炭素排出責任の統合指標（ICR）の構築と決定構造

—エネルギー消費に対する非線形関係の実証分析—

山本　純一[1]

本研究は、国家レベルにおける複数の炭素排出責任（フロー責任、需要責任、ストック責任）の統合的指標として Integrated Carbon Responsibility（ICR）を提案し、その決定要因を実証的に分析することを目的とする。ICR は、118 か国の横断データを用いた主成分分析の第 1 主成分として構成し、統計的妥当性を確認した。ICR に対する回帰分析では、一人当たり GDP は有意ではなく、一人当たりエネルギー消費量の非線形構造が有意となり、複数のパネル分析でも構造は頑健であった。因果性の検討では、エネルギーから ICR への方向のみが有意であった。以上により、国家間の統合的炭素排出責任は主としてエネルギー消費構造によって形成されていることが示された。本研究は、GDP 中心の従来の分析枠組みに対し、新たな理論的・実証的視座を提供する。

キーワード：炭素排出責任、GDP、エネルギー消費、主成分分析、交差遅延パネルモデル

1. はじめに

気候変動問題において、国家間の炭素排出責任の評価は政策設計および国際交渉において極めて重要である。従来、排出責任は総排出量、一人当たり排出量、GDP あたり排出量、累積排出量といった指標により評価されてきた。しかし、これらの指標はいずれも排出の一側面を捉えるにとどまり、包括的な評価には限界がある。

また、既存研究の多くは GDP を排出の主要な決定要因として扱ってきたが、グローバル化の進展に伴い、生産ベースと消費ベースの排出の乖離が拡大しており、その妥当性は再検討の余地がある。

本研究の目的は、複数の排出指標を統合した新たな指標（ICR）を構築し、その決定構造を明らかにすることである。特に、エネルギー消費との関係に着目し、その非線形性および理論的含意を検討する。さらに、パネルデータを用いた固定効果分析・System GMM・Granger 因果性検定・交差遅延パネルモデルにより、エネルギー消費と ICR の因果方向を多角的に検証する。

2. 先行研究

炭素排出の決定要因に関する研究は、大きく（1）経済成長と環境負荷の関係、（2）排出の構造分解、（3）責任指標の設計、の 3 つの系譜に整理できる。本節ではこれらを概観しつつ、既存研究の限界を明確化する。

2.1 環境クズネッツ曲線（EKC）

経済発展と環境負荷の関係を説明する代表的枠組みとして、環境クズネッツ曲線（EKC）がある。EKC は、所得水準の上昇に伴い環境負荷が増加した後、一定水準で減少する逆 U 字型関係を仮定する。この仮説は Grossman & Krueger（1995）によって初期的に実証されたが、その後の研究では CO_2排出に関しては EKC の支持が限定的であることが示されている（Stern, 2004）。主な批判として、（1）転換点が極めて高所得水準に位置し現実的でない、（2）CO_2のようなストック汚染への適用が困難、（3）GDP が排出の代理変数として過度に使用されている、が挙げられる。Yasin et al.（2021）は、開発途上国における EKC 成立とともに、エネルギー消費と CO_2 排出による環境品質の悪化との関連することを統計的に確認した。また、「相対的デカップリングは観察されるが、絶対的削減は限定的」という指摘もある（Ward et al., 2016）。

2.2 STIRPAT および排出要因分析

排出の決定要因を体系的に検証する枠組みとして STIRPAT モデルがある（Dietz & Rosa, 1997）。このモデルは環境負荷を人口・豊かさ（GDP）・技術の関数として定式化する。拡張研究ではエネルギー消費が排出の主要因であることが繰り返し確認されているが（York, et al., 2003, Yasin, et al., 2021）、（1）GDP とエネルギーの多重共線性、（2）技術（T）の代理変数の曖昧さ、（3）非線形関係の検討不足、という問題が残る。

Liddle（2015）は STIRPAT と EKC を統合した不均一パネル推定を用い、所得弾性値が OECD 国では

[1] 所属：NEC ソリューションイノベータ株式会社、E-mail：j.yamamoto.0012@gmail.com、ただし、本研究は所属とは無関係である。

1 未満、非 OECD 国では 1 に近いことを示した。さらに非化石燃料比率（エネルギーミックス）をコントロール変数として加えることで、GDP の炭素排出弾性値が国の発展水準によって大きく異なることを明らかにし、単一の線形弾性値による国際比較の限界を指摘した。この知見は、本研究が GDP に代えてエネルギー消費を中心変数として採用する理論的根拠の一つとなる。

また、STIRPAT の線形性仮定を緩和した非線形モデルの検討も進んでいる。198 か国・1990～2018 年のパネルデータを用いた分位点回帰分析では、産業・農業・サービス業の豊かさ効果について U 字型の EKC が支持され、経済活動の構成が環境負荷の非線形パターンを決定する可能性が示された（Wang et al., 2021）。しかしながら、これらの研究の多くは GDP を主要説明変数とし続けており、エネルギー消費の非線形効果を明示的にモデル化した研究は限られている。

2.3 消費ベース排出とカーボンリーケージ

グローバル化に伴い、生産ベース排出と消費ベース排出の乖離が重要な研究テーマとなっている。Peters et al.（2011）は先進国における排出の外部化（carbon leakage）を明らかにしているが、消費ベース指標にも国際産業連関表への依存や推計誤差の蓄積という限界がある。

Peters & Hertwich（2008）は 87 か国を対象に、国際貿易に内包される CO_2排出を定量化し、先進国がネット輸入国であることを示した。すなわち先進国は自国の生産ベース排出量を低く見せつつ、消費を通じて他国の排出を誘発している。CO_2排出量の 21.5%が国際貿易において移転されていると推計されており、この「炭素の空洞化」を捉えるためには消費ベース指標の活用が不可欠である。本研究が ICR の構成要素として消費ベース排出を採用する理論的根拠はここにある。

