

# 二酸化炭素排出量の要因分析と排出量削減の可能性：日本の鉄鋼業・化学工業

脇山尚子

## 要旨

日本が今後、二酸化炭素(CO<sub>2</sub>)排出削減を進めていくためにはどのような対策が必要であるのかを探るため、二酸化炭素排出量の多い鉄鋼工業と化学工業に焦点を当て、温室効果ガス排出量の削減目標の基準年となっている1990年以降のCO<sub>2</sub>排出削減を促進する経済・政策要因の特定とその効果を検証した。分析結果から、エネルギー集約の高い鉄鋼業は、1990年以降はエネルギー原単位の改善がみられないことから、省エネルギー対策の効果は1990年代から薄れてきたことが分かった。一方で、二酸化炭素原単位は、エネルギー効率化や使用燃料の削減、技術改善や再生可能エネルギーの導入などにより、炭素集約の少ない燃料への転換などを通じた改善の余地があることが示された。また、化学工業では、生産量が増加しているにもかかわらず二酸化炭素原単位及びエネルギー原単位が改善しており、自家発電の排出係数の改善などから燃料転換や排出エネルギーの回収などの努力による影響がみられた。政策効果としては、二酸化炭素原単位の改善は、設備投資の影響よりも補助金の増加や省エネ改正などの政策的影響が大きいことが示された。

キーワード: 二酸化炭素排出量削減、二酸化炭素原単位、エネルギー原単位、鉄鋼業、化学工業

## 1. はじめに

気候変動に関連した議論として気候安定化による持続可能な社会構築を目指しこれまで、低炭素型発展<sup>1</sup>に向けた国際的な議論が、国連環境開発会議(Rio+20: United Nations Conference on Sustainable Development)や気候変動枠組条約締約国会議(UNFCCC COP: United Nations Framework Convention on Climate Change Conference of the Parties)などで行なわれてきた。更に、各国で気候変動対策として様々な取組が実施されてきた。しかし、2013年9月に公表された気候変動に関する政府間パネル(IPCC: Intergovernmental Panel on Climate Change)第1作業部会第5次報告書では、「化石燃料の燃焼やセメント生産による二酸化炭素(CO<sub>2</sub>: Carbon dioxide)の年排出量は、2002~2011年の平均で1年当たり8.3GtC...であり<sup>2</sup>、1990年の水準を54%超えている」(IPCC 2013; 気象庁 2013)と報告されていることから、

<sup>1</sup> 低炭素型発展の定義等に関しては、UNウェブサイト

(<http://sustainabledevelopment.un.org/index.php?menu=1448>)又は Urban and Nordensvärd (2013)を参照

<sup>2</sup> Gt-C(e):ギガトン炭素換算量 Giga Tones of Carbon (Equivalent): 二酸化炭素排出量を炭素に換算し、ギガトン単位で表わしたものである。8.3GtCをCO<sub>2</sub>単位に直すと8.3GtC×44/12=30.43GtCO<sub>2</sub>となる。

低炭素化に向けた更なる努力が必要であることがわかる。更に、「エネルギー起源の温暖化効果ガス（GHG: Greenhouse Gas）による累積総排出量とそれに対する世界の平均地上気温の応答は、ほぼ比例関係にある」（IPCC 2013; 気象庁 2013）と報告されており、気候安定化のための対応策としてCO<sub>2</sub>排出量を緩和するような低炭素型社会構築が急務であることが伺える。

一方、CO<sub>2</sub>排出は、気候変動政策はエネルギー政策と密接に関連しており、エネルギー政策が将来的にどのような方向性を示していくかが、国の気候変動対策に大きな影響を与える。エネルギー政策はこれまで、エネルギー安全保障など、主に供給側に焦点が当てられてきたが、気候変動政策においては、供給側だけでなく、需要側に焦点を当てた政策が必要となってくる。日本全体の燃料の燃焼による二酸化炭素排出の約34%は製造業から出ており、次に業務部門、家庭部門と続く。製造業の中でも二酸化炭素の排出量が多いのが鉄鋼業（製造業全体の約42%）で次に化学工業（13%）である<sup>3</sup>。1970年代、1980年代の産業構造の変化により、コスト上昇の影響が相対的に大きい資源エネルギー多消費型の鉄鋼業や化学工業といった素材型産業から加工組立型産業への移行が行なわれたが、これらの産業におけるCO<sub>2</sub>排出量は大きな割合を占めている。そのため、これらの産業において効率よく効果的に対策を講じることが必要になってくる。そこで、日本が今後、経済成長を維持しつつ、CO<sub>2</sub>排出量削減を実現する低炭素型発展を目指す場合、環境負荷の増加率が経済成長の伸び率を下回っている状況を示すデカップリング<sup>4</sup>を、経済成長とCO<sub>2</sub>排出量の変化の関係において実現することが必要となってくるが、その可能性について鉄鋼業及び化学工業から検討することにする。

これまでの実績として、日本の製造業における経済成長とCO<sub>2</sub>排出量のデカップリングは、1970年代から1980年代にかけてみることができる。図1が示すように、鉱工業生産指数（IIP: Indices of Industrial Production）<sup>5</sup>、CO<sub>2</sub>排出量、エネルギー消費量の1973年からの推移は、1970年代から1980年代までをみると、IIPは上昇傾向にあるのに対し、CO<sub>2</sub>排出量は1973年から1980年初めまでに減少した後、ある一定の推移を保っていることが分かる。また、1970年代から1980年代のCO<sub>2</sub>排出量とエネルギー消費量の変化は比例して推移しているという傾向を観測することができる。更に、1973年から2011年までのエネルギー原単位の推移を見てみると、1989年で1973年比最大46%の改善を達成しており、1990年以降は1973年比45% - 38%の割合でエネルギー原単位の改善を維持している（METI, 2013a）。このことから、1973年から1990年までのCO<sub>2</sub>排出量の削減は、製造業におけるエネルギー原単位の改善努力に起因するところが大きいと見ることができる。一方で、1990年以降は生産指数の増加傾向が横ばいになっていると共に、CO<sub>2</sub>排出量及びエネルギー消費量の削減も見られなくなってお

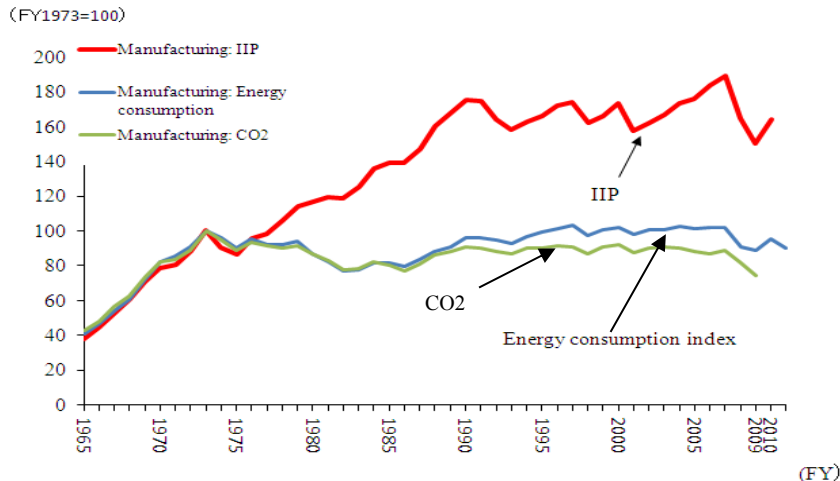
<sup>3</sup> 国立環境研究所(NIES) 2013. 日本国温暖効果ガスインベントリ報告書の2010年度のデータより算出

<sup>4</sup> 経済協力開発機構(OECD)の環境プログラムによると、「デカップリングは、ある一定の期間にわたって、環境負荷の成長速度が(GDPなどの)経済的成長率よりも小さいときに発生する」と定義されている <http://www.oecd.org/environment/indicators-modelling-outlooks/1933638.pdf>

<sup>5</sup> 鉱工業生産指数(IIP)は、第一次石油危機のあった1973年度(基準年)を100として指数化している。IIPは、「経済産業省生産動態統計」のデータを用いて計算しており、ここでは付加価値額ウェイトを用いた生産指数を活用している。

り、CO<sub>2</sub>排出量とエネルギー消費との相関及び、経済成長とCO<sub>2</sub>排出のデカップリングを観測することができない。

図1. 製造業のCO<sub>2</sub>排出量、エネルギー消費と経済活動



出典: METI (2013a)、総合エネルギー統計<sup>6</sup>、鉱工業生産指数 (IIP)<sup>7</sup>より作成

このような状況の中、1997年に採択された京都議定書において日本は、1990年を基準年として2008年-2012年までのGHG排出量6%削減の目標を定めた<sup>8</sup>。2008年には福田内閣総理大臣により、2050年までの長期目標として現状から60-80%のGHG削減が提示された。2010年に改正されたエネルギー基本方針では、2030年までに再生可能エネルギー買取制度 (FIT: Feed in Tariff) を実施し、再生可能エネルギーを増加させると共に、原子力を少なくとも14基新設し、その設備利用率を約90%まで引き上げるという目標を示した (METI, 2010)<sup>9</sup>。これにより、電源構成に占めるゼロエミッション電源の比率を70% (2010年時点で34%)、原子力だけでも50% (2010年25%) にすることを目指した。また、このエネルギー基本計画 (2010年改正版) で掲げる政策を十分に促進することにより、2030年に1990年比30%程度もしくはそれ以上の二酸化炭素排出量の削減が見込まれると試算された (IEEJ 2011; METI 2011)。しかし、京都議定書第一約束期間終了を約2年後に控えた2011年3月、東日本大震災の影響により、福島第一原子力発電所事故が発生し、原子力発電の緊急停止、安全確認のための一時停止、定期点検などにより日本全国のほとんどの原子力発電が停止した。現時点での運転状況はゼロの状況にある<sup>10</sup>。日本のエネルギー基本計画とそれに基づくCO<sub>2</sub>排出

<sup>6</sup> 総合エネルギー統計 (資源エネルギー庁 アクセス:2013年10月)

<sup>7</sup> 鉱工業生産指数 (IIP) (経済産業省 統計 アクセス:2013年10月)

<sup>8</sup> 2002年には、京都議定書を締結し、2008年から2012年までの平均排出量を1990年比6%の温暖化効果ガス排出量を削減することを約束した。

<sup>9</sup> METI, 2010. エネルギー基本法 2010年6月 Ministry of Economy, Trade and Industry (Japanese)

<sup>10</sup> 2013年12月の現時点で日本の全ての原子力発電が停止している:

<http://www.gengikyo.jp/db/fm/plantstatus.php?x=y> (2013年12月)

量削減見通しの試算は、原子力発電に大きく依存していたため、福島原発事故後、これまでの原子力依存型エネルギー計画及びCO<sub>2</sub>排出削減見通しからの転換として、再生可能エネルギー及び省エネルギー・節電、燃料転換の促進等の更なる必要性が求められる状況にある。

本稿では、二酸化炭素排出量の多い鉄鋼業と化学工業に焦点を当て、日本の今後のCO<sub>2</sub>排出量削減の可能性を検討する。CO<sub>2</sub>排出量変化に影響を与える可能性のある要因を特定し、その要因を誘発する経済的・政策的ファクター（変数）とその効果について計量分析を用いて分析する。これまで、日本の鉄鋼業及び化学工業におけるCO<sub>2</sub>排出量の変化を、燃料毎の輸入価格やエネルギー合理化の関連する補助金などの経済変数を用いて計量分析で分析したものはなく、本稿での新しい試みであるとみることができる。

本稿の構成は、次節で日本のエネルギー需給変化とCO<sub>2</sub>排出量削減に関する先行研究を行ない、3節で本稿の方法論とデータに関して説明する。4節では、1990年以降のCO<sub>2</sub>排出の要因分解分析を行ない、CO<sub>2</sub>排出量の変化に影響を与えた要因を特定する。5節で、4節で示された各要因のうち、二酸化炭素原単位とエネルギー原単位要因に焦点を当てた分析を行なう。そして6節で、計量経済モデルを用いて、二酸化炭素原単位とエネルギー原単位に影響を与える変数を特定し、その効果を検証する。7節で本稿研究から得られた見解をまとめる。

