

平成23年度 環境経済の政策研究

アジアを中心とした資源循環システムの
環境的、経済的、社会的影響評価に関する研究
最終研究報告書

平成24年3月

財団法人地球環境戦略研究機関
東京大学 秋田大学

目次

I 研究の成果及び進捗結果

1.	研究計画	2
1.1	研究の背景と目的	2
1.2	3カ年における研究計画及び実施方法	3
1.3	本研究の成果	7
1.4	行政ニーズとの関連・位置づけ	10
1.5	政策インプリケーション	11
2.	3カ年における進捗結果	16
2.1	3カ年における実施体制	16
2.2	3カ年における進捗状況	18
2.3	ミーティング開催や対外的発表等の実施状況	19

II 研究の実施内容

要約		30
1.	序論	41
1.1	研究の背景と概要	41
1.2	研究成果概観	44
2.	資源制約の経済影響評価：鉄、銅およびレアアースに関する研究	48
2.1	鉄鉱石・銅鉱石供給制約シナリオ：限界採掘費用の推計	48
2.2	鉄鉱石・銅鉱石供給制約のもたらす経済影響評価	69
2.3	物量モデルによるマテリアルバランスの検証	86
2.4	日本CGEモデルによるレアアース供給制約の経済影響評価	95
2.5	結論	106
3.	資源循環・資源利用抑制政策に関する研究	112
3.1	資源利用抑制政策手段の検討	112
3.2	多地域CGEモデルによる資源消費抑制に関する国際政策協調の効果分析	126
3.3	結論	153
	3.2節の補論 日中韓豪SAMの作成方法	154
4.	国際資源循環政策に関する研究	170
4.1	国際資源循環と国内リサイクルの比較評価と インフォーマルセクターの類型化	170
4.2	金属スクラップの循環利用に関する分析	188

4.3	結論	204
5.	全体の結論	211
5.1	資源制約の経済影響に対する資源消費抑制の必要性	211
5.2	国際政策協調を通じた資源消費抑制・資源循環政策の推進	212
5.3	バーゼル条約Ban修正条項と国際資源循環	213
5.4	インフォーマルセクターと効果的な連携もしくは状況改善に関する提言	213
5.5	レアメタルの国際的な需要の高まりへの対応	213
5.6	金属スクラップ市場に対する純度による個別政策の必要性	214

III 添付資料

1.	米国のエネルギー先物市場間の関連（英語論文）	216
2.	ライセンス制度：非対称情報下での最適廃棄物管理政策（英語論文）	249
3.	廃棄物管理におけるライセンス制度の強制効果（英語論文）	276
4.	エネルギー代替は二酸化炭素と所得の関係に影響を与えるか？（英語論文）	312
5.	廃棄物を導入した効率性指標（英語論文）	325
6.	化石燃料・金属鉱物資源の効率的利用可能性：資源生産性推計の提案	359
7.	日米の金銀先物市場間の価格連動性の検証（英語論文）	366
8.	プラチナ族先物市場における国際価格連動性の検証（英語論文）	376

I. 研究の成果及び進捗結果

1. 研究計画

1.1 研究の背景と目的

中国、インドの急速な経済発展に見られるように、アジアは世界で最も急速に経済成長が進んでいる地域である。経済のグローバル化に伴い世界の工場としての重要性を増していることが、アジアの急速な経済成長の大きな要因となっており、アジア経済は急速に資源多消費型の経済・産業構造に移行しつつある。最近の研究によると、アジア太平洋地域では資源生産性（天然資源投入量当たりGDP）は2000年代に入って低下しており、資源消費量が経済成長を上回るスピードで急増しつつある。このような資源消費量の急速な増加は、資源制約および環境制約の両方の点で大きな問題を孕んでいる。資源制約は化石燃料や鉱物資源といった非再生資源の枯渇に起因する資源希少性の問題だけではない。たとえ埋蔵量が豊富であっても、短期的な供給能力が需要に対して不足していれば、資源価格の大幅な上昇といった形で資源制約が生じる。環境制約については、廃棄物処分場不足や気候変動問題に見られるような全製品サイクルを通じて生じる環境負荷に対する環境容量の不足に起因する環境希少性の問題が地域ではすでに顕在化している。アジア地域では経済成長に伴い貧困削減が進みつつあるが、未だに多数の人々が極度の貧困にあえいでおり、さらなる経済発展が必要である。このため、資源消費と経済成長のデカップリングを実現しない限り、アジア地域全体としての資源消費はさらなる増加を続け、資源制約および環境制約はますます深刻化することが予想される。

このような問題意識のもとで、本研究ではアジア地域、特にアジア3R推進フォーラム参加国を対象として、資源消費に伴う資源制約および環境制約に対処する政策策定に貢献することを目的とする。特に政策ニーズの高い以下の4つの優先課題を取り上げる。

- 効果的な資源循環政策を検討するベースとしての資源制約の経済影響評価
- 3R政策全般に関する指標である資源循環率に関し、アジア各国の資源循環率を引き上げた場合の影響評価
- 3Rのリデュースに関連する天然資源税・廃棄物排出従量課徴金などの効果比較
- 3Rのリサイクル・リユースに関連する国内リサイクリングと国際資源循環の比較

このように、資源生産性向上を目指した国内リサイクルや国際資源循環に関する資源循環政策に加え、日本などの先進国については資源消費の抑制を目指した政策を視野に入れ、研究を実施した。

1.2 3カ年における研究計画及び実施方法

本研究では、初年度（平成21年度）においては以下の（1）から（4）の評価・分析を組み合わせた、資源循環システム・資源循環政策に関する影響評価手法の開発を目指して開始された。

- (1) マテリアルフロー分析などによる資源供給制約条件の分析結果と、需要－供給モデルによる資源価格変動予測を組み合わせた資源制約シナリオ分析
- (2) 資源循環に関する国内政策オプションを実施した場合の、インフォーマル・リサイクリング部門を含めた資源循環システムの経済的、環境的、社会的パフォーマンスの評価
- (3) リサイクル目的での中古品貿易禁止、リユース目的の中古品貿易禁止、中古品輸入への関税引き上げなどの貿易関連政策オプションを実施した場合の、インフォーマル・リサイクリング部門を含めた資源循環システムの経済的、環境的、社会的パフォーマンスの評価
- (4) 資源制約シナリオのもとで、国内政策オプションと貿易関連政策オプションを組み合わせた資源循環政策パッケージを導入した場合のマクロ経済的影響および環境影響の評価

初年度の進捗および成果報告会でのコメントを踏まえ、平成22年度から1.1で述べた4つの優先課題を研究課題と位置づけ、マテリアルフロー分析（MFA）と応用一般均衡（CGE）モデルを核とした政策影響評価ツールを開発し、資源制約のもたらす経済的影響を評価するとともに、資源循環政策および資源利用抑制政策を実施した場合の政策影響を評価する研究計画とした。また国際資源循環の適正化、途上国での不適切処理・リサイクルに起因する環境的・社会的問題といった喫緊の政策課題に対し、E-wasteを対象とした事例研究を行った。平成22年度以降の研究計画全体と研究課題・研究項目は以下の通りである。

研究課題	平成22年度	平成23年度
資源制約の経済影響評価	天然資源供給シナリオの作成 ↓ 地金市場、循環資源市場の分析 ↓ 標準CGEによる資源価格高騰の影響評価	資源供給制約を含めた資源制約シナリオの策定(CGE分析の背景シナリオとして活用) ↓ リサイクル部門拡張CGEによる影響評価
各国資源循環率引上げに関する影響評価	日本の循環資源フローの分析 ↓ リサイクル部門を明示した日本CGEモデル開発	リサイクル部門拡張CGEの多地域化 ↓ アジア各国の循環率引上げ影響評価
資源循環・資源利用抑制政策に関する研究(天然資源税・EPR・廃棄物排出従量料金の比較)	天然資源税・EPRなどの政策オプションの標準CGEおよびリサイクル部門拡張CGEへの反映方法の検討(各国事例研究) ↓ 標準CGEモデルによる政策影響評価	リサイクル部門拡張多地域CGEを用いた政策影響評価
国際資源循環政策に関する研究(国内リサイクリングと国際資源循環の比較)	循環資源輸出需要関数の推計に基づく政策分析(E-waste事例研究) ↓ 処理困難循環資源の先進国への受け入れに関する政策研究	途上国でのリサイクリング部門の環境影響・社会影響分析(各国事例研究) ↓ 国内リサイクリングと国際資源循環の効果分析

以下、研究項目毎に研究計画および実施方法を記述する。

(1) 資源制約の経済影響評価

資源制約は化石燃料や鉱物資源といった非再生資源の枯渇に起因する資源希少性の問題だけではなく、たとえ埋蔵量が豊富であっても、短期的な供給能力が需要に対して不足していれば、資源価格の大幅な上昇といった形で資源制約が生じる。このような短期的な資源供給制約は様々な資源について顕在化しており、喫緊の政策課題となっている。このような短期的資源供給制約を経済分析に反映するために、本項目では鉱山データベースを活用し、鉱物資源供給量(需要)増加に伴う採掘費用上昇率の推定を行い、工学的に見ても精度のある天然資源供給制約に関するシナリオの作成を行う。この天然資源供給制約シナリオを、CGEモデルを用いた影響評価ツールに反映することで、資源制約の経済影響評価を行う。CGEモデルによる分析結果は資源価格上昇という経済的な形で資源制約を反映しているが、物量ベースでの工学的制約を反映したものではない。そこでCGEから得られた情報に原単位をかけた簡易なマテリアルフロー予測のためのモデルを構築し、スクラップ供給のバランスを含めマテリアルフロー・ストックの観点からCGEモデルによる分析結果を検証する。

平成22年度においては多地域CGEモデルにおける解像度および鉱山データベースの入手のしやすさから鉄鉱石を対象とした分析を行う。

そのうえで平成23年度には対象とする天然資源を拡張し、銅、アルミなどの非鉄金属について取り上げる。また平成22年度の日本一国CGEモデル開発の経験を活用し、

多地域CGEモデルにおいてもリサイクル部門を拡張することで、資源循環の観点を加味した影響分析を行う。

平成23年度に追加を検討している項目として、近年レアメタルの供給制約に対する関心が非常に高まっており、喫緊の政策課題となっていることから、平成23年度においてはマテリアルフロー・ストック分析を中心に分析する。

(2) 各国資源循環率引上げに関する影響評価

アジア各国では、日本政府や国際機関などの協力の下で資源循環を考慮に入れた廃棄物・リサイクル政策が発展してきている。廃棄物発生量の増大が予見され資源需要が高まる中で、アジア各国では2005年半ば以降、廃棄物管理・3R・資源循環に関する法制度の策定が進みつつある。日本にとって3R、廃棄物分野における国際協力は資源政策としての側面を持っており、アジア各国の政策進展にともない資源循環率が向上することによる影響評価は、国際資源循環システムを構築する上で重要である。そこでアジア各国の資源循環率を日本の水準まで引き上げた場合の影響評価を行うために、リサイクル部門を拡張し資源循環を反映した多地域CGEモデルを開発する。

多地域CGEモデルの標準的なデータベースであるGTAPデータベースにおいてはリサイクル部門が分離されていないことから、平成22年度に詳細な産業連関表が存在しプロトタイプモデルの開発が比較的容易である日本を対象にリサイクル部門拡張一国CGEモデルを開発し、資源循環率引き上げに関する影響評価を行う。

この知見を踏まえ、平成23年度にはリサイクル部門拡張多地域CGEモデルを開発し、アジア3Rフォーラム加盟国を中心にアジアの主要な国において資源循環率を日本の水準まで引き上げた場合の影響評価を実施する。

(3) 資源循環・資源利用抑制政策に関する研究

経済成長と資源消費のデカップリングに対する資源効率改善型アプローチおよびリサイクルのみに頼るアプローチの限界が指摘されており、また日本を含む先進国の多くは環境容量を超えた経済活動規模になっていると指摘されていることから、環境容量に見合った資源消費量に抑制することが必要となっている。さらに世界全体の持続可能な開発の観点からも、基本インフラ整備など貧困削減のために資源投入の増加が必要な途上国に利用可能な資源をもたらすうえで、先進国が資源消費を抑制することが重要である。このような観点から、より効果的な資源循環・資源利用抑制政策を追求するために、採掘・生産・消費およびリサイクル・廃棄物管理といった製品ライフサイクルの各段階における政策として天然資源税・EPR・廃棄物排出従量料金を取り上げ、これらの政策影響について比較分析を行う。

この目的で、平成22年度において天然資源税、拡大生産者責任、廃棄物排出従量料金に関する政策事例研究を行い、政策オプションの選定を行うとともに、定量的分析方法を検討する。これらの政策に対し影響評価を行うためにはリサイクル部門拡張CGEモデルの適用が望ましいことから、平成22年度においては詳細な産業連関表が存

在しプロトタイプモデルの開発が比較的容易である日本を対象にリサイクル部門拡張一国CGEモデルを開発し、日本を対象とした政策比較分析を行う。

平成23年度においては国際政策協調の効果分析を行うためにリサイクル部門拡張CGEモデルを多地域モデルに拡張するとともに、経済影響だけではなく環境影響についても評価するために、GINFORSモデルで使用されているエネルギーモデル、温室効果ガス排出モデル、物質投入モデルおよび土地利用モデルを参考にしつつ、エネルギー利用・温室効果ガス排出量および資源利用量といった指標を評価するためのモジュールを組み込む。具体的にはCGEモデルによって計算される財のフローに排出係数や資源投入係数といった係数を掛け合わせることで、政策による経済影響がこれらのマクロ指標に与える影響を評価する。このモジュール開発に必要なデータは、GINFORSモデルの中の物質投入モデルと土地利用モデルを開発したSustainable Europe Research Institute (SERI) との間で平成21年度に確立した協力関係を活用し、GINFORSモデルで使用されているデータ、およびSERIが公開している世界物質フローデータベースの基礎データなどを適宜活用していく。

(4) 国際資源循環政策に関する研究

アジアにおいては資源需要の急増に伴い、リサイクル資源市場が急速に拡大しつつある。特に使用済みの家電製品やPC、携帯電話を含むE-wasteは、希少金属や高品質プラスチックを含んでいることから中国をはじめ需要が大きく国境を越えて取引されている。一方、E-wasteはカドミウム、鉛といった重金属、断熱材フロン、あるいは臭素系の難燃剤といった有害物質も含んでおり、インフォーマル・リサイクリングで多く見られる安価で不適切な処理により解体・資源回収に従事する人々や周辺住民、さらにはリサイクルの行われている周辺環境の汚染が引き起こされている。

そのため、EUをはじめとする多くの先進国においては、E-waste（スクラップ、中古品を含む）の輸出に関して輸出禁止を含めて規制を強化しようという議論がなされている。同様に、海外にE-wasteのリサイクルを頼るのではなく、国内リサイクルを推進すべきであるとの議論もある。一方で、平成21年度の分析結果から、適切なインセンティブとメカニズムを構築すれば、インフォーマルな処理に依存する発展途上国から、フォーマルで効率の良い技術を有する国へE-wasteをはじめとするリサイクル資源を輸送し、より効率のよい資源回収と汚染防止を実施することが可能であることが明らかとなっている。したがって国内リサイクルと国際資源循環を比較し、それぞれの長所を組み合わせた効果的な資源循環システムを構築することが重要である。

このような政策分析を行うために、平成22年度においては輸出規制や国内リサイクルの推進がE-waste貿易にどのような影響をおよぼすのかを踏まえたうえで、輸出規制の有効性を検証する。この目的で平成21年度に行ったWTA（World Trade Atlas）のデータを用いたE-waste輸入国の輸出需要関数推計の問題点に対処し、日本の循環政策が中国のE-wasteスクラップの総需要に与える影響を推定し、E-wasteに関する国内リサイクルと国際資源循環の定量的比較を行う。また国際資源循環フローに大きな影響を

与える資源価格に関する知見を得る目的で、複数の資源間の価格連動性の時系列的な因果関係に関する分析を行う。

平成23年度においては、途上国のインフォーマル・リサイクルによる環境・社会問題に対処する政策について事例研究を行うとともに、適正技術を有する国へのリサイクル資源輸送を含めた効果的な国際資源循環システム構築を実現するための政策研究を行う。またこのようなシステムの機能を左右する資源価格に関し、各国の資源戦略（資源の備蓄、投機等）が資源価格に与える影響について分析する。

1.3 本研究の成果

日本の環境政策の大きな柱の一つである循環型社会の構築は、日本をはじめとする先進諸国において持続可能な社会を構築するうえでも、また基礎インフラ整備をはじめ資源消費の増加が持続可能な開発のために不可欠である途上国に対し利用可能な資源を確保し、持続可能な社会の構築を可能にする上でも、極めて重要な政策課題となっている。したがって、3R政策のうち技術的なソリューションが大きな役割を果たす「リユース」および「リサイクル」の促進の一層の促進が重要であることはもちろんであるが、痛みをともなう構造改革が必要となるであろう「リデュース」への取り組みも、日本を含め資源消費が環境容量を超えていると考えられる国々では不可避である。

また、E-wasteをはじめとするリサイクル資源の不適切処理による環境被害、健康被害は中国やインド、ネパールなどのアジアの新興国・途上国において喫緊の政策課題となっている。

本研究ではこのような問題意識のもとで、資源循環・資源消費抑制政策の定量的影響評価を行うための分析ツールの開発、および開発したツールによる定量的分析と事例研究による定性的・定量的な知見と組み合わせて効果的な資源循環政策パッケージの策定、および効果的な国際資源循環政策の策定を目指した。本研究の主な成果は以下の通りである。

(1) 資源制約の経済影響評価

本研究は、将来的な資源制約に伴う資源コストの現実的な予測の手法として、代表的な循環資源である鉄および銅について実際の鉱山の操業費用曲線を活用することで、資源産出コストの推計を行ったことに独自性があるものと考えられる。また、そうした資源産出コストを、鉱床のタイプの違いによる独自の地域分類に反映し、多地域CGEモデル分析を行うことにより、より確からしい資源制約の経済影響評価を行うことが出来た。さらに、多地域CGEモデルの分析結果を、物質フロー・ストック分析により検証した。物量ベースでの制約を反映することが困難なCGEモデルに対して、物質フロー・ストックモデルによる物量ベースの検証を行うことで、スクラップリサイクルが資源需給ギャップの緩和に果たしている大きな役割を確認した。一方で、低

炭素化技術に不可欠な戦略的資源として注目を集めるレアメタル・レアアースの資源制約の影響についても、ネオジムを事例として、その供給が途絶した場合の日本経済への影響および代替技術開発の効果について、ネオジムが生産に不可欠とされるハイブリッド車・電気自動車および民生用エアコンへの生産ショックとして日本一国CGEモデルに反映し、検討を行った。その結果、ネオジムの供給途絶という極端な制約をかけた場合には、大きな産業連関を通じて大きな経済的損失が派生する可能性があることが示唆された。また、資源代替技術の開発により、負の経済影響が大きく緩和される可能性も示唆された。レアメタル・レアアースは経済全体に占める取引量が極めて小さく、CGEモデルで扱うことが難しい対象であるが、本研究では生産工程にこれらの資源が不可欠な財に着目することで、CGEモデルを用いた経済全体への影響評価を行っており、ユニークな研究成果である。

(2) 資源循環・資源利用抑制政策に関する研究

本研究では、スクラップ供給量が供給可能量に近付いている可能性やそもそも現在の技術レベルではリサイクルの困難な資源の存在を考慮に入れ、将来的な資源危機リスクに備えて、どのような資源消費抑制政策やアプローチが効果的であるかについての検証を試みた。資源消費の抑制に向けて、資源ライフサイクルに注目し、資源の採掘・導入段階、生産・消費段階、廃棄・リサイクル段階それぞれに、すでに導入済み、もしくは導入が検討されている政策ツールを同定した。本研究では、こうした政策ツール導入の資源消費抑制効果とアジア地域経済および環境負荷への影響を、資源のリサイクルを反映した多地域CGEモデルを活用して分析することを試みた。本研究では、そもそも、資源の循環利用率の向上がもたらす経済・環境影響評価を目指していた。しかし、研究の過程で、循環資源が産業連関の中でどのように発生するのか、リサイクルとはそもそも何か、リサイクル産業とは一体何を指すのかという課題に直面した。そこで、本研究では、代表的な循環資源である鉄と銅に注目し、鉄関連製品、銅関連製品に関連付けたスクラップのリサイクルと関連リサイクルプロセスの切り出しとモデル化を行った。鉄については、日本一国レベルでの循環利用率の変化の概算も行った。このことは、経済分析モデルが将来的に物質利用の総計的な資源循環および資源生産性という課題を扱う上での第一歩となるものと考えられる。

その上で、本研究では、持続可能な資源循環と消費抑制のための効果的な政策介入点について、検証したが、資源のライフサイクルは国境を越えて広がっている。そのため、多国間での政策の影響・効果を検証するために、アジア地域の鉄および銅の資源循環の主要プレイヤーと考えられる日本、韓国、中国、豪州の4地域の各国の産業連関表から多地域社会会計行列（SAM）を作成し、多地域動学CGEモデルを用いて各国レベルでの政策導入、国際的な政策協調の効果を比較した。

こうした資源消費抑制およびデカップリングに関わる政策研究は、欧州でも端緒についたところで、世界の工場と言えるアジアを事例に経済モデルを活用して定量的政

策分析・定性的政策分析を行ったことは、日本発の研究成果として意義があるものと考えられる。

(3) 国際資源循環政策に関する研究

世界の資源需給ギャップの緩和にスクラップのリサイクルが果たしている役割が大きいことを鑑みれば、国際資源循環の効率化・適正化は、引き続き重要な政策課題となる。しかし、国際資源循環、特に循環資源の国際移動の適正化には、様々な短期・中期的な政策課題が存在する。こうした循環資源の国際移動の適正化に関わる特有の課題として、バーゼル条約BAN修正条項に関連した国際資源循環と国内資源循環の比較についての示唆、途上国のリサイクル・静脈経済に特有のインフォーマル・リサイクルをめぐる課題、そしてレアメタルの国際市場とリサイクルに関する課題についての政策的示唆を得ることを試みた。

まず、国際資源循環と国内資源循環の比較を行うために、E-wasteの輸出規制の有効性を検証した。そのために、輸入国の輸出需要関数を推計し、日本、EU (15)、米国、香港の4地域のE-waste輸出の代替可能性を検証した。結果としては、代替性が低いことが分かった。すなわち、途上国での不適正なりサイクルのみを問題とするのであれば、一国による輸出制限によっても一定の成果を上げることができるという示唆を得た。しかし、問題は国内由来や中古品由来のものも含む不適正なりサイクル一般を解決するという観点からは、貿易の阻害要因となりうるスクラップ品の輸出禁止よりも、例えば、適正なりサイクルを認証し、適正リサイクル業者を育成するような仕組みづくりがより効果的な政策である可能性がある。

また、インフォーマル・リサイクルについては、インフォーマルセクターを一体的なもととして論じるのではなく、リサイクルチェーンの物流の段階と、インフォーマル・リサイクルの抱える諸問題（環境汚染、労働安全問題、貧困と社会問題、潜在的な経済貢献）の2つの切り口からの類型化に基づいた優先的な政策介入のあり方の検討、またそのための方法論の例を提示した。

最後に、日本とアメリカの白金、パラジウムの国際市場および銅スクラップ市場に関する事例研究を実施した。白金、パラジウムの国際市場の分析結果から、レアメタルの国際市場の安定には、国際的な連携によって各国間の政策の違いを減らしていくよう国際協調していくことが、レアメタルの国際市場の管理には有効であるということが示唆された。また、銅スクラップ市場に関する分析結果から、純度の低いスクラップ市場は電気銅市場の代替市場としての機能を果たすことは難しく、銅のスクラップ市場を有効的に活性化させていくためには、純度の違いによって異なる政策で対処する必要があることが示唆された。

1.4 行政ニーズとの関連・位置づけ

我が国の国際的な3R政策との関連としては、本研究では3Rの戦略的实施に関するアジア地域連携のためのフォーラム「アジア3R推進フォーラム」の場に成果をインプットすることで貢献する。また本研究は「アジア3R推進フォーラム」の下で実施されているアジアの資源循環政策に関する国際共同研究プロジェクトと連携しており、この連携を通じて今後の同フォーラムでの合意形成に向けて本研究の成果の活用が期待される。

また、OECDのグリーン成長戦略において資源効率性および環境容量を超えない経済発展に注目していることから、本研究の成果は有効な知見を提供するものと思われる。同じくOECDの持続可能な物質管理（SMM）や、UNEP国際資源パネルにおける議論など、本研究の成果は国際的な政策プロセスへも貢献していくと期待される。

サブテーマ毎の研究成果と行政ニーズとの関連・位置づけを以下に述べる。

(1) 資源制約の経済影響評価

資源価格の高騰に伴って、資源制約に伴う経済的、環境的、さらには安全保障上のリスクの拡大の可能性が危惧されている。資源制約が将来的にどれほどのリスクを日本経済・世界経済にもたらしうるのかを推計することは、資源循環の政策的推進の意義を確認する上で意味がある。本研究からは、資源制約を緩和する上で、スクラップのリサイクル促進が果たす役割が大きいことが改めて確認された。

また、資源危機の象徴とされるレアメタル・レアアース供給の途絶シナリオについて、日本経済への影響と代替技術開発の効果について検証を行ったところ、代替技術の開発による経済的影響の緩和効果が大きいという示唆を得た。この成果は、低炭素化社会と資源循環を含む資源戦略の双方見据えた政策を打っていく必要があることを示唆している。代替技術の1つとしてリサイクル技術の開発、リサイクルの推進も将来的な選択肢となるだろう。

これらの結果から、将来的な資源制約の拡大を考えると、日本国がここ10年進めてきている国内での循環型社会の形成および国際的な循環型社会の推進は、環境政策・廃棄物管理政策としてだけでなく資源政策としても機能しており、その両方を視野に入れた包括的な政策設計が望ましいと考えられる。

(2) 資源循環・資源利用抑制政策に関する研究

世界の資源需給ギャップの緩和にスクラップのリサイクルが果たしている役割が大きいことから、効果的で環境上適正な国際資源循環を目指す必要がある。一方で、スクラップ供給量が供給可能量（供給限界）に近付いている可能性や、そもそも現在の技術レベルではリサイクルの困難な資源を考えると、将来的な資源危機リスクに備えて、どのような資源消費抑制政策やアプローチが効果的であるかについての検証は、日本の将来的な資源戦略・環境戦略を考える上で戦略的に重要である。

本研究では、日本、韓国、中国、豪州の政策連携の効果を定量的に評価し、国際政策協調が環境保全と経済発展の両立に貢献しうることを示した。日本は東アジアサミットやTEMUなどの地域協力枠組で環境分野の協力を進めてきているが、今後さらに協力を促進していく上で、協力の効果を定量的に示していくことが重要であろう。

(3) 国際資源循環政策に関する研究

国際資源循環、特に循環資源の国際移動の適正化には、様々な短期・中期的な政策課題が存在する。こうした循環資源の国際移動の適正化に関わる特有の課題として、バーゼル条約BAN修正条項に関連した国際資源循環と国内資源循環の比較についての示唆、途上国でのリサイクル政策の効果的な実施に向けた国際協力や静脈メジャーの国際展開を図る上で避けて通ることのできない途上国のリサイクル・静脈経済に特有のインフォーマル・リサイクルをめぐる課題、そしてレアメタルの国際市場とリサイクルに関する課題についての政策的示唆を得ることを試みた。

1.5 政策インプリケーション

本研究では、代表的な循環資源として鉄と銅、さらには注目を集めるレアメタル・レアアースも視野に入れて、資源制約の将来的リスクの予測、そこから資源消費抑制の政策パッケージの可能性および効果的で環境上適正な国際資源循環を促すための政策分析を実施した。そこからの具体的な政策インプリケーションは以下の通り。

- 資源制約下の短期的な資源需給ギャップにより、資源価格の高騰が、短期的・中期的に、このまま継続する可能性が高い。
- スクラップのリサイクルが、こうした資源制約下での、資源需給ギャップを緩和する上で大きな役割を果たす。しかし、スクラップ供給量が供給可能量に近づいており、超過需要が発生すれば、マテリアルバランスが崩れてしまう可能性がある。
- レアアース供給制約の経済影響は甚大である可能性があり、代替資源・技術の開発やリサイクル技術の開発・推進など、低炭素化社会実現と資源戦略両面からの政策が必要である。
- 日本国がここ10年進めてきている国内での循環型社会の形成および国際的な循環型社会の推進には、環境政策・廃棄物管理政策としてだけでなく資源政策としても機能しており、その両方を視野に入れた包括的な政策設計が望ましい。
- 将来的な世界的な資源の供給危機に直面した場合、日本1カ国で資源消費抑制のための各種政策を導入することは、日本1カ国だけでなくアジア地域全体にとって経済的に損失となる可能性が高い。また、鉄スクラップの超過需要を引き起こし、マテリアルバランスの破綻を招く可能性が高い。その一方で、アジア地域で連携

して、資源循環・資源消費抑制策を取ることが、資源消費の抑制効果の効率性においても経済的影響においても効果がより高い。すなわち、持続可能な資源管理に向けて、国際的な政策協調アプローチが効果的である。

- バーゼルBAN修正条項をどう評価するかについては、途上国での不適正なりサイクルを問題とするのであれば、スクラップの輸出国側一国による輸出禁止措置にも一定の効果があることが分かった。しかし、輸入国側の国内由来や中古品由来のものも含む不適正りサイクルの問題を解決するためには、適正なりサイクルを認証し、適正りサイクル業者を育成するような仕組みづくりの方が、貿易の阻害要因とはならずより効果的な政策である可能性がある。
- レア金属の国際市場の特性から、国際的な連携により各国間の政策の違いを減らすような国際協調が資源制約の緩和に効果的であることが示唆された。と同時に、非鉄金属のリサイクルを資源政策として推進するためには、非鉄スクラップ市場の特性からは、スクラップの純度に応じた個別の政策が必要であるという示唆が得られた。

以下、サブテーマ毎の政策含意を記述する。

(1) 資源制約の経済影響に対する資源消費抑制の必要性

経済モデルである一般応用均衡（CGE）モデルを用いた鉄および銅を対象とした資源制約の経済影響評価の分析結果から、資源需要の急増が続いた場合、2020年において最大で鉄鉱石の産出価格は基準年の16倍、銅鉱石産出価格に至っては最大で53倍にも達することが分かった。また、世界GDPがわずかに減少したが、国・地域別にみると資源生産国での影響が比較的高い結果となり、鉄鉱石・銅鉱石の産出価格上昇ショックが主要生産国へ多大な負の影響を及ぼすことが示唆された。これらの結果から、リサイクルを促進させる政策が、資源供給制約の負の影響を緩和するためにも重要となることが示唆される。

CGEモデルの結果をマテリアルフロー・ストック分析で検証した結果、資源制約下での世界全体の経済活動を支えるだけのスクラップの供給は可能であるとの結論を得た。しかし、スクラップ供給量が供給可能量に近づいており、鋼材の生産がCGEモデルの分析結果を上回る場合にはスクラップの超過需要が発生し、マテリアルバランスが崩れてしまう可能性があることが明らかとなった。発展途上国は急速な発展を通じて生活水準が向上しており、中国やインドなど人口規模が大きい国々において鋼材需要が急増することが推測されることから、リサイクルの強化は不可欠であるがリサイクルのみでは不十分で、資源消費そのものを抑制することも視野に入れることも必要になる可能性を今回の分析結果は示唆している。

また、我が国で注目を集めているレアアースの供給制約が経済に与える影響を把握する試みとして、ネオジムを使用した小型高性能磁石が生産に不可欠であるハイブリッド車・電気自動車および民生用エアコンに着目し、ネオジムの供給制約をこれらの

部門における国内生産が大幅に減少する形でシナリオ化し、ハイブリッド車・電気自動車および民生用エアコンを独立した産業部門として扱った日本一国CGEモデルを用いて、経済全体への影響を分析した。その結果、ネオジムの供給がほぼ途絶し、ハイブリッド車・電気自動車および民生用エアコンの国内生産がほぼ停止するという極端な場合には、実質GDPベースで年間最大約2.1兆円の経済損失が発生し、シミュレーション期間全体（2005年から2015年までの11年間）における純現在価値ベースで約12兆円の経済損失が発生するという結果が得られた。このような供給制約リスクに対し、代替素材開発などの取り組みが進められているが、この効果を反映する試みとして代替財との代替がより容易になる（代替弾性値が高まる）場合の効果を試算した結果、実質GDP純現在価値として、約2000億円の経済効果があるという結果となった。

(2) 国際政策協調を通じた資源消費抑制・資源循環政策の推進

アジアの発展途上国という観点からは、さらなる資源の効率的な利用や廃棄物の発生を抑制したうえで、貧困削減に必要なインフラ整備を進め経済発展を促進する必要がある。その中では、資源生産性・資源効率の向上というアプローチの拡大が期待される。一方、資源効率の改善に頼った資源循環および資源利用抑制政策は、リバウンド効果をはじめ総環境負荷を削減する上で限界があることが指摘されている。今後アジアでの資源需要急増などで世界的な資源制約がさらに厳しくなることが予想されることから、総環境負荷削減に向けたデカップリングのためにはさらに踏み込んだ方策が必要である。特に、技術面、資金面での能力に加えガバナンス面でも進んでいる先進国では、資源採取から最終処分までの製品ライフサイクルを通じた資源利用に伴う総環境負荷の削減に向けた強力なインセンティブメカニズムの導入が期待される。例えば、天然資源税、産業セクターの売り上げに課税しリサイクル部門への補助金へと活用する政策、廃棄物排出従量課徴金などの政策をパッケージとして運用することで、資源利用そのものの抑制、循環資源による代替の促進、循環資源の循環を促すために必要なリサイクル産業の育成と投資の増大、循環資源が最終処分へ行く量の抑制が期待できる。