2.4 累積排出と歴史的責任

CO_2は長期間大気中に滞留するため、過去の排出が現在の気候に影響を与えることから（IPCC, 2021）、累積排出量は歴史的責任の評価において不可欠な指標である。ただし、現在の排出構造を反映しないという限界も存在する。

2.5 統合指標の必要性と既存研究の限界

上述の通り、既存の排出指標は（1）単一側面しか捉えない、（2）指標間で評価結果が大きく異なる、（3）統合的な責任評価が困難、という問題を抱えている。複数指標を統合する試みも存在するが、体系的な枠組みは未確立である。

Hertwich & Peters（2009）は 73 か国の最終消費に紐づいた温室効果ガス排出を推計し、消費の目的・カテゴリー別に排出責任を分解することを試みた。しかし同研究は現在排出責任（フロー責任）のみを対象とし、歴史的蓄積（ストック責任）を捨象している。Liddle（2014）は人口・都市化・年齢構造が炭素排出とエネルギー消費に与える影響を国際比較で整理し、関係の複雑性と非線形性を指摘したが、複数の排出責任概念を統合した指標は提示していない。このように、生産（需要）・消費（フロー）・累積（ストック）の各責任概念を定量的に統合し、且つその決定構造を非線形モデルで検証した研究は存在しない。

2.6 本研究の位置づけと貢献

以上の議論から、既存研究には以下の問題が存在する。第一に、排出の決定要因が所得中心に捉えられており、エネルギー消費の独立した役割が過小評価されている。第二に、エネルギー消費の非線形性が明示的にモデル化された研究が限られている。第三に、生産・消費・累積の 3 つの排出責任概念を統合して定量化した指標が欠如している。

本研究はこれらの問題に対して、（1）需要・フロー・ストック責任を統合した ICR の構築、（2）GDP ではなくエネルギー消費を中心に据えた分析、（3）非線形関係の明示的なモデル化、（4）内生性対処のためのシステム一般化積率法（GMM）・Granger 因果性検定・交差遅延パネルモデル（CLPM）を用いた因果方向の多角的検証、の 4 点で貢献する。

3. 研究 1 （ICR 尺度構成と決定要因）

3.1 研究方法

使用データ　本研究では、Our World in Data（OWID）が提供する各国の環境・エネルギー統計データを用い、2022 年時点のクロスセクションデータを構築した。対象国は主要変数が欠損していない

表 1. 使用した変数と OWID データ

変数	OWIDデータ名と計算式	説明
一人当たりCO_2排出量（LULUCF含む）	co2_including_luc_per_capita	土地利用変化（LULUCF）を含む一人当たりCO_2排出量（t）
一人当たり消費ベースCO_2排出量	consumption_co2_per_capita	輸入を含む最終消費に基づくCO_2排出量（t）
一人当たり累積CO_2排出量	cumulative_co2 / population	1850年以降の一人当たり累積CO_2排出量（t）
一人当たりエネルギー消費量	energy_per_capita	一人当たり一次エネルギー消費量（kWh）
一人当たりGDP	gdp / population	購買力平価調整済み一人当たりGDP（2017年国際ドル）

注．CO_2排出量については土地利用変化（LULUCF）を含む指標（co2_including_luc_per_capita）を採用した。

118 か国とした。使用した主要変数は表 1 の通りである。

前処理　各変数は分布の歪度を緩和し線形モデルの適合性を高めるため、自然対数変換を行った（$x' = \log(x)$）。また、主成分分析においては各変数を平均 0・分散 1 に標準化した（z スコア化）。回帰分析においては一次項と二次項の多重共線性を軽減するため、対数一人当たりエネルギー消費量を平均値で中心化した。外れ値の影響は残差分析および上位 5%除外分析により確認した。

尺度の構成　炭素排出責任を多面的に捉えるため、一人当たり排出量（現在責任）・消費ベース排出量（需要責任）・累積排出量（歴史的責任）の 3 変数に主成分分析（PCA）を適用し、第 1 主成分を ICR として定義した。PCA を採用した理由は、（1）多重共線性の回避、（2）情報の縮約、（3）客観的な重み付けのためである。

決定要因の分析　ICR の決定要因を検討するため、以下の 3 つのモデルを推定した。

【基本モデル】

$$ICR_i = \beta_0 + \beta_1 \log(GDP_i) + \epsilon_i \quad (1)$$

【線形モデル】

$$ICR_i = \beta_0 + \beta_1 \log(E_i) + \beta_2 \log(GDP_i) + \epsilon_i \quad (2)$$

【二次モデル】

$$ICR_i = \beta_0 + \beta_1 \log(E_i) + \beta_2 \{\log(E_i)\}^2 + \beta_3 \log(GDP_i) + \epsilon_i \quad (3)$$

ここで E_iは中心化された一人当たりエネルギー消費量、GDP_iは一人当たり GDP を表す。推定方法には通常最小二乗法（OLS）を用いた。モデル適合度は R^2・調整済み R^2・AIC・BIC により評価した。頑健性は（1）2012 年・2017 年データによる再推定、（2）上位 5%除外サンプルによる再推定、の 2 通りで検証した。また、一般化加法モデル（GAM）との比較分析と残差分析によりモデルの妥当性を検証した。

二次モデルの構造性を検証するために、2012 年・2017 年・2022 年のデータに対して、E_iの 4 つの分位点（0.25, 0.50, 0.75, 0.90）で回帰分析を実施した。分位点ごとの回帰係数 β_1, β_2 を比較することで、一人当たりエネルギー消費量の違いによる ICR への関連性の強さの変化を確認した。