## 2. 先行研究

日本の製造業部門におけるCO<sub>2</sub>排出量に関する要因分析は、経済産業省や環境省などの省庁における調査研究が多く実施されているが（METI 2013b; 三菱総業研究所 2010; 環境省 2001）、学術論文としてはそれほど例が多くない。一方、日本のエネルギー消費量における要因分析（IEEJ 2011）や地域別のCO<sub>2</sub>排出量の要因分析として都道府県単位での比較分析（渡邊 2012; 長谷川 2006; 三浦・外岡 2002）、国別での比較分析（Ang 2004; 松岡・村上 2000）などは多くの研究者によって実施されてきた。また、石油危機後の省エネルギー、特に鉄鋼業の省エネルギーに関する定量及び定性的な要因分析も多くの文献が存在する（加治木・木村 2009; 蛭田他 2009; 戒能 2007; 上園 1997; 藤井 1998; 杉山・加治木 2010; 杉山他 2010）。

エネルギー消費量及びCO<sub>2</sub>排出量の要因分析の手法として様々な分析方法がある。それを大きく分けると、1) 歴史的な動向を定性的に分析する方法、2) 要因を各要素に分解してその変動を時系列に分析する方法（ここでは「要因分解分析」と呼ぶ）、3) 産業連関表に基づく二酸化炭素排出変動の要因を分析する方法、4) 計量経済分析を用いて二酸化炭素排出変動に影響を与える要因の弾性値を時系列データを用いて分析する方法と、4つの方法にわけられる。本稿では、CO<sub>2</sub>排出量の要因分析として、要因分解分析と計量経済分析を用いて二酸化炭素の要因分析を行なう。

CO<sub>2</sub>排出量とエネルギー需給は密接な関係にあることから、ここではまず先行研究として、日本の長期的なエネルギー需要や省エネルギーに関する文献調査を行なった結果を示す。

日本のエネルギー需給に関する先行研究から日本のエネルギー需給の動向をみると、1970年代に起きた石油危機の経験を踏まえ、エネルギー供給の安定化という視点から、1970年代後半から1980年代において、石油依存から他のエネルギー源への移行、省エネルギー対策及び設備投資が積極的に進めてきた(加治木・木村 2009; 上園 1997; 杉山・加治木 2010)。これまでの先行研究から、CO<sub>2</sub>排出量とエネルギー消費量の推移が比例していた1990年以前におけるエネルギー消費量削減の要因の一つとして、省エネルギー対策の効果が指摘される。また、日本の省エネルギーの成果は、省エネルギー政策とそれを促進するための補助金や税制控除といった様々な財政・金融制度導入などにより進められてきたと言える(小川他 2010)。

エネルギー集約産業の一つである鉄鋼業における省エネルギーを促進するための方策として、排熱回収と設備改善及び操業改善、燃料改善による燃料低減の側面から進められてきた(加治木・木村 2009, 一田 他 2008; 上園 1997)。鉄鋼業では、例えば、1973年から1990年の省エネルギーの促進要因として、高炉炉頂圧発電(TRT: Top-pressure Recovery Turbine)、コークス乾式消火(CDQ: Coke Dry Quenching)、転炉ガスの回収などの積極的な設備導入や、鉄鋼の加工工程で処理を連続して行なう連続鋳造システムの導入などがエネルギー原単位の改善に大きく貢献してきた。1973年から1990年までにTRTとCDQ技術の普及により、1トン鉄生産当たりそれぞれ94,148メガkcalのエネルギー消費を低減した(加治木・木村 2009)。一方、化学工業では、1980年代後半までの大幅な省エネルギーの成果として、エチレン生産におけるエネルギー原単位は約50%、か性ソーダの電力原単位は約30%まで改善したと示されている(経団連 2013)。

またKagawa&Inamura(2000)は、産業連関構造要因分析モデル(I-O SDA: Input-output Structural Decomposition Analysis)を用いて1985年から1990年の日本のエネルギー需要構造の変化の要因を分析し、エネルギー需要の削減は、主にエネルギー資源の投入構造変化によってもたらされたことを示した。例えば、銑鉄や粗鋼のエネルギー原単位の改善は、石炭、石炭製品の利用の削減によりもたらされたとし、これは、エネルギー資源の投入の構造変化によりエネルギー資源利用が削減されたことに起因することを示した。事実、日本では、鉄鋼業の生産における技術進歩が、石炭などの第一次エネルギーの節約に貢献してきたと言える。

同様の見解は、日本のエネルギー需要とCO<sub>2</sub>排出量予測の定量分析を行なったHunt&Ninomiya(2005)の研究結果でも見られる。Hunt&Ninomiya(2005)は、計量経済モデルによるエネルギー需要の変化の要因分析を行なうと共に、エネルギー需要の時系列分析から日本の将来のエネルギー需要とCO<sub>2</sub>排出量予測を行なった。具体的には、1887年から2001年までの第一次エネルギー需要、GDP、エネルギー価格の長期的な関連性を分析し、これらのデータを用いて将来的な需要変化及びCO<sub>2</sub>排出量の変化を分析した。この研究では、日本のエネルギー需要の変化は、燃料価格や生産以外のエネルギー効率改善、技術進歩、エネルギー源の転換、経済構造といった要因が大きな役割を果たしたということを示した。

このように、先行研究から、日本の産業界におけるエネルギー消費変化の要因は、省エ

エネルギーなどのエネルギー効率改善や技術進歩により促進されてきたことが分かる。1990年以前は、エネルギー消費の削減や生産当たりのエネルギー投入量の削減が、日本の二酸化炭素排出量の抑制を促進してきた大きな一つの要因であると見ることができる。

### 3. 分析手法とデータ

前節では、CO<sub>2</sub>排出量とエネルギー消費量の推移が比例していた1990年以前のエネルギー消費量削減の要因をみてきた。以下の節では、1990年以降のCO<sub>2</sub>排出削減に焦点を当て、CO<sub>2</sub>排出量の変化に影響を与えた要因とその効果を分析する。そのため、次の2つの分析を実施する。第一に、CO<sub>2</sub>排出量の変化に寄与している要因を確認するため、鉄鋼業及び化学工業のCO<sub>2</sub>排出量の要因分解分析を行なう。第二に、鉄鋼業と化学工業における二酸化炭素原単位とエネルギー原単位の改善を促進する要因を探るため、経済・政策変数を用いた計量経済分析を行なう。本稿の計量分析では、関数形を特定するため、想定される様々な変数を用いて、どのモデルがエネルギー原単位及び二酸化炭素原単位の被説明変数に対し最も説明できるかを検証した<sup>11</sup>。これにより、どの変数が二酸化炭素原単位及びエネルギー原単位の改善に効果的であったかを探る。CO<sub>2</sub>排出量の変化に影響を与えた経済変数として、設備投資額、補助金額、燃料価格を採用する。また、1990年以降に導入された政策の効果を分析するため、政策変数として、1997年度までを0、1998年度以降を1としたダミー変数を用いて、政策導入の効果を検証する。

#### 3-1. ダミー変数の定義

政策変数として1998年度以降をダミー変数とした理由は、1998年に実施された省エネルギー法改正及び1997年に策定された日本経済団体連合（経団連）の自主行動計画の効果を検証するためである。1998年は省エネルギー法の改正に伴い、第一種エネルギー管理指定工場に中長期計画書の作成・提出の義務が課せられた。また、前年の1997年に京都議定書が採択され、京都議定書に先立ち同年、産業界による地球温暖化対策のための自主的な計画として経団連の環境自主行動計画が策定され、1998年度から環境自主行動計画のフォローアップが実施された<sup>12</sup>。このような背景から本稿では、1998年度が政策インパクトのあった年と定めた。

経団連の環境自主行動計画は、2010年度に産業部門及びエネルギー転換部門からのCO<sub>2</sub>排出量を1990年度レベル以下に抑制するように努力することを目的としており、34業種が参加している。表1で示すように、各業種の目標は、エネルギー消費量の削減であったり、エネルギー原単位改善、CO<sub>2</sub>排出量削減、CO<sub>2</sub>原単位の改善であったりと様々であるが、鉄鋼業はエネルギー消費量の削減、化学工業はエネルギー原単位の改善を目標値として設定

<sup>11</sup> 変数として、実質利子率、為替レート、再生可能エネルギー関連補助金、石炭・石油代替補助金、IIP稼働率などを用いて、どの変数が有意であるかを検討した。その結果、これらの変数を導入することにより決定係数及びt値が低くなるという結果が出たため、これらの変数は関数形に組み込まないという決定をしつつ、変数の特定を行なった。

<sup>12</sup> 経団連の環境自主行動計画 [http://www.meti.go.jp/english/press/2013/0708\\_03.html](http://www.meti.go.jp/english/press/2013/0708_03.html) (accessed May 2013)

している。

表 1. 経団連環境自主行動計画における各業種の削減目標

	業種	目標指標	基準年度	目標水準
電力	電気事業連合会	CO <sub>2</sub> 排出原単位	1990 年度	▲20%
鉄鋼	日本鉄鋼連盟	エネルギー消費量	1990 年度	▲10%
化学	日本化学工業協会	エネルギー原単位	1990 年度	▲20%
紙パルプ	日本製紙連合会	CO <sub>2</sub> 排出原単位 エネルギー原単位	1990 年度	▲20% ▲16%
窯業・土石	(社)セメント協会	エネルギー原単位	1990 年度	▲3.8%
	板硝子協会	CO <sub>2</sub> 排出原単位 エネルギー原単位	1990 年度	▲22% ▲21%
	石炭製造工業会	CO <sub>2</sub> 排出量 エネルギー消費量	1990 年度	▲10% ▲10%
機械	日本産業機械工業会	CO <sub>2</sub> 排出原単位	1997 年度	▲12.2%
	日本建築機械工業会	エネルギー原単位	1990 年度	▲15%
	日本工作機械工業会	エネルギー消費量 エネルギー原単位	1997 年度	▲6% ▲6%
	電気・電子 4 団体	CO <sub>2</sub> 排出原単位	1990 年度	▲35%
非鉄金属	日本アルミニウム協会	エネルギー原単位	1995 年度	▲11%
	日本伸銅協会	エネルギー原単位	1995 年度	▲9.05%

出典: 環境自主行動計画第三者評価委員会 評価報告書<sup>13</sup>

### 3-2. データ

本稿での分析のために用いたデータとして、最終エネルギー消費量データは、経済産業省資源エネルギー庁で掲載されている統合エネルギー統計エネルギーバランス表を用いた。CO<sub>2</sub> 排出量データは国立環境研究所 (NIES) の温室効果ガスインベントリオフィス (GIO) の報告書から、鉱工業生産指数 (IIP) は経済産業省で掲載されているデータより取得した。本稿の分析において、産業別国内総生産 (GDP) の代わりに、鉱工業生産指数 (2010 年基準、付加価値額ウェイト) を鉄鋼業及び化学工業の生産活動の全体的な水準動向を示す指数として用いた。また、5 節の計量分析で用いる説明変数に関しては、実質産業別新規設備投資額 (円) データ (取付ベース、2000 年平均価格評価) は内閣府国民経済計算から、燃料価格データは財務省貿易統計の原油及び粗油、石炭、石油ガス類の輸入量及び輸入額より CIF 価格 (円/kl) を算出した数値、補助金データは財務省が掲載しているエネルギー対策特別会計・エネルギー需給構造化対策補助金決算額 (円) データからそれぞれ取得した。鉄鋼業及び化学工業の燃料別の CO<sub>2</sub> 排出量を計算するためにエネルギーバランス表の燃料毎のエネルギー消費量と環境省が掲載している排出係数を用いた。

但し、最終エネルギー消費量と CO<sub>2</sub> 排出量の時系列データの問題として、総合エネルギー統計の製造業部門のデータは経済産業省の石油等消費動態統計をベースに作成されてい

<sup>13</sup> 経団連: <http://www.keidanren.or.jp/en/policy/index07.html>

るが、石油等消費動態統計は1997年に調査対象の範囲の変更が行なわれたため、鉄鋼業及び化学工業においてもいくつかのデータが廃止され、調査対象範囲が変更されている（戒能2012、NIES 2013）。そのため、最終エネルギー消費量データにおいて1990~1997年度までと1998年以降で時系列の一貫性がなく乖離が見られる。更に、GIOで掲載されているCO<sub>2</sub>排出量は総合エネルギー統計で示されたエネルギー消費量を用いているため、CO<sub>2</sub>排出量データにも1997年度までと1998年度以降で乖離が見られる。そこで、本稿での分析として、1990年から2011年までの時系列データの一貫性をできるだけ保つため、エネルギー統計の廃止業種を除いたデータから1990年から2011年までの最終エネルギー消費量及び二酸化炭素排出量を再計算した。また、CO<sub>2</sub>排出量データには直接排出<sup>14</sup>と間接排出があるが、鉄鋼業と化学工業の最終エネルギー消費量とCO<sub>2</sub>排出量を再計算するにあたり、本稿では日本のインベントリデータに合わせ、間接排出量データを作成した。