一方で、これらの政策を日本が単独で実施した場合、環境負荷の内部化の伴い生産セクターへの負担の増大し、生産セクターの国際競争力の減少、海外への産業セクターの移転などにつながる懸念される。また、こうした経済ツールの運用により、廃棄物管理費用が増大し不法投棄の増大へのインセンティブが働くこと、輸出税がなければ天然資源の海外輸出の増大すること、廃棄物輸出増大などが環境面での懸念として考えられる。さらに、社会的な懸念としては、天然資源の採掘に依存する発展途上国での雇用の減少や生産コストの増大や海外への産業移転に伴う雇用の減少などが考えられる。

以上のネガティブな効果を避けるためには、国際協力による政策協調を行うことで、政策パッケージが越境的なスピルオーバー効果を持つことを防ぐ必要がある。本研究で行った鉄鉱石および銅鉱石を事例とした定量分析では、日本一国で資源消費抑制政

策を単独で実施する場合に比べ、資源生産国および資源輸出国と政策協調を行うことで双方にとって経済的便益が生じることが示唆された。また、日本が単独で鉄鉱石消費抑制・鉄の循環利用促進を行うと、鉄の循環利用率が極めて高くなり、スクラップの超過需要を引き起こしマテリアルバランスの破綻を招く可能性が高まるとの示唆を得た。このことから、国際的な政策協調の意義が示唆された。

これに加えて、資源の代替効果や、他の政策や税制などとの相殺効果、技術の変化の影響なども、資源循環政策の効果に影響を与えるであろうが、それについては本研究では分析していない。さらに、本研究では、地方自治体レベルでの取組の評価や地方自治体レベルでの競合関係は評価できない。また、課税額に環境負荷の大きさを正確に反映することも難しい。例えば、環境負荷の大きいと思われる場所への課税を高くするのは難しいかもしれない。

一方で、こうした政策パッケージや国際協調をどのように資金面でバックアップするのかという課題もある。すなわち、税金をどのように使うかという観点も重要である。本稿では、天然資源税については家計への一括移転、廃棄物従量課徴金などの日本および韓国での資源利用抑制政策についてはリサイクル産業セクターへの補助金という形を取っている。しかし、こうした政策ツールの導入により、採掘や負荷が他の国に移転する可能性があるため、場合によっては国際的支援に活用することも検討されるべきであろう。そのため、将来的に、国際的な資源生産性基金の創設を提案している。

(3) バーゼル条約 Ban 修正条項と国際資源循環

E-wasteに関する国際循環資源と国内リサイクル推進の比較分析結果から、途上国での不適正なリサイクルのみを問題とするのであれば、一国による輸出制限によっても一定の成果を上げることができるとの示唆を得た。しかし、問題は国内由来や中古品由来のものも含む不適正なリサイクル一般にあるのであり、それらを解決する方法は輸出制限だけではない。スクラップ品の輸出禁止よりも、例えば、適正なリサイクルを認証し、適正リサイクル業者を育成するような仕組みづくりは、貿易の阻害要因とはならず、より効果的な政策である可能性がある。このような観点から、バーゼル条約の国家主導イニシアティブ（CLI）の下で、日本がリード国として作業することを表明している環境上適正な管理（ESM）に関するガイドラインの策定などは、政策的に意義があると考えられる。

(4) インフォーマルセクターと効果的な連携もしくは状況改善に関する提言

途上国の廃棄物管理・資源循環メカニズムの改善を考える上で、インフォーマルセクターと効果的な連携もしくは状況改善に関する政策的な検討が必要となる。たとえば、途上国の静脈経済におけるインフォーマルセクターの実態を理解した上で、適切な認証制度を活用して適正なリサイクル業者を育成することが必要である。そのような検討を進める上で、インフォーマル・リサイクルが中心を占める途上国の静脈経済

の実態を、廃棄物管理・リサイクルチェーンにおける物流の段階と、インフォーマル・リサイクルが抱える問題の2つの切り口から類型化することが有効である。この類型化に基づき、それぞれに優先的な政策介入のありかたを検討すべきである。

(5) レアメタルの国際的な需要の高まりへの対応

白金とパラジウムの国際市場に関する事例研究から、日本とアメリカの白金、パラジウムの国際市場の間には価格連動性があり、これらの資源には国際市場が存在するということが明らかとなった。したがって、一国のレアメタル需要に影響を与えるような規制的政策について、規制水準が国際的に同じようになるような政策の方が国際的な価格連動性の持続には有効であるということが示唆された。すなわち、レアメタルの国際市場の安定には、国際的な連携によって各国間の政策の違いを減らしていくよう国際協調していくことが、レアメタルの国際市場の管理には有効であるということが示唆された。

(6) 金属スクラップ市場に対する純度による個別政策の必要性

レアメタルよりも利用量が桁違いに大きく、またリサイクル率の高い銅に関する分析からは、純度の低いスクラップ市場は電気銅市場の代替市場としての機能を果たすことは難しいという示唆が得られた。したがって、銅のスクラップ市場を有効的に活性化させていくためには、純度の違いによって異なる政策で対処する必要がある。銅以外の鉄、アルミニウム、亜鉛、金、銀などの資源においてもスクラップ市場の重要性が高まる可能性があるが、これらの資源に関してもスクラップ市場を扱う際は純度によって個別の政策が必要であるという示唆が得られた。

2. 3カ年における進捗結果

2.1 3カ年における実施体制

(1) 研究参画者と分担項目

3カ年の研究参画者と分担項目を以下に示す。

氏名	所属機関	参画年度	担当する分担項目
小嶋 公史	IGES	H21-H23	資源循環・資源利用抑制政策に関する研究（H21年度は、資源循環政策の資源制約、環境制約および社会制約に関する効果分析）
堀田 康彦	IGES	H21-H23	資源循環・資源利用抑制政策に関する研究（H21年度は、資源循環政策の資源制約、環境制約および社会制約に関する効果分析）
周 新	IGES	H21-H23	資源循環・資源利用抑制政策に関する研究（H21年度は、資源循環政策の資源制約、環境制約および社会制約に関する効果分析）
馬奈木 俊介	IGES	H21-H23	国際資源循環政策に関する研究（H21年度は、資源循環政策の資源制約、環境制約および社会制約に関する効果分析）
林 志浩	IGES	H21-H23	国際資源循環政策に関する研究（H21年度は、資源循環政策の資源制約、環境制約および社会制約に関する効果分析）
村上 進亮	東京大学	H21-H23	資源制約の経済影響評価（H21年度は、循環・天然両資源を考えた資源供給制約シナリオの策定）
安達 毅	秋田大学	H21-H23	資源制約の経済影響評価（H21年度は、循環・天然両資源を考えた資源供給制約シナリオの策定）
マグナス・ベングソン	IGES	H21-H22	資源循環・資源利用抑制政策に関する研究（H21年度は、資源循環政策の資源制約、環境制約および社会制約に関する効果分析）
新熊 隆嘉	関西大学	H21-H22	国際資源循環政策に関する研究（H21年度は、E-wasteを対象とした地域資源循環政策に関する事例研究）
矢野 貴之	IGES	H22-H23	資源制約の経済影響評価
蒲谷 景	IGES	H22-H23	資源循環・資源利用抑制政策に関する研究
有賀 健高	IGES	H22-H23	国際資源循環政策に関する研究
粟生木 千佳	IGES	H22-H23	国際資源循環政策に関する研究
アンデリア・バタチャリヤ	IGES	H23	資源循環・資源利用抑制政策に関する研究

(2) 平成 21 年度成果報告会、平成 22 年度審査会のコメントへの対応

平成22年度審査会の書類コメントに対し、以下のように対応した。

- 「研究体制が多く的人数で構成されているにもかかわらず、成果報告書では、その一部のみが貢献しているかの印象を受ける。もし、他の研究者の研究への貢献がなければ人数を減らすことが必要ではないか。」とのコメントに対し、平成23年度においては各サブテーマにつき3名から5名で構成し、作業内容に見合った構成とした。
- 「資源制約の経済影響や政策については、もっとたくさんの既存研究があるはずであり、本研究と既存研究との比較をした上で、本研究の新規性・有用性についても整理すべきではないか。」とのコメントに対し、平成22年度まで資源循環・利用抑制を扱える定量的政策影響評価ツールの開発を最優先課題として位置づけたため、モデル開発に直接役立つ知見を得るという目的で既存研究のレビューを行っていたのに対し、平成23年度は、政策影響評価および政策提言に重点を置き、定性的な政策研究を含めた既存研究のレビューを行った。
- 「次年度の計画にあるとおり、インフォーマルセクターを取り上げるなど、途上国の現状に即した分析をさらに期待したい。」とのコメントに対し、途上国の資源循環にインフォーマルセクターが果たす役割については、平成23年度に（財）地球環境戦略研究機関（IGES）が実施したアジア資源循環研究の一環として開催されたアジアの研究機関との共同ワークショップで得られた知見を整理し、インフォーマルセクターの類型化を行った。
- 「CGEとマテリアルフロー・ストックモデルを連携させるという試みは興味深い。両者で異なる結果が出る場合、それが何に由来するのかの考察もお願いしたい。」とのコメントに対し、資源循環・資源利用抑制政策に関する研究の中で考察を行った。経済モデルであるCGEモデルに対しては、供給量増大に伴う資源生産限界費用の上昇という形で資源供給側の制約を反映しているが、物量ベースでの制約は反映されていないことから、経済モデルによる分析結果を物量モデルで検証するアプローチを改良し、より政策妥当性の高い成果を目指した。

なお、平成21年度成果報告会における主なコメントに対し、平成22年度研究の開始にあたり以下のように対応した。

- 研究全体の実施体制および基幹となるCGEモデルを活用した政策影響評価ツールに関し、研究グループとして総合的に議論を行うことが可能な形に至急対応することが必要であるとの指摘があった。これに対し、平成22年度から研究計画をより重要な政策課題に絞る形で大幅な見直しを行い、資源制約の経済影響評価、各国資源循環率引上げに関する影響評価、資源循環・資源利用抑制政策に関する研

究、および国際資源循環政策に関する研究、の4つの研究項目について実施することとし、総合的な議論が行える研究実施体制とした。

- 基幹となるモデルのフレームワークについてどのようなモデル開発を行っているのかモデルのフレームワークが見えず、開発しようとしているモデルにどの程度独自性があるのか意義が不明である、とのコメントがあった。これに対しては、資源制約の影響評価について多地域応用一般均衡（CGE）モデルによる結果をマテリアルフロー分析（MFA）で検証する形で連携を実現するとともに、詳細な産業連関表があり鉄リサイクルに対応したモデル構築が可能な日本を対象として資源循環・資源利用抑制政策を反映できる一国CGEモデルを開発し、最終的なモデルフレームのイメージを明確化した。
- レアメタルを分析する際に日本の需給にクリティカルに影響がある資源に限定して分析を行えば、分析の意味も深まり、作業量としても減少するのではないか、との助言があった。これを受け、レアメタル供給制約の影響評価について、レアアースを原料とするネオジム磁石を対象を絞り、レアアース供給が途絶しネオジム磁石が生産に不可欠であるハイブリッドカーおよびエアコンの生産がストップすることによる影響を日本一国CGEモデルで評価することを試みた。

2.2 3カ年における進捗状況

(1) 資源制約の経済影響評価

鉱山データベースを活用し、鉱物資源供給量（需要）増加に伴う採掘費用上昇率の推定を行い、工学的に見ても精度のある天然資源供給制約に関するシナリオの作成を行った。

リサイクル部門を明示的に含まない多地域CGEモデルを用いて2020年までの世界鉄鉱石需要予測を行い、この数値を用いて2020年までの鉄鉱石価格上昇（資源供給制約）シナリオを策定した。この資源供給制約シナリオを反映したシミュレーション結果と反映しないシミュレーション結果を比較し、鉄鉱石につき資源供給制約の経済影響評価を行った。

さらにCGEから得られた情報に原単位をかけるような形での簡易なマテリアルフロー予測のためのモデルを構築し、スクラップ供給のバランスを含めマテリアルフロー・ストックの観点からCGEモデルによる分析結果を検証した。

また、レアアースの供給制約の経済影響評価の試みとして、ネオジム磁石が生産に不可欠となっているハイブリッド車・電気自動車および民生用エアコンの生産大幅減少に伴う経済影響を、これらの部門を単独部門として切り出した日本一国CGEモデルを用いて行った。

(2) 資源消費抑制・資源循環に関する国際政策協調の影響評価

天然資源税、拡大生産者責任、廃棄物排出従量料金に関する政策事例研究を行い、政策オプションを選定した。これを踏まえて鉄鋼部門を転炉鋼および電炉鋼の2部門に分割するとともにリサイクル部門を拡張した日本、中国、韓国を対象とする多地域CGEモデルを開発した。このモデルを用いて、日本一国が資源消費抑制に踏み込んだ政策を実施する場合と、国際政策協調を通じて行う場合を比較した。この研究は鉄および銅を対象として実施した。

(3) 国際資源循環政策に関する研究

インフォーマル・リサイクリングの問題に対処する目的で、機能および問題を軸とした類型化を行った。

平成21年度に行ったWTA（World Trade Atlas）のデータを用いたE-waste輸入国の輸出需要関数推計の問題点に対処し、日本の循環政策が中国のE-wasteスクラップの総需要に与える影響を推定し、E-wasteに関する国内リサイクルと国際資源循環の定量的比較を行った。なお、2008年統計までは中古品と新品の区別が統計分類上なされていないため中古品貿易のデータ入手が困難である問題を解決する目的で、新品価格・中古品価格を決めて方程式を解く相対価格法による中古品と新品貿易量の推計を試みたものの、有意な結果は得られなかった。

国際資源循環フローに大きな影響を与える資源価格に関する知見を得る目的で、複数の資源間の価格連動性の時系列的な因果関係に関する分析を行った。

2.3 ミーティング開催や対外的発表等の実施状況

(1) ミーティングの開催

平成21年度

平成21年度は、主に資源循環政策の資源制約、環境制約および社会制約に関する効果分析、マテリアルフローと鉱物資源価格の相互依存関係を考慮した資源制約・資源供給シナリオの策定、E-wasteを対象とした地域資源循環政策に関する事例研究についてIFF、SERI、OECDといった海外の国際機関、東大や慶応大学の研究者と打ち合わせを実施した。

平成22年度

平成22年度は研究者間の意見交換および進捗報告の場として、研究会合をIGES東京事務所において以下の通り開催した。

開催日時	会合内容
第1回（4月27日）	本年度研究の方向性、特にCGEとMFAの連携につき議論。
第2回（7月5日）	優先課題にフォーカスした研究計画見直しについて議論。
第3回（9月9日）	IOデータを用いたSAM構築およびMFA進捗につき発表。日本CGEにおけるリサイクル部門の定義について議論。
第4回（10月19日）	「アジア3R推進フォーラム」の下で実施されているアジアの資源循環政策に関する国際共同研究プロジェクトへのインプットにつき発表。多地域CGEモデルにつき議論。
第5回（11月18日）	鉄鉱石の限界採掘費用推定の進捗につき発表。本年度成果報告書構成につき議論。
第6回（12月20日）	政策事例研究の進捗発表。報告書目次案および報告書作成スケジュールの確認。

平成23年度

平成23年度は研究者間の意見交換および進捗報告の場として、研究会合をIGES東京事務所（第1回、2回、4回）及びIGES葉山本部（第3回）において以下の通り開催した。

開催日時	会合内容
第1回（5月19日）	本年度研究の方向性、本年度のアウトリーチ、予定に関する議論。
第2回（9月21日）	進捗状況として、中長期での限界採掘費用関数を推定、MFAとCGEの連携、ネオジム磁石の分析、銅の分析、国際資源循環政策に関する研究について議論。
第3回（11月2日）	進捗状況として、鉄と銅の現状の費用曲線を推定、日中CGEモデルによる資源消費抑制・資源循環政策の影響評価、ネオジム磁石の分析、多地域分析への拡張、パラジウムの先物市場分析、インフォーマルセクターの類型化と政策介入の研究の方向性について議論。
第4回（12月22日）	1月のシンポジウムの準備状況・発表内容、最終報告書案についての議論。

(2) 対外的発表

各年度における対外的発表などの実施状況については、以下の通りである。

平成21年度

- 平成21年10月3-4日、インドネシア・ジャカルタで開催された東アジア・ASEAN経済研究センター（ERIA）の3R政策作業部会において、An Exercise to Identify Indicators for Evaluating 3R Policyと題した発表を行い、政策事例研究の結果を定量的政策分析へと反映する上での課題と可能性について専門家と意見交換を行った。

- 平成21年11月9日、10日に東京で行われたアジア3R推進フォーラム「アジア資源循環政策研究」会合において研究計画を発表した。
- 平成22年1月26日、ウィーンのIFF (Institute of Social Ecology) でアジアの3R政策に関連する議論が行われた。同じくウィーンのスERI (Sustainable Europe Research Institute) では資源制約のシナリオ分析に関する議論が行われた。
- 平成22年1月27日、パリの国連環境計画の資源パネル事務局 (UNEP/DTIE) ではアジア資源循環政策研究に関する意見交換を行った。
- 平成22年1月28日には経済協力開発機構 (OECD) を訪問し、本研究に関する研究計画を説明し意見交換を行った。

平成22年度

- 平成22年10月7-8日、マレーシア・クアラルンプールで開催された「アジア資源循環政策研究」とERIAの3R政策作業部会の合同会合において、Preliminary analysis of effects of recycling policyと題した発表を行い、リサイクルのマクロレベルでの資源循環への効果に関する定量的分析手法に対してアジアでのリサイクル政策事例に知見を有する専門家との意見交換を行った。
- また、以下の出版を通じて成果を対外的に発表した。

1) 書籍

Shinkuma T. and S. Managi. 2011. Waste and recycling: Theory and empirics. London: Routledge.

2) 査読付論文

Aruga, K. and S. Managi. 2011. "Linkage among the U.S. energy futures markets." Energy Policy (添付資料1)

Shinkuma, T. and S. Managi. 2011. "License scheme: An optimal waste management policy under asymmetric information." Journal of Regulatory Economics (forthcoming) (添付資料2)

Shinkuma, T. and S. Managi. 2011. "Enforcement leverage of a licensing system in waste management." Journal of Law, Economics and Organization (添付資料3)

Tsurumi, T. and S. Managi. 2010. "Does energy substitution affect carbon dioxide emissions-income relationship?" Journal of the Japanese and International Economies 24 (4): 540-551. (添付資料4)

Nakano, M. and S. Managi. 2011. "Efficiency measures incorporating waste generation."
Ecological Economics (添付資料5)

馬奈木俊介・田中健太・鶴見哲也 2010. 化石燃料・金属鉱物資源の効率的利用可能性: 資源生産性推計の提案. 環境システム研究論文発表会講演集, 139-144. (添付資料6)

平成23年度

- 平成23年6月7日、8日に米国バークレーで開催されたISIE (International Society for Industrial Ecology) 2011年度大会において、資源供給制約をマルチセクター成長モデルで分析する研究の発表を行った。

ISIE2011 (6月7日～8日)

口頭発表

セッション: Scenario Development and Analysis

1. Reflection of resource supply constraints to macroeconomic scenario analysis using multisectoral growth model
Satoshi Kojima, Tsuyoshi Adachi and Takashi Yano
2. The Limit of resource circulation to address resource supply constraints: A scenario analysis using a combination of material flow analysis and multi-sectoral growth model
Takashi Yano, Shinsuke Murakami and Satoshi Kojima

ポスター発表

3. Analysis of economic instruments for sustainable materials management
Satoshi Kojima, Yasuhiko Hotta and Takashi Yano

- 平成23年9月に長崎で開催された環境経済・政策学会2011年大会で、本研究の成果発表が行われた。「アジアを中心とした資源循環システムの環境的、経済的、社会的影響評価に関する研究」と題する企画セッションを主催し、研究報告を行った。

環境経済・政策学会2011年大会（9月23日～24日）

企画セッション：アジアを中心とした資源循環システムの環境的、経済的、社会的影響評価に関する研究

座長：小嶋公史（地球環境戦略研究機関）

討論者：前田章（東京大学）、道田悦代（日本貿易振興機構アジア経済研究所）

1. 鉄鉱石供給制約のもたらす経済影響評価
○矢野貴之（地球環境戦略研究機関）・小嶋公史（地球環境戦略研究機関）
 2. アジアにおける持続可能な資源循環への段階的アプローチと資源消費抑制政策の必要性
○堀田康彦（地球環境戦略研究機関）
 3. CGEモデルによる資源循環・資源利用抑制政策の影響評価
○小嶋公史（地球環境戦略研究機関）・矢野貴之（地球環境戦略研究機関）
 4. 日本の銅のスクラップ市場における価格連動性の検証
○有賀健高（地球環境戦略研究機関）
- 平成23年12月14日富国生命ビルにおいて開催された 環境省持続可能な資源管理に関する公開セミナー/ 2011年度第1回IGES地球環境セミナー「持続可能な資源管理～UNEP資源パネルにおける金属資源循環などに関する最新調査研究報告」において、「天然資源消費抑制政策の影響評価ーグローバル・グリーン経済への挑戦」と題して、平成24年度研究の成果の一部を発表した。
 - 平成23年12月5日、6日にウィーンにおいてUNEPが主催したGlobal Partnership on Waste Management: Working Group Meetingにおいて、本研究の成果の一部を紹介した。
 - 平成24年1月13日東京国際フォーラムにおいて「世界に貢献する環境経済の政策研究ーアジアを中心とした資源循環システムの環境的、経済的、社会的影響評価に関する研究ー」の3年間にわたる研究成果を広く社会一般へと示し、以て今後の資源循環政策に関する議論に貢献することを目的として、「持続可能な資源利用～アジアを中心とした課題と政策～」と題するシンポジウムを環境省と共催した。その概要と講演・発表・討議内容は、以下の通りである。

(1) プログラム

開催日時：2012年1月13日

開催場所：東京国際フォーラム ホールB5

主催者：IGES・環境省

時間	プログラム
13:30	開会挨拶
13:35	研究代表者挨拶
13:40	基調講演
	アジア太平洋地域における経済と資源効率（ハインツ・シャンドル）
13:55	成果発表1
	アジアにおける持続可能な資源循環へ向けた国際協力の方向性（堀田康彦）
	成果発表1に対する討論（道田悦代）
14:20	質疑応答
14:30	成果発表2
	日中韓豪CGEモデルによる資源消費抑制・資源循環政策の評価分析（小嶋公史）
	成果発表3
	資源制約の経済影響評価とそのマテリアル・バランスの検証（安達毅）
	成果発表2と3に対する討論（クリスティアン・ルッツ）
15:15	質疑応答
15:30	休憩
15:45	パネルディスカッション
	<ul style="list-style-type: none"> • テーマ：アジア太平洋地域における持続可能な資源利用の推進に我々は何をなすべきか • ファシリテーター：小嶋公史 • パネリスト：共同研究者2名（村上進亮、堀田康彦） 外部有識者3名（ハインツ・シャンドル、クリスティアン・ルッツ、道田悦代）
16:55	閉幕挨拶

(2) シンポジウム概要

本シンポジウムは、3年間にわたる研究成果を広く社会一般へと示し、その発表と議論を通じて今後の資源循環政策に関する議論に貢献することを目的として開催した。中尾豊 環境省大臣官房廃棄物・リサイクル対策部企画課循環型社会推進室室長兼総合環境政策局環境計画課環境経済政策調査室室長による開会挨拶の後、豪州の英連邦科学産業研究機構（CSIRO）のハインツ・シャンドル博士が基調講演を行い、アジア太平洋地域における資源効率性が低下している事実、その要因と改善のための政策の必要性が示された。その後、環境経済研究の研究者から資源循環・資源利用抑制政策の定性的分析結果とその数量評価、経済と物量の両視点に基づく資源制約の評価についての成果を発表した。パネルディスカッションでは、基調講演と成果発表の内容に基づき、アジア太平洋地域における持続可能な資源利用のための政策について議論した。

(3) 講演・発表・討議内容

基調講演

ハインツ・シャンドル「アジア太平洋地域における経済と資源効率」

アジア太平洋地域における重要な質問として、

- 同地域における経済発展を支えるのに十分な資源が存在するのか
- 経済発展と環境目標は両立するのか

の二つがある。実際のデータをみると、アジア太平洋地域は世界でも有数の資源消費地域であり、特に中国とインドの消費量が急増している。そして、これらの消費の大部分は、海外からの資源の輸入によって賄われている。さらに、経済と資源消費の関連に目を転じてみると、アジア太平洋地域の資源効率性が低下しており、これが世界全体での資源効率性低下の要因となっている。現在注目を浴びているグリーン経済の実現には、持続可能な資源利用が重要な要素となっており、そのためにも「(神の)見えざる手」(市場メカニズム)に任せるだけでなく、資源効率性の向上と社会経済システムの革新といった「見える手」が必要である。

成果発表1

「アジアにおける持続可能な資源循環へ向けた国際協力の方向性」(堀田康彦)

これまで持続可能な資源循環にとって資源効率性の向上が有効な政策であるとされてきたが、リバウンド効果がみられ、資源効率性の改善のみでは持続可能な資源循環の実現は難しいことが分かってきた。リバウンド効果への対策としては、資源消費そのものを削減していくことが必要で、資源消費抑制政策としては

- 天然資源税課税
- 加工製品への課税
- 廃棄物排出従量課徴金

が考えられる。しかし、これらの政策によって、生産の非課税国への移転、不法投棄、政策の対象となる産業での雇用減少などの負の影響が起きかねないため、これらを軽減するためにも国際協力による政策協調が求められる。また、国際協力を促す国際的な資金メカニズムも必要である。

成果発表1へのコメント(道田悦代)

採掘・生産・消費・廃棄に至るライフサイクル全体での取り組みは、重要な視点である。しかし、資源保有国では鉱業が重要産業かつ外貨獲得手段であると考えられ、提案された資源消費抑制政策の一つである天然資源税の捉え方には十分な検討が求められる。また、天然資源税とWTO協定との整合性についても留意が必要である。また、国際協力については、政策協調だけでなく、発展途上国で必

ずしも充実していない環境コストの計測のためのキャパシティ・ビルディングも対象とするべきである。

成果発表1についての質疑応答

「持続可能な資源利用と考える際には、地域の環境負荷、地域の基本的な生活の確保、リサイクル資源の活用をうまく組み合わせる必要があるのではないだろうか」という質問があった。回答では、アジア地域の一部では未だに環境汚染が集中している現状があり、根本的な解決にはシステムの変革が求められることを述べ、国境をまたぐ形で資源が利用されている現状に鑑み国際協調が必要である点を強調した。

成果発表2及び3

成果発表2

「日中韓豪CGEモデルによる資源消費抑制・資源循環政策の評価分析」（小嶋公史）

資源の希少性が顕在化する中、先進国は資源の大量消費を続けている。発展途上国が先進国並みの生活スタイルをとる場合、明らかに環境容量を超えた消費をすることになる。この問題の解決には、資源循環を促進し、資源消費を抑制する政策が欠かせない。そこで、アジア太平洋地域における主要国である日中韓豪の4カ国多国間CGEモデルにより、日本の資源消費抑制・資源循環政策と鉄を対象として数量評価したところ、日本の再生資源利用促進政策は資源消費抑制効果とCO2排出削減効果が高く、廃棄物排出従量課徴金は経済への悪影響が小さいことが明らかとなった。また、地域における政策協調が鉄鉱石消費の削減に効果的であることも示された。

成果発表3

「資源制約の経済影響評価とそのマテリアル・バランスの検証」（安達毅）

急速な工業化に伴う需要増加と資源開発におけるタイムラグに伴う供給制約を主な背景として資源価格の上昇という形で資源制約が生じる可能性がある。実際に、鉄鉱石鉱山の操業限界費用は二次関数で近似することができ、生産量が増加するにつれて採掘費用が急上昇することが明らかとなった。そして、グローバルCGEモデルにより鉄鉱石採掘費用が上昇した場合の世界経済の生産や貿易の状況を分析し、さらにその世界レベルでの鉄生産と消費についてマテリアル・バランスを検証したところ、物量的にも満たされることが明らかとなった。しかし、鉄リサイクルが高水準で推移しており、粗鋼生産が急増した場合は、マテリアル・バランスが崩れる可能性が残されている。

成果発表2と3へのコメント（クリスティアン・ルッツ）

将来の有りようを理解する上で、成果発表2や3のような研究が必要になってくる。成果発表2の多国間枠組みは重要で、国の選定も適切である。何より、国際協

調が重要であることを示したのは意義深い。また、成果発表3のように経済分析のみならず物量評価をも行うことは今後も重要性を増すものと考えられる。

持続可能な資源利用のためには価格政策だけでなく情報政策なども含めたポリシーミックスを採用するのが効果的である。また、長期的には、新しい資源税も適切な政策となりうる。その際、資源税収を発展途上国へ分配するようなメカニズムも考慮されるべきである。さらに、資源政策を考える上では、政策を導入するタイミングも検討しなくてはならない。特に異なる政策を適用する場合は、このタイミングが政策の有効性の鍵を握る。

成果発表2と3についての質疑応答

会場からは、成果発表3について、経済モデルだけでは資源利用の環境負担や社会負担が評価できないのではないかという疑問と、経済モデルにおいて代替財の開発など技術の進展も考慮すべきではないかというコメントが寄せられた。これに対し、報告者（安達）からは、環境負荷や地域の特性を考慮することはもちろん必要なことで、今後対処していく必要があることと、今回の分析対象である鉄に関していえば代替は難しく、どちらかといえば環境負荷を少なくしながら利用する方法を考えることが重要であるとの回答があった。

さらに、成果発表2の報告者（小嶋）は、ルッツ氏のコメントに対し、情報といった経済的手段以外の政策についても今後検討することの重要性について同意した。

パネルディスカッション

「アジア太平洋地域における持続可能な資源利用の促進のために我々は何をなすべきか」

ファシリテーター：小嶋公史

パネリスト：ハインツ・シャンドル、クリスティアン・ルッツ、道田悦代、村上進亮、堀田康彦

アジア太平洋地域における持続可能な資源利用にとって重要な取り組みについてのファシリテーターからの質問に対し、シャンドル氏は、資源消費の削減が必要であるが、アジアではインフラが未整備なので天然資源消費を削減する潜在性が高いと指摘した。また、環境に配慮した税制改革も一つ的手段であると述べた。

ルッツ氏へは、ファシリテーターより、欧州での取り組みとそのアジアへの教訓についての質問がなされた。ルッツ氏は、欧州では、2050年に向けたロードマップを作成しており、長期的視野に立ったビジョンがアジアにとっても重要である点を強調した。また、政策の効果を測定する指標を作成することの必要性についても言及した。さらに、問題の解決には企業も含めた取り組みが重要で、環境ビジネスが経済的に成り立つようにすることが必要であると述べた。

国際資源循環の視点からのアジアの問題とその対策についてのファシリテータ

一からの質問に対し、道田氏は、質の良いスクラップが国内で再利用されるものの、質が悪いスクラップがアジアに輸出される現状があり、廃棄物の有害性をはじめとして静脈側のリスクも見受けられる点から、循環資源のフローと質の向上が図られるべきであると述べた。

昨今話題となっているレアアースやレアメタルの問題と解決策に関するファシリテーターからの質問に対し、村上氏は代替された古い財の扱い、レアメタルのリサイクルにかかる費用とリサイクルされたレアメタルの使いやすさ、リサイクルに伴って生じる副産物について充分考慮した政策が求められていることを説明した。また、この問題の解決には、技術とその知識に裏付けられた政策が不可欠であることを強調した。

堀田氏は、ファシリテーターより資源消費抑制や資源循環政策を実施する上で問題点とその解決策について質問され、リサイクル業者の育成、持続可能な資源循環を支える産業基盤の育成、国際的な資源循環システム、持続可能な資源利用に資する市場の構築、発展途上国への資金と技術を援助する国際協力が必要であると述べた。

会場からは、主に消費者サイドに焦点が当たった質問があり、その議論の中で、消費者に持続可能な製品を選択させるインセンティブの付与、消費者をはじめとする地球に住む人々が持続可能な世界を実現することが重要であると考えような価値観の変革が持続可能な資源利用のための重要なキーポイントであることが示された。

- 平成23年度における出版を通じた成果発表は以下の通りである。

査読付論文

Aruga, K. and S. Managi. 2011. "Tests on price linkage between the U.S. and Japanese gold and silver futures markets." *Economics Bulletin, AccessEcon*, 31(2): 1038-1046.
(添付資料7)

Aruga, K. and S. Managi. 2011. "Price linkages in the copper futures and scrap markets." *Resources, Conservation and Recycling* 56(1):43-47.

