歩(TAG)をメカニズム変数としてデジタル経済から汚染削減と炭素削減の相乗効果への影響を検証した。表6の列(1)の結果によると、デジタル経済の推計結果は有意にプラスであり、デジタル経済が技術進歩を促進できることを示している。これは**苏颖**ら(2024)の研究結論と一致している。すなわち、デジタル経済自体が非常に強力な技術的属性を有し、デジタル経済の発展はデジタル技術進歩を促進し、関連技術を絶えず革新し、汚染削減と炭素削減の協調ガバナンスを促進する。この結果は仮説2を検証する。

産業構造のアップグレード(INST)をメカニズム変数としてデジタル経済から汚染削減と炭素削減の相乗効果への影響を検証した。表6の列(2)の結果によると、デジタル経済の推定係数はプラスである。一方で、デジタル技術の応用は技術要素の重要性を高め、ハイテクを核として技術集約型産業の発展を促進し、エネルギー集約型産業に技術支援を提供し、効果的に汚染排出量を削減し、産業構造の合理化を促進した。一方、デジタル経済の

表6 仲介メカニズムの結果

	(1)	(2)	(3)
	TAG	INST	Energy
DE	14586.991*** (17.70)	0.009** (2.01)	0.678*** (4.79)
GDP	-878.993** (-2.17)	-0.006*** (-2.74)	0.108 (1.56)
PREP	429.020 (1.36)	-0.005*** (-3.09)	-0.130** (-2.39)
CPR	-124.775 (-0.88)	-0.000 (-0.28)	-0.001 (-0.05)
OPEN	-6465.705*** (-4.47)	0.013* (1.72)	0.714*** (2.88)
N	300	300	300
R2	0.945	0.959	0.960
Adj. R2	0.94	0.95	0.95
時間の固定	YES	YES	YES
省の固定	YES	YES	YES

発展は、第三次産業の重要性と発展をもたらし、人工知能などの新産業の誕生と発展を促進し、産業構造をインテリジェント、グリーン、サービス指向の方向に転換し、産業構造の高度化を促す(干春晖等(2015))。この結果は仮説3を検証する。

エネルギー消費の構造(Energy)をメカニズム変数としてデジタル経済から汚染削減と炭素削減の相乗効果への影響を検証した。表6の列(3)の結果によると、デジタル経済の推定係数は1%水準で有意にプラスである。一方で、デジタル経済の発展は、情報技術の革新と普及を促進し、企業が非対称な情報に起因する非効率なエネルギー消費を削減し、エネルギーの効率的な利用を促進し、過剰設備を解消することを可能にする。一方、デジタル経済の発展は、新エネルギーの開発と利用を加速させ、政策情報の普及は、企業や個人が消費時に環境要因をより考慮するようになり、新エネルギーの市場シェアの増加を促進し、エネルギー消費構造の最適化とアップグレードを達成している。デジタル経済によって、エネルギー消費構造は絶えずグリーンで低炭素に移行し、化石エネルギーの排出量と汚染排出量を削減しており、この実証結果は仮説4を検証する。

5、おわりに

本稿では、2013年から2022年までの中国省省間パネルデータ

に基づき、主成分分析法、結合協調モデルを用いて中国各省のデジタル経済発展レベル、汚染削減と炭素削減の相乗効果を計算し、双方向固定効果モデルを構築してベンチマーク回帰を行い、技術進歩、産業構造のアップグレード、エネルギー消費構造の最適化の3種類の仲介変数を導入して仲介メカニズムの検証を行った。回帰結果から、以下の結論が得られる。

(1)ベンチマーク回帰、ロバスト性テストと内生性テストは、デジタル経済が排出削減の相乗効果を著しく促進することを示している。

(2)中間メカニズムの結果は、デジタル経済が技術進歩、産業構造の高度化、エネルギー消費構造の最適化を通じて、汚染削減と炭素削減の相乗効果を達成できることを示している。

その上で、政府はデジタルインフラを最適化し、デジタル経済の急速な発展を支援する法律を確立すべきである。そして、企業の国境を越えた協力を奨励し、汚染・炭素削減などの産業におけるデジタル技術の広範な応用を促進する。それに対して、企業は研究開発投資を増やし、低炭素技術革新を促進し、デジタル生産技術を採用し、資源利用効率を向上させ、経済の低炭素産業への転換を促進する。さらに、政府は、再生可能エネルギー技術の開発と利用を奨励し、化石エネルギーへの依存を減らし、二酸化炭素と汚染物質の排出を削減し、デジタル経済の相乗効果をより良く促進すべきである。

<参考文献>

- [1] 高维龙. 数字经济对城市减污降碳的协同效应及空间机制[J]. 华东经济管理, 2025, 39 (03) :70-82.
- [2] DONG F, LI Y F, QIN C, et al. Information Infrastructure and Greenhouse Gas Emission Performance in Urban China: A Difference-in-differences Analysis[J]. Journal of Environmental Management, 2022, 316:115252
- [3] 曹建飞, 韩延玲, 刘慧龙. 数字经济发展如何影响城市碳排放? ——来自中国283个地级市的经验数据[J]. 生态经济, 2024, 40 (02) :39-51.
- [4] 张哲华, 钟若愚. 数字经济、绿色技术创新与城市低碳转型[J]. 中国流通经济, 2023, 37 (05) :60-70
- [5] NGUYEN T T, PHAM T A T, TRAM H T X. Role of Information and Communication Technologies and Innovation in Driving Carbon Emissions and Economic Growth in Selected G-20 Countries[J]. Journal of Environmental Management, 2020, 261:110162.
- [6] SALAHUDDIN M, ALAM K. Internet usage, electricity consumption and economic growth in Australia: a time series evidence[J]. Telematics and