#### 4. CO<sub>2</sub>排出量の要因分解分析

産業分野におけるCO<sub>2</sub>排出量の要因分解分析は、日本だけでなく、各国で様々な先行研究がなされ、その方法論が示されてきた。これらの方法論では、CO<sub>2</sub>排出量の変化に影響を与える要因を、生産要因、エネルギー原単位、二酸化炭素原単位による要因と大きく3つに分けている。本節では、要因分解分析の方法論を紹介すると共に、鉄鋼業及び化学工業のCO<sub>2</sub>排出量の要因分解分析を行なう。

##### 4-1. 要因分解分析の方法論

エネルギー消費量及びCO<sub>2</sub>排出量の要因分解分析の方法論として、富田(2000)は、OECD諸国のCO<sub>2</sub>排出に影響を及ぼす要因を、経済成長、エネルギー原単位及び二酸化炭素原単位に分解し(式(1)参照)、1970年代から1990年代に至るまでの長期的な変化を分析した。

$$C_i = Y_i \times \frac{E_i}{Y_i} \times \frac{C_i}{E_i} \dots\dots\dots (1)$$

式(2)におけるCはi国のCO<sub>2</sub>総排出量、Y<sub>i</sub>は総産業活動、E<sub>i</sub>は総エネルギー消費量を示しており、E<sub>i</sub>/Y<sub>i</sub>はエネルギー原単位、C<sub>i</sub>/E<sub>i</sub>は二酸化炭素原単位を表わしている。この分析により富田(2000)は、1970年代、1980年代、1990年代の二酸化炭素の原単位の減少は、石油から天然ガスへのシフト及び原子力発電の増加といった燃料転換によるものであると示した。エネルギー原単位においては、1980年代に減少したが1990年代には増加していることから、エネルギー効率化や省エネルギーが1990年代に入って頭打ちになっていると示した。

一方、Ang(2004、2005)のCO<sub>2</sub>排出量の要因分解分析では、産業全体のCO<sub>2</sub>排出量を、

<sup>14</sup> 直接排出は発電の時に排出されるCO<sub>2</sub>排出量を、電力を供給する発電所での排出として表わす。一方、間接排出は発電の時に排出されるCO<sub>2</sub>排出量を電気を使用する各産業部門での排出みなし、計上する。



生産活動、産業構造、分野別エネルギー原単位、燃料ミックス、二酸化炭素原単位の 5 つの要因に分解した (式 (2) 参照)。

$$C = \sum_{ij} C_{ij} = \sum_{ij} Y \times \frac{Y_i}{Y} \times \frac{E_i}{Y_i} \times \frac{E_{ij}}{E_i} \times \frac{C_{ij}}{E_{ij}} \dots \dots \dots (2)$$

ここでは C は産業全体の CO<sub>2</sub> 排出量、C<sub>ij</sub> は産業部門 i の燃料 j から発生する CO<sub>2</sub> 排出、E<sub>ij</sub> は産業部門 i の燃料 j のエネルギー消費を表わしており、燃料ミックスの変数は E<sub>ij</sub>/E<sub>i</sub>、CO<sub>2</sub> 排出係数は C<sub>ij</sub>/E<sub>ij</sub> で示されている。

本節では、上記の富田 (2000) と Ang (2005) の先行研究から、製造業の部門別 CO<sub>2</sub> 排出量は、生産活動、エネルギー原単位、二酸化炭素原単位の 3 つの要因に分解できると仮定し、CO<sub>2</sub> 排出量の要因分解を行なった (式 (3) を参照)。Ang (2005) は、生産活動、二酸化炭素原単位、エネルギー原単位の他に、部門ごとの各燃料のシェアの変化を燃料ミックスとして組み込んでいるが、本稿では CO<sub>2</sub> 排出量の変化を、生産活動、二酸化炭素原単位、エネルギー原単位の変化で表わし、燃料ミックス及び燃料転換の変化動向は別途、5 節で分析することにする。

$$C_i = Y_i \times \frac{E_i}{Y_i} \times \frac{C_i}{E_i} \dots \dots (3)$$

ここでは、C<sub>i</sub> は製造業 i 部門における CO<sub>2</sub> の排出量、Y<sub>i</sub> は i 部門の生産活動、E<sub>i</sub> は i 部門のエネルギー消費量を示しており、E<sub>i</sub>/Y<sub>i</sub> はエネルギー原単位、C<sub>i</sub>/E<sub>i</sub> は二酸化炭素原単位を表わしている。

本節での CO<sub>2</sub> 排出要因分解分析は、1990 年度を基準値とした 1991 年度から 2011 年度までの CO<sub>2</sub> 排出量の変化を、生産活動、エネルギー原単位、二酸化炭素原単位の変化に分けて分析した。時間軸として、1990 年度を 0 とし、T 年 (1991 年度～2011 年度) の CO<sub>2</sub> 排出量の変化を加法的分解で求める (式 (4) 参照)。

$$\Delta C_i = C_i^T - C_i^0$$

$$\Delta C_i = \Delta C_{act,i} + \Delta C_{eint,i} + \Delta C_{cint,i} + \text{交絡項} \dots \dots (4)$$

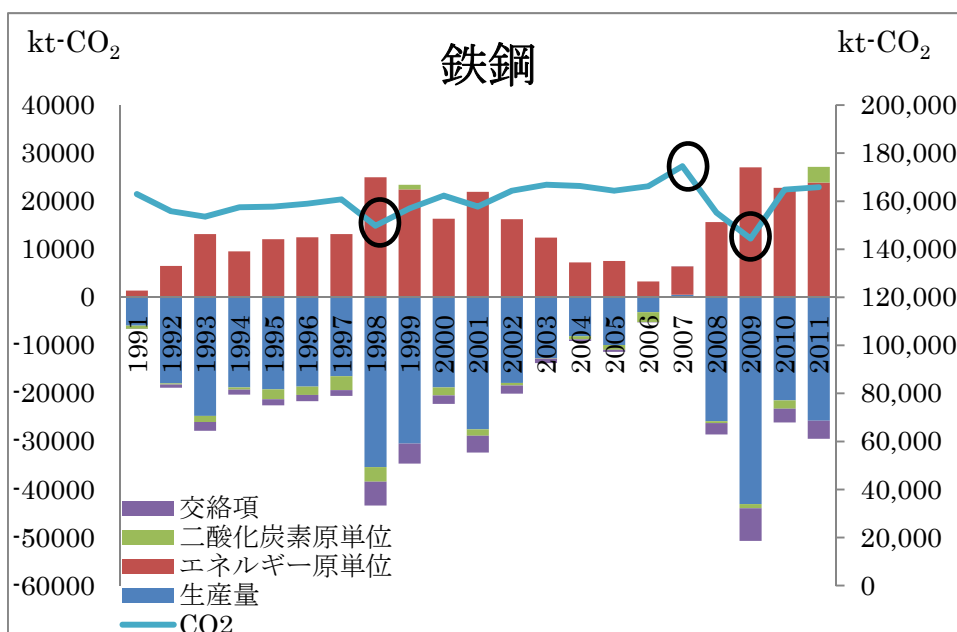
#### 4-2. 要因分解分析結果

ここでは、上記の計算式 (4) を用いて日本の鉄鋼業及び化学工業の要因分解分析を行なった。分析結果として、1 年毎の 1990 年度比の変化を図 2、3 で示した。鉄鋼業の分析結果では、1998、2007、2009 年度に観測される CO<sub>2</sub> 排出量の上昇及び下降の要因をみると、1998 年度と 2009 年度の CO<sub>2</sub> 排出量の削減は、主に生産活動の減少と二酸化炭素原単位改善に寄るところが大きいと言える (図 2)。特に 2009 年度の CO<sub>2</sub> 排出量の削減は、2008 年に起き

たリーマンショックの影響により、生産活動が減少したことが大きかったと見ることができる。一方、2007年度のCO<sub>2</sub>排出増加は、2006年から続く生産活動の増加によってもたらされたと見ることができる。更に、鉄鋼業では、2007年の新潟県中越沖地震に伴う東京電力柏崎刈羽原子力発電所での事故により一般用電力の排出係数が悪化したことも要因の一つと想定される。

2011年度は、2011年3月に東日本大震災の影響により、福島第一原子力発電所事故が起こり、電力供給不足が発生し、震災直後の停電や夏の電力不足の懸念から、産業部門における節電努力が進められ、様々な対策が講じられた。その結果、夏の電力消費のピーク時で前年度比15%以上の電力消費削減目標を達成することができた。これらの努力により2011年度のエネルギー消費量は1990年度比で大きく改善したが、エネルギー原単位は依然、悪化している状況にあると言える。また、二酸化炭素原単位は前年度までの1990年比で改善がみられたが、2011年度は悪化している。これは福島原発事故の原因により、電力事業者が提供する各年の構成電力源の変化による影響があったと言える。この詳しい原因に関しては次節の5節にて詳しく検討することにする。

図2. 鉄鋼業のCO<sub>2</sub>排出量の推移と1990年度比CO<sub>2</sub>排出量変化(1991~2011年度)



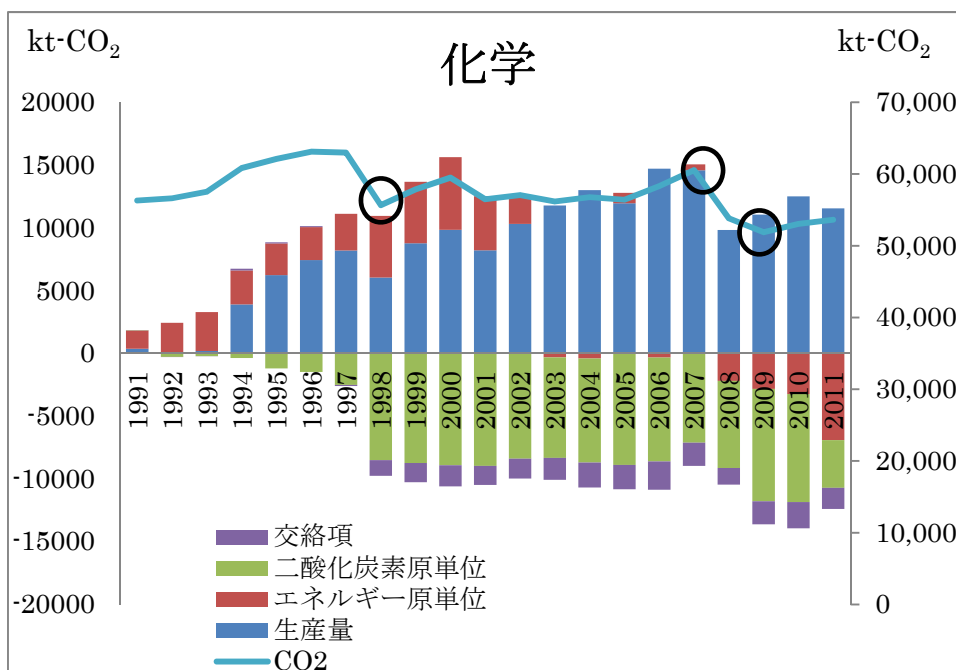
エネルギーデータ及びIIPデータ(METI (2013))、CO<sub>2</sub>排出量データ(NIES (2013))を用いて、式(4)から1990年を基準年とした各年の生産量、炭素原単位、エネルギー原単位の変化及び交絡項を算出した。各データを棒グラフで示した。折れ線グラフはCO<sub>2</sub>の排出量の推移を示している。

一方、化学工業の分析結果から1998、2007、2009年度に観測される化学工業のCO<sub>2</sub>排出量の上昇及び下降の要因をみると、1998年度のCO<sub>2</sub>排出量の削減は、主に二酸化炭素原単

位の改善に寄るところが大きいと言えるが、2009年度のCO<sub>2</sub>排出量の削減は、二酸化炭素原単位の改善及びエネルギー原単位の改善によるところが大きいと見ることができる(図3)。更に、2009年度以降は生産活動が増加しているにもかかわらず二酸化炭素原単位が改善し、エネルギー原単位も改善しており、これがCO<sub>2</sub>排出量の削減に貢献したとみることができる。2007年のCO<sub>2</sub>排出量の増加は、生産量の増加と前年度に比べ二酸化炭素原単位の悪化が全体としてのCO<sub>2</sub>排出量の増加をもたらしたと言える。