Aruga, K. and S. Managi. 2011. "Testing the international linkage in the platinum-group metal futures markets." *Resources Policy* 36(4):339-345. (添付資料8)

II. 研究の実施内容

要約

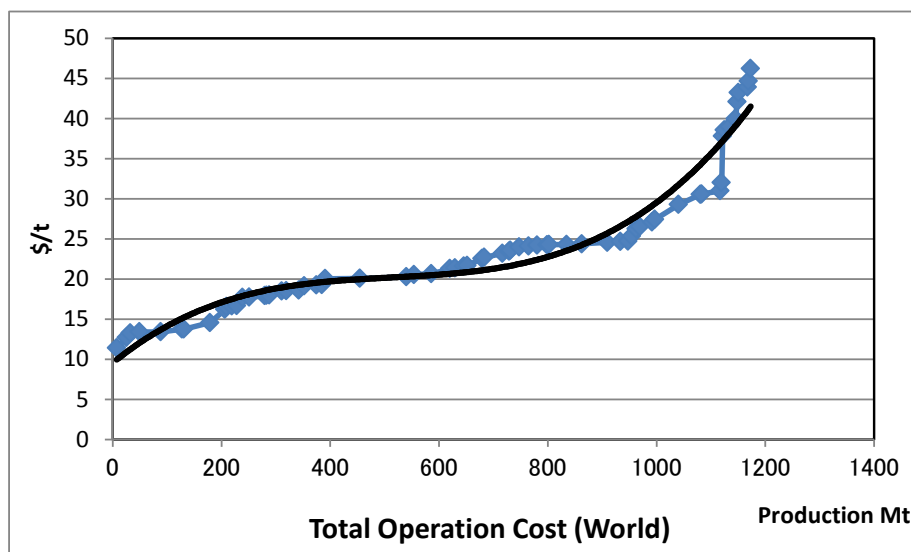
中国、インドの急速な経済発展に見られるように、アジアは世界で最も急速に経済成長が進んでいる地域である。経済のグローバル化に伴い世界の工場としての重要性を増していることが、アジアの急速な経済成長の大きな要因となっており、アジア経済は急速に資源多消費型の経済・産業構造に移行しつつある。また、アジア地域では経済成長に伴い貧困削減が進みつつあるが、未だに多数の人々が極度の貧困にあえいでおり、さらなる経済発展が必要である。このため、資源消費と経済成長のデカップリングを実現しない限り、アジア地域全体としての資源消費はさらなる増加を続け、資源制約および環境制約はますます深刻化することが予想される。

持続可能な資源利用のための効果的な政策を策定する上で、一層の資源効率改善を促進する政策が重要であることは論を俟たないが、一方で資源効率改善のみに頼るアプローチは資源消費量の抑制には必ずしもつながらないことが指摘されている。このため、欧州を中心に資源税などの資源消費抑制策の検討および導入が進められている。アジア・太平洋地域では資源消費抑制の有効な対策を打たなければ2050年までに資源消費量が3倍に達するという予測もあることから、技術力・資金力に恵まれ政策実施能力も高い先進国を中心に、アジア地域においても資源効率改善にとどまらず思い切った資源消費抑制政策の導入が必要と考えられる。

このような背景を踏まえ、本研究はアジア地域、特にアジア3R推進フォーラム参加国を対象として、資源消費に伴う資源制約および環境制約に対処する政策策定に貢献することを目的として、資源制約のもたらす経済的影響および資源消費抑制・資源循環政策を実施した場合の影響を評価するための分析ツールを開発した。資源制約のもたらす経済的影響については、鉄と銅を対象として、需要の急増により引き起こされる限界採掘費用の上昇という形で需給バランスに起因する短期的な資源制約をモデル化し、その経済影響を鉄鉱石および銅鉱石の採掘部門を独立した部門として扱った世界経済モデルを用いて評価した。この経済モデルにおいては限界採掘費用に関する制約は反映しているものの、資源利用に伴う物理的な制約は反映していないため、世界経済モデルの結果を物質フロー分析で検証することを試みた。

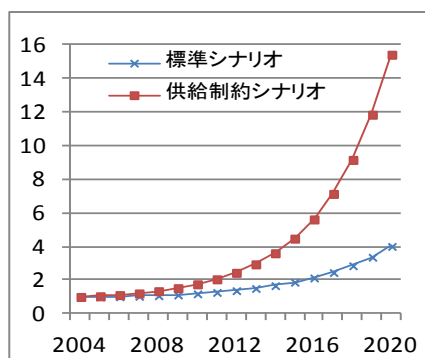
これらの鉄と銅に関する分析に加え、我が国で供給制約リスクが顕在化しつつあるレアアースについて、レアアースの一つであるネオジムを使用した小型高性能磁石が、ハイブリッド車・電気自動車および民生用エアコンの生産に不可欠であることに着目し、ネオジムの供給制約によりこれらの国内生産が大幅に減少した場合の経済全体に対する影響を、ハイブリッド車・電気自動車および民生用エアコンを独立した産業部門として扱った日本一国CGEモデルを用いて分析した。

これらの分析結果を踏まえ、天然資源税あるいは廃棄物排出従量料金などの資源消費抑制政策と、資源循環促進のための補助金を対象に、日本が単独で資源消費抑制まで踏み込んだ政策をとる場合と、他国との国際政策協調を通じて地域全体での資源消費抑制を進める場合の比較分析を行った。

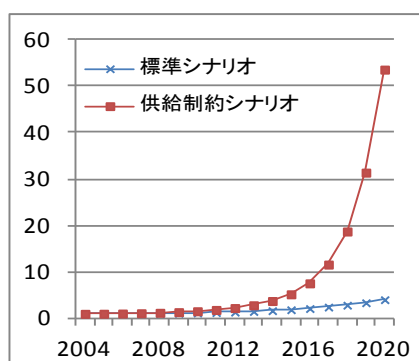


図S2 世界全体での鉄鉱石鉱山操業費曲線（曲線は推定値）

その結果、資源需要の急増が続いた場合、2020年において最大で鉄鉱石の産出価格は、米国の事例（図S3）が示すように基準年の16倍、銅鉱石産出価格に至っては米国の事例（図S4）が示すように最大で53倍にも達し、世界GDPに対し負の影響が生じることが示唆された（表S1）。



図S3 米国の鉄鉱石産出価格（2004年=1）

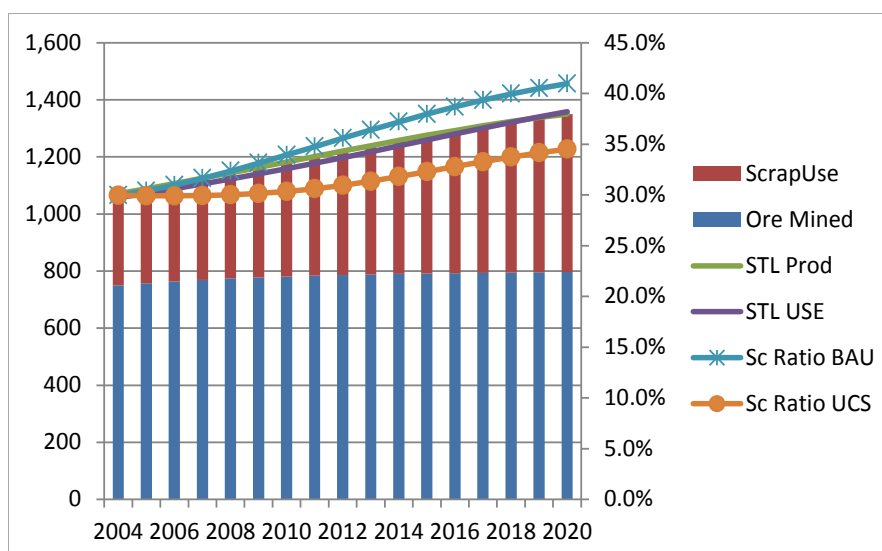


図S4 米国の銅鉛石産出価格 (2004年=1)

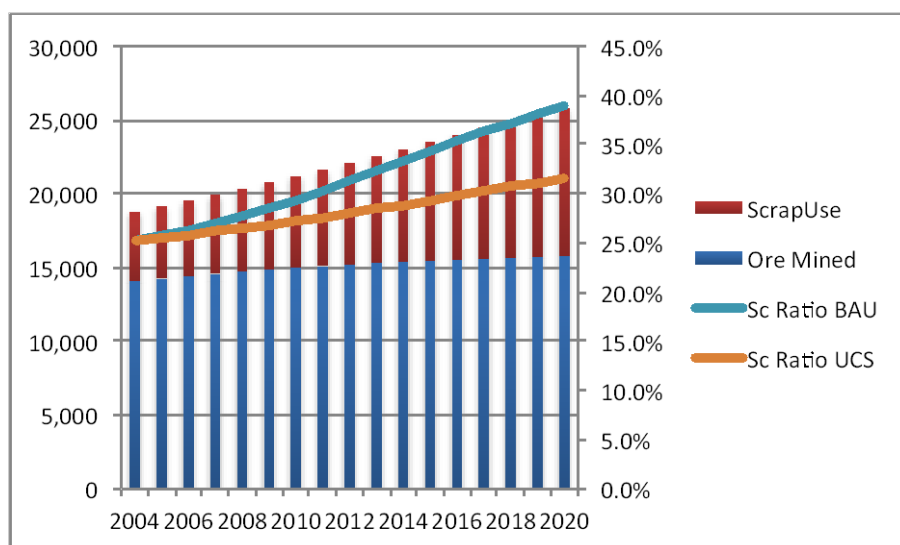
表S1 GDPの標準シナリオからの変化率 (%)

	2005	2010	2015	2020
日本	0.000	0.004	0.008	0.016
中国	-0.067	-0.287	-0.455	-0.626
韓国	0.000	0.000	-0.005	-0.006
ASEAN	-0.016	-0.082	-0.131	-0.176
インド	-0.031	-0.147	-0.239	-0.348
米国	-0.004	-0.027	-0.056	-0.101
その他北米	-0.022	-0.121	-0.217	-0.313
欧州	-0.008	-0.041	-0.069	-0.101
ブラジル	-0.007	-0.045	-0.083	-0.123
その他南米	-0.035	-0.201	-0.333	-0.438
豪州	-0.044	-0.183	-0.222	-0.286
アフリカ	-0.026	-0.155	-0.250	-0.333
その他世界	-0.011	-0.075	-0.143	-0.210
世界計	-0.011	-0.060	-0.106	-0.159

このCGEモデルによる分析は、供給量増大に伴う資源生産限界費用の上昇という形で資源供給側の制約を反映しているが、物量ベースでの制約は反映されていないことから、CGEモデルによる分析結果に対し、マテリアルフロー・ストックモデルを用いて物量的側面から分析結果が矛盾していないかを検証した。その結果、粗鋼需要と原料構成 (図S5) および銅地金原料の構成 (図S6) から分かるように、需要の増加をスクラップの供給によって緩和しており、かつ世界全体の経済活動を支えるだけのスクラップの供給は可能であるとの結論を得た。しかし本分析の結果から、スクラップ供給量が供給可能量に近づいているおり、鋼材生産の増加率がCGEモデルによる分析結果を上回るようなことがあれば、スクラップの超過需要が発生し、マテリアルバランスが崩れてしまう可能性があることが明らかとなった。



図S5 粗鋼需要と原料構成 (100万トン、%)



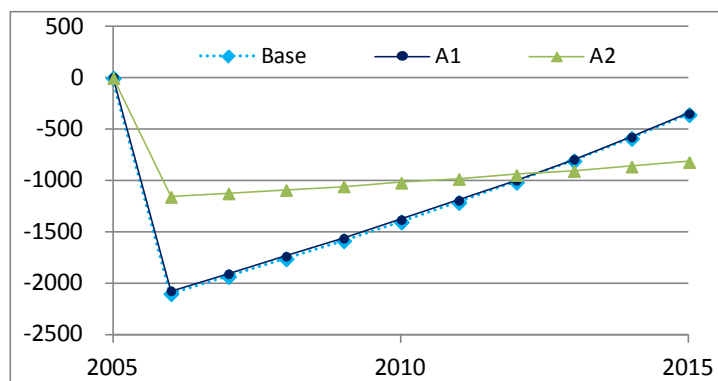
図S6 銅地金原料の構成 (1,000トン、%)

発展途上国は急速な発展を通じて、その生活水準が向上しており、中国やインドなど人口規模が大きい国々の生活水準が先進国に近づこうとしている過程において、鋼材需要が急増することが推測される。この世界経済の現状を鑑みると、リサイクルの強化は不可欠であるがリサイクルのみでは不十分で、資源消費そのものを抑制することも視野に入れることも必要になる可能性が示唆された。

資源制約の経済影響評価：ネオジム供給制約の経済影響評価

レアアース供給制約として、ネオジムの供給が大幅に減少し、民生用エアコンおよびハイブリッド車・電気自動車の生産がほぼ停止するという極端な供給制約シナリオ

において、供給制約がない場合に比べ実質GDPがどれだけ減少するかについて、日本一国CGEモデルを用いて分析した。結果を図S7に示す。



図S7 ネオジム供給制約による実質GDPへの影響（10億円）

ここでは、民生用エアコンおよびハイブリッド車・電気自動車に関連する代替弾性値（代替のしやすさを示す指標）につき、基準設定のケース（Base）に加え、需要側で民生用エアコンとその他家電の間、およびハイブリッド車・電気自動車とその他乗用車間の代替弾性値を2倍にしたケース（A1）、民生用エアコンとハイブリッド車・電気自動車に関する国産財と輸入財間の代替弾性値を20%増としたケース（A2）についても評価を行った。その結果、基準ケースで年間最大2.1兆円の実質GDPロスが発生し、評価期間全体（2005年～2015年）の純現在価値換算で約12兆円のロスが発生する結果となった。また、表S2に示すように、代替弾性値が高まる（すなわち代替がしやすくなる）ことにより、実質GDPロスが緩和される結果となった。

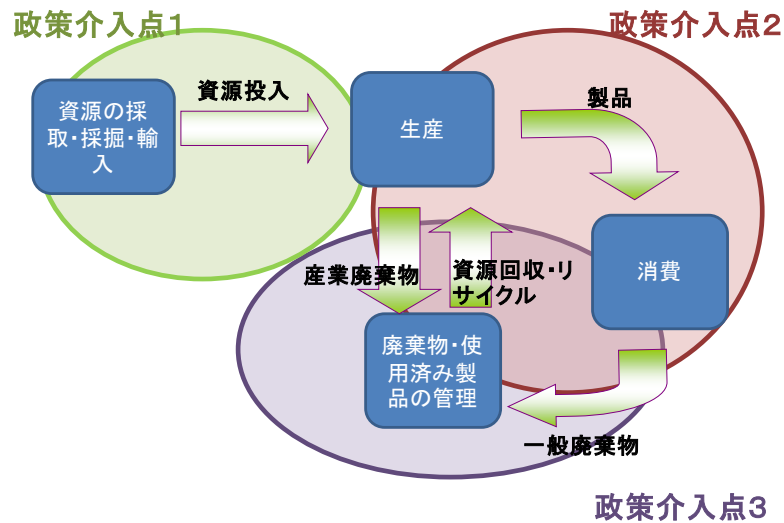
表S2 代替弾性値が高まることによる実質GDPロスの緩和（純現在価値）

需要側代替ケース（A1）	輸入代替ケース（A2）
2054億円	2兆7756億円

これらの結果は、非常に粗い仮定のもとという留保条件付きではあるが、代替財開発やリサイクル推進のための研究開発費などに対し、相当な支援を行うことによる経済効果が大きいことを示唆している。

資源循環・資源消費抑制政策に関する研究

天然資源消費抑制を目的とした様々な政策オプションについて、図S8に示すような政策介入点に注目し、既存研究や欧州における先進的取り組みのレビューを行った。



出典：Bringezu（2002）および堀田（1999）を基に作成

図S8 持続可能な資源管理に向けたライフサイクル上の政策介入ポイントのイメージ

この結果、資源の活用段階毎の主要な政策オプションとして、表S3にあるように、採掘・投入段階に対しては天然資源税、生産～製品消費段階に対しては拡大生産者責任型のリサイクル費用徴収と活用、廃棄・リサイクル段階に対しては廃棄物への排出従量課徴金を同定した。

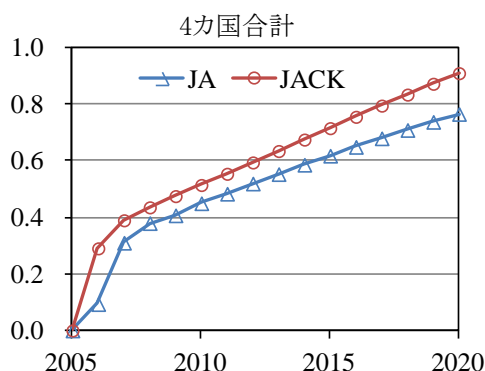
これらの政策を実施する上での課題指摘した上で、国際政策協調による実施の必要性について論じるとともに、これらの国際政策協調を資金面でバックアップする方策の一つとして、国際的な資源生産性基金の創設について論じた。

表S3 資源活用段階別の資源利用抑制政策の例

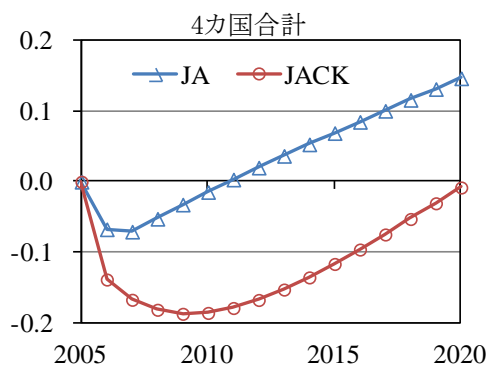
資源の活用段階	環境影響の例	資源利用抑制政策としての検証が必要な資源循環政策	期待される効果
採掘・投入段階	<ul style="list-style-type: none"> 採掘に伴う、自然破壊・汚染 大量の残渣の発生 	<p><u>天然資源税</u></p> <ul style="list-style-type: none"> 一次資源の投入や輸入に対して、<u>従量ベース</u>で税や関税をかける。 課税を回避するための不法な採掘活動や不法輸入が増加する可能性もあるため、<u>一国でこうした政策を導入した場合と、多国間で協調して導入した場合の効果を比較する。</u> 	<ul style="list-style-type: none"> 循環資源による<u>天然資源の代替</u> <u>一次資源の総投入の減少</u>とそれに伴う残渣の発生量の減少 資源生産性向上による<u>リバウンド効果の抑制</u>
生産～製品消費段階	<ul style="list-style-type: none"> 産業廃棄物と有害な副産物の発生 信頼できるリサイクル業者の不足 分別の不徹底 容器・包装からの廃棄物 リサイクル困難な製品の普及 使い捨て商品の普及 	<p><u>拡大生産者責任型のリサイクル費用徴収と活用</u></p> <ul style="list-style-type: none"> 生産者に対して、生産量に応じたリサイクル費用としての課税を行う。 それに基づいて、資源生産性基金を創設する。 基金をリサイクルセクターもしくは製造業の資源効率化への補助金として活用する。 しかし、政策を導入した国からの合法、不法な使用済み製品や中古品の輸出の増大。それによる政策を導入した国と政策を導入していない国の間での処理費用負担の不公平という問題が生じる可能性がある。そのため、一国でこうした政策を導入した場合と、多国間で協調して導入した場合の効果を比較を行う。 	<ul style="list-style-type: none"> リサイクル産業の適正化と育成 より効果的なリサイクルの促進。 関係者間での使用済み製品の管理コストのより適切な配分
廃棄・リサイクル段階	<ul style="list-style-type: none"> 不適切な処理やリサイクルによる、大気、土壌、水質汚染 循環資源が利用されず、最終処分へとまわる インフォーマルで不適切なリサイクル 	<p><u>廃棄物への排出従量課徴金</u></p> <ul style="list-style-type: none"> 産業セクターからの産業廃棄物発生量に応じた課税を行う。 課税分は、リサイクルセクターへの補助金とする。 また、課税を段階的に導入する。 しかし、課税を回避するための不法投棄や、海外への産業廃棄物の移転が懸念される。そのため、一国でこうした政策を導入した場合と、多国間で協調して導入した場合の効果を比較を行う。 	<ul style="list-style-type: none"> 最終処分量の減少とリサイクルの増加 リサイクル産業の改善

このような議論を踏まえて、日本、中国、韓国、豪州の4カ国を対象にした多地域CGEモデルにより、天然資源消費抑制のための国際政策協調の効果分析を行った。対象資源としては、利用量が大きく経済全体への影響が比較的大きい鉄と銅を取りあげた。

政策シナリオとしては、日本が単独で鉄鉱石消費抑制を行うシナリオを基準とし、日本と豪州による政策協調シナリオ（JA）および日本、中国、韓国、豪州の4カ国による政策協調シナリオ（JACK）による影響を評価した。分析結果から、鉄については4カ国が政策協調を通じて地域（4カ国）全体として鉄鉱石消費を抑制する場合、日本が単独で消費抑制政策を実施する場合に比べ、実質GDPの増加（図S9）とCO₂排出量削減（図S10）の両立が可能であることが示唆された。



図S9 鉄鉱石消費抑制に関する政策協調による4カ国合計実質GDPへの影響 (%)



図S10 鉄鉱石消費抑制に関する政策協調による4カ国合計CO₂排出量への影響 (%)

ただし日本以外の3カ国の実質GDPは減少するため、経済的補償なども含めた対策が必要になることが示唆された。一方、銅については政策協調による経済便益が検証されず、対象資源による政策影響の違いが示唆された。ただし、銅の分析に関してはモデルの挙動が不安定であり、データ精度の向上を含めた今後の研究が必要と考えられる。

国際資源循環政策に関する研究

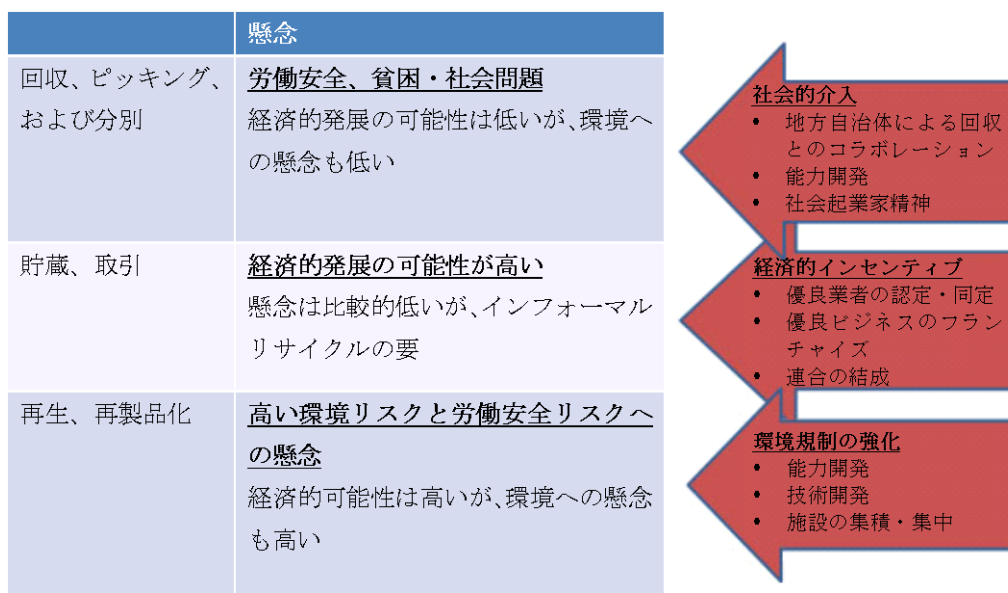
E-wasteなどの有用性と有害性を同時に有する循環資源の国際移動が、途上国での環境上不適正なリサイクルや処理をもたらしていることを念頭に、循環資源のリサイク

ル目的での先進国から発展途上国への輸出禁止措置の効果について分析した。結論としては、途上国での不適正なリサイクルを問題とするのであれば、一国による輸出制限によっても一定の成果を上げることができるものの、国内由来や中古品由来のものも含む不適正なリサイクル一般を解決する方法ためには、スクラップ品の輸出禁止よりも、適正なリサイクルを認証し適正リサイクル業者を育成するような仕組みづくりがより効果的な政策である可能性が示唆された。

また、途上国の廃棄物管理・資源循環メカニズムの改善を考える上で、インフォーマルセクターと効果的な連携もしくは状況改善に関する政策的な検討が必要であるが、そのような検討を進める上で、インフォーマル・リサイクルが中心を占める途上国の静脈経済の実態を、表S4に示すように、廃棄物管理・リサイクルチェーンにおける物流の段階と、インフォーマル・リサイクルが抱える問題の2つの切り口から類型化することが有効であり、このような類型化に基づき図S11に示すような優先的な政策介入のありかたを検討すべきであるとの示唆が得られた。

表S4 途上国におけるリサイクル部門の類型毎に各問題から受けると想定される影響

	環境汚染	労働問題	貧困と社会問題	潜在的経済発展
収集、ピッキング、分別	低	高	高	低
貯蔵、取引	中から低	中から低	低から高	高
再生、再製品化	非常に高	高	低	高



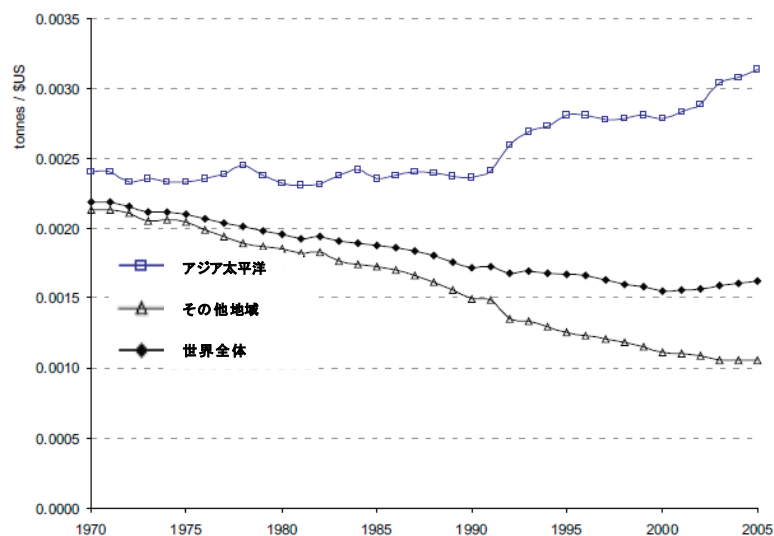
図S11 インフォーマル・リサイクルの機能と、政策介入の類型モデル

また、国際資源循環システムの機能を左右する資源価格に関する白金とパラジウムの国際市場に関する事例研究から、日本とアメリカの白金、パラジウムの国際市場の間には価格連動性があり、これらの資源には国際市場が存在することから、一国のレアメタル需要に影響を与えるような規制的政策については規制水準が国際的に同じようになるような政策の方が国際的な価格連動性の持続には有効であるということが示唆された。すなわち、レアメタルの国際市場の安定には、国際的な連携によって各国間の政策の違いを減らしていくよう国際協調していくことが、レアメタルの国際市場の管理には有効であるということが示唆された。一方、レアメタルよりも利用量が桁違いに大きく、またリサイクル率の高い銅に関する分析からは、純度の低いスクラップ市場は電気銅市場の代替市場としての機能を果たすことは難しいという示唆が得られた。したがって、銅のスクラップ市場を有効的に活性化させていくためには、純度の違いによって異なる政策で対処する必要がある。銅以外の鉄、アルミニウム、亜鉛、金、銀などの資源においてもスクラップ市場の重要性が高まる可能性があるが、これらの資源に関してもスクラップ市場を扱う際は純度によって個別の政策が必要であるという示唆が得られた。

1. 序論

1.1 研究の背景と概要

中国、インドの急速な経済発展に見られるように、アジアは世界で最も急速に経済成長が進んでいる地域である。経済のグローバル化に伴い世界の工場としての重要性を増していることが、アジアの急速な経済成長の大きな要因となっており、アジア経済は急速に資源多消費型の経済・産業構造に移行しつつある。UNEP（2011）によると、図1.1.1に示すように、アジア太平洋地域では資源消費量が経済成長を上回るスピードで急増しつつあり、世界全体としては資源強度（GDPあたり資源投入量）が低下しているにもかかわらず、アジア太平洋地域では資源強度が1990年代から急増している。



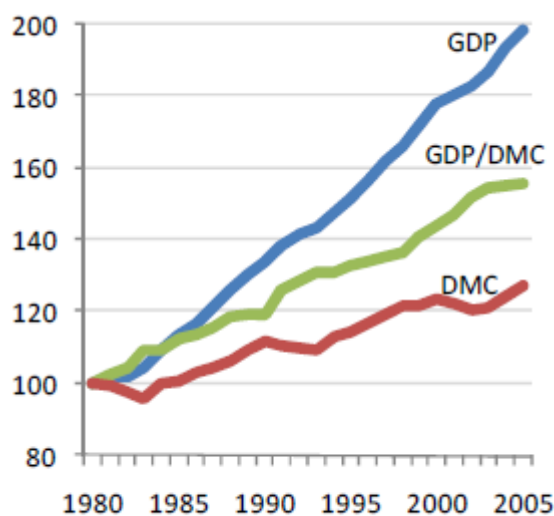
出典：UNEP（2011）

図1.1.1 アジア太平洋地域の資源強度経年変化（GDP1ドルあたりトン）

このような資源消費量の急速な増加は、資源制約および環境制約の両方の点で大きな問題を孕んでいる。資源制約は化石燃料や鉱物資源といった非再生資源の枯渇に起因する資源希少性の問題だけではない。たとえ埋蔵量が豊富であっても、短期的な供給能力が需要に対して不足していれば、資源価格の大幅な上昇といった形で資源制約が生じる。環境制約については、廃棄物処分場不足や気候変動問題に見られるような全製品サイクルを通じて生じる環境負荷に対する環境容量の不足に起因する環境希少性の問題が地域ではすでに顕在化している。アジア地域では経済成長に伴い貧困削減が進みつつあるが、未だに多数の人々が極度の貧困にあえいでおり、さらなる経済発展が必要である。このため、資源消費と経済成長のデカップリングを実現しない限り、アジア地域全体としての資源消費はさらなる増加を続け、資源制約および環境制約はますます深刻化することが予想される。

このように、アジア地域の政策課題としてアジア各国および地域レベルでの資源循環システムの構築が議論される中で、安定的で経済・環境に好影響を与える資源循環を実現するためには発展途上国と先進国の間での国際協力が必要との認識が広まりつつある。アジア各国でも日本政府や国際機関などの協力の下で、3R国家戦略策定など、資源循環を考慮に入れた廃棄物・リサイクル政策が発展してきているところである。しかしその実施に当たって、政策と実態の乖離も見られ、定量的影響評価に基づくより効果的な政策の策定が望まれている。このような政策ニーズに対し、先進国および発展途上国間の資源需要や国際貿易といった経済的観点を反映した政策研究が必要となっている。

持続可能な資源利用のための効果的な政策を策定する上で、一層の資源効率改善を促進する政策が重要であることは論を俟たないが、一方で資源効率改善のみに頼るアプローチは資源消費量の抑制には必ずしもつながらないことが指摘されている。例えばOECD（2008）は、図1.1.2に示すようにOECD諸国全体として、1980～2005年にかけて資源総利用量に対する資源効率は着実に改善しているものの、それが資源消費量の抑制にはつながっていないことを指摘している。

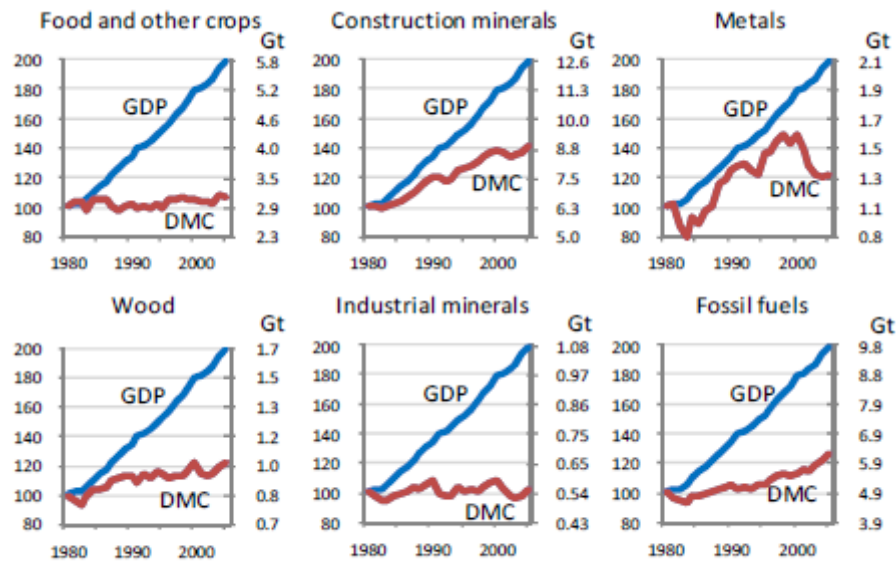


* GDP at 2000 prices and PPPs.