- informatics,2015(4):862-878.
- [7] 繆陆军, 陈静, 范天正, 吕雁琴. 数字经济发展对碳排放的影响——基于278个地级市的面板数据分析[J]. 南方金融, 2022(2):45-57.
- [8] LI Z G, WANG J. The Dynamic Impact of Digital Economy on Carbon Emission Reduction: Evidence City-level Empirical Data in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2022, 351:131570.
- [9] 谢云飞. 数字经济对区域碳排放强度的影响效应及作用机制[J]. 当代经济管理, 2022(2):68-78.
- [10] Ayres R U, Walter J. The greenhouse effect: Damages, costs and abatement[J]. Environmental and Resource Economics, 1991, 1(3):237-70.
- [11] Williams M L. UK air quality in 2050: Synergies with climate change policies[J]. Environmental Science & Policy, 2007, 10(2):169-175.
- [12] BURTRAW D, KRUPNICK A, PALMER K, et al. Ancillary benefits of reduced air pollution in the US from moderate greenhouse gas mitigation policies in the electricity sector[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003, 45(3): 650-673.
- [13] 高维龙. 数字经济对城市减污降碳的协同效应及空间机制[J]. 华东经济管理, 2025, 39(3):70-82.
- [14] Gao X W, Liu N, Hua Y J. Environmental Protection Tax Law on the Synergy of Pollution Reduction and Carbon Reduction in China: Evidence from a Panel Data of 107 Cities[J]. Sustainable Production and Consumption, 2022, 33: 425-437.
- [15] Lemos M C, Agrawal A. Environmental governance[J]. Annual Review of Environment and Resources, 2006, 31:297-325.
- [16] 李俊杰. 数字经济发展对制造业绿色转型的影响研究[D]. 吉林大学, 2023.
- [17] 廖杉杉, 鲁钊阳, 李瑞琴. 数字经济发展促进产业结构转型升级的实证研究[J]. 统计与决策, 2024, 40(02):29-34.
- [18] 罗良忠, 林嘉豪, 谭云清. 数字经济对能源消费的影响研究——基于区域一体化中介效应和遮掩效应的检验[J]. 学习与实践, 2022(06):44-53.
- [19] 杜欣. 数字经济促进碳减排的机制与效应——基于绿色技术进步视角的经验考察[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(19):22-32.
- [20] 戚聿东, 刘翠花, 丁述磊. 数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J]. 经济学动态, 2020(11):17-35.
- [21] 赵喜仓, 蒋美, 洪逗. 绿色技术创新对减污降碳协同效应的影响[J/OL]. 科技进步与对策, 1-13 [2025-03-23].
- [22] NIE C, LEE C C. Synergy of pollution control and carbon reduction in China: spatial-temporal characteristics, regional differences, and convergence [J]. Environmental Impact Assessment Review, 2023, 101:107110.
- [23] 刘亦文, 陈熙钧. 数智融合发展对中国减污降碳协同治理的影响研究[J]. 环境科学研究, 2023, 36(11):2189-2199.
- [24] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10):65-76.
- [25] 汪伟, 刘玉飞, 彭冬冬. 人口老龄化的产业结构升级效应研究[J]. 中国工业经济, 2015(11):47-61.
- [26] 徐敏, 姜勇. 中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗? [J]. 数量经济技术经济研究, 2015(3):3-21.
- [27] 吕晨, 伍鹏程, 曹丽斌, 等. 清洁取暖政策对北方农村地区能源结构的影响: 以鹤壁市为例[J]. 环境工程, 2019(7):215-220, 165.
- [28] 王许亮, 王恕立. 服务业能源生产率变迁及收敛性分析——基于全球40个经济体细分行业数据的经验研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35(01):42-59.
- [29] 王兴国, 于婷. 数字普惠金融、产业结构升级与城乡收入差距——基于中介效应和门槛效应的实证检验[J]. 东岳论丛, 2024, 45(11):129-138+192.
- [30] 唐文进, 李爽, 陶云清. 数字普惠金融发展与产业结构升级——来自283个城市的经验证据[J]. 广东财经大学学报, 2019, 34(06):35-49.
- [31] 柏培文, 喻理. 数字经济发展与企业价格加成: 理论机制与经验事实[J]. 中国工业经济, 2021(11):59-77.
- [32] 苏颖, 罗佳意. 数字经济、技术创新与产业结构升级动态关系研究——基于PVAR模型[J]. 生产力研究, 2024(01):108-114.
- [33] 于春晖, 郑若谷, 余典范. 《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》[C] // 上海市社会科学界联合会. 上海学术报告(2012-2013). 上海人民出版社, 2015:2.