一方、化学工業では1990年度以降の観測として、2010年度までは生産量が増加しているにもかかわらず、二酸化炭素原単位の改善が見られ、この二酸化炭素原単位の大幅な改善が二酸化炭素排出量の削減に貢献したとみることができる。1990年以降にCO<sub>2</sub>排出量と経済発展の短期的なデカップリングがあったことが分かる。

図3. 化学工業のCO<sub>2</sub>排出量の推移とCO<sub>2</sub>排出量変化の要因分析結果(1990~2011年度)



エネルギーデータ及びIIPデータ(METI(2013))、CO<sub>2</sub>排出量データ(NIES(2013))を用いて、式(4)から1990年を基準年とした各年の生産量、炭素原単位、エネルギー原単位の変化及び交絡項を算出した。各データを棒グラフで示した。折れ線グラフはCO<sub>2</sub>の排出量の推移を示している。

上記の要因分解分析により、1990年度以降のCO<sub>2</sub>排出量の削減を、生産活動の変化、二酸化炭素原単位の改善、エネルギー原単位の改善による要因からみてきたが、どの要因がCO<sub>2</sub>排出量の削減に最も大きな影響を与えたかは鉄鋼業と化学工業のそれぞれの産業構造及び技術転換の導入や改善努力などによって異なる。そこで計量分析を用いて、どの要因がCO<sub>2</sub>排出の変化に最も影響を与えたかを特定する(式(5)を参照)。

$$\Delta C = \alpha + \beta_1 \Delta C_{act} + \beta_2 \Delta C_{eint} + \beta_3 \Delta C_{cint} + \varepsilon_{it} \dots\dots\dots (5)$$

CO<sub>2</sub> 排出量の変化率ΔCは、式(4)で示した式を用いて、重回帰を示す確率的レベルである切片 α と確率的傾き β、誤差項はε<sub>it</sub>で表わしている。分析結果は、鉄鋼業の場合、各変数の弾性値は、生産活動、二酸化炭素原単位、エネルギー原単位、それぞれ 1.088、0.985、0.885 と表わされた(決定係数 0.910、調整決定係数 0.994、AIC 15.56、SC 15.76、t 値はそれぞれ 45.16、10.68、25.93 であった)。一方、化学工業では、それぞれ 0.975、1.193、1.074 と示された(決定係数 0.996、調整決定係数 0.995、AIC 13.89、SC 14.06、t 値はそれぞれ 44.18、49.60、52.83 であった)。この結果から鉄鋼業の CO<sub>2</sub> 排出量の変化は、生産活動及び二酸化炭素原単位の変化によるところが大きい一方で、化学工業は二酸化炭素原単位及び生産活動の変化によるところが大きいと見ることができる。(分析結果の詳細は Appendix 1 Table1 を参照)。

### 5. 二酸化炭素原単位とエネルギー原単位の要因分析

本節では、前節で分解された要因のうち、二酸化炭素原単位とエネルギー原単位に焦点を当て、これらの2つの原単位に変化をもたらす要因を検討することにする。

#### 5-1. 二酸化炭素原単位の要因分析

前節の図2と3の二酸化炭素原単位の動向結果から、鉄鋼業及び化学工業の二酸化炭素原単位は1990年度に比べ改善していることが分かる。このことから、これらの産業部門において1990年以降にCO<sub>2</sub>排出量の少ないエネルギー源への転換が行なわれ、二酸化炭素原単位の改善をもたらしたと推測することができる。そこで1990年度を基準年とした1991年度から2011年度までの二酸化炭素原単位の変化の原因を検証するため、鉄鋼業・化学工業それぞれにおけるエネルギー源シェアの変化を、式(6)を用いて分析した。

$$\frac{C_i}{E_i} = \frac{\sum_j C_{ij}}{E_i} = \sum_j \frac{C_{ij}}{E_{ij}} \frac{E_{ij}}{E_i} \dots\dots (6)$$

算定式(6)では、C<sub>ij</sub>は産業部門iにおける化石燃料jの燃焼に伴うCO<sub>2</sub>排出量(k<sub>t</sub>CO<sub>2</sub>)、E<sub>ij</sub>は部門iにおける化石燃料jのエネルギー消費量(TJ)を示している。また、C<sub>i</sub>/E<sub>i</sub>はi部門の二酸化炭素原単位を表わし、E<sub>ij</sub>/E<sub>i</sub>はi部門の総エネルギー消費量におけるj燃料のエネルギー消費量の割合を示している。

鉄鋼業と化学工業は、二酸化炭素原単位が1990年度以降、改善傾向にあり、鉄鋼業の場合、表2で示したように、1990年度からコークス及び重油の消費量が削減していることから、1990年度からCO<sub>2</sub>排出係数の高いコークスから少ないエネルギー源への転換がみられ、これがCO<sub>2</sub>の総排出量の削減に貢献したと見ることができる。高炉製鉄工程の操業においてコークス用原料炭を節約する微粉炭吹込操業技術(PCI: Pulverized Coal Injection)という

操業技術が導入され、普及したことがコークス類のエネルギー消費量が減少した一つの要因と見ることができる(戒能, 2006, 2010)。一方で、2010年度から2011年度を見てみると、コークスにおけるCO<sub>2</sub>排出量の継続的な低減や高炉製銑や電気炉における廃棄物エネルギー回収が2010年度は387TJ、2011年度には1,557TJを実現したにもかかわらず<sup>15</sup>、CO<sub>2</sub>排出量は増加し、二酸化炭素原単位は悪化している(表2)。これは、電力セクターからのCO<sub>2</sub>排出量の増加に起因していると言える。つまり、2010年度と2011年度の一般電気事業者の平均実排出係数を比べてみると、2010年度では0.000413だった排出係数が2011年度には0.000510 CO<sub>2</sub>/kWhへと増加しており<sup>16</sup>、これが二酸化炭素原単位悪化の1つの要因となったと言える。また、CO<sub>2</sub>の直接排出量及び間接排出量の違いをみてみると、鉄鋼業において、2010年度から2011年度のCO<sub>2</sub>排出量は、直接排出量では-4,698 kt-CO<sub>2</sub>と減少しているにもかかわらず、間接排出量で1,100 kt-CO<sub>2</sub>増加している<sup>17</sup>。つまり、電気事業者の発電に伴うCO<sub>2</sub>排出量を含めない二酸化炭素排出量(直接排出量)は改善しているにもかかわらず、電気事業者の発電に伴うCO<sub>2</sub>排出量を電力消費量に応じて最終需要部門に配分した間接排出量は悪化するという結果が示された。これらの理由により、前節で説明したように、産業部門において大幅な節電努力と達成が見られたにもかかわらず、全体として2011年度におけるCO<sub>2</sub>排出量は増加する結果となった。

表2. 燃料別CO<sub>2</sub>排出量の推移(鉄鋼業の場合)

(kt-CO<sub>2</sub>)

	排出係数	1995	2000	2005	2010	2011
原料炭	0.0245	3983	5568	5807	7251	8843
一般炭	0.0247	1223	1623	3648	2645	2927
コークス	0.0245	(13491)	(13119)	(14452)	(15105)	(20128)
コークス灰	0.0247	20	(277)	(393)	(393)	(393)
コークス炉ガス	0.0294	(760)	(681)	(104)	(55)	(416)
高炉ガス	0.0209	(23)	1445	552	1395	1220
転炉ガス	0.011	(192)	187	498	573	598
灯油	0.0384	(102)	(375)	(527)	(762)	(758)
A重油	0.0185	(266)	(406)	(623)	(1039)	(1123)
C重油	0.0187	(629)	(1357)	(1371)	(2326)	(2392)
オイルコークス	0.0192	1040	1742	1244	2180	2415
LPG	0.0254	(132)	(465)	(758)	(772)	(807)
都市ガス	0.0142	613	1158	1974	3091	3027
一般ガス	0.0161	613	1158	1974	3091	3027
一般用電力		(2686)	(3944)	(2948)	(3024)	644
外部用電力		977	1257	2082	3048	4910
自家用電力		15	1100	742	(877)	(1864)
産業用蒸気		(84)	799	712	1106	1242

<sup>15</sup> 経済産業省の統合エネルギー統計の1990年度から2011年度のデータ参照

<sup>16</sup> 環境省の電気事業者ごとの実排出係数・調整後排出係数等の公表データ参照:  
<http://www.env.go.jp/press/press.php?serial=15912>

<sup>17</sup> NIESの温暖効果ガスインベントリオフィス、日本国温室効果ガスインベントリ報告書(NIR)データ参照:  
<http://www-gio.nies.go.jp/aboutghg/nir/nir-j.html>

エネルギーバランス・統計データ (METI 2013)、日本国温室効果ガスインベントリ報告書で記載されている排出係数一覧 (NIES 2013) を用いて 5 年毎の各燃料の CO<sub>2</sub> 排出量の変化 (1990 年度比) を計算した。

ここでは各燃料の炭素排出係数は、1990 年から 2011 年まであまり変化がないと仮定し、2008 年度の温暖化効果ガス排出量の算定・報告・公表制度の改正版で記載されている数値を使用した。

電力の排出係数は、一般用電力、外部用電力、自家用電力に分け、エネルギーバランス表のエネルギー転換部門の事業用発電及び製造業自家用発電のエネルギーデータを用いて算出した。

一方、化学工業においてはコークス、C 重油、自家用電力の削減努力が見られ、これが 1995 年以降の二酸化炭素原単位の改善に貢献したと見ることができる (表 3 参照)。具体的には、1998 年度から二酸化炭素原単位が大幅に改善しており、CO<sub>2</sub> 排出量も削減しているが、この要因として自家用発電の排出係数が大幅に改善していることが要因の一つであると想定される。ここで排出係数の改善に関して、1997 年度に調査内容対象範囲の変更などが行われた影響も考えられるが、表 4 から 2000 年度から 2005 年度にかけて自家用発電の CO<sub>2</sub> 排出量の大きな削減が観測されることや、全体の CO<sub>2</sub> 排出量に対する自家用発電の CO<sub>2</sub> 排出量の割合が削減された一方で産業用熱の CO<sub>2</sub> 排出量の割合が増加していることから、コージェネレーションなどによるエネルギー利用の効率化が促進されてきた結果であるとも想定される。

表 3. 燃料別 CO<sub>2</sub> 排出量の推移 (化学工業の場合)

	排出係数	1995	2000	2005	2010	2011
一般炭	0.0247	(1)	(2)	390	(2)	(2)
コークス	0.0245	(33)	(126)	(294)	(409)	(382)
コークス炉ガス	0.0294	(298)	(181)	(169)	(51)	(117)
ナフサ	0.0263	(1)	(117)	(131)	(190)	(230)
A 重油	0.0185	223	(193)	(227)	(264)	(251)
C 重油	0.0187	262	(1141)	(1404)	(1540)	(1661)
他重質石油製品	0.0195	1424	1476	971	578	574
オイルコークス	0.0192	(42)	(830)	(863)	(781)	(1022)
製油所ガス	0.0208	2957	4987	4452	3346	2711
LPG	0.0254	589	122	(455)	(384)	(240)
都市ガス	0.0142	262	129	256	276	266
一般用電力		(1305)	127	1439	1224	3402
自家用電力		3219	(4967)	(7663)	(8228)	(8637)
産業用蒸気		499	5655	4841	4206	3753

データ及び算出方法は表 2 に同じ

## 5-2. エネルギー原単位の要因分析結果

次に、エネルギー原単位の変化を概観してみると、前節の図 2, 3 の要因分解分析の結果から、1990 年度から 2011 年度までのエネルギー原単位の変化として、生産活動が上昇した場合、エネルギー原単位が悪化し、生産活動が下降するとエネルギー原単位が改善するといったパターンが観測でき、生産量の増減による影響が大きいとみられる。これは経団連が公表している環境自主行動計画〔温暖化対策編〕フォローアップ結果の個別業種報告書<sup>18</sup>でも、生産量の増減が二酸化炭素原単位の増減の一つの要因として示されている。その一方で、同報告書でも示されているようにエネルギー原単位の増減は生産量の変化以外の様々な要素も考えられる。