出典：OECD（2008）

図1.1.2 OECD諸国の資源効率・資源消費量経年変化（1980年＝100）

この傾向は、図1.1.3に示すように食糧・穀物、建設材料といった主要資源分類別に見た場合でも、2000年ごろから金属資源消費量が減少傾向にあることを除き、すべての資源分類についてあてはまる。



** DMC fits to both axes; GDP fits to left axis only.

出典：OECD（2008）

図1.1.3 OECD諸国の物質別資源効率・資源消費量経年変化（1980年＝100）

このため、欧州を中心に資源税などの資源消費抑制策の検討および導入が進められている。例えば、イギリス、スウェーデン、イタリア、チェコ共和国で骨材/建材の採掘への資源税がすでに導入されている（EEA 2008）。また、豪州においても石炭および鉄鉱石を対象とした天然資源税を2012年7月から導入される（Australian Government Policy Transition Group 2010）。アジア・太平洋地域では資源消費抑制の有効な対策を打たなければ2050年までに資源消費量が3倍に達するという予測もあることから、技術力・資金力に恵まれ政策実施能力も高い先進国を中心に、アジア地域においても資源効率改善にとどまらず思い切った資源消費抑制政策の導入が必要と考えられる（UNEP 2011）。

このような背景を踏まえ、本研究はアジア地域、特にアジア3R推進フォーラム参加国を対象として、資源消費に伴う資源制約および環境制約に対処する政策策定に貢献することを目的として、資源制約のもたらす経済的影響および資源消費抑制・資源循環政策を実施した場合の影響を評価するための分析ツールを開発した。さらに、これらの分析ツールを用いて、天然資源税あるいは廃棄物排出従量料金などの資源消費抑制政策と、資源循環促進のための補助金を対象に、日本が単独で資源消費抑制まで踏み込んだ政策をとる場合と、他国との国際政策協調を通じて地域全体での資源消費抑制を進める場合の比較分析を行った。

また、国際資源循環に関する研究として、E-wasteを事例とした国際資源循環と国内リサイクルの比較評価を行うとともに、発展途上国における廃棄物管理・資源循環メカニズムの改善を考える上で避けて通れない課題であるインフォーマルセクターと

の効果的な連携もしくは状況改善を行うための論点整理として、インフォーマルセクターの類型化を行った。また、国際資源循環システムの機能を左右する資源価格に関し、資源循環を担う市場が国際的に効率的に価格情報を市場参加者に提供しているかを検証する目的で、世界的な需要が急増しているレアメタルの市場と、非鉄金属の中でも特にリサイクル率の高い銅の市場の分析を行った。

1.2 研究成果概観

本研究全体は、以下の3つのサブテーマで構成される。

サブテーマ1：資源制約の経済影響評価：鉄、銅およびレアアースに関する研究

サブテーマ2：資源循環・資源消費抑制政策に関する研究

サブテーマ3：国際資源循環政策に関する研究

各サブテーマの連関については、サブテーマ1とサブテーマ2では、広範な用途とデータの入手しやすさから鉄と銅を例にとり、マクロレベルでの定量的分析を中心とする研究を行った。さらに、サブテーマ1では、2010年に中国が輸出規制を強化したことで供給制約懸念が顕在化したレアアースについて、供給が大幅に減少した場合の経済全体への影響評価を試みた。サブテーマ3では、マクロレベルでは扱うことの難しいE-wasteなどの特定の財を対象とし、かつデータ入手の難しいインフォーマル・リサイクルの問題などについて研究を実施した。

(1) 資源制約の経済影響評価

サブテーマ1においては、短期的需給ギャップに起因する資源供給制約を鉱山データを用いてモデル化し、多地域CGEモデルに反映し経済影響を評価した。その結果、資源需要の急増が続いた場合、2020年において最大で鉄鉱石の産出価格は基準年の16倍、銅鉱石産出価格に至っては最大で53倍にも達し、世界GDPに対し負の影響が生じることが示唆された。

このCGEモデルによる分析は、供給量増大に伴う資源生産限界費用の上昇という形で資源供給側の制約を反映しているが、物量ベースでの制約は反映されていないことから、CGEモデルによる分析結果に対し、マテリアルフロー・ストックモデルを用いて物量的側面から分析結果が矛盾していないかを検証し、資源制約下での世界全体の経済活動を支えるだけのスクラップの供給は可能であるとの結論を得た。しかし、スクラップ供給量が供給可能量に近づいているおり、鋼材生産の増加率がCGEモデルによる分析結果を上回るようなことがあれば、スクラップの超過需要が発生し、マテリアルバランスが崩れてしまう可能性があることが明らかとなった。発展途上国は急速な発展を通じて、その生活水準が向上しており、中国やインドなど人口規模が大きい国々の生活水準が先進国に近づこうとしている過程において、鋼材需要が急増するこ

とが推測される。この世界経済の現状を鑑みると、リサイクルの強化は不可欠であるがリサイクルのみでは不十分で、資源消費そのものを抑制することも視野に入れることも必要になる可能性が示唆された。

また、レアアースの供給制約に関し、ネオジムを使用した小型高性能磁石が生産に不可欠であるハイブリッド車・電気自動車および民生用エアコンに着目し、ネオジムの供給制約をこれらの部門における国内生産が大幅に減少するという形でシナリオ化し、ハイブリッド車・電気自動車および民生用エアコンを独立した産業部門として扱った日本一国CGEモデルを用いて、経済全体への影響を分析した。その結果、ネオジムの供給がほぼ途絶し、ハイブリッド車・電気自動車および民生用エアコンの国内生産がほぼ停止するという極端な場合には、実質GDPベースで年間最大約2.1兆円の経済損失が発生し、シミュレーション期間全体（2005年から2015年までの11年間）における純現在価値ベースで約12兆円の経済損失が発生するという結果が得られた。このような供給制約リスクに対し、代替素材開発などの取り組みが進められているが、この効果を反映する試みとして代替財との代替がより容易になる（代替弾性値が高まる）場合の効果を試算した結果、実質GDP純現在価値として、約2000億円の経済効果があるという結果となった。

(2) 資源循環・資源利用抑制政策に関する研究

サブテーマ2では、サブテーマ1のこのような示唆も踏まえ、天然資源消費抑制を目的とした様々な政策オプションについて、既存研究や欧州における先進的取り組みのレビューを行った。この結果、資源の活用段階毎の主要な政策オプションとして、採掘・投入段階に対しては天然資源税、生産～製品消費段階に対しては拡大生産者責任型のリサイクル費用徴収と活用、廃棄・リサイクル段階に対しては廃棄物への排出従量課徴金を同定した。これらの政策を実施する上での課題指摘した上で、国際政策協調による実施の必要性について論じるとともに、これらの国際政策協調を資金面でバックアップする方策の一つとして、国際的な資源生産性基金の創設について論じた。

このような議論を踏まえて、日本、中国、韓国、豪州の4カ国を対象にした多地域CGEモデルによる天然資源消費抑制のための国際政策協調の効果分析を行った。対象資源としてはサブテーマ1と同様、利用量が大きく経済全体への影響が比較的大きい鉄と銅を取りあげた。分析結果から、鉄については4カ国が政策協調を通じて地域（4カ国）全体として鉄鉱石消費を抑制する場合、日本が単独で消費抑制政策を実施する場合に比べ、実質GDPの増加とCO₂排出量削減の両立が可能であることが示唆された。ただし日本以外の3カ国の実質GDPは減少するため、経済的補償なども含めた対策が必要になることが示唆された。一方、銅については政策協調による経済便益が検証されず、対象資源による政策影響の違いが示唆された。ただし銅の分析に関してはモデルの挙動が不安定であり、データ精度の向上を含めた今後の研究が必要と考えられる。

(3) 国際資源循環政策に関する研究

サブテーマ3では、E-wasteなどの有用性と有害性を同時に有する循環資源の国際移動が途上国での環境上不適正なリサイクルや処理をもたらしている懸念に着目し、循環資源のリサイクル目的での先進国から発展途上国への輸出禁止措置の効果について分析した。結論としては、途上国での不適正なリサイクルを問題とするのであれば、一国による輸出制限によっても一定の成果を上げることができるものの、国内由来や中古品由来のものも含む不適正なリサイクル一般を解決する方法ためには、スクラップ品の輸出禁止よりも、適正なリサイクルを認証し適正リサイクル業者を育成するような仕組みづくりがより効果的な政策である可能性が示唆された。

また、途上国の廃棄物管理・資源循環メカニズムの改善を考える上で、インフォーマルセクターと効果的な連携もしくは状況改善に関する政策的な検討が必要であるが、そのような検討を進める上で、インフォーマル・リサイクルが中心を占める途上国の静脈経済の実態を、廃棄物管理・リサイクルチェーンにおける物流の段階と、インフォーマル・リサイクルが抱える問題の2つの切り口から類型化することが有効であり、このような類型化に基づき優先的な政策介入のありかたを検討すべきであるとの示唆が得られた。

さらに、国際資源循環システムの機能を左右する資源価格に関する白金とパラジウムの国際市場に関する事例研究から、日本とアメリカの白金、パラジウムの国際市場の間には価格連動性があり、これらの資源には国際市場が存在することから、一国のレアメタル需要に影響を与えるような規制的政策については規制水準が国際的に同じようになるような政策の方が国際的な価格連動性の持続には有効であるということが示唆された。すなわち、レアメタルの国際市場の安定には、国際的な連携によって各国間の政策の違いを減らしていくよう国際協調していくことが、レアメタルの国際市場の管理には有効であるということが示唆された。一方、レアメタルよりも利用量が桁違いに大きく、またリサイクル率の高い銅に関する分析からは、純度の低いスクラップ市場は電気銅市場の代替市場としての機能を果たすことは難しいという示唆が得られた。したがって、銅のスクラップ市場を有効的に活性化させていくためには、純度の違いによって異なる政策で対処する必要がある。銅以外の鉄、アルミニウム、亜鉛、金、銀などの資源においてもスクラップ市場の重要性が高まる可能性があるが、これらの資源に関してもスクラップ市場を扱う際は純度によって個別の政策が必要であるという示唆が得られた。

参考文献

Australian Government Policy Transition Group. 2010. ISSUES PAPER: Technical design of the minerals resource rent tax, transitioning existing petroleum projects to the petroleum resource rent tax, and policies to promote exploration expenditure. Canberra: Australian Government.

European Environment Agency (EEA). 2008. Effectiveness of environmental taxes and charges for managing sand, gravel and rock extraction in selected EU countries. EEA Report 2/2008. Copenhagen: EEA.

Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). 2008. Measuring material flows and resource productivity. Paris: OECD.

United Nations Environment Programme (UNEP). 2011. Resource efficiency: Economics and outlook for Asia and the Pacific. Nairobi: UNEP.

2. 資源制約の経済影響評価：鉄、銅およびレアアースに関する研究

2.1 鉄鉱石・銅鉱石供給制約シナリオ：限界採掘費用の推計

2.1.1 はじめに

鉄鋼の主な原材料である鉄鉱石や電線、電気・電子機器に欠かせない銅といった金属は過去よりグローバル化された国際商品であるため、資源の需要供給および価格は世界市場の動向に大きく左右される。近年では特に、2003年からの原油や鉄鉱石をはじめとする資源価格の高騰が産業界全体に大きな影響を与えており、経営戦略の変更が求められてきている。

最近の価格上昇の主な原因は二つあると分析されることが多い。一つは、中国需要の急増であり、中国の旺盛で外交も含めた資源獲得戦略は世界の資源供給をタイトにしている最も大きな要因である。二つ目として、1990年代より世界の鉱山会社の寡占化が大幅に進んだことが、高価格が維持される要因となっているとの分析もある。これは価格交渉時の鉱山側のバーゲニングパワーを増加させるため、鉱山を保有する企業の収益は劇的に増加しているのに対して、製鉄所、製錬所の利益はそれほど上昇しない構造を作り出している。

本節では資源のなかでも安定した需要の増加が見込まれ、取引高が多く経済への影響が懸念される鉄と銅について注目し、鉄鉱石鉱山ならびに銅鉱山の費用構造ならびに限界採掘費用の推計を行い、次節2.2で述べる応用一般均衡（CGE）モデルを用いた分析において、資源制約を表現するためのデータならびにシナリオを提供することを目的とする。

2.1.2 資源・鉄鋼業界の動向

資源業界は1990年代の世界的な需要の低迷の時期に業界の再編成が行われ、世界的なメジャーによる寡占化が大きく進行してきている。鉄鋼業では世界的に大型のM&Aが繰り返された結果、アルセロール・ミタル（ルクセンブルク）などの巨大な高炉・鉄鋼メーカーおよび鉄鉱石・石炭資源企業が誕生した。2008年のリーマンショックの影響から、2008年～2009年にかけて世界の粗鋼生産量は停滞したものの、影響の少なかった中国の需要急増に合わせてアジア圏では韓国のPOSCO社やインドで大幅な生産容量増加の投資計画が次々に立てられている。日本においても、国内2位と3位のNKKと川崎製鉄が2002年に統合し、JFEスチールが誕生しており、新日本製鉄グループとの2大体制に移行した。さらに、2011年2月には新日本製鉄（粗鋼生産量2761万トン・2009年）と住友金属工業（粗鋼生産量1081万トン・2009年）とが2012年10月をめぐりに合併を検討しており、合併が成功すれば、アルセロール・ミタル（粗鋼生産量7320万トン・2009年）に続く業界2位の粗鋼生産量を誇ることになる。

一方で、鉱山側の資源企業はさらに大幅な寡占化が進んでいる。現在、鉄鉱石の輸出に係わる海上輸送はRio Tinto、BHP Billiton、Valeの3社で全体の8割のシェアを占め

るようになった。このことは、鉄鉱石価格の決定に大きな影響を与え、製鉄側の価格交渉力が著しく低下することとなり、鉄鋼メーカーは無条件に高い鉄鉱石を購入せざるを得ず、いかに製品価格に転嫁するかが戦略上重要視されるようになってきた。2000年前後では30\$/tで取引されていた鉄鉱石価格は2004年ごろから急騰し、2008年には140\$/tと4倍以上上昇した。リーマンショックの影響からその後一時期は下落したものの、2010年に入りその価格は再び上昇してきている。このような状況は、鉄鉱石鉱山ほどではないが銅鉱山についても同様の傾向があり、BHP Billiton、FCX、Anglo American、Xstrata、Antofagastaの5企業で銅精鉱の輸出量の50%を占めるようになった。しかし、これらの動向以上に、中国国内での粗鋼需要量は2001年から年率約20%と驚異的に伸びており、2008年時点では年間4億5300万トンで突出して世界1位となった。それにもなると中国の鉄鉱石などの原料輸入量はこの生産量に見合って増加してきているため、世界の資源市場を逼迫している。中国での需要が世界の鉄鋼市況を決定づけていると言えよう。

資源企業の強気の価格設定にも中国の影響が大きいとされている。つまり、これまで業界ではベンチマーク方式と呼ばれる資源企業と鉄鋼メーカー間の交渉で、1年間の固定価格が決められそれに基づいた取引が40年間近く行われてきた習慣が、中国企業による大量のスポット買いからスポット価格の急騰から始まり、2010年にはついに資源企業側からの提示により四半期毎に価格を改定するよりスポットに近い方式に移行することになった。スポット価格の急騰に合わせて長期契約価格を連動させることが目的である。

一方で日本国内の鉄鋼メーカーに目を向けると、これまで日本の国内消費量は、建設業の不振や製造業の海外転出によって1990年をピークに減少してきた。鉄鋼業界は余剰となった国内生産量を、主に海外に移転した日本の製造業への輸出に向けてきた。特に高級鋼材については、日本の製鉄企業が作る技術水準の高さを他国企業がまねできなかったためである。この間に日本は世界一位の鋼材輸出国になっている。また、自動車などの生産拠点に近い場所へ鋼材の加工工場を建設する形で、アジア諸国に海外進出している。

製鉄原料の生産については、資源と製鉄分野の役割分担が明確に別れているため、鉄鋼会社自身による資源開発は世界的にもたいへん少ない。そのため、ほぼ全量が海外資本の資源企業から輸入されてきた。原料購買の方式は長期契約をとることがほとんどであり、これによって原料調達のリスクを避け、鉱山への大規模な直接投資を不要としてきた。近年の商社の投資行動に見られるように、海外の鉱山資本への投融資によって一定のシェアで参加することはある。鉄鋼業と商社のつながりは深く、鉄鋼の原料には鉄鉱石のほかに石炭も大量に輸入する必要があるが、鉄鋼企業以上に商社が海外の鉱山やプロジェクトに資本参加し、権益を得ることに熱心であり、豪州での鉄鉱石や石炭鉱山開発プロジェクトへの参画が多い。

これらの状況は銅鉱山にも類似した点が多く、世界の堅調な需要増加と中国の急激な需要増から、鉱山側の価格交渉力が大いに高まり、銅価格が高騰しても製錬所の取

り分は一定もしくは減少傾向にある。その他、銅鉱山が鉄鉱石鉱山と大きく異なる点は、現時点で鉱石品位の劣化が起き始めていることである。これは、鉱石中に含まれる銅金属の割合がかつては1%程度のものが開発対象であったのが、近年では0.5%を切る鉱山も珍しくなくなっていることに現れている。金属品位だけでなく、鉱石に含まれる不純物（ヒ素などの有害重金属）の含有量が高い鉱石さえも開発しなければならない現状が生じてきている。これは安価に採掘できる鉱山が少なくなっており、今後、銅地金生産に関わる採掘、選鉱、製錬の費用が不可避免的に上昇することを意味している。

2.1.3 鉱山の操業費用データベースの特徴

個々の鉱山操業に関するデータは、通常は紙媒体の公的な統計には掲載されておらず、いくつかの鉱山専門のデータベースが発売されている。今回入手したデータは、World Mine Cost Data Exchange Inc. (<http://www.minecost.com>) 社によるMine Costと呼ばれるデータベースの一部である。本データベースの特徴としては、個々の鉱山の生産量だけでなく操業費とその内訳が掲載されていることである。他の多くのデータベースでは費用の記述がないものが多い。今回のCGEモデルに鉄鉱石生産の費用関数を受け渡すとの目的に沿うと、費用データの収集は必須である。

ただし、Mine Costデータベースの費用データは、各鉱山の実績を載せているわけではなく、World Mine Cost Data Exchange社独自の費用推定式から推定した費用が掲載されている。同社の説明によると、費用推定には十分な精度を持っているとのことである。このような手法を用いることで通常は取得が難しい費用に関するデータについて、鉄鉱石鉱山では68鉱山のデータを掲載している。これは全世界の生産量の85%をカバーする鉱山になる。鉄鉱石の各鉱山生産量は2009年の値となっている。また、銅鉱山については147鉱山が登録されており、これは西側諸国からの銅生産の83%がカバーされている。銅鉱山の生産量は2010年の値となっている。

さらに、本研究ではMine Cost のなかでもDynamic Cost Curveと呼ばれるデータベースを用いた。このデータベースには、先の鉄鉱石68鉱山と147の銅鉱山の費用が一覧で記載されている。その他、本データベースには、鉱石の各生産段階におけるデータを有している。費用は操業費であり、採掘から選鉱、運搬、製錬まで、つまり銅地金になるまでの費用の合計である。また、費用の内訳についても比較的詳細に記述されており、項目として、労務費、エネルギー費の内訳が鉱山毎に出されている。ただし、これら費用は操業費であり設備投資等の資本費は含まれていないことに注意が必要である。図2.1.1にデモ版のデータ詳細を示す。

DYNADEMO_Fe.XLS [互換モード]

This data is for the Fe ROM Ore Onsite Mine & Mill Cost Chart & Table											
Show Mine Name on Chart Yes=1, No=0											
TO RANK BY COST, SORT COLUMNS A TO L ON COLUMN J OR USE SORT BUTTON IN EDIT SHEET											
Mine	ROM Ore	Mine	Beneficiation	CHK	Labor	Energy	Other Onsite	\$/t	Operator	Country	
1 Mine 11	33.3	1.7	0.6	0.00	1.1	0.5	0.7	2.3	Company 8	Country 1	
10 Mine 60	20.5	2.4	0.7	0.00	0.9	1.0	1.2	3.1	Company 5	Country 10	
11 Mine 14	20.7	2.2	1.0	0.00	1.4	0.6	1.2	3.2	Company 3	Country 11	
12 Mine 6	88.2	2.4	0.9	0.00	0.7	0.8	1.8	3.3	Company 3	Country 1	
13 Mine 51	24.4	2.3	1.1	0.00	1.2	0.6	1.6	3.4	Company 3	Country 10	
14 Mine 41	30.5	2.3	1.5	0.00	1.6	0.5	1.6	3.7	Company 2	Country 3	
15 Mine 16	10.5	2.3	1.5	0.00	1.4	0.7	1.8	3.8	Company 3	Country 1	
16 Mine 57	41.2	2.4	1.5	0.00	1.8	0.6	1.5	3.9	Company 5	Country 10	
17 Mine 40	23.3	2.7	1.3	0.00	0.8	0.7	2.6	4.1	Company 3	Country 1	
18 Mine 4	11.0	2.9	1.2	0.00	1.1	0.9	2.1	4.1	Company 8	Country 1	
19 Mine 56	28.4	2.8	1.3	0.00	1.5	0.6	1.9	4.1	Company 2	Country 3	
20 Mine 8	17.6	3.0	1.2	0.00	1.4	1.1	1.7	4.1	Company 4	Country 1	
21 Mine 18	8.5	2.8	1.3	0.00	1.6	0.8	1.8	4.2	Company 3	Country 11	
22 Mine 58	41.7	2.3	2.1	0.00	1.0	1.0	2.3	4.3	Company 2	Country 3	
23 Mine 27	23.8	2.4	2.2	0.00	1.9	0.6	2.1	4.6	Company 9	Country 3	
24 Mine 53	4.2	2.1	2.6	0.00	2.0	0.7	1.9	4.6	Company 3	Country 1	
25 Mine 59	4.2	3.3	1.9	0.00	2.2	1.4	1.7	5.2	Company 5	Country 9	
26 Mine 9	38.6	4.7	0.5	0.00	0.7	2.8	1.7	5.2	Company 3	Country 1	
27 Mine 21	0.9	2.3	3.9	0.00	4.3	0.5	1.4	6.2	Company 8	Country 3	
28 Mine 45	8.7	4.6	1.7	0.00	0.5	2.5	3.3	6.2	Company 6	Country 7	
29 Mine 29	14.3	4.0	2.8	0.00	2.2	1.3	3.2	6.7	Company 2	Country 3	
30 Mine 31	5.8	5.2	1.7	0.00	4.1	0.9	1.9	6.9	Company 7	Country 3	
31 Mine 1	29.9	2.4	4.7	0.00	1.0	2.2	3.9	7.2	Company 8	Country 1	
32 Mine 38	15.8	3.9	3.3	0.00	2.9	0.9	3.4	7.2	Company 9	Country 3	
33 Mine 39	23.4	6.2	1.1	0.00	1.9	0.6	4.9	7.4	Company 5	Country 11	
34 Mine 35	36.0	3.6	3.8	0.00	3.0	1.8	2.6	7.4	Company 5	Country 8	
35 Mine 7	37.5	2.0	5.4	0.00	2.1	2.2	3.2	7.4	Company 2	Country 8	
36 Mine 3	16.1	4.8	2.7	0.00	3.0	1.4	3.2	7.5	Company 2	Country 3	

図2.1.1 デモ版による例 (Dynamic Cost Curve)

2.1.4 地域分割

当初、CGEモデルの世界の地域分割では、日本、中国、韓国、ASEAN地域、インド、米国、EU、豪州、その他世界（ROW）の9地域で設定され、これらの地域間で資源貿易がなされることとしたマトリックスが設定された。

しかしながら、鉄鉱石生産を軸に地域分割を行うと、豪州、ブラジル、北米、ROWの4地域の分割が妥当である。特に豪州とブラジルは世界の2大鉄鉱石輸出国であることから、両国を独立して分割することが望ましい。Mine Costデータベースには、豪州から21鉱山、ブラジルからは18鉱山が登録されている。北米地域にはアメリカ（6鉱山）、カナダ（3鉱山）の他にスウェーデンの2鉱山を含み、ROWにはインドの5鉱山と南アフリカの4鉱山から主に形成されている。対象データは全世界で66鉱山である。

なお、鉄鉱石生産量では、中国が世界一の生産量を誇るが、中国鉱山のデータを手することは困難であり、利用したデータベースにも記載されていない。しかしながら、中国で生産された鉄鉱石はほぼ全量が中国国内で消費（製鉄）されるため、輸出入には関連せず、中国の鉱山データがなくともCGEモデルによる分析には影響がない。

銅鉱石生産についても同様に、Dynamic Cost Curveデータベースを用いた費用曲線の推定のために地域分割を行った。国毎の銅鉱石生産量とデータベースに記載されている鉱山数、地域による鉱床タイプの類似性から判断して、以下の5地域に分割した。

- 南アメリカ地域
- 北アメリカ地域
- ヨーロッパ地域とその他世界
- オセアニア・アジア地域
- アフリカ地域

それぞれの地域特性を挙げると、

南アメリカ地域：チリとペルーがメイン生産国である。鉄鉱石とは異なり、ブラジルからの生産割合は低く、チリからの生産が大半を占めている。鉱山数、生産量ともに世界の銅生産をリードする地域である。

北アメリカ地域：カナダ、USA、メキシコの鉱山を含み、費用は南アメリカと比較すると高くなっている。生産量は大きいが年々生産量は減少傾向にある。

ヨーロッパ地域とその他世界：ロシア、カザフスタン、ポーランドの鉱山がこの地域をリードする。カザフスタン等の中央アジア諸国はこのヨーロッパ地域に含むこととした。その他、生産量は少ないが、スペイン、トルコなどの鉱山も含まれているが、全体として生産量は少ない。中国はその他地域として扱うことにする。

オセアニア・アジア地域：豪州、インドネシアがメインである。鉱山数からは、豪州が大半を占める。中国の生産量も多いが、データが基本公表されておらず、データベースに中国鉱山の記載がない。鉱床タイプから推察して、豪州よりもカザフスタンやロシアに近い鉱床が多いと考えられるので、中国にはヨーロッパとその他地域の費用曲線を当てはめるのが次善の策と考える。

アフリカ地域：サブサハラ以南の国々から銅鉄石の生産があり、ザンビア、南アフリカのデータが過半を占め、ボツワナ、コンゴの鉱山も含まれている。アフリカ北部ならびに中東からの生産はほとんどなく、鉱山データも記載されていなかったため除いている。

2.1.5 鉄鉱石鉱山の費用曲線の推定

Mine Costデータベースで出力される世界全体での鉄鉱石鉱山の一覧を図2.1.2に示す。図は縦軸に各鉱山の操業費をとり、操業費が低い鉱山から並べ、横軸には各鉱山の生産量を累積している。生産量はドライ状態の鉄鉱石鉄含有量（百万トン）を単位としている。Fe ROMとはRun-of-Mineの略であり、つまり鉱山で採掘された状態の鉄鉱石（粗鉄、Gross weight）を意味する。採掘された鉄鉱石はその後、破碎する工場に輸送され破碎後の粒径によってFines（粉鉄）、Lump（塊鉄）に分けられ、製鉄所に輸送もしくは輸出されることになる。

図2.1.2はデータベース内からFe ROM total dataとの項目から抽出したものである。このデータには、採掘、破碎、輸送、湾岸での積み込み、特別税とも言うべきロイヤリティ、ペレット化に内訳した費用が記載されており、輸出直前までの費用を積算し

たものである。また、本グラフには表現されていないが、各鉱山の人件費、エネルギー投入費についての記載があり、本項目によってCGEモデル分析で利用する生産関数へ引き渡すデータとする。

全鉱山について操業費の単純平均は22.2\$/tであり、およそ25\$/tの水準で低・中コストの鉱山と高コスト鉱山の境界があることが図から見て取れる。2000年前後には鉄鉱石価格が30\$/t前後の水準で取引されていたことを考え合わせると妥当なレベルと言えよう。しかし喫緊の価格140\$/tと比較すると500~600%の利益率となり、費用を元にした価格設定から遠く離れていることがわかる。

本データベースに記載されている全ての鉱山の生産量合計が11億7000万トンである。25\$/t以下の費用で採掘している低・中コスト水準の鉱山は9億5000万トンであった。

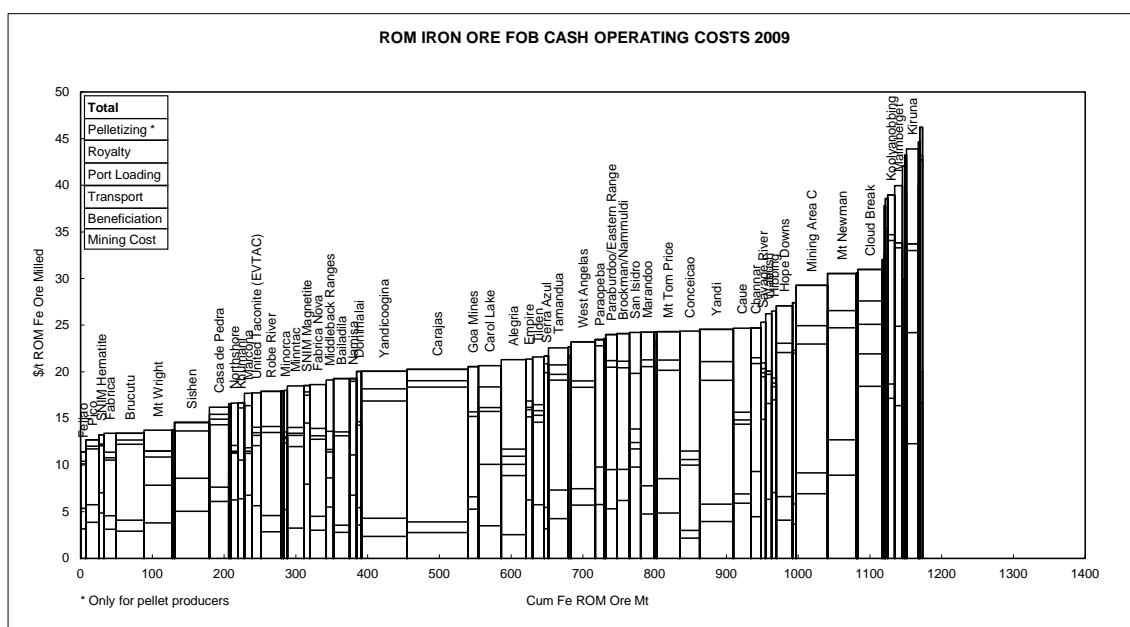


図2.1.2 世界全体での鉄鉱石鉱山、操業費用と累積生産量（工程内訳）

図2.1.2のデータ値から世界全体での鉄鉱石鉱山操業費の総額のみを取り出し、費用の低い鉱山から順にプロットしたのが図2.1.3である。横軸は同じく生産量の累積である。CGEモデルに限界費用曲線を引き渡すため、まずは総費用曲線を推定すべく最小二乗法で推定を行った。定式化あたり、最もフィッティングが良く、総費用がS字カーブを描くとする経済理論とも合致する3次式を採用した。推定の結果、

$$TC = 65.8 \cdot Q^3 - 101 \cdot Q^2 + 55.3 \cdot Q + 9.55 \quad (2.1.1)$$

$$R^2 = 0.95$$

が得られた。ここで、TCは操業費の全費用合計、Qは累積鉄鉱石生産量（10億トン）である。

したがって、限界費用 MC は Q について微分して、

$$MC = 197 \cdot Q^2 - 202 \cdot Q + 55.3 \quad (2.1.2)$$

となる。2次関数で表されるこの限界費用曲線を生産量の累計順に表したのが図2.1.4となる。

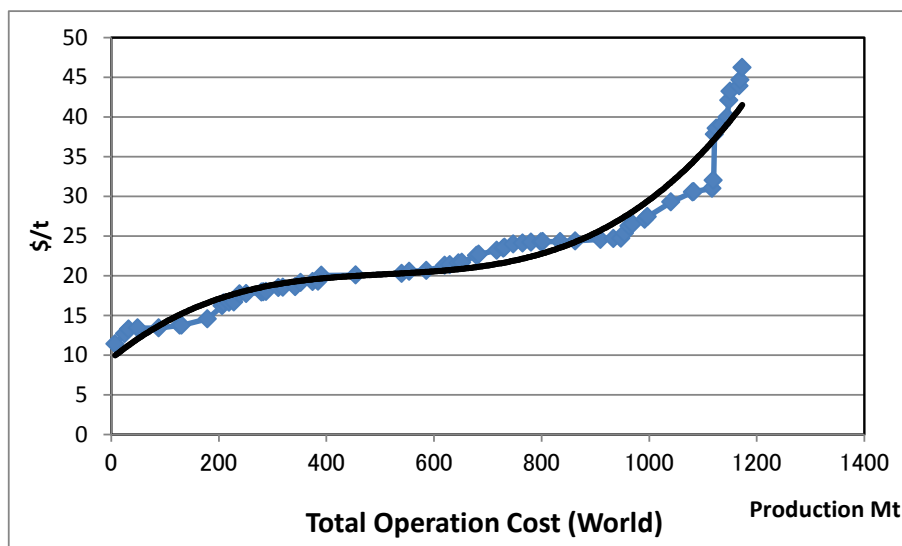


図2.1.3 世界全体での鉄鉱石鉱山操業費曲線（曲線は推定値）

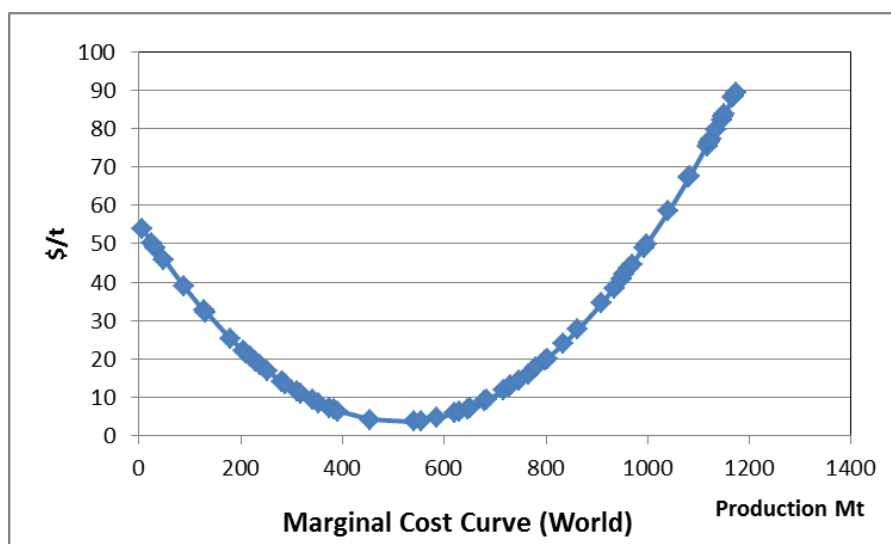


図2.1.4 世界全体での鉄鉱石鉱山限界費曲線

2.1.6 地域ごとの費用曲線の推定（鉄鉱石鉱山）

次に同じ推計を地域ごとに分けた鉱山についても適用する。地域区分は、生産量の累積量順に、豪州、ブラジル、北米、ROWである。

(1) 豪州

豪州の鉄鉱石鉱山について操業費と累積生産量の関係を3次式で近似したところ、

$$TC = 1170 \cdot Q^3 - 727 \cdot Q^2 + 151 \cdot Q + 13.6 \quad (2.1.3)$$

$$R^2 = 0.92$$

が得られた。ここで、 TC は操業費の全費用合計、 Q は累積鉄鉱石生産量（10億トン）である。

したがって、限界費用 MC は Q について微分して、

$$MC = 3510 \cdot Q^2 - 1454 \cdot Q + 151 \quad (2.1.4)$$

となる。

(2) ブラジル

ブラジルの鉄鉱石鉱山について操業費と累積生産量の関係を3次式で近似したところ、

$$TC = 1440 \cdot Q^3 - 715 \cdot Q^2 + 130 \cdot Q + 9.46 \quad (2.1.5)$$

$$R^2 = 0.77$$

が得られた。ここで、 TC は操業費の全費用合計、 Q は累積鉄鉱石生産量（10億トン）である。

したがって、限界費用 MC は Q について微分して、

$$MC = 4320 \cdot Q^2 - 1430 \cdot Q + 130 \quad (2.1.6)$$

となる。

(3) 北アメリカ

北アメリカの鉄鉱石鉱山について操業費と累積生産量の関係を3次式で近似したところ、

$$TC = 28100 \cdot Q^3 - 7790 \cdot Q^2 + 727 \cdot Q + 4.14 \quad (2.1.7)$$

$$R^2 = 0.95$$

が得られた。ここで、 TC は操業費の全費用合計、 Q は累積鉄鉱石生産量（10億トン）である。

したがって、限界費用 MC は Q について微分して、

$$MC = 84300 \cdot Q^2 - 15580 \cdot Q + 727 \quad (2.1.8)$$

となる。

(4) ROW (Rest of World) その他世界

ROW (その他世界) の鉄鉱石鉱山について操業費と累積生産量の関係を3次式で近似したところ、

$$TC = 25500 \cdot Q^3 - 5300 \cdot Q^2 + 340 \cdot Q + 10.7 \quad (2.1.9)$$

$$R^2 = 0.85$$

が得られた。ここで、 TC は操業費の全費用合計、 Q は累積鉄鉱石生産量 (10億トン) である。

したがって、限界費用 MC は Q について微分して、

$$MC = 76500 \cdot Q^2 - 10600 \cdot Q + 340 \quad (2.1.10)$$

となる。

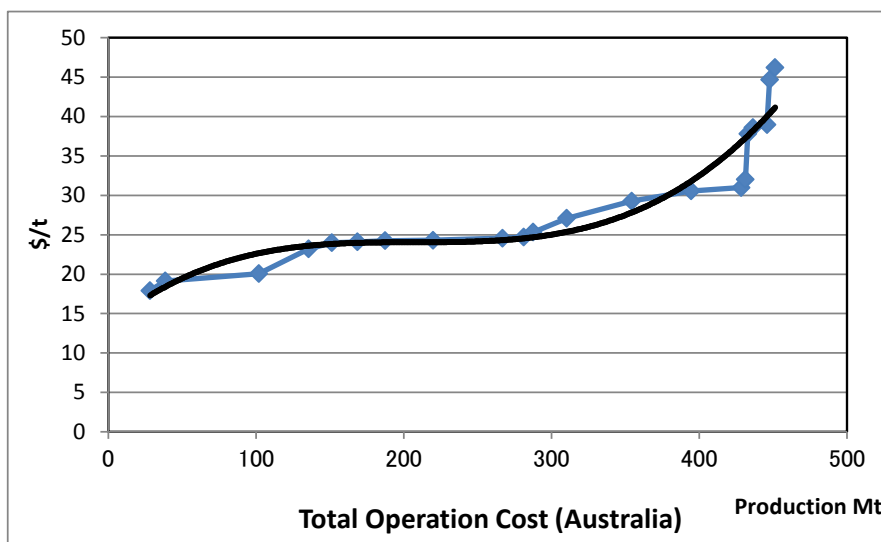


図2.1.5 豪州での鉄鉱石鉱山操業費曲線 (曲線は推定値)