3.2 分析結果

尺度構成　主成分分析の結果を表 2 に示す。KMO 指標は 0.674 であり、因子分析に適した水準を満たしていた。Bartlett 球面性検定も有意であった（χ^2=4706.04, p<.001）。第 1 主成分のみが固有値 1 以上（固有値=2.24）を示し、その寄与率は 74.49%であった。各指標の主成分負荷量は、一人当たり純 CO_2排出量が 0.819、一人当たり累積 CO_2排出量が 0.855、一人当たり消費ベース CO_2排出量が 0.913 であり、いずれも高い正の値を示した。各指標の共通性も 0.670〜0.833 と十分であり、第 1 主成分が 3 変数の分散を幅広く説明していることが確認された。以上の結果から、3 つの CO_2指標が共通する潜在概念を反映していると判断し、第 1 主成分得点を ICR 指標として採用した。

決定要因の分析　ICR を目的変数とした回帰分析の結果を表 3 に示す。

基本モデルとして log(GDP) のみを説明変数とした回帰分析を行ったところ、回帰係数 β=0.949（p<.001、95%CI=[0.811, 1.087]）は有意であり、R^2=0.616 であった。

線形モデルでは、log(GDP) の係数（β=0.027、p=.882）は有意ではなかったが、log(E) の係数（β=0.775、p<.001）は有意であった。ここで基本モデルで有意であった log(GDP) が線形モデルで非有意になったことは、GDP とエネルギー消費の間に強い相関（VIF=8.46）が存在することによる多重共線性を反映している。実際、GDP のみのモデルでは VIF=1.00（R^2=0.616）であったのに対し、エネルギーを追加すると GDP の VIF は 8.46 に上昇し、係数は非有意化した。これは、GDP とエネルギー消費が強く相関しているため、エネルギーを統制した条件下では GDP の独立した説明力が消失することを意味する。すなわち、ICR に対する GDP の見かけ上の効果は、実質的にエネルギー消費に媒介されていると解釈できる。線形モデルの AIC は 292.2→267.4、BIC は 297.7→275.7 と改善した。

二次モデルでは、log(E) の係数（β=0.862、p<.001）と {log(E)}^{2} の係数（β=0.238、p<.001）が有意であった。R^2は 0.859 に上昇し（調整済み R

表 2. 主成分分析の結果

変数	第1主成分					相関		
	負荷量	共通性	固有値	寄与率（%）	累積寄与率（%）	X1	X2	X3
X1. 一人当たり純CO2排出量	0.819	0.670					0.50	0.64
X2. 一人当たり累積CO2排出量	0.855	0.732	2.235	74.49	74.49	0.50		0.71
X3. 消費ベースCO2排出量	0.913	0.833				0.64	0.71	
KMO指標	0.674							
Bartlett球面性検定（χ2）	4706.044 ***							

注．*** p<.001

表 3. 排出指標 ICR を目的変数とした回帰分析の回帰係数（OLS 法）

	2022年				2017年	2012年
	基本モデル	線形モデル	2次モデル		2次モデル	2次モデル
			全データ	上位5%削除		
const	-9.050 ***	-0.383	-0.911	-1.184	-0.578	-1.325
	(0.669)	(0.653)	(1.168)	(1.138)	(1.334)	(1.376)
log(GDP)	0.949 ***	0.027	0.032	0.064	-0.005	0.079
	(0.070)	(0.181)	(0.124)	(0.121)	(0.142)	(0.148)
log(E)	—	0.775 ***	0.862 ***	0.787 ***	0.880 ***	0.853 ***
	—	(0.143)	(0.098)	(0.098)	(0.109)	(0.111)
{log(E)}^2	—	—	0.238 ***	0.210 ***	0.237 ***	0.240 ***
	—	—	(0.021)	(0.023)	(0.020)	(0.019)
データ数	118	118	118	112	118	118
R^2	0.616	0.694	0.859	0.821	0.856	0.866
Adj. R^2	0.613	0.689	0.855	0.816	0.852	0.862
F統計量	186.1 ***	130.4 ***	231.1 ***	165.4 ***	226.0 ***	242.9 ***
AIC	292.2	267.4	178.2	155.6	186.1	191.8
BIC	297.2	275.7	189.2	166.5	197.2	202.9
Condition No.	85	244	249	248	275	273
VIF						
const	77.103	626.928	627.890	639.439	765.874	759.102
log(GDP)	1.000	8.465	8.465	8.109	10.549	11.413
log(E)		8.465	8.515	8.414	10.688	11.672
{log(E)}^2			1.054	1.223	1.075	1.113

注．（）は標準誤差。*** p<.001。log(GDP)は「対数一人当たり GDP」、log(E)は「対数一人当たりエネルギー消費（中心化）」を表す。

^{2}=0.855）、AIC は 267.4→178.2、BIC は 275.7→189.2 と大幅に改善した。二次項の VIF は 1.054 と極めて低く、多重共線性の問題はない。両係数が正であることは、ICR がエネルギー消費の対数に対して加速的な単調増加構造を持つことを示している。log(GDP) は引き続き非有意（β=0.032、p=.798）であった。

GAM との比較（図 1）では、回帰曲線はほぼ二次曲線に近似しており（log(E)=1.5 付近でわずかな乖離があるものの差は軽微）、二次モデルによる近似の妥当性が支持された。

頑健性の確認として、2017 年・2012 年データでも同様の結果が得られた（2017 年：R^2=0.856、β_1=0.880、β_2=0.237；2012 年：R^2=0.866、β_1=0.853、β_2=0.240、いずれも p<.001）。上位 5%除外サンプル（N=112）でも適合度（R^2=0.821）と係数の符号・有意性（β_1=0.787、β_2=0.210）は維持された。