鉄鋼業においては、例えば高炉製鉄工程において、1990 年以降、高炉ガスの高度回収や炉頂圧発電設備 (TRT) の設置などによりエネルギー回収量が増加し、エネルギー原単位は改善しているが、転炉・電気炉製鉄工程においては、高屑鉄比操業や特殊鋼比率の増加などの影響により、エネルギー原単位は悪化しているなど、製造工程により、エネルギー原単位の改善・悪化は異なる (戒能 2006)。更に、鉄鋼業のエネルギー原単位の変化の要因をみる場合、各工程におけるエネルギー原単位の変動要因をみると同時に、各工程に必要な前工程などを含めた原単位の変化の要因など様々な要因を考慮する必要がある。

次に化学工業をみてみると、2003 年度以降、1990 年度比でエネルギー原単位はプラスからマイナスに転じている (図 3)。この要因の一つとして、化学工業の設備除去額を時系列でみた場合、2003 年度に大きな設備除去<sup>19</sup>が行なわれており、化学工業における省エネルギーなどの経営合理化が進められたと想定することができる。また、省エネルギー設備の導入を進めていった結果としてエネルギー原単位が改善したと見ることができ、事実、化学工業協会の報告書<sup>20</sup>によると、1997 年度から 2004 年度までの省エネルギー累計投資額は 2750 億円であり、省エネルギー促進のための新規設備や設備改造、熱量回収などを実施してきたことが分かる。更に、2010 年度までの省エネルギー投資累計額は 5085 億円に達し、エネルギー消費量の削減効果は 4.40 million kl であったと報告されている。こうした投資や運転方法の改善により、2010 年度に 199 年比エネルギー原単位 10%削減を 2003 年度に達成することができたと想定することができる。

## 6. 二酸化炭素原単位とエネルギー原単位の要因分析

4 節の CO<sub>2</sub> 要因分解分析では、CO<sub>2</sub> 排出変化は、生産活動、二酸化炭素原単位、エネルギー原単位によって影響されることを示した。更に前節では、二酸化炭素原単位とエネルギー原単位に焦点を当てた分析を行なった。1 節で述べたような経済成長と CO<sub>2</sub> 排出量のデカップリングを実現するためには、生産レベルを維持しつつ、生産単位当たりのエネルギー

<sup>18</sup> 環境自主行動計画・低炭素社会実行計画 温暖化対策フォローアップ 一般財団法人日本経済団体連合会 <https://www.keidanren.or.jp/policy/vape.html>

<sup>19</sup> 内閣府が掲載している民間企業資本ストックデータの純除去額参照

<sup>20</sup> 化学産業団体・地球温暖化対策協議会 2006. 化学産業は地球温暖化対策に積極的に取り組んでいます <http://www.env.go.jp/chemi/entaku/kaigi18/shiryo/toyoda/ondanka.pdf>

一消費、エネルギー単位当たりの CO<sub>2</sub> 排出の改善が必要である。そのため、本節では、エネルギー原単位及び二酸化炭素原単位と、CO<sub>2</sub> 排出量との関係を、時系列データを用いて考察する。そのため、計量経済モデルを用いて、二酸化炭素原単位とエネルギー原単位の改善を促す要因（変数）を分析する。

### 6-1. 方法論

エネルギー消費及び CO<sub>2</sub> 排出量に関する計量経済モデルを用いた要因分析として、Hunt&Ninomiya (2005) は、時系列データを用いて第一次エネルギー需要、GNP、実質エネルギー価格の変化における関係から、第一次エネルギー需要の変化に与える各変数の弾性値を算出した。また、藤井 (1998) は、エネルギー消費需要の変化に影響をもたらす要因として省エネルギー技術に着目した分析を行なった。具体的には、燃料の代替がエネルギー需要の変化に影響を与えたと想定し、エネルギー代替の要因について、技術の転換、技術内の燃料転換、産業部門別の燃料需要の変化に分けて分析を行ない、その寄与度を示した。更に技術別燃料の代替要因を分析するため、プロセス蒸気（ボイラー）を例として、ボイラーのエネルギー代替（軽質油、重質油）の選択の要因（燃料別の燃料シェアを被説明変数）として、エネルギー相対価格の変化、環境規制、技術進歩、施設の平均規模（工場当たりの平均熱消費量）、設備年齢を説明変数とした（1980年と1983年の2時点における）クロスセクション分析を行なった。その結果として、エネルギー価格の影響は極めて低いこと、規模の大きい設備ほど燃料の軽質化を促進していること、環境規制の厳しい地域ほど公害防止設備の設置として重質油が消費され、規制への対応を行なうと共に、コストへの対応を行なうといった傾向が見られることを示した。一方、二酸化炭素原単位の変化に関する要因分析として、梶澤 (2011) はエネルギー需給構造に基づく積み上げ方法として二酸化炭素原単位の要因分解分析を行なっている。

しかしこれらの先行研究においては、二酸化炭素原単位の変化の要因の寄与度を示す計量分析は実施されていない。このように計量分析を用いたエネルギー需要及び CO<sub>2</sub> 排出量の分析は多く実施されてきたが、二酸化炭素原単位、エネルギー原単位の変化を分析した研究はあまりなされていない。そこで本稿では二酸化炭素原単位及びエネルギー原単位の変化の要因を、計量分析を用いて行い、どのような変数が二酸化炭素原単位、エネルギー原単位の改善に影響を与えるのかを検証する。

### 6-2. 二酸化炭素原単位と気候変動に関連する政策の影響を検証するためのモデル

二酸化炭素原単位の改善は、CO<sub>2</sub> 排出係数の高い燃料から低い燃料への転換や再生可能エネルギーなどのエネルギー源の導入により化石燃料の比率を減らすか、または技術改善によりエネルギー投入当たりの CO<sub>2</sub> 排出量を減らすかといった取り組みなどにより期待される。二酸化炭素原単位の改善は、技術進歩や新しい技術の導入による二酸化炭素集約の大きいエネルギー源から少ないエネルギー源への燃料転換によってもたらされる。そこで、これらの転換を促進するためには、設備投資や補助金などの政策的な資金支援が必要であ



ると共に、二酸化炭素排出削減を促すような政策導入が必要であると仮定した。更に、原燃料や海外の一次産品のコストが大きな割合を締める鉄鋼業や化学工業のような素材産業において、これらの燃料転換や技術改善を企業が進める背景として、燃料価格の変動が影響を与えると仮定した。このような仮説から、二酸化炭素原単位は、これらの変数によって影響されるとした関数 (7) を想定する。

$$CI=f(I, S, EP, D1998) \dots\dots (7)$$

ここではCIは二酸化炭素原単位(二酸化炭素排出量(kt-CO<sub>2</sub>)/エネルギー消費量(TJ))を表わし、Iは設備投資(100万円)、Sはエネルギー合理化関連補助金(100万円)、EPは各燃料のCIF価格(円)、D1998は1998年度のダミー変数を示している。これらの変数のCIへの寄与度を検証するため、まず、下記のような線形重回帰モデル(8)を用いて、最小二乗法により以下のモデルを想定する。変数である二酸化炭素排出量、エネルギー消費量、設備投資額、補助金額はそれぞれ自然対数(ln)に変換した。

$$\ln CI_i = \alpha + \beta_1 \ln I_{i,t} + \beta_2 \ln S_t + \beta_3 EP_t + \beta_4 D1998_t + \varepsilon_{i,t} \dots\dots (8)$$

lnCIは二酸化炭素原単位の自然対数を表わし、lnIは設備投資の自然対数、lnSはエネルギー合理化関連補助金の自然対数、EPは各燃料CIF価格、D1998は1998年度のダミー変数、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項を示している。

### 6-2-1. モデルの特定

ここではモデルの変数を特定するために、設備投資I及び補助金Sに関してどのデータを(8)式に用いるのが適切であるかを検討した。まず、設備投資Iに関して、実質産業別資本ストック額(2000年度基準、取付ベース)と実質産業別新規設備投資額(2000年度基準、取付ベース)の2つのデータの有意性を検証した。結果として、鉄鋼業及び化学工業において、資本ストック変数を用いた場合と新規設備投資変数を用いた場合とあまり差がないことが示された。そこで、他の変数とのデータの整合性を考慮し、新規設備投資変数を用いることにした。つまり、補助金の変数は当年に歳出された予算額、燃料価格の変数は輸入品が到着する段階の価格を調査した物価指数を表わしているため、設備投資に関しても減価償却控除前の固定資産額を示す資本ストックデータではなく、当年に完成した資産に対する投資総額を表わす新規設備投資額を用いることにした。

一方、省エネルギー関連の補助金は、エネルギー対策特別会計・エネルギー需給構造化対策補助金予算区分のうち、設備導入を促進する目的別補助金として、非化石エネルギー等導入促進、石油代替エネルギー設備等導入促進、エネルギー使用合理化設備導入促進と大まかに3つのカテゴリーに分けた。これらの各補助金額をモデル(8)に当てはめたところ、エネルギー使用合理化設備導入促進に関する補助金が有意であった。そのため、エネ

ルギー使用合理化設備導入の補助金額に注目し、エネルギー使用合理化設備導入促進関連の補助金を更に、エネルギー使用合理化設備導入促進等対策費補助金（補助金 1）、エネルギー使用合理化技術開発費補助金（補助金 2）、エネルギー使用合理化等技術改善費補助金（補助金 3）、エネルギー使用合理化特定設備等資金利子補給金（補助金 4）の 4 つのカテゴリーに分けた。補助金 2, 3 はそれぞれ技術開発や技術改善を目的としているため、ここでは補助金 1, 4 の変数に用いて検証を行なった。

補助金 1 と補助金 4 は共にエネルギー使用合理化を促進するための補助金であるが、その違いは、補助金 4 は特定設備投資金に関する利子の補給金であり、主に産業部門における大型省エネルギー設備の導入や省エネルギー対策関連資金需要に対する融資を低利にするための利子補給、または、中小企業においては省エネルギー効果の高い特定高性能エネルギー消費設備（高性能工業炉及び高性能ボイラー）の設置に必要な資金の貸付を行う金融機関に対する利子補給を目的としている<sup>21</sup>。一方、補助金 1 は、エネルギー使用合理化設備導入促進等対策費補助金のことであり、設備投資に係る費用の一部を補助するものである。具体的には、工業炉、ボイラー等の燃焼設備（エネルギー多消費型設備）の省エネルギーを図るとともに、CO<sub>2</sub>の低減に寄与する石油ガスの高度利用を行う事業者に対し、その設備更新または改造に要する経費（設計費、既存設備撤去費、新規設備機器費、新規設備設置工事費、供給・配管設備費）の一部を補助するものであり、補助金 1 の対象範囲は広い。

この補助金 1, 4 のデータをモデル（8）に当てはめ、どちらの補助金変数の当てはまりが良いかを検証した<sup>22</sup>。この検証により、鉄鋼業は補助金 1 が補助金 4 に比べ二酸化炭素原単位に対する弾性値が高いことが示された。しかし、補助金 1 は正に有意であるため、補助金が上がれば二酸化炭素原単位が悪化するという結果になった（Appendix 2）。ここから補助金 1 は、二酸化炭素原単位の改善に影響を与えるように弾性値が働かなかったことが想定される。一方、補助金 4 での分析結果では、補助金の変数は負と示されたため、ここでは補助金 1 の代わりに補助金 4 を用いることにした。一方、化学工業は補助金 4 が有意であることが示された。鉄鋼業、化学工業の両方で補助金 4 が負に有意であったことから、二酸化炭素原単位を改善するには、利子補給金が対象としているようなある程度の大型の設備投資が必要であるということが想定される。

また、本稿では、二酸化炭素原単位は燃料の構成により変わることを考慮し、燃料価格をそれぞれ石油価格、石炭価格、石油ガス価格データを用いて、どの燃料価格が有意であるかを検証した。

次に、上記で特定した変数をモデル（8）に当てはめ、最小二乗法を用いた線形重回帰モデルの妥当性を検証する<sup>23</sup>。そのため、いくつかのモデルを想定し、実際にどのモデルが最

<sup>21</sup> 経済産業省の H23 エネルギー使用合理化特定設備等資金利子補給金より抜粋

<sup>22</sup> 分析対象期間として、補助金 4 の過去データは 1993 年から 2011 年まで取得することができる一方で、設備投資データ(2000 年度基準)は 2009 年まで取得可能なため、本稿での計量分析は 1993 年から 2009 年までのデータを用いて分析することにする。

<sup>23</sup> 全てのデータに対して単位根検定を行なった。結果として二酸化炭素排出原単位は単位根あり(確率トレンド有)