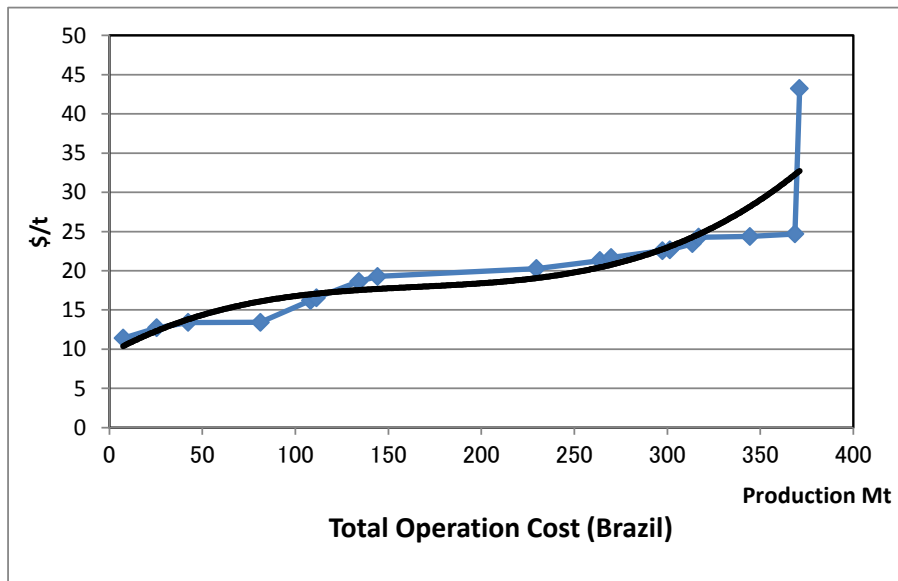


図2.1.6 ブラジルでの鉄鉱石鉱山操業費曲線（曲線は推定値）

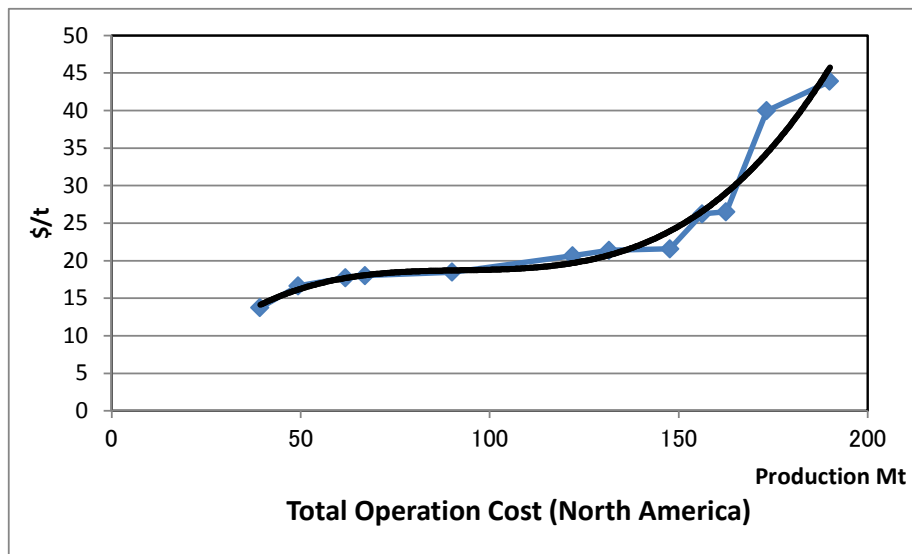


図2.1.7 北アメリカでの鉄鉱石鉱山操業費曲線（曲線は推定値）

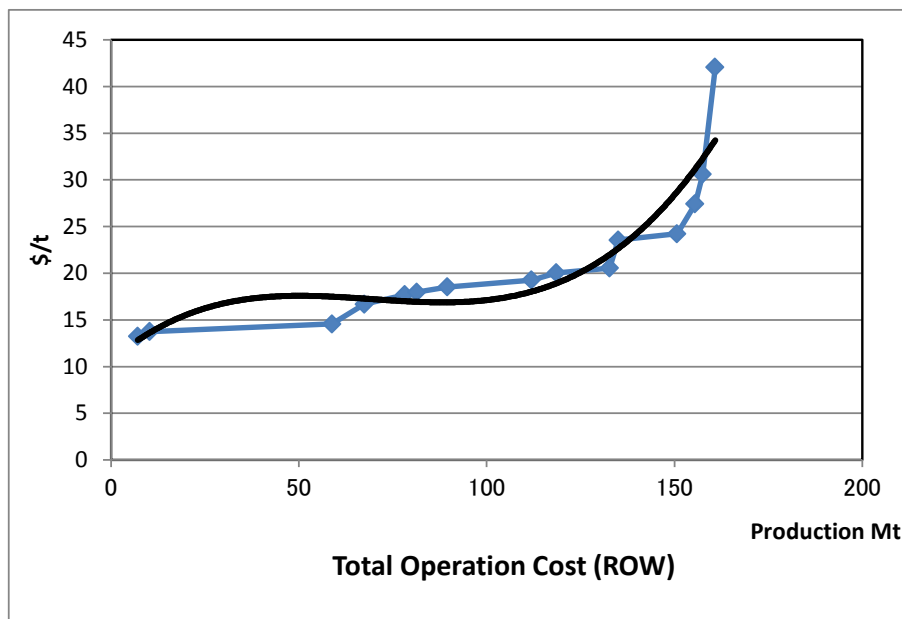


図2.1.8 ROW (Rest of World) での鉄鉱石鉱山操業費曲線 (曲線は推定値)

2.1.7 銅鉱山の費用曲線の推定

銅鉱山についても同様に、5地域のデータを整理し、累積生産量と操業費用の関係から、費用曲線の推定を3次曲線を用いて行った。

Mine Costデータベースで出力される世界全体の銅鉱山の一覧を図2.1.9に示す。図は縦軸に各鉱山の操業費をとり、横軸には操業費が低い鉱山から並べ各鉱山の生産量を累積したものとなっている。生産量は鉱石中の銅金属含有量(1,000トン)を単位としている。つまり、鉱山によって産出する鉱石の銅品位はさまざまであるが、本データは粗鉱生産量に品位をかけて算出された金属量で表現されている。採掘された鉱石は、鉱山内プラントで破碎・粉砕された後、30%程度の金属品位まで上昇させるため浮遊選鉱工程(浮選)に送られる。選別された鉱石は精鉱と呼ばれている。この精鉱から金属を抽出するには製錬する必要があるが、通常製錬所は鉱山とは別の場所に位置することが多いため、鉱山から製錬所へ精鉱を輸送するための費用がかかる。この採掘、選鉱、輸送、製錬の一連の工程で発生する全ての費用を含み、銅地金生産一単位当たりの費用を算出したものが、ここでの操業費である。本項目によってCGEで利用する生産関数へ引き渡すデータとする。

全鉱山について操業費の加重平均は2,630US\$/t (119US\$/lb)であり、およそ2,800US\$/tのレベルで低・中コストの鉱山と高コスト鉱山の境界があることわかる。現在の銅価格が8,000US\$/前後で推移していることを考えると、200%の利益率となり、単純な操業費からははるかに高い価格付けされていることがわかる。なお、本データベースに記載されている全ての鉱山の生産量合計が1,222万トンであり、金属生産に関する統計

書では、中国を除いた世界の銅生産の合計が2010年で1,479万トン、全世界で1,590万トンであった。

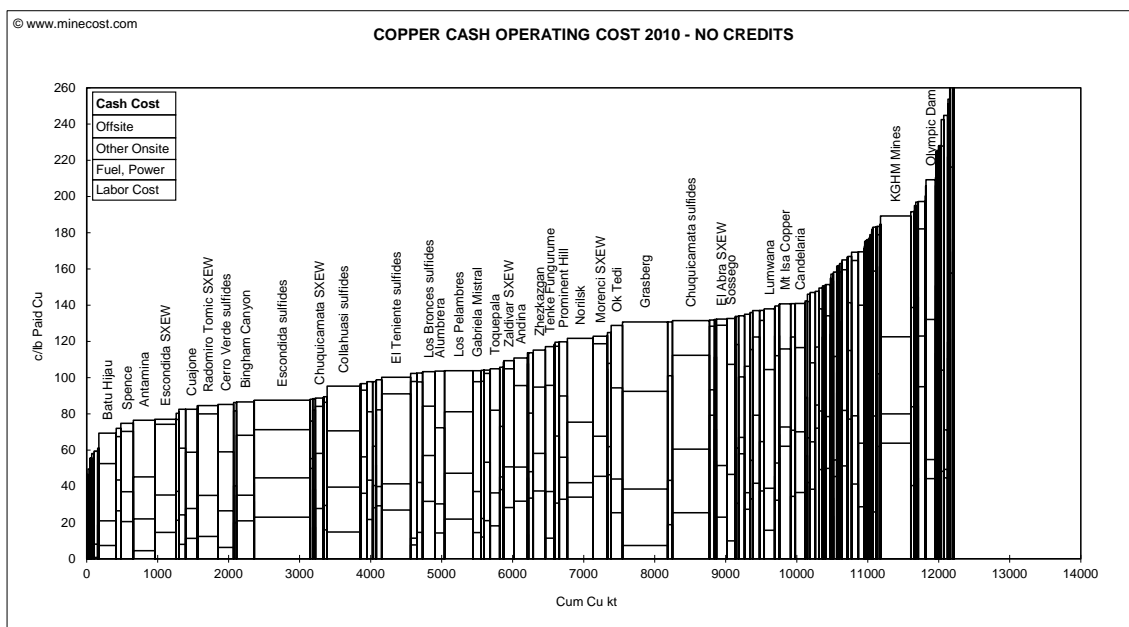


図2.1.9 世界全体での銅鉱石鉱山、操業費用と累積生産量（工程内訳）

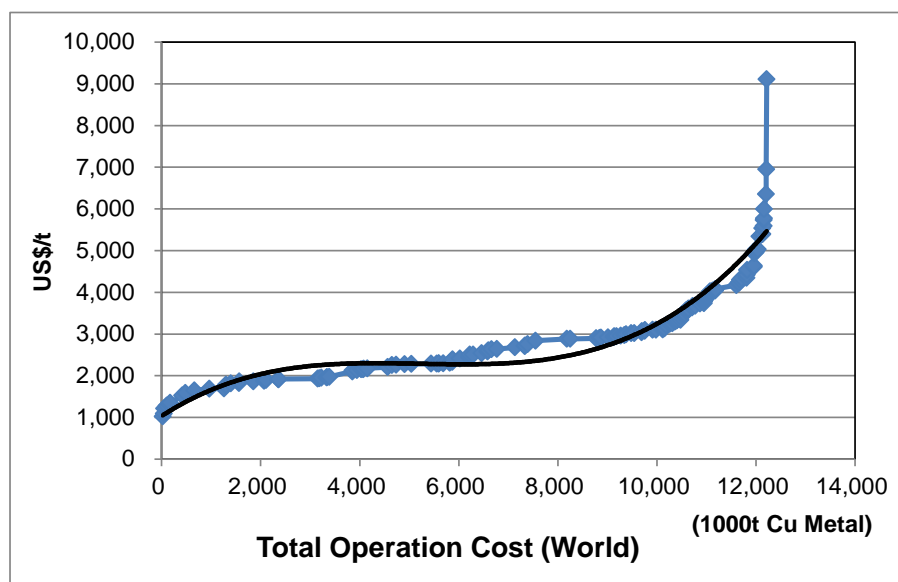


図2.1.10 世界全体での銅鉱山操業費曲線（曲線は推定値）

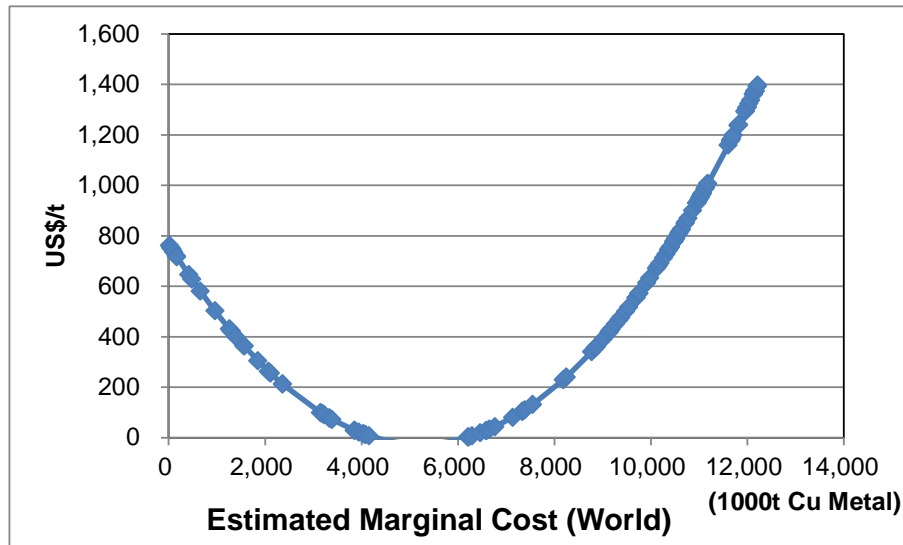


図2.1.11 世界全体での銅鉱山限界費曲線

図2.1.9のデータ値から世界全体での銅鉱山操業費の総額のみを取り出し、費用の低い鉱山から順にプロットしたのが図2.1.10である。横軸は同じく生産量の累積である。CGEモデルに限界費用曲線を引き渡すため、まずは総費用曲線を推定すべく最小二乗法で推定を行った。鉄鉱石の場合と同様に、定式化あたり、最もフィッティングが良く、総費用がS字カーブを描くとする経済理論とも合致する3次式を採用した。推定の結果、

$$TC = 9.71 \cdot Q^3 - 152 \cdot Q^2 + 768 \cdot Q + 1034 \quad (2.1.11)$$

$$R^2 = 0.90$$

が得られた。ここで、 TC は操業費の全費用合計、 Q は累積銅鉱石生産量（銅含有量）（100万トン）である。

したがって、限界費用 MC は Q について微分して、

$$MC = 29.1 \cdot Q^2 - 304 \cdot Q + 768 \quad (2.1.12)$$

となる。2次関数で表されるこの限界費用曲線を生産量の累計順に表したのが図2.1.11となる。

2.1.8 地域ごとの費用曲線の推定（銅鉱山）

次に同じ推計を地域ごとに分けた鉱山についても適用する。地域区分は、生産量の累積生産量の多い順に、南アメリカ、北アメリカ、オセアニア・アジア、アフリカ、ヨーロッパ・ROW（Rest of the World）である。推定に用いたデータと推定値を地域ごとに図2.1.12～図2.1.16に示す。

(1) 南アメリカ

南アメリカの銅鉱山について操業費と累積生産量の関係を3次式で近似したところ、

$$TC = 77.9 \cdot Q^3 - 648 \cdot Q^2 + 1593 \cdot Q + 980 \quad (2.1.13)$$

$$R^2 = 0.86$$

が得られた。ここで、 TC は操業費の全費用合計、 Q は累積鉄鉱石生産量（銅含有量）（100万トン）である。

したがって、限界費用 MC は Q について微分して、

$$MC = 234 \cdot Q^2 - 1296 \cdot Q + 1593 \quad (2.1.14)$$

となる。

(2) 北アメリカ

北アメリカの銅鉱山について操業費と累積生産量の関係を3次式で近似したところ、

$$TC = 4148 \cdot Q^3 - 8762 \cdot Q^2 + 6263 \cdot Q + 873 \quad (2.1.15)$$

$$R^2 = 0.86$$

が得られた。ここで、 TC は操業費の全費用合計、 Q は累積鉄鉱石生産量（銅含有量）（100万トン）である。

したがって、限界費用 MC は Q について微分して、

$$MC = 12440 \cdot Q^2 - 17520 \cdot Q + 6263 \quad (2.1.16)$$

となる。

(3) オセアニア・アジア

オセアニア・アジアの銅鉱山について操業費と累積生産量の関係を3次式で近似したところ、

$$TC = 3590 \cdot Q^3 - 11047 \cdot Q^2 + 11114 \cdot Q + 631 \quad (2.1.17)$$

$$R^2 = 0.96$$

が得られた。ここで、 TC は操業費の全費用合計、 Q は累積鉄鉱石生産量（銅含有量）（100万トン）である。

したがって、限界費用 MC は Q について微分して、

$$MC = 10770 \cdot Q^2 - 22090 \cdot Q + 11114 \quad (2.1.18)$$

となる。

(4) アフリカ

アフリカの銅鉱山について操業費と累積生産量の関係を3次式で近似したところ、

$$TC = 13554 \cdot Q^3 - 17062 \cdot Q^2 + 8756 \cdot Q + 1092 \quad (2.1.19)$$

$$R^2 = 0.95$$

が得られた。ここで、 TC は操業費の全費用合計、 Q は累積鉄鉱石生産量（銅含有量）（100万トン）である。

したがって、限界費用 MC は Q について微分して、

$$MC = 40660 \cdot Q^2 - 34120 \cdot Q + 8756 \quad (2.1.20)$$

となる。

(5) ヨーロッパ+ROW (Rest of World) その他世界

ヨーロッパ・ROW（その他世界）の銅鉱山について操業費と累積生産量の関係を3次式で近似したところ、

$$TC = 670 \cdot Q^3 - 619 \cdot Q^2 + 1514 \cdot Q + 2081 \quad (2.1.21)$$

$$R^2 = 0.91$$

が得られた。ここで、 TC は操業費の全費用合計、 Q は累積鉄鉱石生産量（銅含有量）（100万トン）である。

したがって、限界費用 MC は Q について微分して、

$$MC = 2010 \cdot Q^2 - 1238 \cdot Q + 1514 \quad (2.1.22)$$

となる。

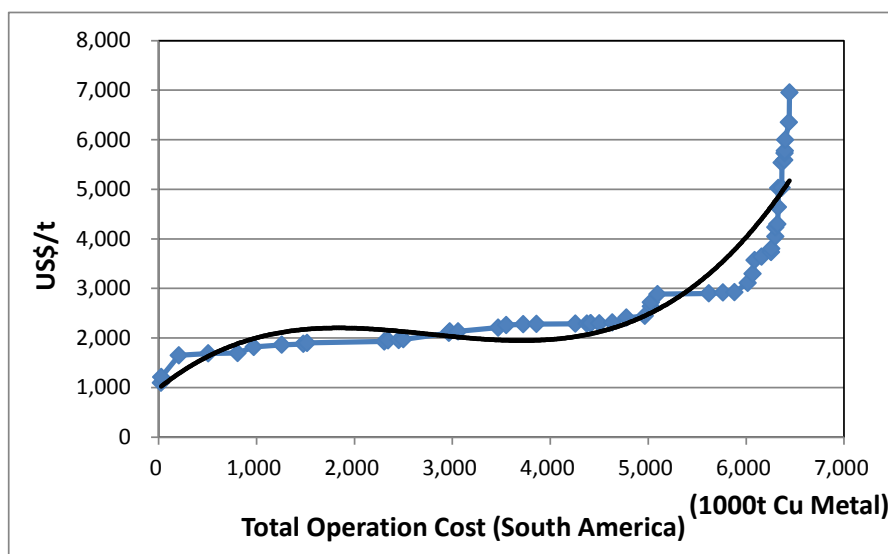


図2.1.12 南アメリカでの銅鉱山操業費曲線（曲線は推定値）

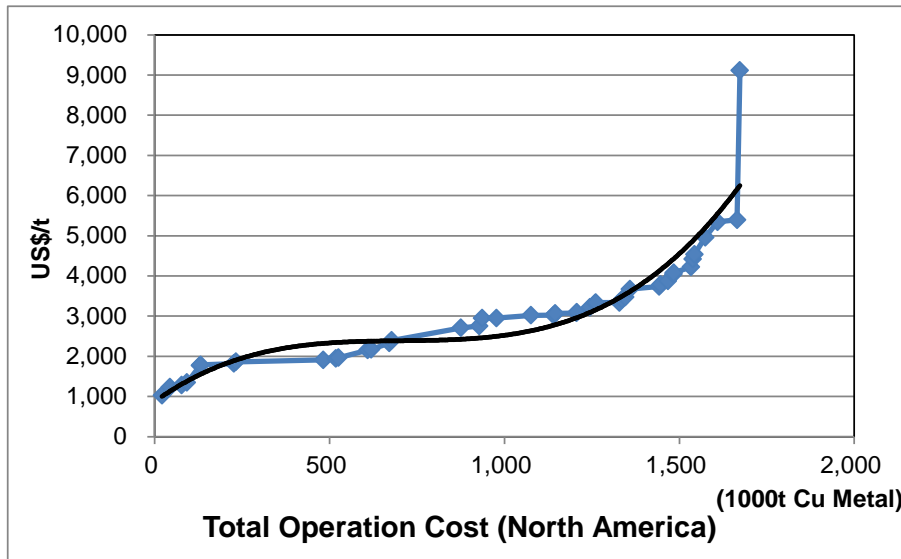


図2.1.13 北アメリカでの銅鉱山操業費曲線（曲線は推定値）

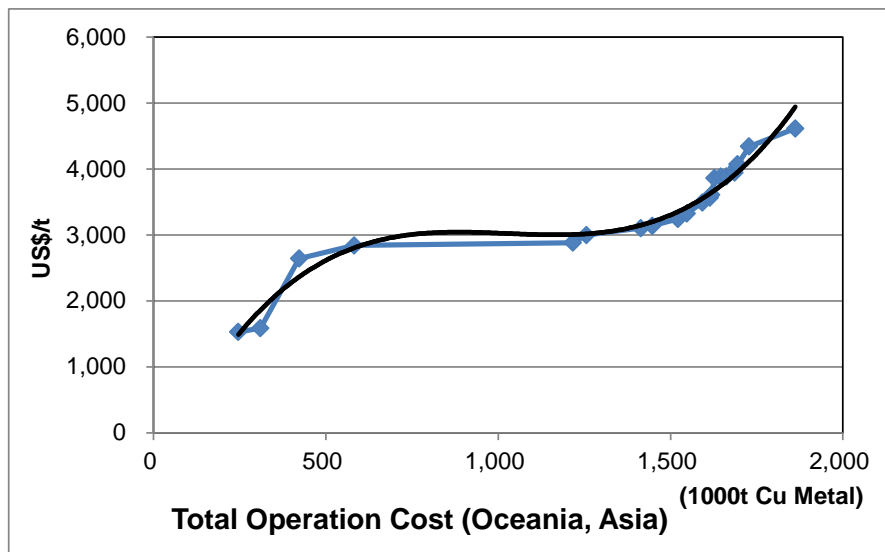


図2.1.14 オセアニア・アジアでの銅鉱山操業費曲線（曲線は推定値）

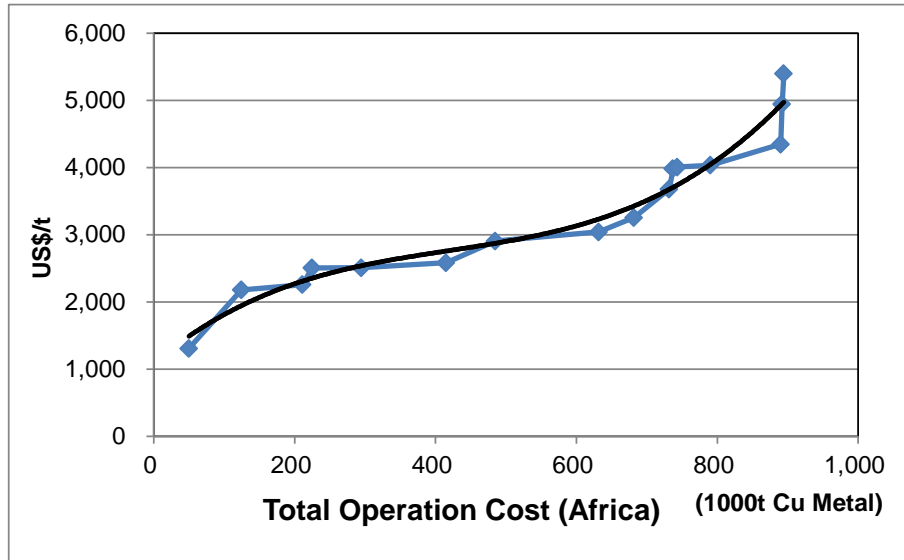


図2.1.15 アフリカでの銅鉱山操業費曲線（曲線は推定値）

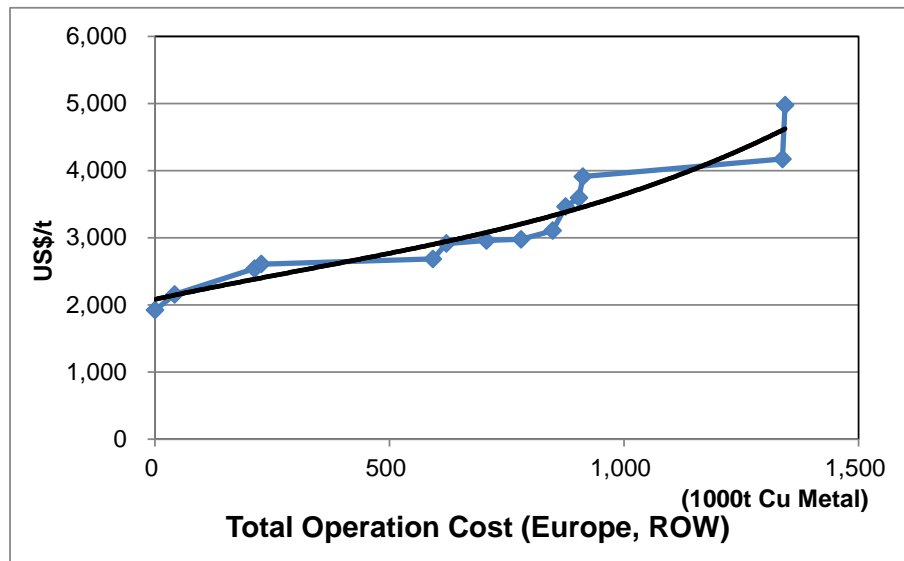


図2.1.16 ヨーロッパ・ROWでの銅鉱山操業費曲線（曲線は推定値）

2.1.9 操業費の内訳（労働費とエネルギー費）

これまで費用については操業費の合計を扱ってきた。しかしながら、データを引き渡すCGEモデル側では合計額ではなく、労働費、エネルギー費の区別がなされているため、分割する必要がある。

データ取得前の予想では、地域別もしくは生産量によって何らかの傾向が見られると考えていたが、鉄鉱石、銅鉱山ともに実際にデータを分析すると操業費の内訳に明

快な傾向は存在しなかった。図2.1.17には豪州の鉄鉱石鉱山について、操業費の合計が低い鉱山から生産量を累積して、操業費全体に占める労働費とエネルギー費の比率をプロットしたものである。これから特徴を挙げると、1) 労働費がエネルギー費を常に上回っている。2) 多くの鉱山で労働費の比率が高いとエネルギー費の比率も高くなる。3) 比率が高い鉱山を除くと生産量に応じて横ばいもしくは若干の下降傾向が見られる。銅鉱山には、1)、2)の傾向は見られなかったものの、3)の傾向は見られた。

そこでこの3)を検証するために生産量と、労働費とエネルギー費を合わせた費用の比率を表す(図2.1.18と図2.1.19)。豪州の鉄鉱石鉱山(図2.1.18)からは、比率が高い鉱山は生産量が少ない鉱山に集中していること、4000万トンまでは20%前後で推移し、それ以上の生産量の鉱山は10%程度にまで低下することがわかる。しかしながら、同様の図を世界の鉱山について描いてみると図2.1.20のようにその傾向が見られなくなり、10%から50%まで生産規模に関わらず、広く分布していることが分かる。あえて挙げるとすると4000万トンを超える鉱山は50%を超える鉱山はなくなり、それまでも分布の幅は徐々に少なくなっている。

南アメリカの銅鉱山の分布(図2.1.19)からは、生産量の少ない鉱山での投入比率は大きな幅があり、生産量が増加するにしたがって40%から50%程度に収束してくることがわかった。生産量が少ない鉱山ではばらつきが大きいことは鉄鉱石鉱山と同様であるが、生産量の大きな鉱山での労働とエネルギーの費用比率が高いことが銅鉱山の特徴であるといえる。

以上の分析を鑑みて、労働費とエネルギー費の内訳は明確な傾向がみられず、傾向を抽出するには各鉱山の生産に関してどのような方法を採用しているかまで踏み込む必要があると考える。本稿では、簡便な近似として、地域ごとに労働費とエネルギー費の比率を平均で求め、その比率を操業費合計に乗じることで両費用の内訳を算出することとする。鉄鉱石鉱山について地域別の労働費とエネルギー費の比率をまとめたのが表2.1.1、銅鉱山についてのものが表2.1.2となる。これから鉄鉱石では北アメリカの労働・エネルギー費比率が高いこと、豪州のエネルギー費比率が低く、銅鉱山では地域差があまり存在しないことが分かった。このような鉱山の特徴をデータに生かすため、最低限地域別に分けたデータの提示が必要であると言えよう。