残差分析（図 2）では、線形モデルの残差に明確な曲線パターン（U 字型）が観察されたのに対し、二次モデルの残差は概ねランダムに分布し、非線形構造が適切にモデル化されたことが確認された。二次モデルの低エネルギー領域では曲線パターン（逆 U 字型）が観察されるものの、残差は小さくなっている。高エネルギー領域では残差の分散が拡大しており、当該領域での国間差異が大きいことを示している。

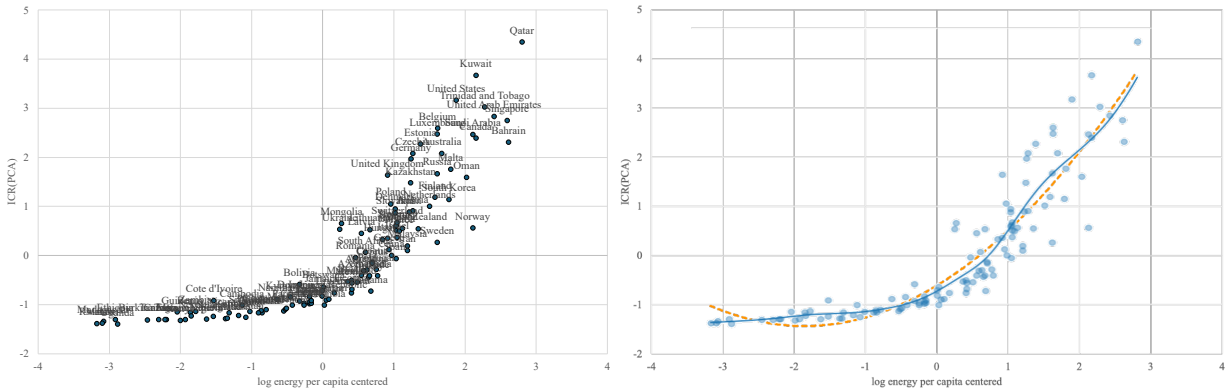

図 1. 左：中心化済み対数一人当たりエネルギー消費に対する ICR の散布図。右：GAM による回帰曲線（青線）と二次回帰曲線（黄点線）。

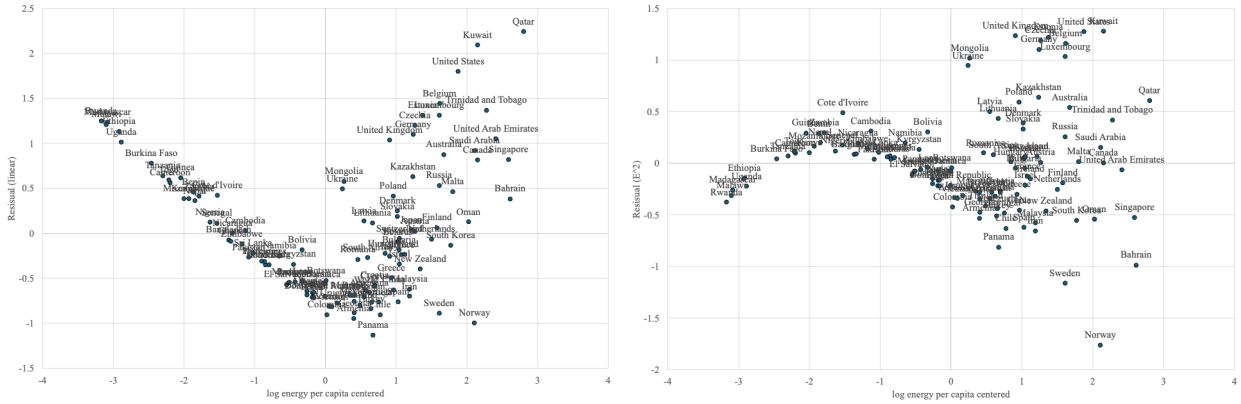

図 2. 上：線形モデルの残差（U 字型パターンが観察される）。下：二次モデルの残差（系統的パターンが解消されており、ノルウェー・スウェーデン等の高効率国が負残差として識別可能）。

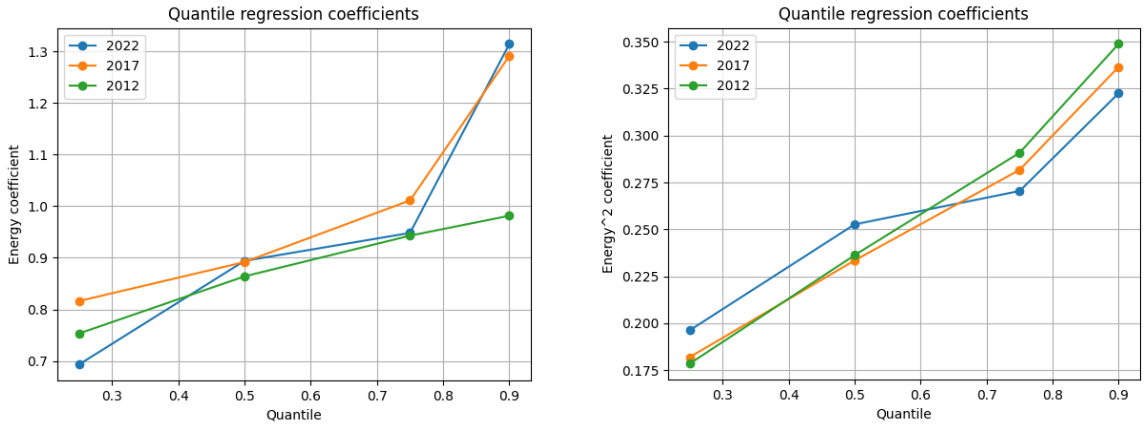

図 3. 分位点回帰分析の結果。横軸は ICR の分位点（0.25, 0.50, 0.75, 0.90）、縦軸は回帰係数。左：一次項係数 β_1。右：二次項係数 β_2。