適なモデルであるかを検証する。モデルの特定のために、次の 3 つのモデルを想定する。最小二乗法を用いた重回帰 (モデル 1 : モデル (8) に同じ)、自己回帰 (AR) モデル (モデル 2)、移動平均 (MA) モデル (モデル 3)。各モデルに対して各検定を用いて有意性を検証した。その結果、鉄鋼業及び化学工業ともモデル 1 が採択された。モデル 1 を用いて分析した結果は、表 4, 5 で示された通りである。

表 4. 鉄鋼業の二酸化炭素原単位のモデル推定結果 (補助金 4)

弾性値推定値	OIL	COAL	GAS
設備投資 LOG (INV_S)	-0.0032	-0.0011	-0.0031
補助金 LOG (SUB4)	-0.0015 ***	-0.0013 **	-0.0015 ***
燃料価格 LOG (Fuel)	0.0003	-0.0004	0.0004
1998 年度ダミー変数 DUMMY1998	-0.0013 **	-0.0009	-0.0014 *
残差診断	OIL	COAL	GAS
歪度 Skewness	0.2855	-0.4060	0.2798
尖度 Kurtosis	2.1026	2.4749	2.1136
系列相関 LM 検定 F-statistic (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: )	1.2405 14.235	8.9088 15.728	2.8747 14.720
不均一分散検定 F-statistic (Heteroskedasticity test) Obs*R <sup>2</sup>	0.7356 1.0963	0.5311 0.8069	0.9338 1.3665
ダービンワトソン検定 DW	2.4256	2.3970	2.4943
対数尤度 Log likelihood	101.15	101.15	101.00
F 検定 F-statistic	4.1246	4.1288	4.0013
Akaike info criterion	-12.018	-12.019	-12.000
Schwarz criterion	-11.777	-11.778	-11.759
R 二乗 R-squared	0.6000	0.6002	0.5927
自由度調整済 R 二乗	0.4545	0.4548	0.4446

上記は 1993 年から 2009 年までの時系列データを用いて、モデル (8) を基本モデルとし、4 つのモデルを想定した検証結果である。

各有意水準に関して、\*\*\*は有意水準 1%の検定で有意である、\*\*は有意水準 5%の検定で有意である、\*は有意水準 10%の検定で有意であることを示している。

DW 検定では、1 階の自己回帰 (AR) モデルを想定した結果、Box-Ljung Q 検定では、1 階の残差自己回帰モデルの Q 総計量を示している。

と示されたが、他の係数は単一根なしという結果になった。一つでも単位根データを含んでいることから、データが非定常で系列相関、不均一分散がある可能性があるため、計量分析において系列相関及び不均一分散であるか否かの検定を行なった。

表 5. 化学工業の二酸化炭素原単位のモデル推定結果 (補助金 4)

弾性値推定値	OIL	COAL	GAS
設備投資 LOG (INV_CH)	0.0008	0.0016	0.0005
補助金 LOG (SUB4)	-0.0015 *	-0.0012	-0.0015 *
燃料価格 LOG (Fuel)	-0.0003	-0.0006	-0.0003
1998 年度ダミー変数 DUMMY1998	-0.0112 ***	-0.0112 ***	-0.0113 ***
残差診断	OIL	COAL	GAS
歪度 Skewness	-0.4570	-0.4886	-0.4669
尖度 Kurtosis	2.7461	2.5990	2.7030
系列相関 LM 検定 F-statistic (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: )	0.7784	0.3894	0.4235
	12.111	11.469	10.061
不均一分散検定 F-statistic (Heteroskedasticity test) Obs*R <sup>2</sup>	0.0050	0.0025	0.0088
	0.0080	0.0039	0.0140
ダービンワトソン検定 DW	1.9973	1.9756	1.9971
対数尤度 Log likelihood	93.000	93.108	92.932
F 検定 F-statistic	94.740	96.067	93.914
Akaike info criterion	-10.759	-11.014	-10.992
Schwarz criterion	-10.988	-10.772	-10.750
R 二乗 R-squared	0.9718	0.9722	0.9716
自由度調整済 R 二乗	0.9615	0.9621	0.9612

上記は 1993 年から 2009 年までの時系列データを用いて、モデル (8) を基本モデルとし、4 つのモデルを想定した検証結果である。

各有意水準に関して、\*\*\*は有意水準 1%の検定で有意である、\*\*は有意水準 5%の検定で有意である、\*は有意水準 10%の検定で有意であることを示している。

DW 検定では、1 階の自己回帰 (AR) モデルを想定した結果、Box-Ljung Q 検定では、1 階の残差自己回帰モデルの Q 総計量を示している。

### 6-2-2. モデル分析結果

各モデルを用いて鉄鋼業と化学工業の二酸化炭素原単位と変数との関係を算出した結果、鉄鋼業と化学工業の両方において設備投資の変数である新規設備投資は有意水準 10%でも有意ではないという結果を示した (表 4, 5)。鉄鋼業及び化学工業において、二酸化炭素原単位に改善が見られるにもかかわらず、新規設備投資は二酸化炭素原単位の変化に有意でないことが示された。ここから、次の可能性を示唆することができる。新規設備投資は当年に完成した設備の投資額のみが含まれるため、当年以前に導入された設備による累積的な設備投資による二酸化炭素原単位への効果が考慮されていない。また、新規設備投資は燃料改善等による二酸化炭素原単位の改善のためではなく、その他の生産能力増強、維持・補修などの他の目的とした設備投資であるため、必ずしも設備投資の増減が二酸化炭素原

単位の変化に有意と示されるわけではないと考えられる。そこで、目的別投資に関する問題を考慮し、部門ごとの各年の投資動機（能力増強、新製品・製品高度化、合理化・省力化、研究開発、維持・補修、その他）のウェイトを示した日本政策投資銀行の設備投資計画調査結果報告書<sup>24</sup>から、合理化・省力化を目的とした投資のウェイトを用いて分析することにした。具体的には、1990年度から2011年度までの各産業部門における合理化・省力化のための投資額の比率を部門毎の新規設備投資額に乗じた額を合理化・省力化のために費やされたと設備投資額と想定した。合理化・省力化のための新規設備投資を変数とした計量分析のモデル結果を表6,7に示した。

表6. 鉄鋼業の二酸化炭素原単位の重回帰モデル推定結果（投資動機別）

弾性値推定値	OIL	COAL	GAS
設備投資 LOG (INV_S)	-0.0002	-0.0002	-0.0002
補助金 LOG (SUB4)	-0.0010 **	-0.0011 ***	-0.0010 **
燃料価格 LOG (Fuel)	-0.0002	-0.0007 *	-0.0004
1998年度ダミー変数 DUMMY1998	-0.0007	-0.0007	-0.0006
残差診断	OIL	COAL	GAS
不均一分散検定 F-statistic	6.5032 **	11.971 *	10.973 *
(Heteroskedasticity test) Obs*R <sup>2</sup>	15.408	15.797	15.779
系列相関 LM 検定 F-statistic	0.3137	0.5551	0.3228
(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: ) Obs*R <sup>2</sup>	0.4866	0.8414	0.5003
ダービンワトソン検定 DW	2.3253	2.4248	2.3267
Akaike info criterion	-11.776	-12.021	-11.794
Schwarz criterion	-11.534	-11.779	-11.552
R 二乗 R-squared	0.4902	0.6009	0.4992
自由度調整済 R 二乗	0.3048	0.4557	0.3172

各有意水準に関して、\*\*\*は有意水準1%の検定で有意である、\*\*は有意水準5%の検定で有意である、\*は有意水準10%の検定で有意であることを示している。

<sup>24</sup> 民間法人企業を対象とした設備投資計画調査で、大企業(資本金10億円以上)の設備投資動向の調査報告書

表 7. 化学工業の二酸化炭素原単位の重回帰モデル推定結果（投資動機別）

弾性値推定値		OIL	COAL	GAS
設備投資 LOG (INV_CH)		-0.0018	-0.0019	-0.0018
補助金 LOG (SUB4)		-0.0018 **	-0.0018 ***	-0.0018 **
燃料価格 LOG (Fuel)		0.0000	-0.0002	-0.0001
1998 年度ダミー変数 DUMMY1998		-0.0115 ***	-0.0116 ***	-0.0115 ***
残差診断		OIL	COAL	GAS
不均一分散検定 F-statistic		27.577 **	2.9962	8.9688
(Heteroskedasticity test) Obs*R <sup>2</sup>		15.911	15.219	15.730
系列相関 LM 検定 F-statistic		0.0869	0.1594	0.0565
(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: ) Obs*R <sup>2</sup>		0.1378	0.2510	0.0898
ダービンワトソン検定 DW		2.2026	2.1913	2.2000
Akaike info criterion		-11.077	-11.089	-11.078
Schwarz criterion		-10.836	-10.847	-10.836
R 二乗 R-squared		0.9739	0.9742	0.9739
自由度調整済 R 二乗		0.9644	0.9648	0.9644

各有意水準に関して、\*\*\*は有意水準 1%の検定で有意である、\*\*は有意水準 5%の検定で有意である、\*は有意水準 10%の検定で有意であることを示している。

その結果、投資動機別ウェイトを用いた分析では、鉄鋼業、化学工業の両方で、補助金額の変化が 1%または 5%で負に有意であると示されたが、設備投資は有意でないこと示された。ここから、補助金の増加が意味することとしてその背景に、省エネ又は燃料改善等を促進する政策の強化といった政策的な動向の後押しにより、各産業において燃料効率改善の努力などが行なわれた可能性があることと想定することができる。また、政策効果として、1998 年度の政策効果をみてみると、化学工業のダミー変数は 1%で負に有意であった。化学工業では 1990 年度から 1997 年度まで二酸化炭素原単位の推移と比較し、1998 年以降、1990 年比で二酸化炭素原単位が改善しており、1998 年度の政策インパクトがあったと想定される。また鉄鋼業においては石炭価格が 10%で負に有意であると示されており、石炭価格が上がればそれに伴い二酸化炭素原単位を改善するような努力を実施していることが想定される。

### 6-3. エネルギー原単位と気候変動に関連する政策の影響を検証するためのモデル

次に、エネルギー原単位の変化に影響を与える要因とその効果を分析する。前節から、エネルギー原単位は様々な要素により影響されることが想定された。鉄鋼業においては、エネルギー原単位が 1990 年度比で悪化している一方、化学工業では 2008 年以降は改善傾向にあることが示された。二酸化炭素原単位の変化の要因を検証したようにここでも同様の分析方法を用いて設備投資や補助金、政策の効果について検討してみることとする。

エネルギー原単位の改善は、省エネルギー技術の開発と導入によるエネルギー需要削減、既存の技術からエネルギー効率の良い技術への交換、操業改善によるエネルギー効率の向上、消費パターンの改善、投入燃料の改善などにより促進される。つまり、部門毎のエネルギー原単位は、技術改善、エネルギーの消費量の削減努力（節電）や操業改善などにより改善することができる。そのため、設備投資、補助金や政策により省エネルギーが促進され、エネルギー原単位が改善すると想定し、これらの変数をエネルギー原単位の改善に影響を与える変数とし、エネルギー原単位の変化と変数との関係を分析する。関数は (7) と同様の関数 (9) を用いる。

$$EI=f(I, S, EP, D1998) \dots\dots (9)$$

この関数の線形重回帰モデルは、下記の式 (10) の通りである。

$$\ln EI_i = \alpha + \beta_1 \ln I_{i,t} + \beta_2 \ln S_t + \beta_3 EP_t + \beta_4 D1998_t + \varepsilon_{i,t} \dots\dots (10)$$

$\ln EI$  は  $i$  部門のエネルギー原単位の自然対数に変換した値を表わし、 $\ln I$  は設備投資の自然対数、 $\ln S$  はエネルギー合理化関連の補助金の自然対数、 $EP$  は燃料価格、 $D1998$  は 1998 年度のダミー変数、 $\varepsilon_{it}$  は誤差項を示している。