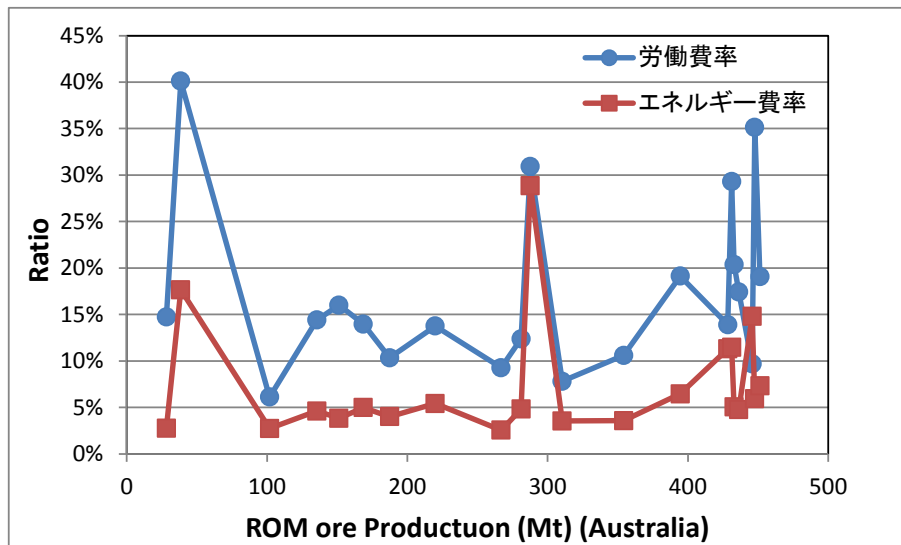


図2.1.17 労働費とエネルギー費の操業費全体に占める比率（豪州）

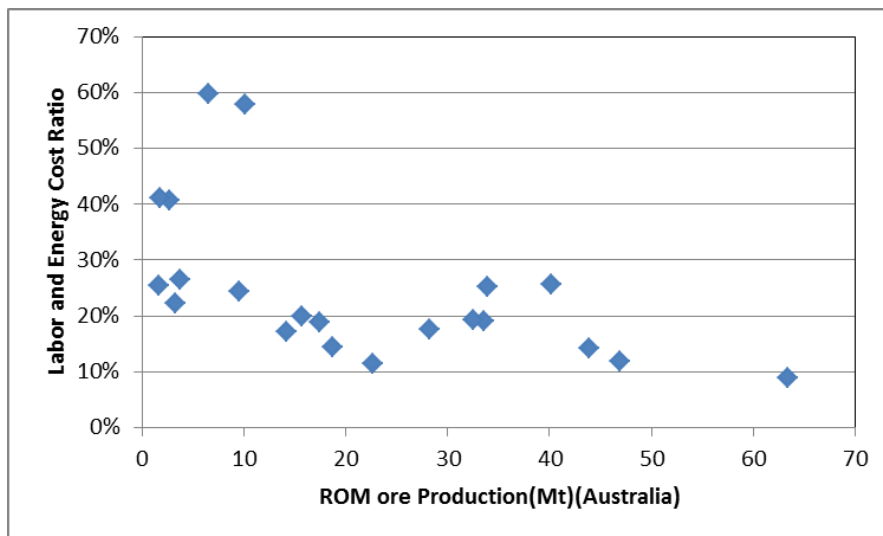


図2.1.18 鉄鉱石生産量と労働・エネルギー費用の全体に占める比率（豪州）

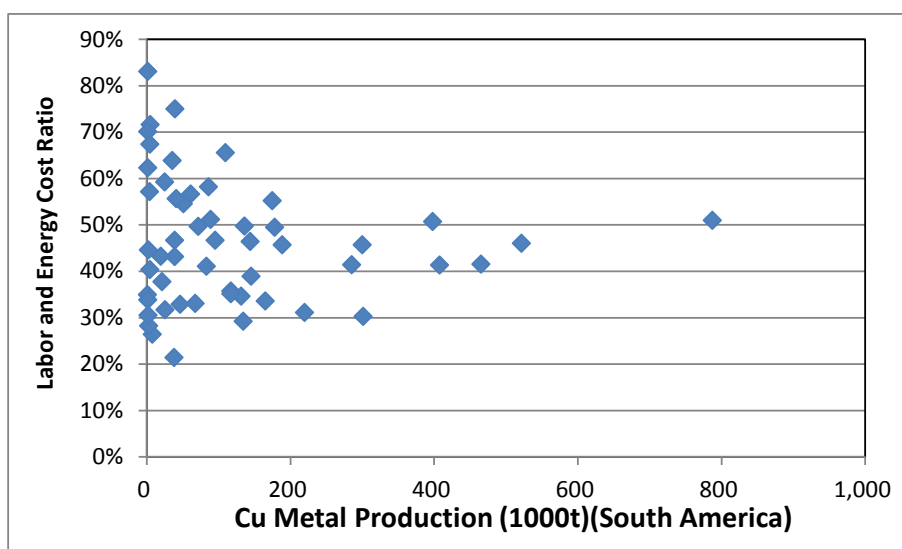


図2.1.19 鉄鉱石生産量と労働・エネルギー費用の全体に占める比率（南アメリカ）

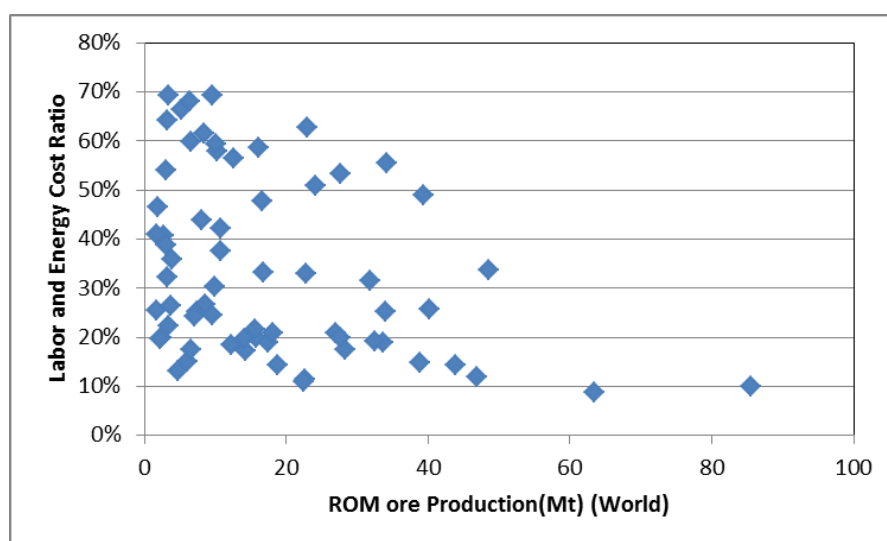


図2.1.20 鉄鉱石生産量と労働・エネルギー費用の全体に占める比率（世界）

表2.1.1 地域別、操業費全体に占める労働費とエネルギー費の比率

	労働費	エネルギー費
豪州	17%	7%
ブラジル	14%	16%
北アメリカ	34%	22%
ROW	19%	14%

表2.2.2 地域別、操業費全体に占める労働費とエネルギー費の比率（銅鉱山）

	労働費	エネルギー費
南アメリカ	27%	20%
北アメリカ	29%	16%
オセアニア・アジア	30%	14%
アフリカ	29%	14%
ヨーロッパ・ROW	29%	16%

2.1.10 結論

本節では、CGEモデルで資源制約の影響を表現する一つの要因として鉄鉱石鉱山と銅鉱山の費用を収集・分析し、世界4地域の鉄鉱石生産時の限界費用曲線と世界5地域の銅生産時の限界費用曲線を推定した。さらに、費用内訳として労働費とエネルギー費に注目し、これら費用が鉱山全体の操業費に占める割合を算出した。

地域分割は鉱山の分布と生産量によって分割したところ、豪州、ブラジル、北アメリカ、その他世界（ROW）に分けることが鉄鉱石鉱山については最適であること、また銅鉱山については、南アメリカ、北アメリカ、オセアニア・アジア、アフリカ、ヨーロッパ・その他世界（ROW）に地域分割することがモデル上最適であることを見いだした。

今後の課題として、今回扱えたデータが操業費のみであったことから、資本費のデータを得て、同様の分析を行うこと、操業費の内訳についても追加的なデータの援用を得て、生産規模との関係を明らかにすることが残されている。中国等での金属資源の消費量が今後も増大することを考えると、10年先までの消費量予測に本節の結果を反映させ、費用の上昇を予測することも可能である。ただし、価格と費用の間には大きな隔たりがあるため、その点についての分析が先行する必要がある。

2.2 鉄鉱石・銅鉱石供給制約のもたらす経済影響評価

2.2.1 はじめに

本節の目的は、前節2.1で推定された鉄鉱石と銅鉱石の鉱山限界費用曲線を、多地域かつ逐次動学型の計算可能な一般均衡（Computable General Equilibrium：CGE）モデルに導入し、鉄鉱石と銅鉱石の価格に反映された供給制約が世界経済に与える影響について明らかにすることである。

発展途上国の急速な工業化に伴い金属鉱物資源消費が急増しているが、人口も多く高度な経済成長を記録している中国やインドなどを含むアジア太平洋地域についてみると、1975年から2005年にかけてその国内金属鉱物資源消費は4倍以上にもなっているうえに、基本的に純輸入の状況にある（UNEP 2011）。また、アジア太平洋地域の国別の2005年の物質貿易についてみると、金属鉱物資源に至っては中国、インド、インドネシアで輸入依存率が40%以下であるが、その他は90%を超えている（Giljum et al. 2010）。つまり、アジア太平洋地域についていえば、その急速な経済発展の背景には大量の金属鉱物資源消費があり、その多くが海外からの輸入なしには消費量を満たすことができないことになる。

このような旺盛な金属鉱物資源需要に対し、供給が問題なくなされるのであれば、金属鉱物資源の制約が生じることはない。しかし、金属鉱物は天然資源であり、埋蔵量に制約がある¹。また、埋蔵量が充分あったとしても、金属鉱物資源の採掘にかかる費用という側面を忘れてはならない。金属に限らず鉱物は、一般的に、採掘しやすい鉱山から掘り進めていく。よって、今後鉱物生産を増加させていく場合、採掘により費用がかかる鉱山を開発していかなければならない。さらに、鉱山開発投資が直ぐに鉱物供給に結びつくわけではなく、実際に供給がなされるまでにはタイムラグが生じる。

これら金属鉱物資源の需要要因と供給要因を考えると、需要が継続的に増加している中で、供給が短期的には追いつかず、価格高騰という形で金属鉱物資源の供給制約が生じる可能性が少なからずあると考えられる。金属鉱物資源の安定供給は、経済発展の基礎であり、欠かせない要素である。そこで、本節では、比較的データを入手しやすい鉄と銅を例に取り上げ、鉄鉱石と銅鉱石価格の上昇に反映される資源供給制約が世界経済に与える影響について分析することにする。

鉄鋼と銅は自動車、機械類、建築など広範に使用される財であるため、これらを対象とする多部門経済分析はこれまでもいくつかなされている。清水他（2002, 2004）では、日本経済を対象として投入側に屑・スクラップ部門を新設したりサイクル分析用産業連関表を作成し、天然資源である鉄鉱石を使用する転炉工程生産とリサイクル財である鉄スクラップを使用する電炉工程生産を明確に分けた形で産業連関モデル

¹ 西山・安達（2006）によると、鉄鉱石に関しては長期的にも枯渇問題は生じる可能性が低いものの、銅、鉛、亜鉛などについては枯渇の可能性は否定できない。

を構築し、鉄スクラップ価格下落が与える経済ならびに環境への影響を分析している²。通常の産業連関モデルで適用される投入係数一定の仮定から鉄鉱石投入比率と鉄スクラップ投入比率は分析期間中一貫して固定されたままになってしまうため、鉄鋼のリサイクルについてサブモデルを構築して産業連関モデルと連結することでこの問題を回避しているのが方法論上の特徴となっている。また、資源投入についての拡張型産業連関表を用いたグローバルな多地域産業連関モデルとしてはHinterberger and Giljum (2003) がある。さらに、産業連関モデルを中心にして、貿易、エネルギー、資源、土地などのサブモデルを構築し、各モデルを連結させたグローバル・モデルとしては、Meyer (2005) のPANTA RHEIモデルやMeyer and Lutz (2007) によるGINFORSモデルなどがある。

一方、高山・増井 (2009) は日本経済を対象とする分析であるが、CGEモデルと鉄鋼ストック推計モデルの連結システムを用い、汎用鋼材の生産における電炉による粗鋼投入比率変化の二酸化炭素排出量への影響を明らかにしている。また、山崎 (2010) は、アジア経済研究所の2000年アジア国際産業連関表を日本・中国の二国間表に変換した上で、鉄鋼部門について転炉と電炉を分けたデータベースを作成した。そして、そのデータに基づく日中二国間CGEモデルを構築し、中国経済拡大シナリオを設定した上で日中経済、日中間貿易、鉄鋼部門の二酸化炭素排出量について分析を行っている。

鉄鋼を対象とする多部門経済モデルを用いた分析に関する先行研究は、上述のようにいくつかあるものの、分析の主目的が二酸化炭素排出量の動向であるものが多い。清水他 (2002, 2004) は、二酸化炭素排出量のみではなく、経済全般を対象としているが、鉄スクラップ価格の影響分析であり、鉱物資源である鉄鉱石価格の変動は考慮されてはいない。

また、上記の先行研究が鉄鋼を対象としたものであったのに対し、野村 (2002) は、鉱物資源を主な対象としたグローバルな一般均衡モデルを開発し、銅鉱石の供給制約に関する分析を行っている³。

既に述べたように、今後鉄鉱石・銅鉱石需要は増加し、生産量が増加するに従い鉄鉱石・銅鉱石価格が上昇することが容易に予想される。これは、前節2.1において鉄鉱石・銅鉱石鉱山操業費曲線が3次関数で最もよく近似されたことから明らかである。しかし、広範な用途目的がある鉄鋼や銅の生産に必要な鉄鉱石および銅鉱石を明示的に扱った経済分析があまりなされていないのが現状である。よって、本研究は金属鉱

² 鉄鋼を分析対象とはしていないが、増井・松岡・森田 (2000) は、産業連関表に金属屑を含む環境資源セクターを付加することで拡張したデータを用いて日本経済のCGEモデルを開発して廃棄物処理投資拡大の効果を分析している。

³ 野村 (2002) の多国間CGEモデルでは、CGEモデルで通常仮定される完全競争市場ではなく、不完全競争市場を前提にして構築されている。鉄鉱石の例をみても分かるように、金属鉱物資源の生産が寡占体制になりつつある。よって、市場構造の記述としては野村 (2002) のように不完全競争を導入するのが望ましい。

物資源とグローバル経済との関係に関する一つの知見を提供できるものと考えられる。

本研究は、多地域逐次動学型CGEモデルを用いた数量分析を行う。多地域モデルを使用するのは、鉄鉱石・銅鉱石と鉄鋼・銅の主要生産国が必ずしも同じではないことと、鉱石市場においても鉄鋼・銅市場においても、ある一つの国のみが影響を与えるのではなく、世界の国々・地域がお互いに影響を与えるためである。国・地域は、主に貿易を通じて相互依存の関係にある上に、鉱石も鉄鋼・銅も主要な貿易財であるため、国・地域間の貿易を内生化した多地域モデルを用いた方がより望ましいといえる。また、今回は特に鉱石価格上昇という価格変化の影響を分析するため、相対価格の変化に基づく代替効果を反映することが困難な産業連関モデルより、相対価格の変化を通じた投入や需要の変化を記述することができるCGEモデルを用いた方が望ましいと考えられる。

なお、本節は、次のような構成になっている。2.2.2では、本節で用いるデータと多地域逐次動学型CGEモデルの概要について説明する。2.2.3では、シミュレーション結果について述べる。最後に2.2.4に結論を示す。

2.2.2 経済影響評価モデル

(1) データ

本研究で用いるデータは、米国パーデュ大学世界貿易分析センターが作成している2004年基準のGlobal Trade Analysis Project (GTAP) データベース第7版である。このデータは、世界を113地域に区分けし、各地域の経済が57産業部門に分割されているデータであるが、本研究では13地域、22産業分類に統合する。地域分類と産業分類は、それぞれ表2.2.1と表2.2.2の通りである。このデータの特徴は、本節の分析目的にあわせて、鉱業部門を鉄鉱石、銅鉱石、その他鉱業の3つの部門に、非鉄金属部門を銅とその他非鉄金属の2つの部門に、その他製造業をリサイクルと（リサイクル以外の）その他製造業に分割したことである⁴。これらの分割にあたり、日本、中国、韓国、豪州、米国については、基準年に近いそれらの国々の産業連関表の生産額のシェアとUnited States Geological SurveyのMinerals Yearbook, 2004での生産量のシェアを用いて分割した。それら以外の国・地域の鉱業と非鉄金属の分割については、United States Geological SurveyのMinerals Yearbook, 2004における生産量データによるシェアを用いた。日中韓豪米以外のリサイクル部門の分割に適したデータについては見当たらなかったため、その他北米と欧州については米国の値、ASEANについては韓国の値、インド、ブラジル、その他南米、アフリカ、その他世界については中国の値でもって分割した。また、二国間貿易額については、UNComtradeデータからそれぞれのシェアを求

⁴ GTAPデータベースでは、リサイクルがその他製造業に含まれているため、リサイクル部門はその他製造業から分割した。

めて、そのシェアにより分割を行った。これらの部門の細分化に際しては、GTAPデータベースの部門分割を行うソフトウェアであるSplitComを用いた⁵。

なお、財別の中間需要、家計消費、政府消費における国内財と輸入財の間の代替弾力性、生産要素間の代替弾力性、二国・地域間貿易における財別の代替弾力性など主要なパラメータは、GTAPデータベース第7版のものを用いた。リサイクル部門と鉄鉱石ないし銅鉱石部門の間の代替弾力性は2とした。

また、本モデルのシミュレーション期間は2004年から2020年までであるが、ポストサンプルでのシミュレーションを行うにあたり、人口水準ならびに非熟練労働、熟練労働、資本ストックの3変数についての変化率を外生的に与える。これら4つの外生変数の想定に使用したデータは、以下の二つである

- 国連人口統計
- 米国パーデュ大学世界貿易分析センターが作成したマクロ経済予測値

表2.2.1 13地域分類

No.	国・地域	No.	国・地域
1	日本 (JPN)	8	欧州 (EU)
2	中国 (CHN)	9	ブラジル (BRA)
3	韓国 (KOR)	10	その他南米 (XSA)
4	ASEAN (ASA)	11	豪州 (AUS)
5	インド (IND)	12	アフリカ (AFR)
6	米国 (USA)	13	その他世界 (ROW)
7	その他北米 (XNA)		

表2.2.2 22産業分類

No.	産業	No.	産業
1	農林水産業 (xag)	12	金属製品 (fmp)
2	石炭 (coa)	13	自動車 (mvh)
3	原油 (oil)	14	その他輸送機器 (otn)
4	天然ガス (gas)	15	機械・設備 (xme)
5	鉄鉱石 (ior)	16	リサイクル (rcy)
6	銅鉱石 (cor)	17	その他製造業 (omf)
7	その他鉱業 (xmn)	18	電力 (ely)
8	石油・石炭製品 (p_c)	19	建設 (cns)
9	鉄鋼 (i_s)	20	陸上運輸 (otp)
10	銅 (cop)	21	その他運輸 (tpn)
11	その他非鉄金属 (onf)	22	その他サービス (xsv)

⁵ SplitComの詳細については、<http://www.monash.edu.au/policy/splitcom.htm>を参照のこと。

(2) モデルの概要

1) モデル構造

本研究で使用する多地域逐次動学型CGEモデルは、GTAPデータベースを用いたRutherford (2005) によるGTAP6 in GAMSモデルをベースにしている⁶。GTAPデータベースを用いた多地域CGEモデルとしては、Hertel (1997) による通常のGTAPモデルを用いることが多い⁷。通常のGTAPモデルは、変数の値（水準）ではなく、変数の変化率で記述されている。しかし、変化率ベースでのモデリングには次のような問題がある。例えば、地域間の労働移動はないものの、地域内でセクター間の労働移動が完全に自由であると仮定する⁸。この時、全セクターでの賃金水準が均等化する。しかし、GTAPモデルでは、賃金水準ではなく、賃金の変化率が均等化してしまう問題が生じるのである。この問題は、変化率ベースでCGEモデルを構築する限り解決されない問題であるため、変化率ではなく水準ベースでモデリングを行うGTAP6 in GAMSモデルを基礎モデルとした。

GTAP6 in GAMSモデルは、そのモデル構造について、標準的なCGEモデル（例えば単一国モデルとしてはLofgren, Harris and Robinson 2002、多地域モデルとしてはMcDonald, Thierfelder and Robinson 2007）とは少々異なっている。主な違いとは、標準的なCGEモデルが利潤最大化による企業行動や効用最大化に基づく家計行動をベースにするのに対し、GTAP6 in GAMSモデルでは企業も家計も費用最小化問題を解くことである。さらに、標準的CGEモデルでは、生産された財をConstant Elasticity of Transformation (CET) 型関数によって輸出供給と国内供給に振り分けるものの、GTAP6 in GAMSモデルでは輸入と輸出が表裏一体である性質を利用し、輸入をモデル化することで二国間貿易を内生化している点も主な違いである⁹。本モデルでは市場構造について完全競争を仮定しているが、この点については通常のGTAPモデルや標準的なCGEモデルと同じである。

まず、生産関数は、中間財投入と付加価値を要素とするレオンチェフ型生産関数で表現される。中間財の財別需要もレオンチェフ型で決定されるが、財別需要の国産品需要と輸入品需要の振り分けはConstant Elasticity of Substitution (CES) 型関数によりなされる。鉄鋼部門においては、リサイクル部門から鉄鋼部門への中間投入を鉄スクラップ投入と仮定し、鉄鉱石部門とリサイクル部門の間の代替関係をCES型関数によって表わす。また、銅部門についても同様に、リサイクル部門から銅部門への中間投入を銅スクラップ投入と想定し、銅鉱石部門とリサイクル部門がCES型関数で表わさ

⁶ GTAP in GAMSモデルを基に構築された多地域CGEモデルとしては、マサチューセッツ工科大学のEPPAモデル (Paltsev et al. 2005) などがある。

⁷ 川崎 (1999) も、GTAPデータベース、通常のGTAPモデル、そしていくつかの応用例を紹介している。

⁸ 本仮定は、ほとんどのCGEモデルで採用されている仮定である。

⁹ 二国間貿易のモデリングについては、GTAP6 in GAMSモデルと通常のGTAPモデルは基本的に同じ定式化で行っている。

れる代替関係にあるとする。付加価値の生産関数は、資本ストック、熟練労働、非熟練労働、天然資源、土地を生産要素とするCES型関数である。そして、このCES型関数を制約条件として代表的企業が費用最小化問題を解くことで、生産要素需要を決定する。

家計は、企業に生産要素を貸し出し、その対価を受け取ることで所得を得る。そして、その所得により家計消費がなされる。家計の効用関数はコブ＝ダグラス型で、その効用関数を制約条件とする費用最小化問題を解くことで、財別の消費を決定する。財別家計消費の国産品需要と輸入品需要への振り分けは、同じ財であっても生産地が異なれば異なる財とみなして国内財と輸入財が不完全代替の関係にあると仮定するArmington (1969)の方法（以下、アーミントン・アプローチと表す）に基づいている。なお、GTAP6 in GAMSモデルにおいては、家計行動は、国全体のマクロ的な家計を想定してモデリングがなされているが、本研究においては、一人当たり変数にすることで、人口変動の影響を評価することができるようにしてある。また、通常のGTAPモデルでは、消費に加えて貯蓄も構成要素の一つとなっているコブ＝ダグラス型効用関数を用い、標準的なCGEモデルでは外生的に与える貯蓄率を所得に乗じる形で資本財の購入にあてられる貯蓄を内生化している。しかし、GTAP6 in GAMSモデルでは投資を外生変数として扱っているため、貯蓄はモデリングされていない。

一方、政府は、生産や貿易などにおいて課せられた租税を収入とし、レオンチェフ型関数でもって財別の政府支出を決定する。国産品需要と輸入品需要への振り分けは、アーミントン・アプローチによって行う。

生産、家計消費、政府消費において、輸入品に対する需要が決定されているが、これらは財別輸入を決定しているのみでどの地域からの輸入かは説明されていない。生産、家計消費、政府消費の財別輸入合計における輸入元の決定は、CES型関数を用いるアーミントン・アプローチによってなされる。

また、国際運輸はコブ＝ダグラス型関数を用い、土地や天然資源など産業部門固有の投入に関してはCET型関数を前提にして需要を決定している。なお、投資需要と国際資本移動については地域ごとに固定としている。

以上は、財もしくは生産要素の需要と供給の量を決定するメカニズムに関する説明であった。しかし、経済を分析する上で財と生産要素の価格決定も欠かせない要素である。全ての財ならびに生産要素の価格は、それぞれの市場において需要と供給が均衡するように決定される構造になっている。

2) 動学メカニズム

多地域CGEモデルにおける各年の静学的な構造については、以上の説明の通りである。しかし、本研究は2004年から2020年までをシミュレーション期間としているため、この静学的なモデルを動学化する必要がある。ここでは、人口水準、非熟練労働供給変化率、熟練労働供給変化率、資本変化率を外生的に与えることでそれら外生変数の

2004年から2020年までの経路を導きだし、多地域CGEモデルに組み込むことで逐次動学化している。

3) ニュメレール

モデリングの対象が単一国であろうと多地域であろうと、CGEモデルにおいては価格についてゼロ次同次でワルラス法則が成り立つ定式化を用いることが通常のアプローチである。よって、通常の方法によりCGEモデルを構築する場合、モデルを構成する方程式の一本が冗長となるため、ある一つの変数をニュメレールとしてその価格を1と固定する。しばしば山崎（2010）のように労働をニュメレールとして設定し賃金率を固定する方法がとられる¹⁰。しかし、GTAP6 in GAMSモデルでは、家計所得水準でみて最大の地域の家計所得をニュメレールとして設定している¹¹。

4) 鉄鉱石・銅鉱石採掘限界費用の導入

本研究において重要な側面をもつのが、鉄鉱石・銅鉱石採掘限界費用曲線の多地域逐次動学型CGEモデルへの導入である。GTAPデータベースの鉱業部門を鉄鉱石・銅鉱石・その他鉱業に細分化してあるため、鉄鉱石と銅鉱石の採掘限界費用曲線は、主要鉱石生産地域における鉄鉱石ないし銅鉱石部門の生産関数に導入する。具体的には、鉄鉱石と銅鉱石の採掘限界費用曲線に従って得られる限界費用の対基準年比率を鉄鉱石または銅鉱石の生産物価格上昇ショックと捉え、多地域逐次動学型CGEモデルでは当該部門の付加価値生産における生産性の低下として表現する。

次に、前節2.1で推定された主要生産地域別の鉄鉱石・銅鉱石採掘限界費用曲線の逐次動学型CGEモデルへの導入方法について説明する。鉄鉱石・銅鉱石採掘限界費用曲線での鉄鉱石・銅鉱石生産量が物量単位（メトリックトン）で表現されるが、本節の多地域逐次動学型CGEモデルのデータは価額（米ドル）で表わされている。この単位の差異を解消して多地域逐次動学型CGEモデルに組み込むため、鉄鉱石・銅鉱石採掘山操業費曲線を基準化する。ここでは、豪州の鉄鉱石採掘限界費用曲線を例にとる。まず、前節2.1で推定された豪州の鉄鉱石採掘限界費用曲線は、次の通りである。

$$Y = 3510X^2 - 1454X + 151 \quad (2.2.1)$$

ここで、 Y は1トン当たりの鉱石採掘費用（米ドル）、 X は鉄鉱石生産量（10億メトリックトン）である。この Y と X を多地域逐次動学型CGEモデルのデータの基準年である2004年で1となるように変換する。基準年における1トン当たりの鉄鉱石採掘費用を \bar{Y} 、鉄鉱石生産量を \bar{X} とすると、基準化された鉄鉱石採掘費用と鉄鉱石生産量の関係を次のように書くことができる。

¹⁰ 通常のGTAPモデルでは、家計貯蓄がニュメレールとなっている。

¹¹ ここで用いる多地域逐次動学型モデルでは家計所得を一人当たりになっているので、一人当たり家計所得がニュメレールとなる。

$$Y = c\bar{Y} \quad (2.2.2)$$

$$X = v\bar{X} \quad (2.2.3)$$

ここで、 c は基準化された鉄鉱石採掘費用、 v は基準化された鉄鉱石生産量である。
(2.2.2) 式及び (2.2.3) 式を (2.2.1) 式に代入して、さらに両辺を \bar{Y} で除すと、

$$c = \left(\frac{3510\bar{X}^2}{\bar{Y}} \right) v^2 - \left(\frac{1454X}{\bar{Y}} \right) v + \left(\frac{151}{\bar{Y}} \right) \quad (2.2.4)$$

を得ることができる。U.S. Geological Survey Minerals Yearbook 2008における2004年の豪州鉄鉱石生産が2億3,400万トンとあったため、その値を用いて基準年である2004年の鉄鉱石採掘限界費用を限界費用曲線に従い求めたところ、1トン当たり約2.96米ドルとなった。つまり、(1.2.4) 式における \bar{Y} は約2.96米ドルで、 \bar{X} が0.234 (10億メトリックトン) ということになる。そして、このようにして得られた2004年における鉄鉱石生産量とそれに対応する鉄鉱石採掘費用をそれぞれ1とするように豪州の鉄鉱石採掘限界費用曲線を基準化した変数で表現し直すと、次の基準化された鉄鉱石採掘限界費用曲線が得られる。

$$c = 64.98382 v^2 - 115.03942 v + 51.05560 \quad (2.2.5)$$

本研究では、内生的に算出される各年の豪州の鉄鉱石生産の基準年に対する比率を、基準化した豪州鉄鉱石採掘限界費用曲線である (2.2.5) 式の変数 v として用いる。そして、同関数に従い得られる鉄鉱石採掘限界費用上昇比率を、鉄鉱石部門の付加価値生産における生産性低下をもたらすショックという形で多地域逐次動学型CGEモデルに組み込んだ。

なお、前節2.1での鉄鉱石・銅鉱石採掘限界費用曲線は、2009年の鉱山ごとのクロスセクション・データに基づいて推定されている。多地域逐次動学型CGEモデルは2004年基準であり基準年が異なるが、ここでは基準年の違いは無視しうるものと仮定する。さらに、多地域逐次動学型CGEモデルによるシミュレーションは2020年まで行うが、採掘技術等は不変と仮定し、推定された鉄鉱石・銅鉱石鉱山採掘限界費用曲線はシミュレーション期間中同一のものを適用できると考える。

5) ソフトウェア

今回の分析においては、ソフトウェアとしてGAMS (General Algebraic Modeling System) を用い、多地域逐次動学型CGEモデルをPATHソルバーにて混合相補問題 (Mixed Complementarity Problem) として解いた。

2.2.3 シミュレーション

本研究では、鉄鉱石・銅鉱石価格上昇の経済的影響を分析するため、次の二つのシナリオを設定する。

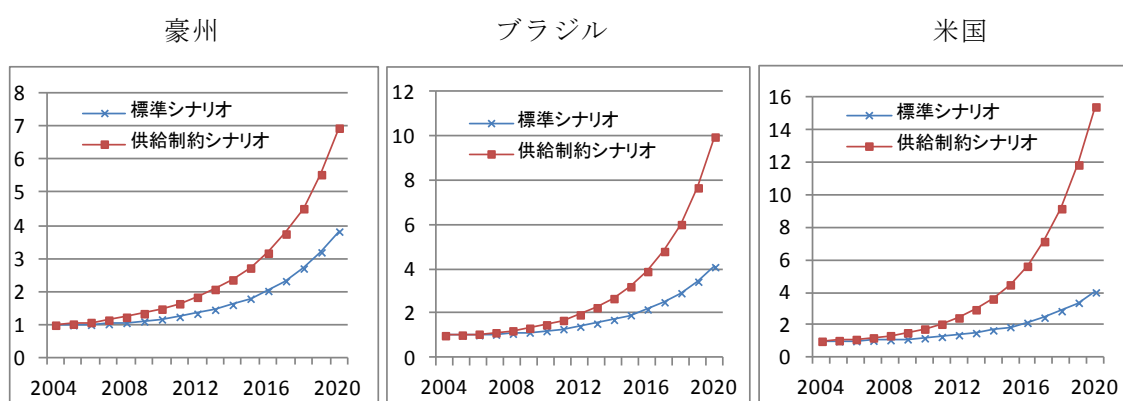
- 標準シナリオ：鉄鉱石・銅鉱石鉱山採掘限界費用曲線を組み込まないシナリオ
- 供給制約シナリオ：鉄鉱石・銅鉱石鉱山採掘限界費用曲線を組み込むシナリオ

これら二つのシナリオによるシミュレーション結果に基づき、鉄鉱石・銅鉱石部門の価格、鉄鋼部門生産量、銅部門生産量、鉄鋼・銅の主要需要産業部門の生産量、GDPについて、鉄鉱石・銅鉱石産出価格上昇ショックの影響を分析する。

(1) 鉄鉱石産出価格の動向

鉄鉱石生産国・地域における鉄鉱石部門の産出価格の推移は、図2.2.1に示されている。前節2.1では鉄鉱石生産地域を豪州、ブラジル、北米、その他世界の4つの地域に分割していた。多地域逐次動学型CGEモデルにおける地域分割では、北米は米国、その他北米、欧州、中国から構成され、その他世界はその他南米、インド、アフリカ、その他世界が該当するとする¹²。