分位点回帰分析（図 3）では、すべてのサンプル・分位点において一次項・二次項の係数が正であり、分位点上昇に伴い両係数が増加した。これは、ICR が高い国ほどエネルギー消費が炭素責任に強く変換されることを示す。2017 年・2022 年の 0.90 分位点での一次項係数の急上昇は、高炭素国家群における変換の強化を示唆する。2012 年の 0.90 分位点ではこの急上昇が観察されないことは、2012 年から 2017 年の間に高炭素国家群でエネルギー消費の炭素不均衡化が強化された可能性を示唆している。

4. 研究２（パネル回帰）

4.1 研究方法

使用データ　研究 1 と同様の OWID データにおいて、利用可能な 1992 年～2022 年のデータを用いた（最大観測数 3,845、118 か国）。

分析方法　エネルギー消費量と ICR との関係を多角的に検証するため、以下の 4 つのモデルを推定した。第一に、国固定効果および年固定効果を含む二元固定効果モデル（FE）を推定した。第二に、時間的先行性を考慮するため説明変数を 1 期ラグとした固定効果モデル（Lag.FE）を推定した。第三に、固定効果・ランダム効果の比較のためランダム効果モデル（RE）を推定した。第四に、エネルギー消費量と ICR の間の内生性に対処するため、System GMM による動学的パネル分析を実施した。さらに参考として、全期間データを用いた 0.5 分位点回帰も実施した。

4.2 分析結果

各モデルの推定結果を表 4 に示す。

固定効果モデルでは、一人当たりエネルギー消費量が ICR に対して有意な正の効果を示し（β =0.610、p<.001）、二乗項も有意であった（β =0.127、p=.003）。一方、GDP の効果は有意ではなかった（β =-0.265、p=.315）。ラグ付き固定効果モデルでも同様の傾向が確認され（lag-E: β =0.638、p<.001；二乗項: β =0.129、p<.001）、エネルギー消費と ICR の関係が同時点の連動にとどまらず時間を超えて持続することが示された。

System GMM では、エネルギー消費量が ICR に対して有意な正の効果を示し（β =0.708、p<.001）、二乗項も有意であった（β =0.170、p<.001）。モデルの妥当性については、Hansen 検定が有意ではなく（p=0.968）操作変数の妥当性が支持された。

表 4. パネル回帰分析の結果

	FE	Lag.FE	RE	GMM	Quant(0.5)
const	2.103	2.499	0.175	0.506	-0.502 **
	(2.451)	(3.058)	(0.227)	(1.028)	(0.154)
L1.ICR	−	−	−	0.301 †	−
	−	−	−	(0.155)	−
log(E)	0.610 ***	0.638 ***	0.742 ***	0.708 ***	0.808 ***
	(0.172)	(0.150)	(0.029)	(0.201)	(0.012)
{log(E)}^2	0.127 **	0.129 ***	0.145 ***	0.039 ***	0.204 ***
	(0.043)	(0.035)	(0.007)	(0.023)	(0.003)
log(GDP)	-0.265	-0.308	-0.061 *	-0.098	-0.014
	(0.263)	(0.331)	(0.024)	(0.112)	(0.017)
観測数	3845	3727	3845	3600	3845
エンティティ数	118	118	118	118	−
時点数	33	32	33	−	−
R^2（within）	0.064	0.068	0.084	−	−
R^2（between）	0.606	0.603	0.792	−	−
R^2（overall）	0.562	0.561	0.737	−	0.634
F統計量	119.4 ***	129.7 ***	317.6 ***	−	−

注．FE=国・年二元固定効果モデル、Lag.FE=ラグ付き固定効果モデル、RE=ランダム効果モデル、GMM=System GMM 動学モデル、Quant(0.5)=0.5 分位点回帰。log(GDP)は「対数一人当たり GDP」、log(E)は「対数一人当たりエネルギー消費（中心化）」を表す。（）は標準誤差。† p<.10、* p<.05、** p<.01、*** p<.001。GMM の Hansen 検定 p=.968（操作変数の妥当性を支持）、AR(1) p=.302、AR(2) p=.230（系列相関なし）。

Arellano-Bond 検定では AR(1)（p=0.302）・AR(2)（p=0.230）ともに有意な系列相関は検出されなかった。以上より、内生性を考慮した場合でもエネルギー消費が ICR の有意な正の規定要因であることが確認された。

5. 研究 3（因果方向の検証）

5.1 研究方法

使用データ　研究 2 と同様の OWID データ（1992~2022 年）を用いた。

分析方法　エネルギー消費量と ICR の時間的因果方向を検討するため、Granger 因果性検定を実施した。さらに長期的な因果方向を検証するため、2002 年・2007 年・2012 年・2017 年・2022 年の 5 時点を用いた交差遅延パネルモデル（CLPM）を推定した。

5.2 分析結果

Granger 因果性検定　検定の結果を表 5 に示す。エネルギー消費量から ICR への因果方向はラグ 1 期・2 期の双方で F 検定で有意であった（ラグ 1: F=6.92、p=.014；ラグ 2: F=3.49、p=.046）。一方、ICR からエネルギー消費量への方向は有意ではなかった（ラグ 1: p=.959；ラグ 2: p=.802）。χ^2 検定や最尤比率検定でも、有意性は同様の傾向であった。したがって、両者の関係は主としてエネルギー消費量から ICR への方向に存在することが示唆された。