### 6-3-1. モデルの特定

二酸化炭素原単位の計量モデルで行なったように、補助金 1, 4 のデータをモデル (10) に当てはめ、どちらの補助金変数の当てはまりが良いかを検証した。その結果、鉄鋼業、化学工業の両方で補助金 1 が決定係数と  $t$  値において高い傾向を示したため、補助金 1 を用いることにした。エネルギー原単位においても、二酸化炭素原単位と同様に 3 つのモデルを想定し、各モデルの当てはまりを検定した。結果として、鉄鋼業の石炭価格を変数として用いたモデルでは、最小二乗法を用いた重回帰モデル (モデル 1) を用いた場合、ダービンワトソン検定で異常値が示された。そのため、系列相関がある可能性があるともなし、Box-Ljung Q 検定とラグランジュ乗数 (LM) 検定を行なった。結果として、1 階の残差で系列相関ありと示され、AR モデル、MA モデルを用いてその有意性を検定したところ、AR モデルで有意であると示された。他の燃料価格を用いたモデルでは、検証結果、モデル 1 が採択された (表 8)。一方、化学工業では、石油、石炭、石油ガスの燃料価格を用いたモデルにおいてダービンワトソン検定で異常値が示されたが、Box-Ljung Q 検定とラグランジュ乗数 (LM) 検定の結果、系列相関なしと示された。そこで、White 検定を行なったところ、いずれも不均一分散ありで有意と示されたため、White 修正を行なった。その結果が表 9 で示した通りである。

表 8. 鉄鋼業のエネルギー原単位のモデル推定結果 (補助金 1)

弾性値推定値	OIL	COAL	GAS
新規設備投資 LOG (INV_S)	-0.0337 **	-0.0408 ***	-0.0316 **
補助金 LOG (SUB1)	-0.0276 ***	-0.0226 ***	-0.0256 ***
燃料価格 LOG (Fuel)	0.0103 **	0.0147 ***	0.0127 **
1998 年度ダミー変数 DUMMY1998	0.0321 ***	0.0299 ***	0.0303 ***
AR (1)		-0.6637 **	
残差診断	OIL	COAL	GAS
歪度 Skewness	-0.9939	0.2048	-0.6895
尖度 Kurtosis	3.8014	1.8230	3.9579
不均一検定分散 F-statistic	1.3431	0.9974	2.8789
(Heteroskedasticity test) Obs*R <sup>2</sup>	14.507	13.806	15.738
系列相関 LM 検定 F-statistic	0.6108	6.3659 **	0.3384
(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: ) Obs*R <sup>2</sup>	0.8942	6.2318 **	0.5074
ダービンワトソン検定 DW	2.2302	2.4026	2.0388
対数尤度 Log likelihood	71.984	77.736	70.796
F 検定 F-statistic	22.638	60.661	19.295
Akaike info criterion	-7.8804	-8.9670	-7.7407
Schwarz criterion	-7.6354	-8.6773	-7.4957
R 二乗 R-squared	0.8830	0.9681	0.8654
自由度調整済 R 二乗	0.8440	0.9521	0.8206

上記は 1993 年から 2009 年までの時系列データを用いて、モデル (10) を基本モデルとし、4 つのモデルを想定した検証結果である。

各有意水準に関して、\*\*\*は有意水準 1%の検定で有意である、\*\*は有意水準 5%の検定で有意である、\*は有意水準 10%の検定で有意であることを示している。

DW 検定では、1 階の自己回帰 (AR) モデルを想定した結果、Box-Ljung Q 検定では、1 階の残差自己回帰モデルの Q 総計量を示している。



表 9. 化学工業のエネルギー原単位のモデル推定結果 (補助金 1)

弾性値推定値	OIL		COAL		GAS	
新規設備投資 LOG (INV_CH)	-0.0011		-0.0074		0.0007	
補助金 LOG (SUB1)	-0.0092	**	-0.0106	**	-0.0099	***
燃料価格 LOG (Fuel)	-0.0041		-0.0013		-0.0066	
1998 年度ダミー変数 DUMMY1998	0.0030		0.0029		0.0040	
残差診断	OIL		COAL		GAS	
歪度 Skewness	0.7473		0.4102		0.7407	
尖度 Kurtosis	4.2121		3.5753		3.8415	
系列相関 LM 検定 (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: )	F-statistic 0.6001		F-statistic 0.1105		F-statistic 0.3837	
	Obs*R <sup>2</sup> 0.8794		Obs*R <sup>2</sup> 0.1691		Obs*R <sup>2</sup> 0.5730	
分散不均一検定 (Heteroskedasticity test)	F-statistic 757.48	***	F-statistic 55.785	***	F-statistic 79.066	***
	Obs*R <sup>2</sup> 16.995		Obs*R <sup>2</sup> 16.930		Obs*R <sup>2</sup> 16.951	
ダービンワトソン検定 DW	1.1508		1.3117		1.2182	
対数尤度 Log likelihood	71.814		71.187		72.046	
F 検定 F-statistic	13.186		12.034		13.633	
Akaike info criterion	-7.8605		-7.7867		-7.8878	
Schwarz criterion	-7.6155		-7.5416		-7.6427	
R 二乗 R-squared	0.8147		0.8005		0.8196	
自由度調整済 R 二乗	0.7529		0.7339		0.7595	

上記は 1993 年から 2009 年までの時系列データを用いて、モデル (10) を基本モデルとし、4 つのモデルを想定した検証結果である。

各有意水準に関して、\*\*\*は有意水準 1%の検定で有意である、\*\*は有意水準 5%の検定で有意である、\*は有意水準 10%の検定で有意であることを示している。

DW 検定では、1 階の自己回帰 (AR) モデルを想定した結果、Box-Ljung Q 検定では、1 階の残差自己回帰モデルの Q 総計量を示している。

### 6-3-2. モデルの結果

表 8 より、鉄鋼業では、補助金 1 と新規設備投資の弾性値が負に有意であったことが示された。鉄鋼業のエネルギー原単位は 1 年ごとに変動がみられるが、実際には 1990 年度比で悪化しており、補助金及び新規設備投資の効果による改善には至っていない。この一つの理由として、鉄鋼業の稼働率<sup>25</sup>は 1990 年度で高い数値を達成しており、その後、生産活動の減少に伴い減少していることが影響していると考えられる。一方で、2004 年から 2007 年にかけては稼働率が向上しているにもかかわらず、エネルギー原単位は 1990 年度比で改善していないことから、他の要因があることが想定される。また、燃料価格及びダミー変

<sup>25</sup> 鉄工業生産指数 (IIP) 稼働率 (経済産業省 統計 アクセス: 2013 年 10 月)

数においては正に有意と示されており、これは 4 節の要因分解分析でも示したように、鉄鋼業においてはエネルギー原単位が 1990 年度に比べ悪化傾向にあることから、1990 年以降は、燃料価格が増加してもエネルギー原単位の改善はなく、更に政策効果としても 1997 年度までに比べ 1998 年度以降の改善はなされなかったと想定される。一方、化学工業においては、補助金のみ負に有意であると示された。

ここで 6-2-2 と同様に、投資動機別のエネルギー原単位の変化に対する弾性値を検証するため、合理化・省力化を目的とした設備投資のウェイトを全体の新規設備投資額と掛け合わせた設備投資変数を用いたモデルでの分析を行なった。モデル検証の結果、鉄鋼業においてモデル 1 が採択された (表 10)。一方、化学工業の石油、石炭、石油ガス価格を用いたモデルでダービンワトソン検定が異常値を示したため、検定を行ない、不均一分散検定で有意となったため、White 修正を行なった。その結果は表 11 で示した通りである。

表 10. 鉄鋼業のエネルギー原単位の重回帰モデル推定結果 (投資目的別)

弾性値推定値	OIL	COAL	GAS
設備投資 LOG (INV_S)	-0.0037	-0.0037	-0.0041
補助金 LOG (SUB1)	-0.0289 ***	-0.0280 ***	-0.0283 ***
燃料価格 LOG (Fuel)	0.0025	0.0041	0.0025
1998 年度ダミー変数 DUMMY1998	0.0364 ***	0.0361 ***	0.0360 ***
残差診断	OIL	COAL	GAS
不均一分散検定 F-statistic (Heteroskedasticity test) Obs*R <sup>2</sup>	2.5383	2.0206	2.7596
系列相関 LM 検定 F-statistic (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: ) Obs*R <sup>2</sup>	0.1419	0.3126	0.1512
ダービンワトソン検定 DW	1.7793	1.8655	1.7545
Akaike info criterion	-7.3967	-7.4674	-7.3780
Schwarz criterion	-7.1517	-7.2224	-7.1330
R 二乗 R-squared	0.8102	0.8231	0.8066
自由度調整済 R 二乗	0.7469	0.7642	0.7421

各有意水準に関して、\*\*\*は有意水準 1%の検定で有意である、\*\*は有意水準 5%の検定で有意である、\*は有意水準 10%の検定で有意であることを示している。

表 11. 化学工業のエネルギー原単位の移動平均モデル推定結果 (投資目的別)

弾性値推定値		OIL	COAL	GAS
設備投資 LOG (INV_CH)		0.0102	0.0087	0.0083
補助金 LOG (SUB1)		-0.0113 **	-0.0136 ***	-0.0117 **
燃料価格 LOG (Fuel)		-0.0046 *	-0.0033	-0.0064
1998 年度ダミー変数 DUMMY1998		0.0056	0.0059	0.0060
残差診断		OIL	COAL	GAS
不均一分散検定 F-statistic		210.95 ***	20.959 **	49.346 **
(Heteroskedasticity test) Obs*R <sup>2</sup>		16.981	16.815	16.921
系列相関 LM 検定 F-statistic		0.2739	0.1002	0.1420
(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: ) Obs*R <sup>2</sup>		0.4130	0.1534	0.2166
ダービンワトソン検定 DW		1.2581	1.3939	1.3326
Akaike info criterion		-7.9435	-7.8165	-7.9440
Schwarz criterion		-7.6985	-7.5715	-7.6989
R 二乗 R-squared		0.8294	0.8063	0.8295
自由度調整済 R 二乗		0.7726	0.7418	0.7727

各有意水準に関して、\*\*\*は有意水準 1%の検定で有意である、\*\*は有意水準 5%の検定で有意である、\*は有意水準 10%の検定で有意であることを示している。

モデル分析結果として、鉄鋼業及び化学工業で補助金が負に有意であると示された一方で、設備投資に関しては 10%でも有意と示されなかった。そのため、ここでも補助金の増減には背景として政策的な示唆があり、それが影響したと考えられる。1990 年度比でエネルギー原単位が悪化している鉄鋼業ではダミー変数は正に有意と示された。

## 7. 結論

本稿では、まず、先行研究から、CO<sub>2</sub> 排出量の要因分解分析の方法論を導き出し、日本の各産業部門に応用し、分析を行なった。ここで、CO<sub>2</sub> 排出量の変化をもたらす要因として、生産活動、二酸化炭素原単位、エネルギー原単位が特定され、それぞれの要因が 1990 年度から 2011 年度年までに CO<sub>2</sub> 排出量の変化にどの程度の影響を与えたかを特定した。CO<sub>2</sub> 排出量の変化がエネルギー消費量の変化と比例していた 1990 年以前は、生産当たりのエネルギー消費量の改善などが CO<sub>2</sub> 排出削減に大きな影響を与えたと考えられるが、1990 年以降は、鉄鋼業のようなエネルギー集約の高い産業においては生産活動の変化が二酸化炭素排出量の変化に与えた影響が大きいと見ることができる。また CO<sub>2</sub> 排出量の要因分解分析の結果から、CO<sub>2</sub> 排出量を削減するために、エネルギー消費の削減努力に合わせ更なる燃料集約度の高い燃料からより低い燃料への転換による二酸化炭素原単位の改善が必要であることがわかった。

次に、本研究において、二酸化炭素原単位、エネルギー原単位の各変化に与える要因を

詳しく見るため、計量分析を行なった。二酸化炭素原単位の改善には、設備投資や補助金などの政策的な資金支援が必要であると共に、燃料価格の変動や政策要因によって促されると仮定し、設備投資、補助金、燃料価格、政策ダミーを変数とした独自のモデルを用いて、分析した。また、エネルギー原単位に関しても、同様の変数を用いたモデルを用いて分析を行なった。

本分析の新規性としては、エネルギー関連補助金を、大型投資などを促すことを目的とした利子補給金と、幅広い分野を対象としてエネルギー合理化促進関連の補助金とを比較し、どの補助金が最も有意であったかを検証したこと、更に、燃料価格を石油、石油ガスに分け、それぞれの二酸化炭素原単位に対する弾性値を検証したことが挙げられる。また、設備投資は各産業部門の全体の設備投資と燃料転換及びエネルギー原単位を改善に影響を与えるであろう合理化・省力化を目的とした設備投資のみを別々に分析し、その結果から、設備投資の二酸化炭素原単位に与える影響を検討した。結果として、二酸化炭素原単位の変化には利子補給金によるある程度大型投資の支援の必要性や、エネルギー原単位の変化に対しては設備導入対策費補助金のように様々な角度から設備の更新、新規導入などの支援策が必要であることが想定された。