図2.2.1から明らかなように、標準シナリオにおいても供給制約シナリオにおいても年々鉄鉱石の産出価格は指数関数的に上昇し続ける。標準シナリオの場合、2020年の鉄鉱石産出価格は基準年である2004年と比較して、約4倍程度となる。一方、供給制約シナリオにおいては、2020年において約7倍から16倍にも達する。特に、米国や欧州での産出価格上昇が大きくなっている。これは、2004年の時点で生産量が2.1で推定された北米の鉱山操業費用曲線の変曲点より右にあるため、鉄鉱石生産の増加に伴い価格上昇のショックが他の国・地域より大きくなったものと考えられる。



¹² 多地域逐次動学型CGEモデルでの欧州が2.1における北米に含まれるのは、欧州の鉱山を北米に加えて鉱山採掘操業費用曲線を推定しているためである。また、中国が含まれるのは、その鉱床が欧州のものに近いと判断されるためである。

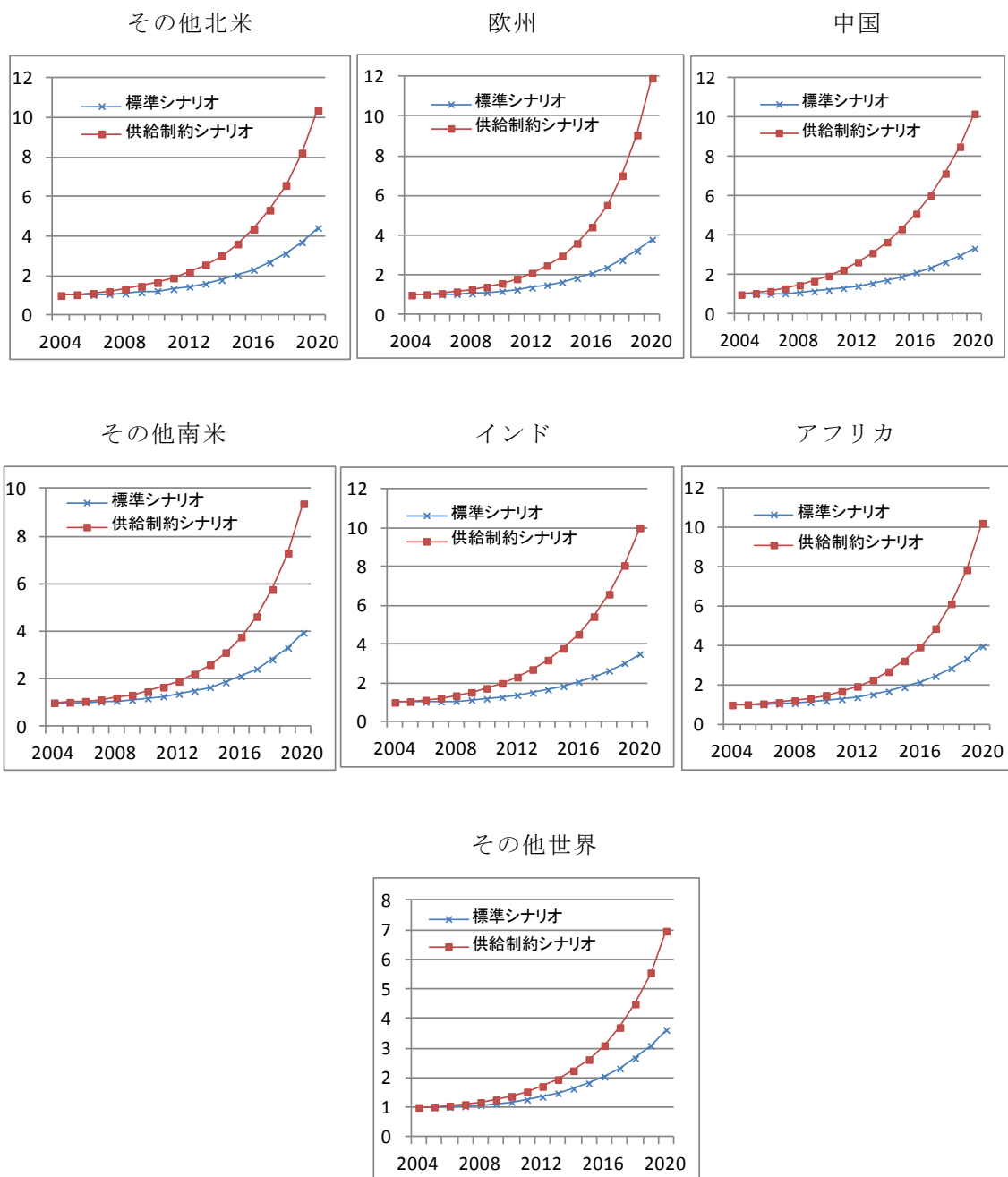
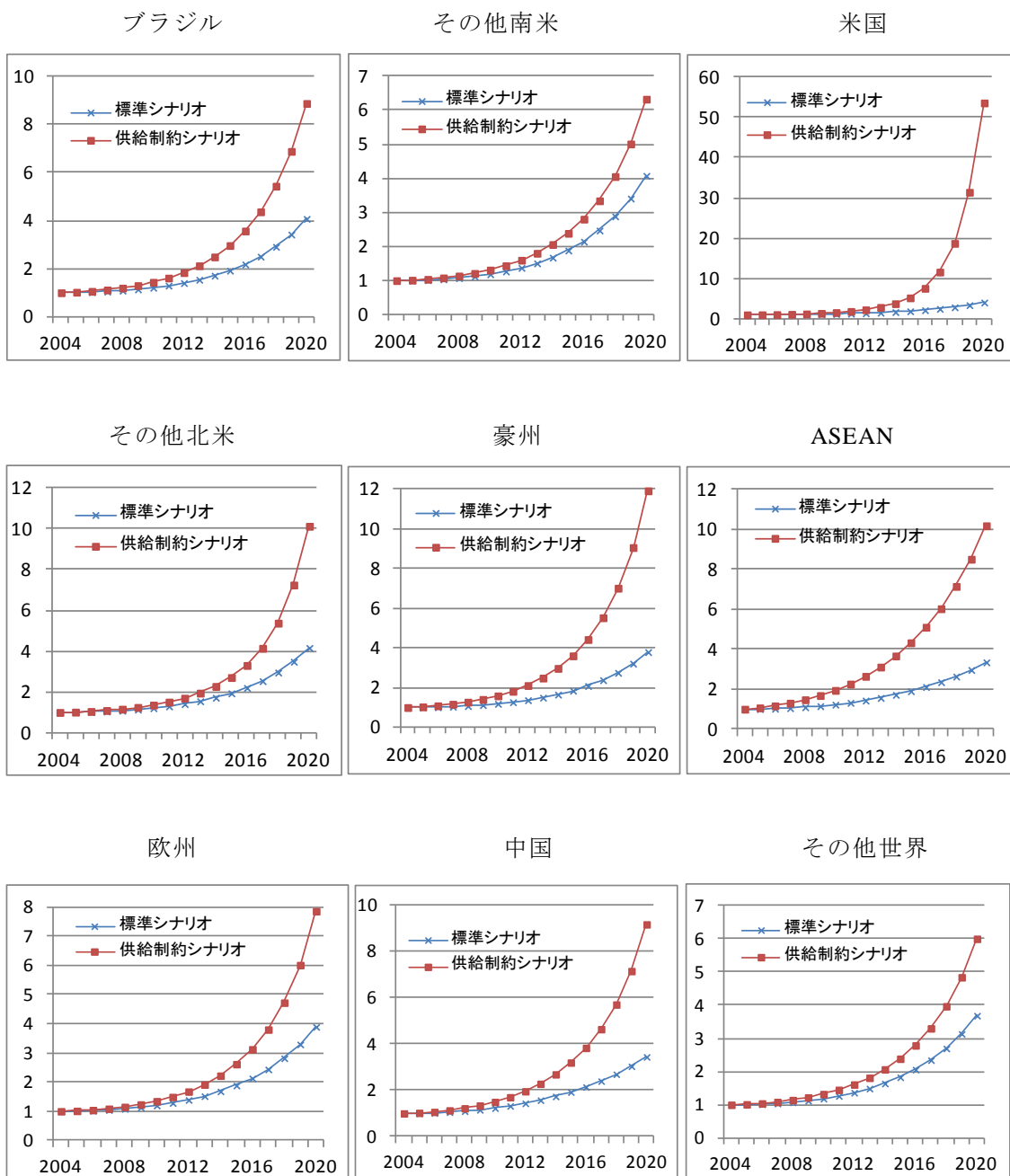


図2.2.1 主要生産国・地域別鉄鉱石産出価格（2004年=1）

(2) 銅鉱石産出価格の動向

前節2.1では、銅鉱石の生産地域を南米、北米、欧州・その他世界、オセアニア・アジア、アフリカに分割していた。アフリカ以外の多地域逐次動学型CGEモデルでの地域分類との対応は、南米（ブラジル、その他南米）、北米（米国、その他北米）、欧州・その他世界（欧州、その他世界、中国）、オセアニア・アジア（豪州、ASEAN）である。図2.2.2が示すように、鉄鉱石産出価格と同様に、時間とともに銅鉱石産出価

格も急上昇していく。標準シナリオでは、2020年において基準年の約4倍程度になる。銅鉱石採掘限界費用を導入した供給制約シナリオでは、2020年で6倍以上になる。特に、米国での銅鉱石産出価格上昇がかなり大きく、53倍にまで達する。これは、北米の銅鉱石生産量が、推定された銅鉱石鉱山操業費用曲線の変曲点より右側にあり、ほとんど最大値と等しい値になっているため、他の国・地域よりも標準シナリオからの変化率が大きくなっている。



アフリカ

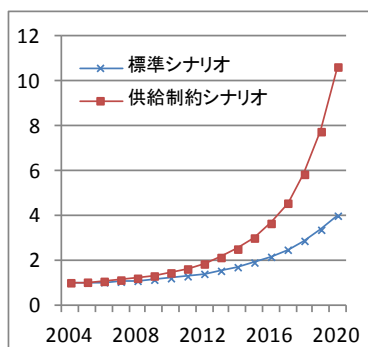


図2.2.2 主要生産国・地域別銅鉱石産出価格 (2004年=1)

(3) 鉄鋼生産

図2.2.3は、世界の鉄鋼生産の推移を示したものである。まず、両シナリオ下で鉄鋼生産は、増加し続ける。しかし、鉄鉱石産出価格への上方のショックが加わることで、鉄鋼生産は標準シナリオからは減少する。しかし、表2.2.3における「世界計」の値が示すように、その減少率は鉄鉱石産出価格の上昇率と比べれば小さく、0.5%以内に留まっている。これは、鉄鉱石と鉄スクラップ（リサイクル部門から鉄鋼部門への中間投入）の代替関係を考慮したことと、鉄鉱石産出価格へのショックを鉄鉱石部門の付加価値生産における生産性低下として表現したことが主な要因であろう。鉄鉱石に限らず、財の生産には労働や資本といった付加価値の生産要素以外に中間財も使用するため、価格ショックを付加価値生産に導入したことで、鉄鉱石産出価格のショックが生産における付加価値のシェア分だけ反映されたと考えられる。このような現象は、中間財等の価格変動のパススルー率は100%ではなく、変動のいくらかを製品価格に反映させる企業の行動にも見て取れる。

次に、国・地域別の鉄鋼生産の標準シナリオからの変化率をみってみる。表2.2.3より明らかなように、日本の鉄鋼生産は微増であるが、日本と比較して韓国、ASEAN、アフリカが鉄鋼生産を増加させる。一方、中国、その他北米、ブラジル、豪州、その他世界の鉄鋼生産減少が比較的大きくなっている。鉄鋼生産が大幅に減少した国・地域は主要な鉄鉱石生産国・地域でもある。鉄鉱石に産出価格上昇のショックが加わることで、鉄鉱石需要が減少し、鉄鋼生産の減少につながったものと考えられる。

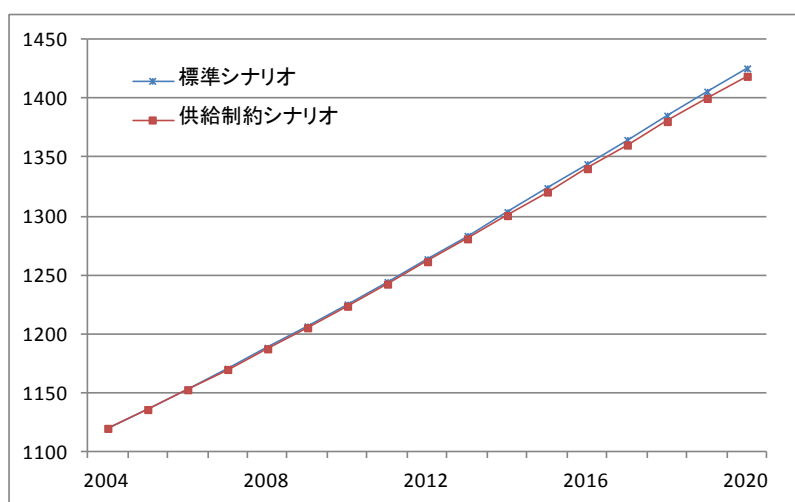


図2.2.3 鉄鋼生産（世界計、10億ドル）

表2.2.3 国・地域別鉄鋼生産の標準シナリオからの変化率（%）

	2005	2010	2015	2020
日本	0.049	0.409	0.645	0.825
中国	-0.255	-1.701	-2.773	-3.774
韓国	0.107	0.886	1.508	2.264
ASEAN	0.100	1.000	2.170	3.814
インド	-0.066	-0.383	-0.599	-0.175
米国	0.155	1.129	2.045	0.328
その他北米	-0.136	-1.202	-2.751	-3.886
欧州	0.032	0.289	0.509	0.997
ブラジル	-0.107	-1.262	-3.382	-5.168
その他南米	-0.065	-0.398	-0.879	-0.850
豪州	-0.253	-1.643	-2.775	-4.146
アフリカ	0.000	0.205	0.694	1.946
その他世界	-0.040	-0.476	-1.495	-2.491
世界計	-0.019	-0.123	-0.255	-0.473

(4) 銅生産

世界全体での銅生産の推移は、図2.2.4の通りである。鉄鋼生産と同じく、銅の生産も時間とともに増加し続ける。しかし、銅鉱石産出価格上昇のショックにより、2012年までは銅生産は減少するものの、2013年以降はわずかではあるが増加に転じる。

表2.2.4は、国・地域別の銅生産の標準シナリオからの変化率をみたものである。主要な銅鉱石生産国・地域であるASEAN、その他北米、その他南米で銅生産の減少率が

大きい。世界全体での銅生産変化における各国・地域の銅生産変化の寄与率をみてみると、2013年以降の銅生産増加には、銅生産の規模が大きい米国、欧州、日本に加えて、アフリカや韓国において生産が増加したことが大きく貢献していることがわかる。この要因は、基本的に鉄鉱石の産出価格変化ほどには鉄鋼生産が変化しなかったことと同じ（銅鉱石と銅スクラップの代替及び銅鉱石産出価格に関する100%以下のパススルー率）であると考えられる。ただ、銅の場合は、特に欧州に次ぐ生産額を誇る米国での銅鉱石価格へのショックが大きかったことが銅スクラップへの代替を強く促したことが大きいと考えられる。

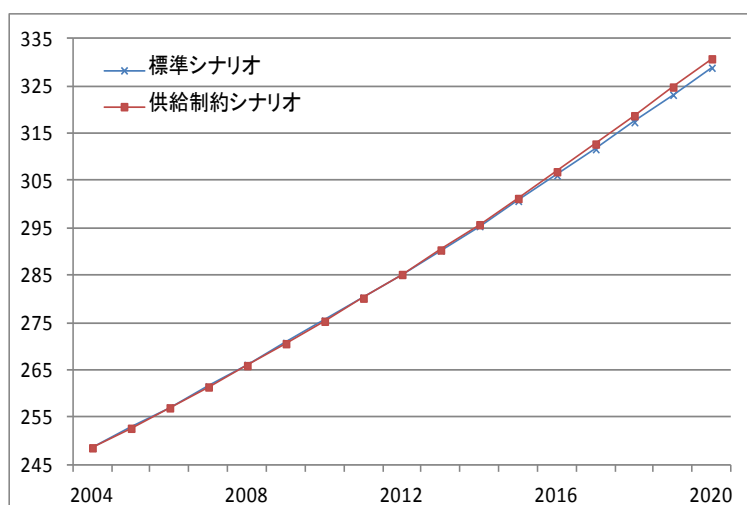


図2.2.4 銅生産（世界計、10億ドル）

表2.2.4 国・地域別銅生産の標準シナリオからの変化率（%）

	2005	2010	2015	2020
日本	0.295	2.976	7.151	14.158
中国	-0.741	-5.704	-8.028	-4.765
韓国	0.459	4.522	9.557	13.041
ASEAN	-0.812	-8.386	-20.857	-35.198
インド	0.096	0.910	1.486	3.487
米国	0.506	4.529	10.273	15.318
その他北米	-0.846	-8.041	-18.772	-32.185
欧州	0.293	2.678	5.326	7.251
ブラジル	0.215	1.627	1.889	-0.521
その他南米	-0.752	-7.667	-21.756	-41.763
豪州	-1.133	-6.258	-4.589	0.681
アフリカ	0.717	7.298	16.797	30.301
その他世界	0.093	0.409	-1.417	-5.421
世界計	-0.017	-0.058	0.174	0.575

(5) 主要な鉄鋼・銅需要部門の生産

鉄鋼や銅を需要する産業部門も鉄鉱石・銅鉱石の産出価格変化を通じた鉄鋼と銅の生産量の変化の影響を受けると考えられる。主要な鉄鋼ならびに銅の需要部門である金属製品、自動車、その他輸送機器、機械・設備、建設の各部門における世界計での生産の変化は表2.2.5の通りである。この結果から明らかなように、主要な鉄鋼・銅需要5部門全てにおいて生産が減少している。しかし、減少の程度は、産業によって異なり、金属製品、自動車、機械・設備においてより減少が大きい傾向がみられる。これら三つの産業部門と比べれば、建設の生産減少はかなり軽微である。金属製品、自動車、その他輸送機器、機械・設備では、鉄鋼・銅部門や自部門からの投入もしくはこれら4つの主要鉄鋼・銅需要部門の生産物を中間投入として使用している割合が高い。一方、建設部門では、鉄鋼や銅も中間投入として使用されるものの、鉄鋼・銅よりは金属製品をより使用することとその他製造業部門の製品投入比率が金属製品、自動車、機械・設備より高めなど投入構造の違いなどが影響しているものと考えられる。

表2.2.5 主要鉄鋼・銅需要部門の生産の標準シナリオからの変化率（世界計、％）

	2005	2010	2015	2020
金属製品	-0.008	-0.056	-0.114	-0.213
自動車	-0.018	-0.124	-0.260	-0.523
その他輸送機器	-0.011	-0.064	-0.107	-0.129
機械・設備	-0.013	-0.093	-0.225	-0.487
建設	-0.002	-0.011	-0.022	-0.038

(6) GDP

図2.2.5は、世界計でのGDPの推移を示している。まず、両シナリオ下で世界GDPは増加し続ける。また、鉄鉱石ならびに銅鉱石の価格上昇のショックにより、生産が低下し世界でGDPが標準シナリオ減少することが予想されたが、その予想通りに減少した。しかし、図2.2.5でグラフがほぼ一致していることから明らかなように、鉱石価格上昇ショックによる世界全体のGDP減少はとても小さく、資源供給制約を導入してもほとんど変化していない。表2.2.6は、国・地域別でのGDPの標準シナリオからの変化率であるが、興味深いことに日本のGDPは若干増加した。また、韓国も2010年までは変化がほとんどなく、2011年より減少し始めた。減少したとはいえ、韓国のGDP減少率は日本以外の国・地域と比べれば、とても小さい。日本と韓国に共通するのは、資源希少国であり、鉄鉱石も銅鉱石もほとんど輸入に依存し、国内では基本的に生産していないという点である。本研究においては、鉄鉱石ならびに銅鉱石の生産国・地域において、それらの産出価格を上昇させるショックを与えた。鉄鉱石や銅鉱石の生産国では、これら2つの部門が主要な産業となっていることが多い。つまり、産出価格上昇ショックにより、主要産業の生産が減少すること主要鉱石生産国の経済に与える

悪影響が大きくなり、鉄鉱石と銅鉱石を産出しない日本と韓国への影響がかえって軽微であったものと考えられる。

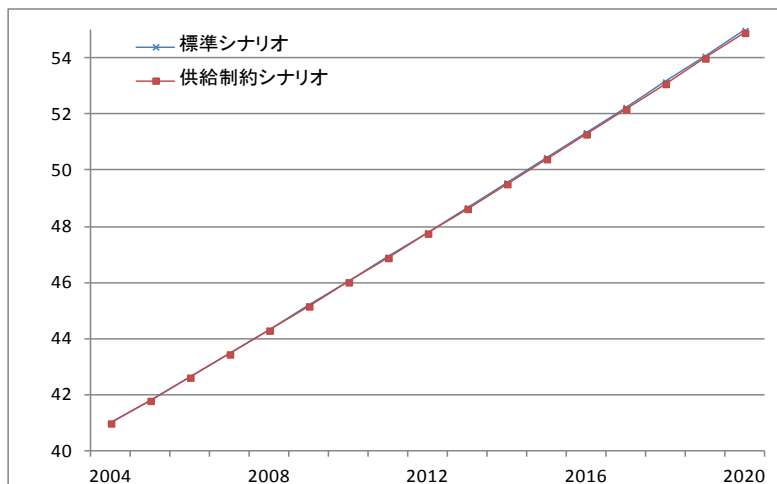


図2.2.5 GDP (世界計、1兆ドル)

表2.2.6 GDPの標準シナリオからの変化率 (%)

	2005	2010	2015	2020
日本	0.000	0.004	0.008	0.016
中国	-0.067	-0.287	-0.455	-0.626
韓国	0.000	0.000	-0.005	-0.006
ASEAN	-0.016	-0.082	-0.131	-0.176
インド	-0.031	-0.147	-0.239	-0.348
米国	-0.004	-0.027	-0.056	-0.101
その他北米	-0.022	-0.121	-0.217	-0.313
欧州	-0.008	-0.041	-0.069	-0.101
ブラジル	-0.007	-0.045	-0.083	-0.123
その他南米	-0.035	-0.201	-0.333	-0.438
豪州	-0.044	-0.183	-0.222	-0.286
アフリカ	-0.026	-0.155	-0.250	-0.333
その他世界	-0.011	-0.075	-0.143	-0.210
世界計	-0.011	-0.060	-0.106	-0.159

2.2.4 結論

本節では、前節2.1で推定した鉄鉱石・銅鉱石の鉱山採掘限界費用曲線を多地域逐次動学型CGEモデルに導入し、鉄鉱石・銅鉱石産出価格上昇のショックが与える経済的な影響を分析した。その結果、地域によって、影響の方向や大きさに違いがあるものの、世界全体で見れば、鉄鋼の生産、GDP、主要な鉄鋼・銅需要部門の生産は標準シナリオよりも減少することが明らかとなった。一方、銅の生産については、若干では

あるが増加した。概して、鉄鉱石・銅鉱石の産出価格上昇ショックは、主要重化学工業部門の世界生産やと世界のGDPを標準シナリオと比して低下させる。

世界経済の主要な討議の場がG8からG20へ移行し、中国がGDPの規模で世界2位に躍り出るなど、発展途上国が急速な経済発展を遂げつつあり、経済規模が拡大している。また、経済発展に伴うモータリゼーションも進展しており、鉄鋼・銅の需要は高水準で推移していくと考えられる。一方、鉄鋼・銅を需要する産業は、先進国における主要産業でもあり、引き続き先進国でも鉄鋼・銅が需要される。鉄鉱石・銅鉱石は、鉄鋼生産と銅生産には欠かせない原材料であり、鉄鋼及び銅需要の増大は鉄鉱石・銅鉱石需要の増大を意味する。この鉄鉱石・銅鉱石需要の増大に伴いその生産を増加させていくと、2.1の鉱山操業費用曲線が示すようにその採掘にかかる費用は最もよく近似されうる3次関数に沿って上昇していく。本研究における結果が示しているように、2020年時点における鉄鉱石ならびに銅鉱石の産出価格上昇は深刻である。鉱石の産出価格上昇率と比べて生産の減少率が限定されていたのは、主にスクラップとの代替関係が作用しているためである。鉄鉱石ならびに銅鉱石に依存した鉄鋼・銅生産は持続可能とは考えられず、スクラップを活用したリサイクルを前提とした生産が不可欠であるといえる。

本研究は、鉄鉱石と銅鉱石の産出価格上昇が与える世界規模での影響について明らかにしてきたが、CGEモデルからは経済的な要素に基づいて各財の需要と供給が明らかにされるものの、その需給が技術的・物量的に実現可能かどうかを明らかにすることはできない。この点を分析するには工学的な知識・事実に基づくモデリングが必要となってくる。CGEモデルを用いた分析である本節で明らかにすることができないこの点については、次節2.3においてマテリアルフロー・ストック分析の手法を用い、鉄鉱石・銅鉱石の供給制約に関するより詳細な分析を行う。

今回用いたモデルでは、鉄鋼部門について転炉工程と電炉工程で主原料が異なるにも関わらず分離されてはいない。鉄鉱石価格の影響は転炉工程と電炉工程では異なってくると考えられ、この点はシミュレーション結果を左右する要因となりかねない懸念がある。物量単位での鉄鋼の工程別生産量のデータはあるものの、経済モデルでは工程別鉄鋼生産額のデータ必要となる。日本の最も細かい分類の産業連関表では粗鋼のみ工程別データがあるものの、その他の国・地域となるとさらにデータの入手が難しくなってしまう。金属鉱物資源を対象とする経済モデル分析においては、今後どの程度まで細かく正確なデータが得られるかがその成果の鍵を握ると考えられる。

2.3 物量モデルによるマテリアルバランスの検証

2.3.1 本節の目的

本節では、前節2.2で示したCGEモデルを用いた分析結果の検証を行う。これまでも批判されてきたように、すべてを金銭単位で描き、また必ずしも工学的に正確だとは言えない生産関数に基づくCGEモデルの結果は時として物量のバランスを欠く。そこで、これを支援するために、CGEモデルから得られた情報に原単位をかけるような形での、簡易なマテリアルフロー予測のためのモデルをシステムダイナミクスによって構築することで、フロー上問題のある結果となっていないかを検証することが本節の目的である。ここで問題とは、具体的にはスクラップ供給のバランスの問題である。

CGEモデルの中で内生的にスクラップ供給量の計算までを行うことは非常に難しい。例えば前節2.2で使用したCGEモデルは金額ベースであるが、鉱石生産量と鋼材生産量はある意味計算可能である。とすればここで不足する原材料はスクラップによって補われるべきであるが、そもそもこのスクラップが供給可能な量かどうか分からない。これはスクラップに関する資源制約を検討することに他ならない。もし必要とされるスクラップ量が供給可能量を越えるのであれば、この制約は満たされないと考えよう。

システムダイナミクス（以下SD）は、1950年代にMITの研究グループによって開発された手法であり、ローマクラブによる「成長の限界」（Meadows et al. 1972）において用いられたことで知られる。その特徴はモデルの構造の視覚化を可能にするツールにある。今回のモデル化ではStella 9と部分的にMicrosoft Excel上でVBA（Visual Basic for Applications）によるプログラムを行った。モデルの構成要素を簡単に配置し、それぞれの構成要素間の因果関係や、必要な初期値、パラメータ等を入力することでシミュレーションを行う。

2.3.2 過去から現在についてのマテリアルフロー・ストック分析

我が国におけるマテリアルフロー分析（以下MFA）、マテリアルストック分析（以下MSA）のコミュニティは非常に盛んであるが、鉄鋼材料に関するその歴史は比較的古い。特に業界による基礎情報の推計が継続的に行われてきたことが、こうした研究分野の発展を進めてきたと考えられる。また、業界によるMFA/MSAにおいて、早い段階から使用中の製品に含まれる鉄鋼蓄積量（In-Use Stock）に着目しその推計を行ってきたこと（例えば新日本製鐵株式会社 2010）は特筆に値する。

また、昨今の鉄鋼フローを特に我が国に関して分析する際には、雑品の視点は落としてはならない。昨年度の報告書でも触れたように、その実態を把握することは非常に難しい。他方で、この中に様々な使用済み製品や他の金属スクラップ、プラスチックまでもが含まれていることは事実である。次年度へ向けては、本章で作成しているモデルの中に、例えばE-wasteなどが雑品として混入している事実を把握するような試みを可能にすることを前提に、次節に紹介するSDモデルは構築されている。

その他の様々な主要な金属について、少なくとも研究レベルでのMFA/MSAは進んでいる。鉄のみならず、銅、鉛、亜鉛、アルミニウムと言ったいわゆる非鉄ベースメタルについてはモデル計算が可能な状況にある¹³。

その他にも鉄鋼に関する関連分析の文献は非常に多い。我が国に関するMFAについては我が国の著者によるものが非常に高い質を誇り、また分析も詳細である。他方で、世界中の分析を行った文献としては、Wang et al. (2007) を上げることが出来る。この文献は世界中の鉄鋼のマテリアルフローを網羅し、国別、地域別、そして世界全体という3つの異なる地域スケールでマテリアルフローを描くことに成功している。これは、MFAのコミュニティーでは非常に有名なYale大学のGraedel教授率いるSTAF Projectと呼ばれる研究プロジェクトの成果物である。このグループは非常に多くの金属MFAに関する文献を執筆している。この文献によれば、2000年の世界全体での鉄鋼のマテリアルフローは、鋼材製造が7億8500万トン（自家発生スクラップは全て循環利用されると考え無視する）、その内2億6700万トンの原料がスクラップで補われたとされている。

同グループからのもう一つの重要な貢献は、Muller et al. (2006) である。これは、論文名から分かるようにストックを含めた鉄の循環の背景要因に着目し、分析を行っている。時系列で遡り収集されたデータは1900年からになる。残念ながらこの文献の対象は主としてアメリカのみであるが、動的な分析としては、どのような状態でどの程度のストックが存在するのかを整理していることが非常に興味深い。例えば、この文献で著者らは、2004年次点で、米国内で使用中の製品に含まれる鉄は、地中にあり、生産可能である埋蔵量よりも大きいとしている。また、製品の寿命は終わっているものの回収されないストックも（MFAのコミュニティーではしばしばObsolete Stock（退蔵）などと呼ぶ）非常に大きく、埋蔵量に比して50%以上の大きさであるとする。さらに埋め立て地の中にもかなりの量があることなどを指摘している。

もっとも重要かつ興味深い点は、天然資源と循環資源をあわせた米国内の鉄の総ストック量は1900年代において増加し続けているという点である。これは、海外から鉱石を輸入し、また自国内でも生産し、加工、消費、輸出入などを行っている中で、バランスとしては輸入超過になっていることを示す。全ての使用済み製品が回収できるならば、米国はその鉄資源を増やし続けていることになる。

鉄に関するマテリアルフロー分析において、特に我が国の分析に際しては雑品の問題を忘れてはならないことは昨年度の報告書においても述べたとおりである。しかしながら、その把握が難しいこともまた事実である。昨年度の報告書でも指摘した、貿易コード上の問題であるが、図2.3.1に雑品の一つの問題である銅スクラップならびに鉄スクラップのそれぞれの統計による実績値を棒グラフで示した。参考までに銅価格と中国の銅地金消費量を折れ線で示してある。図の2010年のデータから分かるように

¹³ 例えばHatayama et al. (2009)等を参照されたい。またMFA/MSAに関するレビューは醍醐・橋本(2009)、村上・橋本(2010)、Gerst and Graedel (2008)等に詳しいので参照されたい。

突然2009年の途中からその差が無くなってしまっている。2008年ごろまでは両者間の差異がちょうど雑品貿易であると考えられてきたが、これにより逆に実態把握は難しくなっている。また、銅価格や地金消費量の推移とみてもこの問題との間に相関は見られず、単純に統計の補足の方法が変わったと考えることしかできない。

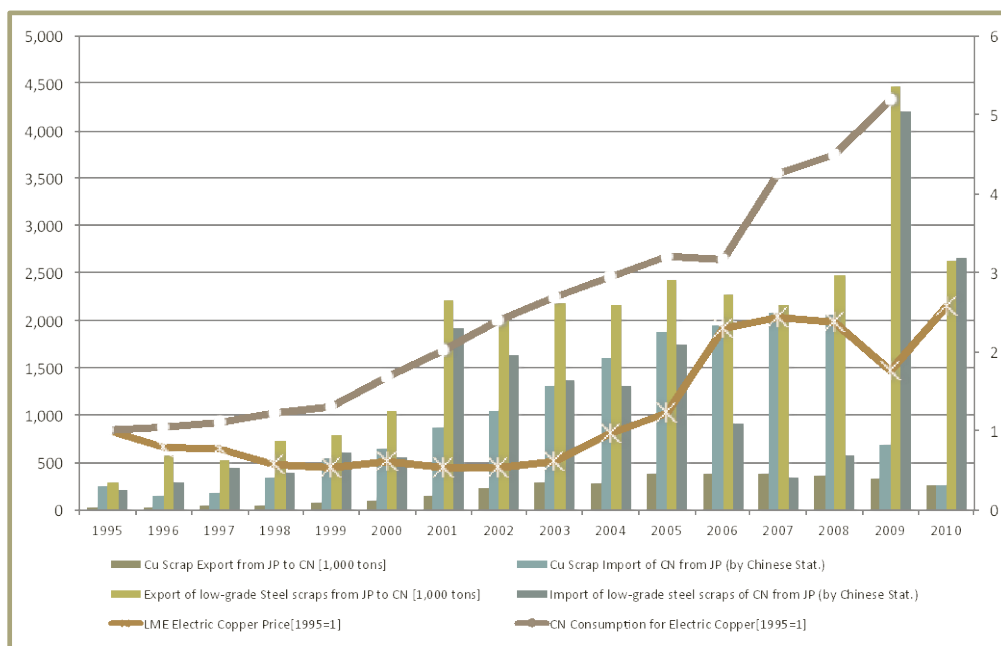


図2.3.1 日中の貿易統計におけるスクラップ取引量の比率

2.3.3 システムダイナミクスモデルについて

モデルにおける鉄鋼の場合のマテリアルフローを図2.3.2に示す。地域区分については3章と同じく、鉄鋼/銅フローということを念頭に13地域に区分している。

産業分類についてはCGEをベースに、鉄鋼/銅地金の主要需要部門について、図中に示したように5部門へ集約できるように整えられている。よって、これに両鉱山部門、鉄鋼/銅地金部門、そして両スクラップ関連部門を加えた11部門と見ることができる。