交差遅延パネルモデル（CLPM）　5 波交差遅延パネルモデル（2002～2022 年）の結果（図 4）では、対数一人当たりエネルギー消費（Energy）から ICR への交差遅延効果が 3 期間で有意であった。具体的には、2002→2007 年（β=.098、p<.001）、2007→2012 年（β=.087、p=.002）、2017→2022 年（β=.055、p<.001）が有意であり、2012→2017 年は正の方向であったが有意には達しなかった（β=.033、p=.106）。一方、ICR からエネルギー消費への逆方向の交差遅延効果はすべての期間で有意ではなかった（$|\beta|$<.01、p>.66）。各変数の自己回帰係数は非常に高く（ICR: β=.91～.97；エネルギー: β≈.99）、各国の排出構造とエネルギー消費構造が長期的に高い安定性を持つことが示された。

モデル適合度は CFI=.993、TLI=.988、GFI=.987、AGFI=.976 と良好であった。なお RMSEA は 0.097 と慣例的な基準値（0.08）をわずかに超えるが、他の適合指標が軒並み良好であることを考慮すると、全体的なモデルの適合は概ね良好と判断できる。

表 5. Granger 因果性検定の結果

因果方向	ラグ	F検定			χ2検定			最尤比率検定		
		F	*p*	Sig.	*χ2*	*p*	Sig.	*χ2*	*p*	Sig.
エネルギー→ICR	1	6.920	.014	*	7.636	.006	**	6.848	.009	**
	2	3.488	.046	*	8.316	.016	*	7.367	.025	*
ICR→エネルギー	1	0.003	.959		0.003	.956		0.003	.956	
	2	0.223	.802		0.532	.767		0.527	.768	

注．* p<.05, ** p<.01

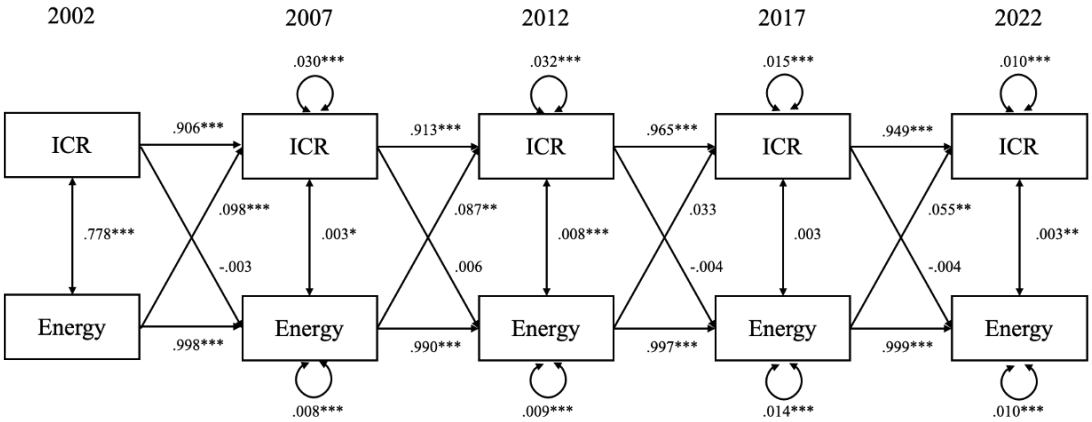

図 4　5 波交差遅延パネルモデルの結果。Energy：中心化済み対数一人当たりエネルギー消費。* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001。

6. 総合考察

6.1 総合的な炭素排出責任指標

本研究では、炭素の現在排出（フロー責任）・消費排出（需要責任）・累積排出（ストック責任）を統合した ICR を定義した。一人当たり ICR は 3 変数の PCA 第 1 主成分として定義され、以下のように表される。

$$ICR_i = 0.548\,F_i + 0.572\,S_i + 0.611\,C_i \qquad (4)$$

ここで、F_iは実質一人当たり現在排出（LULUCF 含む）、S_iは一人当たり累積排出、C_iは一人当たり消費排出を表す（各変数は標準化済み）。各変数の係数は、負荷量（表 2）を固有値（表 2）の平方根で除算して求められる。消費排出の係数がわずかに大きいことは、炭素移転が無視できないことを意味する。

国家 ICR（＝ICR×人口）は、国家の現在排出 F・累積排出 S・消費排出 C を用いて以下のように直接算出できる。

$$ICR = 0.548\,F + 0.572\,S + 0.611\,C \qquad (5)$$

国家 ICR に基づく炭素排出責任ランキング上位 10 か国を表 6 に示す。G7 先進 7 か国のうち 5 か国が上位を占め、先進国の炭素排出責任の大きさが示される。フランスは 11 位にとどまるが、これは原子力発電への高依存度を反映していると考えられる。

この統合指標は国家的気候責任の多次元性を定量的に一元化し、国際比較の公平性を保つことに資する。公平な国際比較は、より妥当な排出量取引制度の構築や政策評価基盤の整備に寄与すると期待される。

表 6. 国家 ICR に基づく炭素排出責任ランキング上位 10 か国（対米国比）。

順位	国名	国家ICR（対米国比）	地域	備考
1	United States	1.000	北米	G7、（基準）
2	Russia	0.224	東欧/北アジア	
3	Germany	0.153	西欧	G7
4	United Kingdom	0.103	西欧	G7
5	Japan	0.102	東アジア	G7
6	Canada	0.086	北米	G7
7	Saudi Arabia	0.073	西アジア	
8	South Korea	0.055	東アジア	
9	Australia	0.050	アセアニア	
10	Poland	0.037	東欧	