以上の分析結果から、次の見解が導き出された。鉄鋼業などのエネルギー集約の高い産業において、1970年代から1980年代にかけては、省エネルギー対策がエネルギー原単位を改善するのに貢献したが、1990年以降は、エネルギー原単位の改善はこれらの分野において見られないことから、省エネルギー対策の効果は1990年代から薄れてきたことが想定される。一方で、二酸化炭素原単位は、技術改善や炭素集約の少ない燃料への転換などを通じた改善の余地があることが示された。更に、生産量が増加しているにもかかわらず二酸化炭素原単位及びエネルギー原単位が改善している化学工業では、CO<sub>2</sub>排出量と経済発展の短期的なデカップリングが実現しており、更なる改善の余地があると想定することができる。

また、計量分析により、設備投資の二酸化炭素原単位及びエネルギー原単位における弾性値は有意と示されなかったが、補助金は負に有意であったことから、二酸化炭素排出量削減を促進するためには二酸化炭素排出削減や省エネルギーを促進しているという政策的な意図を示すことが必要であることが想定された。一方、化学工業における二酸化炭素原単位の改善は、省エネ法の改正や自主的行動のような政策のインプリケーションによる効果が示されたことから、政策シグナルや二酸化炭素削減に対する支援体制、新たな制度などを政府が示すことにより、二酸化炭素原単位の改善が促進されるという効果があることが想定された。しかし、鉄鋼業及び化学工業の部門でのエネルギー原単位の改善においては省エネ法の改正や自主的行動のような政策のインプリケーションによる効果が見られなかったため、確実に削減を促すような政策の導入として、炭素税や気候変動税、排出権取引のようなある程度の規制や義務などが必要であるということも想定される。その一方で、本稿の分析での課題として、設備投資動機別のデータを用いた分析において、投資動機ウェイトは、調査対象企業である大規模企業しか含まれていないこと、合理化・省力化が必ずしもエネルギー原単位や二酸化炭素原単位を改善するための投資動機でない場合もあることなど、

データの妥当性の問題も本分析の一つの課題として残されている。

本稿では、計量分析を用いて二酸化炭素排出量の削減に寄与する二酸化炭素原単位及びエネルギー原単位を改善する要因について分析を行ない、日本の製造業における二酸化炭素排出量の要因分析と排出量削減の可能性について鉄鋼業と化学工業の大まかな傾向を把握した。このように計量分析は、過去の趨勢と循環のパターンを探りあて、傾向を分析した結果をもとに仮説を立てるといった、ある産業の全体的な動きやパターンを把握し、それを検証することに役に立つ。しかし、どの政策がどの環境において効果的であるのか、政策導入によりどのように産業構造が変化するのかなどを分析するためには、マクロ的な分析として産業連関表や一般均衡モデルを用いた分析を行なうことが必要になってくる。

### 引用文献

- 一田守政・小野透・米澤公敏 2008. 日本鉄鋼業における省エネルギーの現状と今後. 高温学会誌 第34巻 第3号 (2008年5月)
- 上園昌武 1997. 石油危機を契機とした日本鉄鋼業の省エネルギー対策- 高炉メーカーを中心に-.経営研究 第48巻 第1号.大阪市立大学
- 小川順子・野田冬彦・山下ゆかり 2010. 我が国のエネルギー管理政策の経験と途上国への示唆. 日本エネルギー経済研究所 2010年6月掲載.
- 加治木紳哉・木村幸 2009. 我が国の鉄鋼業における省エネルギーの歴史的分析. 電力研究所研究報告 No Y08044.
- 戒能 一成 2006. 日本の鉄鋼業の省エネルギー対策の費用対効果分析. RIETI Discussion Paper Series, 2006, 07-J-059 経済産業研究所
- 戒能 一成 2012. 統合エネルギー統計の解説 2010年度改正版 2012年4月 経済産業研究所
- 環境省 (MOEJ) 2001. 温室効果ガス排出量分析評価ワーキンググループ 報告書. 平成13年3月 温室効果ガス削減技術シナリオ策定調査検討会
- 気象庁 2013. IPCC 第5次評価報告書 第1作業部会報告書 政策決定者向け要約 気象庁訳
- 経済産業省 (METI) 2010. エネルギー基本計画. 2010年6月 経済産業省
- 経済産業省 (METI) 2011. 最近のエネルギー政策について 平成23年1月 石崎隆 プレゼンテーション資料 経済産業省資源エネルギー庁 総合政策課 需給政策室
- 経済産業省 (METI) 2013. 総合エネルギー統計 (資源エネルギー庁 アクセス: 2013年10月) 経済産業省資源エネルギー庁
- 経済産業省 (METI) 2013a. 平成24年度 エネルギーに関する年次報告 (エネルギー白書) 経済産業省
- 経済産業省 (METI) 2013b. 平成24年度エネルギー環境総合戦略調査 (エネルギー消費量、CO<sub>2</sub>排出量の地域分割に関する調査研究) -調査報告書-、経済産業省資源エネルギー庁・独立行政法人経済産業研究所

- 日本経済団体連合会（経団連）2013. 経団連低炭素社会実行計画、一般社団法人 日本経済団体連合会 2013年1月17日 <https://www.keidanren.or.jp/policy/2013/003.html>
- 富田輝博 2000. OECD 主要国におけるエネルギー政策と環境政策. 情報研究 Information Study 23, 1-11, 2000-00-00. 文教大学
- 内閣府（CAO）2007. 平成19年度年次経済財政報告（経済政策担当大臣報告）－生産性上昇に向けた挑戦－ 説明資料 平成19年8月 内閣府
- 内閣府（CAO）2008. 経済財政白書 日本経済2007-2008 内閣府
- 永井知美 2007. 鉄鋼業界の現状と課題－「中国」と「再編」が波乱要因－. 東レ経営研究所 2007. 10 経営センサー
- 中村豪 2007. 戦後日本における技術導入と普及:鉄鋼業における BOF の受容. 東京経大会誌 第253号
- 日本銀行(BOJ)2007. 金融経済月報 2007年12月. 日本銀行 2007年12月21日
- 日本エネルギー経済研究所(IEEJ) 2010. エネルギー・経済統計要覧. 日本エネルギー経済研究所 計量分析ユニット 編. 財団法人 省エネルギーセンター
- 日本エネルギー経済研究所(IEEJ) 2011. 平成22年度エネルギー環境総合戦略調査(エネルギー需給動向調査)－経済産業省資源エネルギー庁委託調査－ 平成23年2月 日本エネルギー経済研究所 経済分析ユニット
- 長谷川良二 2006. CO<sub>2</sub> 排出に関する日本47都道府県の地域構造要因分析、会計検査研究 第33号、p.173-117
- 蛭田伊吹・堀池涼平・藤岡由佳子 2009. 日本の鉄鋼業界における省エネルギー経験. 日本の省エネルギー経験. 慶応義塾大学経済学部山口研究会
- 藤井美文 1998. エネルギー消費技術構造と燃料選択の要因分析. 電力経済研究 No.24 1988.1
- 星野優子 2011. 日本のエネルギー需要の価格弾力性の推計-非対称性と需要トレンドの影響を考慮して-. 電力研究所研究報告 平成23年4月
- 松岡俊二, 村上一真 2000. アジア諸国の経済成長とCO<sub>2</sub> 排出構造の変化－製造業と電力業を中心に－. 国際協力研究誌]第6巻第1号, 2000年, pp. 75-89
- 榊澤明 2011. 二酸化炭素原単位の要因分解-エネルギー需給構造に基づく積み上げ手法－ 日本エネルギー経済研究所
- 三浦修一・外岡豊 2002. 日本の住宅における地域別エネルギー需要構造とその増加要因に関する研究、日本建築学会径角形論文集 No.562、p105-112
- 三菱総業研究所 2010. 平成21年度地球温暖化問題対策調査 国内における温暖効果ガス排出量増減の要因分析及び国内排出削減対策の削減効果評価事業 報告書、平成21年度経済産業省委託調査、平成22年3月、三菱総合研究所 環境・エネルギー研究本部
- 渡邊聡 2012. CO<sub>2</sub> 排出の地域特性とその要因に関する実証研究. 名古屋大学経済学研究科
- Ang, B.W. 2004. Decomposition analysis for policymaking in energy: which is the preferred method? Energy Policy 32 (2004) 1131-1139

- Ang, B.W. 2005. The LMDI approach to decomposition analysis: a practical guide. *Energy Policy* 33: 867-871
- Hunt, L.C. and Ninomiya, Y., 2005. *Energy Policy* 33:1409-1424. Primary energy demand in Japan: an empirical analysis of long-term trends and future CO<sub>2</sub> emissions
- Hunt, L.C., Judge, G., and Ninomiya, Y., 2003. Underlying trends and seasonality in UK energy demand: a sectoral analysis. *Energy Economics* 25: 93-118
- Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC), 2007. *Climate Change 2007: Working Group I: The Physical Science Basis. IPCC Fourth Assessment Report: Climate Change 2007*
- Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC), 2013. WORKING GROUP I CONTRIBUTION TO THE IPCC FIFTH ASSESSMENT REPORT CLIMATE CHANGE 2013: THE PHYSICAL SCIENCE BASIS Final Draft Underlying Scientific-Technical Assessment
- Kagawa, S. and Inamura H. 2001. A Structural Decomposition of Energy Consumption Based on a Hybrid Rectangular Input- Output Framework: Japan's Case, *Economic Systems Research*, 13:4, 339-363
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). 2011. *Towards Green Growth - Monitoring Progress: OECD Indicators*,
- Reitler, W.; Rudolph, M.; Schaefer, H. 1978. Analysis of the factors influencing energy consumption in industry; *Energy Economics*, 1987, 145-148
- Sweeney, J.L, 1986. Price Asymmetries in the Demand for Energy. IAEE 8<sup>th</sup> Annual North American Conference 1986.
- United National of Environmental Programme (UNEP). 2011. *Towards a Green Economy: Pathways to Sustainable Development and Poverty Eradication*.
- Urban, F., and Nordensvärd, J., 2013 *Low Carbon Development Key Issues*. Edited by Frauke Urban, Johan Nordensvärd. Routledge – 2013 – 352
- White, H. 1980. A Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48.4: 817-838

## 付録

### Appendix 1. 計量分析結果

本文の式 (6) を用いて二酸化炭素排出量の変化に対する生産活動、二酸化炭素原単位、エネルギー原単位の変化の弾性値を求めた。データは要因分解分析で計算した (4) 式 of 生産活動、二酸化炭素原単位、エネルギー原単位の各変化量データ ( $\Delta C_{act,i}$ 、 $\Delta C_{act,i}$ 、 $\Delta C_{act,i}$ ) を用いて計算した。その結果は Table1 に示す。

Table1. 鉄鋼業及び化学工業の計量分析結果

産業部門 変数	鉄鋼		化学	
	係数	t 値	係数	t 値
C	1295.414	4.737	65.904	0.489
二酸化炭素原単位	1.088	45.164	0.975	44.183
生産活動	0.955	10.676	1.193	49.588
エネルギー原単位	0.885	25.932	1.073	52.831
決定係数	0.995		0.996	
調整済み決定係数	0.994		0.995	

## Appendix 2. 鉄鋼業の二酸化炭素原単位のモデル推定結果 (補助金1)

弾性値推定値	OIL	COAL	GAS
新規設備投資 LOG (INV_S)	0.0003	0.0013	0.0002
補助金 LOG (SUB1)	0.0016 ***	0.0014 ***	0.0016 ***
石炭価格 LOG (Fuel)	-0.0003	-0.0008 **	-0.0004
1998 年度ダミー変数 DUMMY1998	-0.0014 **	-0.0012 ***	-0.0013 **
残差診断	OIL	COAL	GAS
ダービンワトソン検定 DW	2.2444	2.3680	2.1925
Akaike info criterion	-12.163	-12.413	-12.150
Schwarz criterion	-11.921	-12.171	-11.909
R 二乗 R-squared	0.6537	0.7304	0.6494
自由度調整済 R 二乗	0.5278	0.6323	0.5219

上記は 1993 年から 2009 年までの時系列データを用いて、モデル (10) を基本モデルとし、4 つのモデルを想定した検証結果である。

各有意水準に関して、\*\*\*は有意水準 1%の検定で有意である、\*\*は有意水準 5%の検定で有意である、\*は有意水準 10%の検定で有意であることを示している。