6.2 統合指標のエネルギー消費依存性と STIRPAT との関係

本研究の重要な示唆は、ICR が GDP ではなくエネルギー消費に非線形に依存することである。全モデルにおいて log(GDP)は有意ではなく、log(E)とその二乗項が有意であった。この結果を踏まえると、一人当たり ICR はエネルギー消費の関数として以下のように定式化できる。

$$ICR(E_i) = \alpha + \beta_1 \ln E_i + \beta_2\{\ln(E_i)\}^2 + \epsilon_i \qquad (\beta_1=0.862、\beta_2=0.238) \qquad (6)$$

両係数が正であるため、ICR は log(E)に対して加速的な単調増加構造を持つ。これは、STIRPAT モデル（$\ln I = \alpha + \beta \ln P + \gamma \ln A + \delta \ln T + \epsilon$）の線形性仮定に対して重要な修正を示唆する。本研究の結果は、経済的豊かさ A は炭素排出責任の独立した決定要因ではなく、エネルギー消費 E が実質的な駆動要因であることを示している。すなわち、本研究は STIRPAT の線形性仮定を根本的に修正し、「環境負荷はエネルギー消費の非線形関数として表現される」と主張する。

6.3 Carbon Efficiency Index（CEI）

二次モデルの残差は、エネルギー消費水準およびその非線形効果を統制した上での各国の排出過不足を示す指標として解釈できる。そこで本研究では、これを Carbon Efficiency Index（CEI）として再定義する。

$$CEI_i = ICR_i - E[ICR|E_i] \qquad (7)$$

正の CEI は期待値より排出が多い（低効率）ことを、負の CEI は期待値より少ない（高効率）ことを示す。CEI は各国の技術水準・エネルギーミックス・政策制度の違いを反映すると考えられる。

国家 CEI（＝CEI×人口）に基づく炭素排出低効率ランキングを表 7 に示す。表 7 には国家 ICR ランキング（表 6）上位の日本・カナダ・韓国は含まれない。これらの国々は炭素排出責任は大きいものの排出効率は比較的高いことを意味する。

表 7. 国家 CEI に基づく炭素排出低効率ランキング上位 10 か国（対米国比）

順位	国名	国家CEI（対米国比）	地域	備考
1	United States	1.000	北米	G7（基準）
2	Germany	0.213	西欧	G7
3	United Kingdom	0.194	西欧	G7
4	Ukraine	0.089	東欧	
5	Russia	0.086	東欧/北アジア	
6	Nigeria	0.060	西アフリカ	
7	Poland	0.052	東欧	
8	Cote d'Ivoire	0.034	西アフリカ	
9	Bangladesh	0.034	中央アジア	
10	Australia	0.032	オセアニア	

また、残差分布（図 2）によれば、エネルギー消費が低い国家群では残差が小さいが逆 U 字の微細構造が見られ、近代化・工業化に伴う技術水準の向上を示唆する。高エネルギー国家群では残差が分散しており、エネルギーミックスや政策の違いを反映していると考えられる。EKC との関係において、本研究の結果は「排出そのものの逆 U 字」（EKC）とは整合しない。むしろ、排出は一貫して増加する一方で効率のみが非線形に変化することを示している。「クズネッツ曲線は排出ではなく効率に現れる」という再解釈が可能である。

6.4 歴史的含意：エネルギーミックスの変化と CLPM の時期差

Granger 因果性検定と CLPM の分析結果は、エネルギー消費から ICR への因果性があることを示唆していた。その一方で、CLPM によれば、その因果性は、2012−2017 年に弱まって非有意となり、2017−2022 年に再び強まって有意となっていた。これは、各国のエネルギーミックスの変化を反映していると考えられる。

世界全体のエネルギー消費およびエネルギー源別消費の 2002 年比（表 8）を見ると、2012–2017 年には再生可能エネルギーの増加率が高く、エネルギー消費増加と炭素排出責任増加との結びつきが弱まった可能性が示唆される。一方、2017–2022 年には再生可能エネルギーの拡大が継続したものの、石炭および天然ガスの絶対消費量も増加したため、エネルギー消費増加が再び炭素排出責任の増加へ結びつく構造が現れたと考えられる。

2022 年でもエネルギー源の 82.57%が化石燃料である（OWID エネルギーデータ）ことを踏まえると、2017−2022 年の旺盛なエネルギー需要に応えるためには再生可能資源による発電では足らず、石炭や天然ガスによる火力発電が増加したと考えられる。旺盛なエネルギー需要の背景の一つとして、深層学習・AI の急速な普及に伴うデータセンターの増設と電力需要の増大が挙げられる。これが、情報処理産業発展国、すなわちエネルギー消費が大きい先進国で起きたと考えると、分位点回帰分析において、2017 年以降に 0.90 分位点で log(E)一次項係数 β_1が急増したことと符合する。ただし、これらは推論にすぎず、国家別エネルギーミックスのデータとの突合による慎重な検討が今後必要である。

表 8. 世界全体のエネルギー消費とエネルギー源別消費の 2002 年比

エネルギー源	2007	2012	2017	2022
エネルギー消費	1.19	1.29	1.38	1.48
化石燃料	1.20	1.30	1.36	1.42
石油	1.10	1.13	1.22	1.23
石炭	1.39	1.52	1.49	1.55
天然ガス	1.17	1.33	1.46	1.60
低炭素	1.11	1.25	1.51	1.89
原子力	0.99	0.86	0.89	0.89
再生可能	1.22	1.61	2.08	2.79
水素	1.14	1.30	1.42	1.48
バイオ燃料	2.62	5.00	6.42	8.01
太陽光	4.21	53.14	226.64	661.35
風力	3.18	9.53	19.92	36.20
その他再生可能	1.43	2.07	2.79	3.69

注．OWID エネルギーデータの各エネルギー源構成比率から筆者が算出

6.5 政策的含意

本研究の結果は、統合的炭素排出責任がエネルギー消費量の二次曲線として表せることを示した。これはエネルギー消費の抑制が炭素排出削減に最も直接的に寄与することを示唆する。ただし図 2（二次モデルの残差分布）が示すように、エネルギー消費が多い国でも負の高い CEI を達成している国が存在することから、低炭素エネルギー政策の有効性も同時に示唆される。各国がノルウェーやスウェーデン

のエネルギーミックスや政策を参照することには意義がある。

また、2012−2017 年にエネルギー消費と ICR の因果性が弱まった CLPM の結果（図 4）は、低炭素エネルギー源への転換が炭素排出責任とのデカップリングに有効であることを示唆する。そのため、各国が低炭素エネルギー政策をより促進することには意義がある。しかし、表 8 からはエネルギー需要の増加に低炭素エネルギー源の発電が追いついていないと予測でき、政策として再生可能エネルギー発電施設の増設や発電効率向上の技術開発の必要性も示唆される。

6.6 本研究の限界と今後の課題

本研究には以下の 3 つの限界がある。第一に、CLPM で RMSEA が 0.097 と慣例的な基準（0.08）をわずかに超えており、モデル適合の解釈には一定の留意が必要である。今後は、国家内変化と国家間差異を分離する Random Intercept CLPM（RI-CLPM）や Dynamic Panel SEM（DSEM）の適用が望まれる。第二に、エネルギーミックスや技術構造を明示的にモデルに含めていない。火力発電依存度・再生可能エネルギー比率などをコントロール変数として組み込んだモデルにより、CEI の解釈がさらに精緻化されると考えられる。第三に、消費ベース排出や累積排出の推計には一定の不確実性が伴うため、結果の解釈には留意が必要である。

7. 結論

本研究は、各国の炭素排出責任を多面的に捉える炭素排出統合責任指標 ICR を構築するとともに、その形成要因としてのエネルギー消費量の影響を多角的に検証した。

第一に、主成分分析の結果（寄与率 74.49%、KMO=0.674）、一人当たり純 CO_2排出量・累積排出量・消費ベース排出量が単一の潜在次元として統合可能であることが示された。炭素責任は単一の指標では十分に捉えられず、歴史的責任と現在の消費責任を含む包括的な概念として理解すべきである。

第二に、エネルギー消費量はすべての分析手法において ICR の有意な正の規定要因であった。固定効果モデル・ラグ付き固定効果モデル・System GMM（Hansen p=0.968）において一貫した結果が得られたことから、この関係は推定手法に依存しない頑健なものである。

第三に、エネルギー消費量の二乗項が有意な正の値を示したことは、高エネルギー消費国ほど炭素排出責任が加速度的に増加することを意味する。

第四に、Granger 因果性検定（エネルギー→ICR 有意、ICR→エネルギー非有意）および交差遅延パネルモデル（CFI=0.993）の結果は、エネルギー消費量から ICR への時間的影響を支持した。

以上の結果を総合すると、国家間の統合的炭素排出責任は主としてエネルギー消費構造によって形成されている。特に高エネルギー消費国におけるエネルギー利用の抑制と低炭素エネルギーへの転換は、地球規模の炭素排出責任の格差を緩和する上で重要な政策課題である。

特記事項

- 本研究において利益相反はない。
- 人工知能は、本研究の計画案・分析案・考察案の生成、論文の草案作成および評価に用いた。

参考文献

Dietz, T., & Rosa, E. A. (1997). Effects of population and affluence on CO_2 emissions. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 94(1), 175–179.

Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1995). Economic growth and the environment. *Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 353–377.

Hertwich, E. G., & Peters, G. P. (2009). Carbon footprint of nations: A global, trade-linked analysis. *Environmental Science & Technology*, 43(16), 6414–6420.

IPCC. (2021). *Climate Change 2021: The Physical Science Basis*. Cambridge University Press.

Liddle, B. (2014). Impact of population, age structure, and urbanization on carbon emissions/energy consumption: Evidence from macro-level, cross-country analyses. *Population and Environment*, 35(3), 286–304.

Liddle, B. (2015). What are the carbon emissions elasticities for income and population? Bridging STIRPAT and EKC via robust heterogeneous panel estimates. *Global Environmental Change*, 31, 62–73.

Peters, G. P., Minx, J. C., Weber, C. L., & Edenhofer, O. (2011). Growth in emission transfers via international trade. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 108(21), 8903–8908.

Peters, G. P., & Hertwich, E. G. (2008). CO_2 embodied in international trade with implications for global climate policy. *Environmental Science & Technology*, 42(5), 1401–1407.

Stern, D. I. (2004). The rise and fall of the environmental Kuznets curve. *World Development*, 32(8), 1419–1439.

Ward, J. D., Sutton, P. C., Werner, A. D., Costanza, R., Mohr, S. H., & Simmons, C. T. (2016). Is decoupling GDP growth from environmental impact possible? *PLoS ONE*, 11(10), e0164733.

Wang, M., Arshed, N., Munir, M., Rasool, S. F., & Lin, W. (2021). Investigation of the STIRPAT model of environmental quality: a case of nonlinear quantile panel data analysis. E*nvironment, Development and Sustainability*, 23(8), 12217–12232.

Yasin, I., Ahmad, N., & Chaudhary, M. A. (2021). The impact of financial development, political institutions, and urbanization on environmental degradation: Evidence from 59 less-developed economies. Environment, Development and Sustainability, 23(5), 6698-6721.

York, R., Rosa, E. A., & Dietz, T. (2003). STIRPAT, IPAT and ImPACT: Analytic tools for unpacking the driving forces of environmental impacts. *Ecological Economics*, 46(3), 351–365.