図2.3.3に実際にシステムダイナミクスソフトウェアStella上に描かれたモデルの中で、図2.3.2に説明された具体的にものが流れている部分について示す。大きく2つの部分に分かれているが、上のブロックが原材料供給ブロックである。左側から天然資源が、資源量→埋蔵量→採掘された鉱石、と流れ右上から現れるスクラップ供給と合流し鉄鋼生産が行われる。こうして生産された鋼材は、下の段の左から右へと主要5部門で需要され、生産された財は輸出入を経て各地域において消費される。必要な耐用年数を経た財は、スクラップとして供給されることになる。これは上ブロックの右へと戻り鉄鋼生産へ使われている。

モデルは基本的にCGEモデルから得られる金額データに対して鉄鋼原単位を与えることで求められるものについては計算している。例えば、原料供給側については、鉱山生産については簡易的に、CGEモデルにおける鉱山部門の成長率を初期値に乗じることで計算するようになっており、それ以上の増産は行わない。ただし、いくつかの制約がある。まず、鉄鋼原料としてはスクラップが非常に大きな位置を占めている状況を鑑み、スクラップによる供給で補えない場合のみ鉱山が増産するような設定になっている。他方で、すべての需要をスクラップ原料由来の鋼材で供給することは難しいことから、簡易的に、最低でも自動車並びにその他機械向けの需要については、鉱石由来からの供給で満たされるように設定がなされている。この点についてはより詳細な検討が必要となる。ただ、いずれにせよこれを満たせない場合についてはある種の破綻が生じていると考えるべきであり、スクラップから高品質な鋼材を生産するための技術革新が必要であると考ええる。また、鉱山保有国については自国におけるこの2部門の需要を満たした上でさらに余剰があれば国内消費へ向けるようになる。つまりこれらの国は相対的に小さなスクラップ需要を持つ。

スクラップに関しては国内需要を優先しつつ、余剰分については国際市場へと出荷するような仮定としてある。逆に国内発生スクラップで必要な原料が満たされない場合には国際市場からスクラップを輸入することになる。スクラップ発生量は、国内最終需要に対して寿命を与えることで排出される、MSAのモデル分類で言えばLM (Lifespan Model) を用いている。但し今回のモデルは試行段階のものであるために、厳密な寿命分布は与えられていない。また、初期値としてストックの過去の履歴が必要になるが、これについては簡易的な推計を行い与えるのみとした。

今回は国際市場構造については描いていない。よって、貿易のバランスを相対で描くことは省略した。これはおそらくCGEモデルが担うべき役割であるが、簡易的な意志決定プロセスを含めることで計算を行うことは可能である。しかし輸出入量そのものは描かれている。ライフサイクルのスクラップ以外の各段階において、国内消費額と輸出額の比率をCGEモデルから得ることで、輸出量を把握し国際市場へと出荷している。また、輸入量については、最終製品については国内財の最終需要と輸入材の最終需要の比率から計算されている。原料や鋼材については不足分を輸入によって補うように計算されている。

また、シミュレーション期間が20年弱であることを踏まえ、探査活動も特に描こう

とはしていない。これは初期値で与えられる埋蔵量が十分であることを考えれば何ら問題はない。ただしここを描くモデルを構築することも可能である。銅のモデルも全く同様に描かれている。

このように、CGEモデルから得られたシナリオで、主として動脈産業の下流側を物量単位で計算し、これに対する原料供給、すなわち鉱石生産量とスクラップ供給等のバランスを本モデルから内生的に計算することで、マテリアルバランスがおかしくないかを計算すること、さらに次年度へ向けて雑品等を取り込むための基本的な枠組みを計算することがこのシミュレーションモデル構築の目的である。

2.3.4 シミュレーション結果の検証

今回の CGE モデルでは標準シナリオ、供給制約シナリオという二つのシナリオに基づいた結果を算出している。それぞれの鉄鉱石、粗鋼生産高を図 2.3.4 に示す。

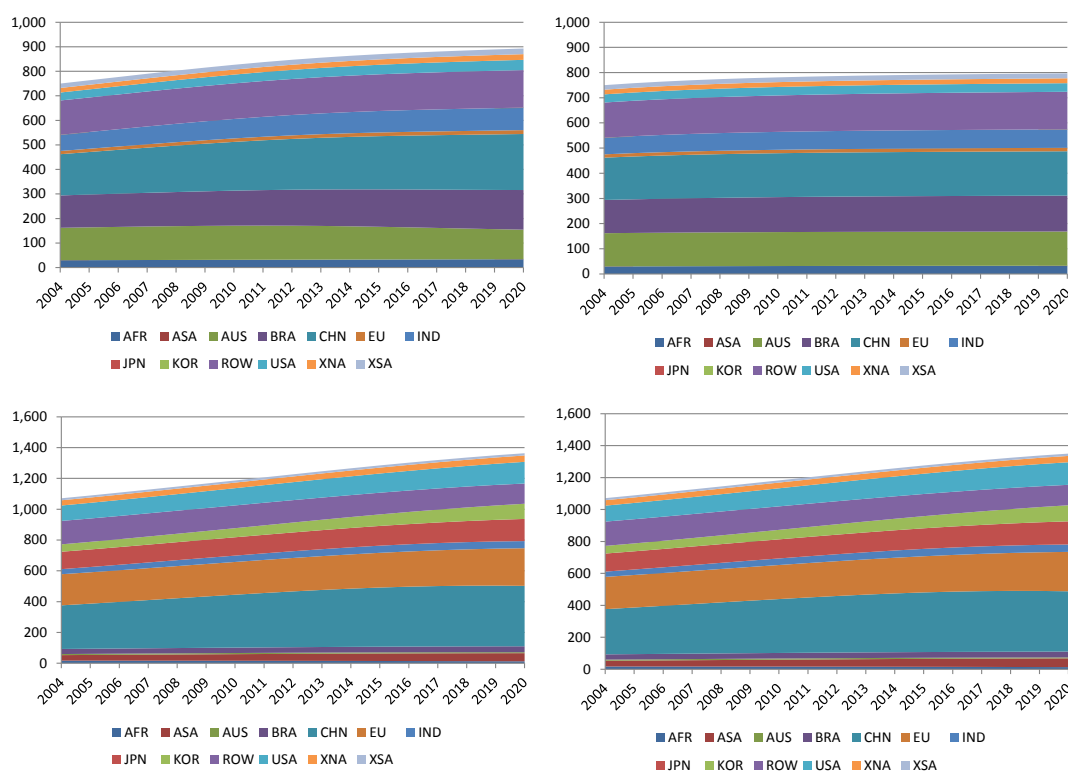


図2.3.4 鉄鉱石（上）ならびに粗鋼生産量（下）の地域別推移
標準シナリオ（左）供給制約シナリオ（右）[粗鋼換算 100 万トン]

図からわかるように、標準シナリオに比べ供給制約シナリオでの鉄鉱石生産量は伸びない。これに対し粗鋼生産量はほぼ同様の推移をたどることから、リサイクル原料の使用量が増えることが考えられる。そこで、次に原料構成と粗鋼需要を図 2.3.5 に見る。なお、以下の図中では標準シナリオを「UCS (unconstrained の意)」、供給制約シナリオを「BAU」と表記する。

まず棒グラフに供給制約シナリオにおける鉱石及びスクラップ由来の粗鋼生産量を示している。そして、折れ線グラフで粗鋼生産量と需要量、さらに原料中のスクラップ比率について、これは供給制約シナリオ、標準シナリオの両シナリオについて示した。まず、粗鋼の需給は極めてバランスしている。これは当然のように思えるが、それぞれの金額ベースの値に原単位を乗じていることを考えれば、一応の妥当性が確保されたといえる。

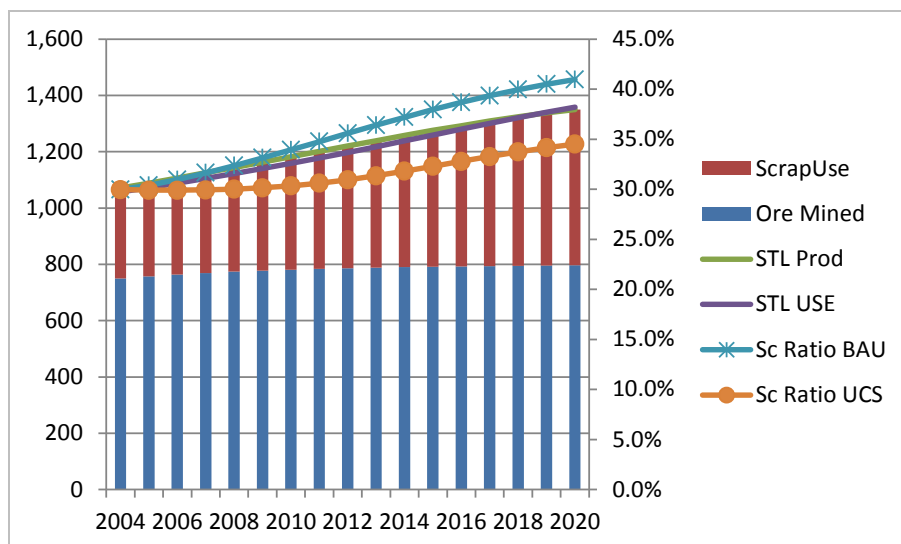


図 2.3.5 粗鋼需要と原料構成 (100 万トン、%)

そのうえで、原料中に占めるスクラップ原料比 (Sc Ratio BAU/UCS) を参照していただくと、当然ながら、鉱石原料の少ないシナリオにおいてこの比率は高くなる。

問題はこの量のスクラップが供給可能か、という点であるが、結論から言えば可能である。よって、今回のシミュレーションの結果は大きな問題を示してはいない。

次に昨年度は検討しなかった銅についてもバランスのチェックを行う。鉄と全く同じ手順を踏むこととする。

まず図 2.3.6 で鉱石レベルでの比較を行うと、両シナリオ間での相違は非常に大きい。

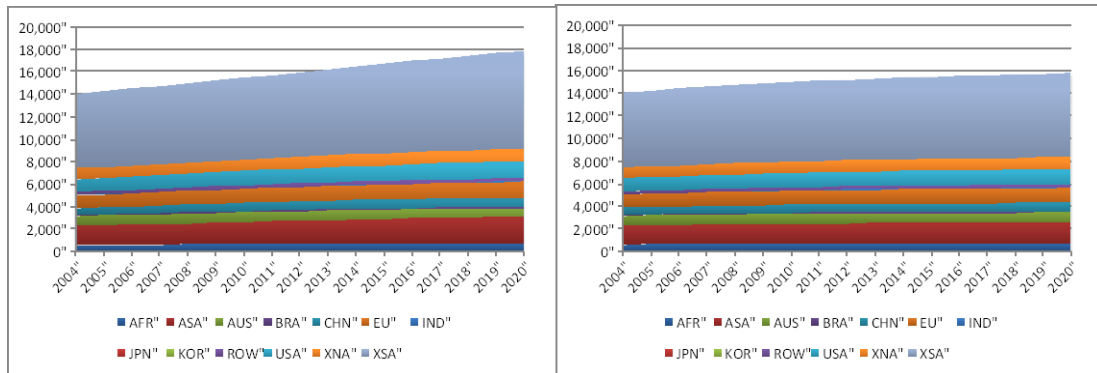


図2.3.6 鉱石生産量の地域別推移
標準シナリオ（左）供給制約シナリオ（右）[銅純分量1,000トン]

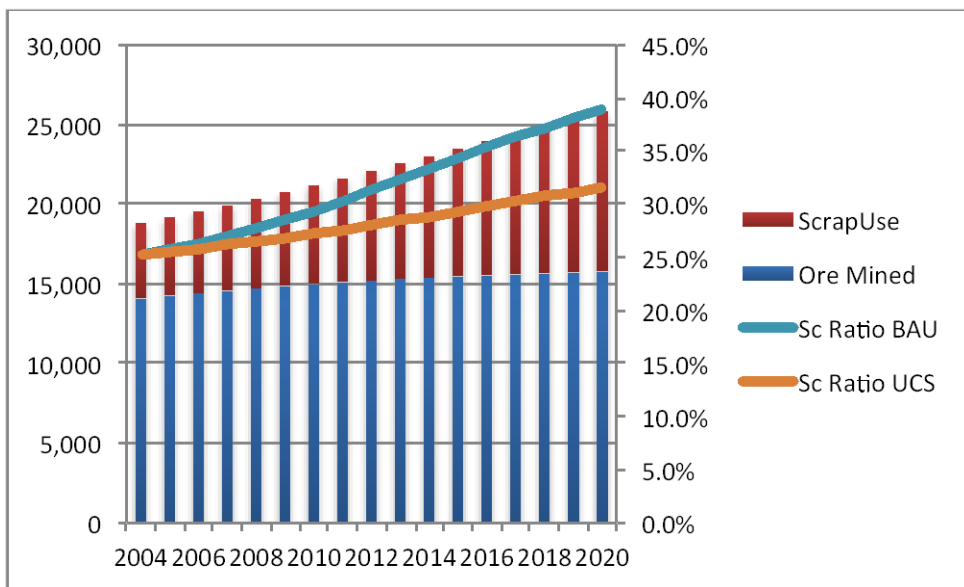


図 2.3.7 銅地金原料の構成（1,000 トン、%）

そこで図2.3.7に供給制約シナリオにおける鉱石、スクラップ使用量と原料中に占めるスクラップの比率の推移を両シナリオについて示した。

両シナリオ間でのスクラップ原料比は 2020 年には 10%近い開きを見せている。先ほどの鉄鋼の場合に比べるとこの違いは非常に大きい。そもそも、供給制約シナリオにおけるこの比率の伸びも非常に大きなものである。簡単な検証によれば、スクラップ供給量はなんとか不足せずに済むようではあるが、より精緻な検証が必要である。

2.3.5 本節のまとめ

これまで示してきたように、本節ではこれまでなされてきたMFA/MSA研究で得られている情報をもとに、その将来推計を行うための簡易的なSDモデルを試作し、CGEモデルの結果が資源制約を満たしているか、すなわち鉱石生産量とスクラップ発生量

を考えた際に、これ以上のマテリアルを需要していないかの確認を行ったが、特に問題は検出されなかった。しかし、スクラップ供給量が供給可能量に近づいていることが明らかとなった。このことから、鋼材の生産がマテリアルフロー・ストック分析の前提となっている、CGEモデル側から提供された鋼材生産量を上回るような事態があった場合、スクラップの超過需要が発生し、マテリアルバランスが崩れてしまう可能性があると言える。中国やインドなどの新興国において鉄をはじめとする資源需要が急増している状況を考えた場合、リサイクル促進などの資源効率の改善はもちろんのこと、資源消費抑制まで視野に入れたより効果的な政策を模索する必要があることを本研究は示唆している。

最後に、本研究で試みたシステム・ダイナミックス (SD) による CGE モデルと MFA の接続モデルについて、今後の課題もあきらかとなった。まず、スクラップの発生源であるべき、過去の鋼材/銅地金投入量のデータが必ずしも揃わない点が問題である。今回は、非常に大きな量のスクラップが投入されたことになっている。実際には、我が国における過去の鋼材投入原単位はより小さな場合も有り、この点が循環資源供給にかかる資源制約を緩和している感は否めない。また、スクラップも貿易財の一つであることから、今後スクラップの貿易取引も活発化した場合、スクラップ貿易が鋼材生産に与える影響も考慮に入れる必要がある。このような点を改善したマテリアルバランスの検証が今後の課題である。

2.4 日本 CGE モデルによるレアアース供給制約の経済影響評価

2.4.1 はじめに

レアアース（希土類）メタルに関する資源制約が近年注目を集めている。小型高性能永久磁石に使われるネオジム（Nd）、ジスプロシウム（Dy）や、液晶パネルや光学レンズの研磨剤に使われるセリウム（Ce）など、レアアースは携帯電話、液晶テレビから自動車にわたる幅広い製品に欠かせない原料となっている。また、日本が低炭素社会構築を進める上で需要が急増すると予想されるハイブリッド車や電気自動車、あるいは太陽光パネルや風力発電などの再生エネルギー技術においてもレアアースが使用されるため、レアアースの重要性は今後益々高まると考えられる（経済産業省 2009）。

しかし、我が国はレアアースの供給のほとんどを、世界のレアアース生産の9割を占める中国に頼っており、2010年の中国のレアアース輸出規制で顕在化したように、レアアースの供給リスクは大きな懸念材料である。また、新興国を中心にレアアースの世界需要は急増しており、価格高騰がすでに起こっている。そのため、我が国では供給先の多様化、リサイクルへの取り組み、および代替材料の開発を進めるなど、レアアース供給制約に対して集中的・戦略的な取り組みを進めている（経済産業省 2009）。

本研究では、レアアース供給制約による経済的コストを把握する試みとして、経済全体での影響評価に適した応用一般均衡（CGE）モデルを用いた分析を行う。レアアースは量的にも取引額としても経済全体に占める比率は極めて小さいため、CGEモデルにおいてレアアースを単独部門・財として扱うことは難しい。本研究では、ハイブリッド車・電気自動車の生産や、小型省エネタイプの民生用エアコンの生産において、ネオジムを使用した小型高性能磁石が代替不可能な中間投入財となっていることに着目し、ネオジムの供給制約が顕在化し供給量が大幅に減少することによる、これらの財の生産の大幅減少に伴う経済影響を評価した。

この目的で、ハイブリッド車・電気自動車および民生用エアコンを独立した産業部門・財とし、これらの部門への中間投入の多い部門およびこれらの財に対する中間需要の多い部門を中心に、表2.4.1に示す30部門分類の社会会計行列（SAM）を2005年産業連関表基本分類表に基づき作成した。

表2.4.1 産業分類

No.	略号	産業部門	No.	略号	産業部門
1	xag	農林水産業	16	mee	その他電気機械
2	coa	石炭	17	mes	電子部品
3	oil	原油	18	xme	その他機械
4	gas	天然ガス	19	hev	ハイブリッド車、電気自動車
5	omn	その他鉱業	20	xcr	その他乗用車
6	ppp	紙・パルプ・印刷	21	xmv	その他自動車
7	p_c	石油・石炭製品	22	otn	その他輸送機器
8	chm	化学製品	23	xmf	その他製造業
9	prp	プラスチック・ゴム製品	24	ely	電力
10	i_s	鉄鋼	25	cns	建設
11	nfm	非鉄金属	26	otp	陸上運輸
12	fmp	金属製品	27	tpn	その他運輸
13	meg	一般機械	28	trd	商業
14	a_c	民生用エアコン	29	obs	教育・研究
15	mec	その他民生用電気機器	30	xsv	その他サービス

このSAMを基本データベースとして日本一国CGEモデルを構築し、民生用エアコン (a_c) およびハイブリッド車・電気自動車 (hev) の生産が大きく落ちこむことによる経済影響を分析する。さらに、需要側で民生用エアコン (a_c) とその他民生用電気機器 (mec) の間、およびハイブリッド車・電気自動車 (hev) とその他乗用車 (xcr) の間の代替可能性、および国産財と輸入財の間の代替可能性について、代替弾性値が高まることによる影響についても評価を試みる。

2.4.2 分析ツール

(1) 日本CGEモデルの概要

本研究で用いた日本一国CGEモデルは、家計部門が将来における財・サービス価格や要素価格などを予測した上で効用最大化を行う多部門ラムゼイ型成長モデルである。家計所得に対する貯蓄率や家計資産収益率（利子率）は内生変数として求められる。なお、モデルの基本構造は3.2節の日本・中国・韓国・豪州4カ国CGEモデルと同じであり、詳細な記述については3.2節を参照されたい。

家計は労働や資本などの生産要素を産業部門に提供することで得た所得によって、様々な財・サービスを購入するか、あるいは家計資産の形で貯蓄する。本モデルでは生産部門が生産要素として投入する資本（物質）と家計資産（価値）を区別しているため、家計資産からの収入は他の要素所得とは異なった扱いとなっている。最適貯蓄額は可処分所得と最適消費支出の差として決まる。家計の効用関数については、家計生産関数アプローチ（Becker 1965）を参考に、家計は様々な市場で取引される財・サービスの消費によって「効用サービス」を生産・消費すると仮定する。この「効用サービス」生産関数にはコブ＝ダグラス関数を仮定した。ここで、民生用エアコン (a_c) とその他民生用電気機器 (mec) の間、およびハイブリッド車・電気自動車 (hev) と

その他乗用車（xcr）はそれぞれCES（Constant Elasticity of Substitution）型関数で記述される不完全代替を仮定した。代替弾性値については、実証データによる推計値が入手できなかったため、2と仮定した。

企業部門の意思決定については一般的な各期における利潤最適化問題として定式化されている。企業は生産技術を所与として、利潤最大化を目的として中間財および生産要素を投入し財・サービスを生産する。生産された製品・サービスはCET（Constant Elasticity of Transformation）型関数で国内市場と輸出に振り分けられ、さらにその他世界も含めた輸出先にCET型関数で分配されると仮定する。また国内市場に供給された財・サービスは同じ区分の輸入財・サービスとCES型関数で記述される不完全代替であるとするArmington（1969）の仮定を採用する。貿易に関する代替弾性値は、パーデュ大学世界貿易分析センターが作成したGTAPデータベース第7版の代替弾性値を用いた。

完全競争市場仮定のもと、市場均衡解においては財・サービスおよび生産要素の需給が等しくなるとともに、企業の利潤がゼロになるものとする。生産技術については、資本や労働といった生産要素から付加価値財を生産する技術については不完全代替（CES型関数）を仮定している。生産要素は熟練労働、未熟練労働、資本、土地および天然資源とし、労働および資本については部門間で移動可能、土地と天然資源については部門特有と仮定した。天然資源および土地については基準年の賦存量のまま固定し、熟練労働および未熟練労働の賦存量はパーデュ大学世界貿易分析センターが作成したマクロ経済予測データに基づき成長すると仮定した。資本については、各年の家計貯蓄がすべて資本蓄積に投資されるという仮定のもとでモデルによって内生的に決定される。付加価値財と各中間財から製品として財・サービスを生産する技術については、代替のないレオンチェフ型生産関数を仮定した。ただし民生用エアコン（a_c）とその他民生用電気機器（mec）の間には不完全代替を仮定し、代替弾性値については2と仮定した。なお、この代替がない場合、レアアース供給制約による民生用エアコン生産の大幅落ち込みが、民生用エアコンを中間投入財としているすべての産業部門の生産の大幅落ち込みを引き起こす。ハイブリッド車・電気自動車（hev）については最終消費財としての需要のみと仮定したため、中間投入はゼロである。

政府は基準年データに記録されている家計や企業からの税収入および政府消費および政府投資をモデルに反映するという役割に加え、天然資源消費抑制政策として徴税あるいは補助金支出を行う。政府消費および政府投資については、政府消費や政府資本が生み出すサービスが効用関数に反映されていないことから、一人あたり政府消費および政府投資総量について基準年の水準で一定として扱った。

マクロクロージャーについては、政府収支均衡を達成するように政府収支余剰（または不足）を政府と家計の間の一括移転を行った。また、経常収支は基準年水準で一定とした。

政策シミュレーションにおけるタイムステップは1年とし、データベースの基準年である2005年から2015年までシミュレーションを実施した。なおモデル開発はGAMS

(General Algebraic Modeling System) ソフトウェアを用いて行い、混合相補問題 (Mixed Complementarity Problem) として定式化した上で、PATHソルバーを用いて解いている。

(2) データ

本研究で使用した日本経済のSAMは、民生用エアコン、ハイブリッド車・電気自動車への中間投入比率とそれらの中間需要比率が高い産業を独立した産業部門として扱うように日本の産業連関表基本分類表を表2.4.1の30部門分類に統合した。

民生用エアコンについては、2005年産業連関表基本分類表において一つの産業部門を構成しているために分割の必要性はないが、ハイブリッド車と電気自動車については分割されていない。ハイブリッド車と電気自動車の用途が概ね乗用車であることから、産業連関表における乗用車部門をハイブリッド車・電気自動車部門とその他乗用車に分割することとした。乗用車とハイブリッド車については、経済産業省の平成21年生産動態統計（機械統計）に2007年の生産台数と生産金額のデータがある。生産動態統計が2007年のデータなので、産業連関表の基準年とのずれがあるもののこの違いを無視しうると仮定する。これらの生産動態統計のデータから乗用車に占めるハイブリッド車の金額ベースでのシェアを求めることができる。さらに、同じデータより1台あたりの価格も明らかになる。その結果、ハイブリッド車の方が普通乗用車よりも1.44倍価格が高いことが明らかとなった。

金額ベースのシェアによる部門分割は、ハイブリッド車・電気自動車とその他乗用車が同じ技術で生産されていることを暗に仮定している。しかし、現実には、普通乗用車よりハイブリッド車・電気自動車の生産に費用がかかる構造になっている。この高費用構造を反映させるため、ハイブリッド車の価格が高い分だけその生産に要する費用もかかると仮定し、金額ベースのシェア（6.1%）で分割したのちにハイブリッド車・電気自動車部門の投入を1.44倍した。その他乗用車部門については、乗用車部門からハイブリッド車・電気自動車部門を差し引いたものとして決定した。なお、SAM作成手順については3.2節における日本・中国・韓国・豪州4カ国SAM作成と基本的には同じである。SAM作成の詳細については3.2節の補論を参照されたい。

2.4.3 シミュレーション結果

ネオジム供給の大幅減少による、民生用エアコン (a_c) およびハイブリッド車・電気自動車 (hev) の生産大幅減少は、これらの部門の全要素生産性 (TFP) の大幅低下としてCGEモデルに反映した。具体的には、これら2部門のTFPについて、基準年にキャリブレーションで設定した数値に対し、共通のファクターをかける形でモデル化したが、このファクターが0.05以下では均衡解が一部得られないことが判明した。そこで、本シミュレーションでは、ネオジム供給制約シナリオにおいて、これら2部門のTFPを、なりゆき (BAU) シナリオ値の0.06倍（すなわち94%減）とする外生ショックを与えた。なお、モデルの安定性を確保するため、基準年（2005年）においては外生ショックを与えていない。

本シミュレーションでは、ネオジム供給制約シナリオ下で国内生産が大幅に落ち込む民生用エアコン（a_c）とハイブリッド車・電気自動車（hev）が他の財でどれだけ代替できるか、また輸入財とどれだけ代替できるかによって、経済影響が大きく異なることが予想される。そこでこれらの代替弾性値が高まった場合の経済影響を合わせて評価した。すなわち、代替弾性値に関する以下の3つのケースについてシミュレーションを行った。ここで、

- 基準ケース（Base）：家計の「効用サービス」生産関数における民生用エアコン（a_c）とその他民生用電気機器（mec）の代替弾性値（eh-ac）、およびハイブリッド車・電気自動車（hev）とその他乗用車（xcr）の代替弾性値（eh-vh）を2と仮定。中間財投入における民生用エアコン（a_c）とその他民生用電気機器（mec）の代替弾性値（ep-ac）を2と仮定。民生用エアコン（a_c）の輸入財-国産財代替弾性値（em-ac）およびハイブリッド車・電気自動車（hev）の輸入財-国産財代替弾性値（em-hv）はGTAPデータベース第7版の数値を採用。
- 需要側代替ケース（A1）：需要側の代替弾性値（eh-ac、eh-vh、ep-ac）を基準ケースの2倍（=4）に設定。
- 輸入代替ケース（A2）：輸入財-国産財代替弾性値（em-ac、em-hv）を基準ケースの1.2倍に設定。

なお、輸入代替ケース（A2）については輸入財-国産財代替弾性値（em-ac、em-hv）を基準ケースの2倍にする設定も試みたが、このパラメータの影響が極めて大きく、かつ一部均衡解が得られなかったため、基準ケースの1.2倍を採用した。

代替弾性値を高く設定するA1ケースおよびA2ケースは、実証的な裏付けのない弾性値の値に対する感度分析であるが、やや強引ではあるもの以下のような解釈も可能であろう。すなわち、需要側代替ケースについては、代替材料の開発など技術革新によりネオジム磁石を使わない技術との代替を促進したケースと解釈でき、また、輸入代替ケースについては、これらの技術に対する他国の競争力が高まり、輸入による需要充足がより容易になったケースと解釈できる。

これら3つのケースのもとでの、ネオジム供給制約シナリオによる実質GDPへの影響を図2.4.1に示す。なお、ネオジム供給制約シナリオによる影響は、BAUシナリオからの乖離で評価する。

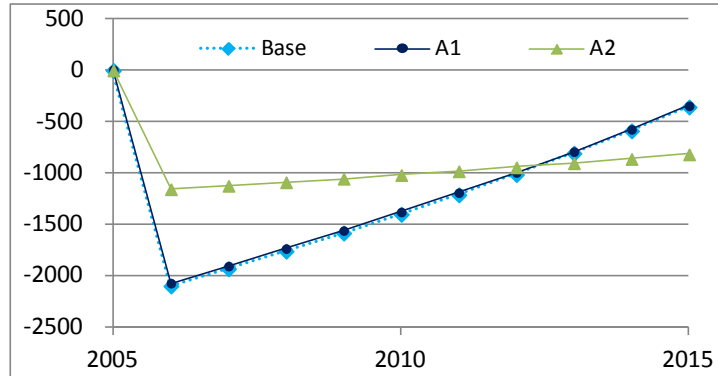


図2.4.1 ネオジウム供給制約による実質GDPへの影響（10億円）

生産にネオジウム磁石が不可欠と考えられる民生用エアコンおよびハイブリッド車・電気自動車の生産をほぼストップするという極端な供給制約による実質GDPのロス、外生ショックを与えた最初の年である2006年において最も大きく、基準ケース（Base）および需要側代替ケース（A1）で約2.1兆円、輸入代替ケース（A2）で約1.1兆円に達し、その後徐々にロスが小さくなっていく結果となった。シミュレーション期間（2005年から2015年）の純現在価値（割引フローの合計）を表2.4.2に示す。

表2.4.2 ネオジウム供給制約による実質GDP純現在価値への影響

基準ケース (Base)	需要側代替ケース (A1)	輸入代替ケース (A2)
-12.23兆円	-12.03兆円	-9.46兆円

基準ケースと比較して、需要側代替や輸入代替を促進することの経済的便益（GDPロスの抑制効果）は、需要側代替（A1）ケースで2054億円、輸入代替（A2）ケースで2兆7756億円となった。特に輸入財での代替が容易になることによる経済的便益が大きい結果となった。

本シミュレーションにおいて、ネオジウム供給制約がどのような経路で経済に影響をおよぼしているかを分析するために、民生用エアコン（a_c）とハイブリッド車・電気自動車（hev）、およびその代替財について、国内生産、家計消費および輸入がBAUからどれだけ乖離したかを検証した。

まず、ネオジウム供給制約により、民生用エアコン（a_c）とハイブリッド車・電気自動車（hev）の国内生産量を、BAUにおける生産量を100%としたときの比率で図2.4.2に示す。

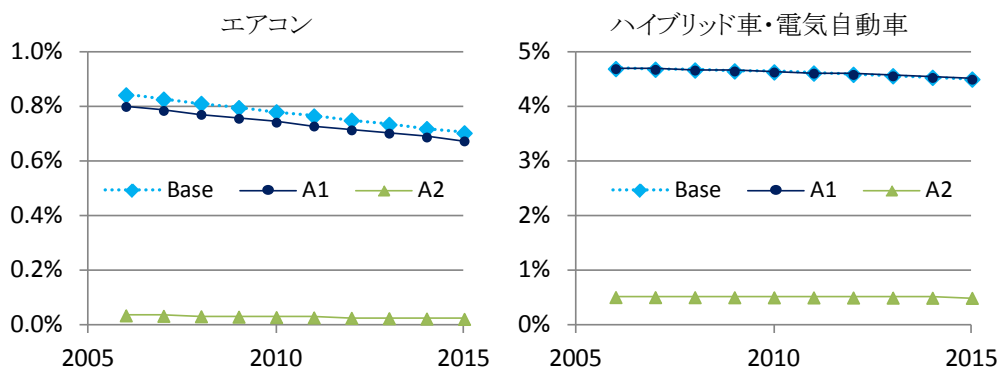


図2.4.2 ネオジム供給制約による国内生産への影響 (BAU=100%)

これらの部門のTFPを94パーセント低減した結果、民生用エアコンにおいてはほぼ生産ストップ、ハイブリッド車・電気自動車についても95パーセント以上減少していることが分かる。特に輸入代替 (A2) ケースにおいては、生産がほぼストップする結果となった。

ネオジム供給制約がこれらの財の代替財の国内生産に与える影響を、BAUからの変化率として図2.4.3に示す。

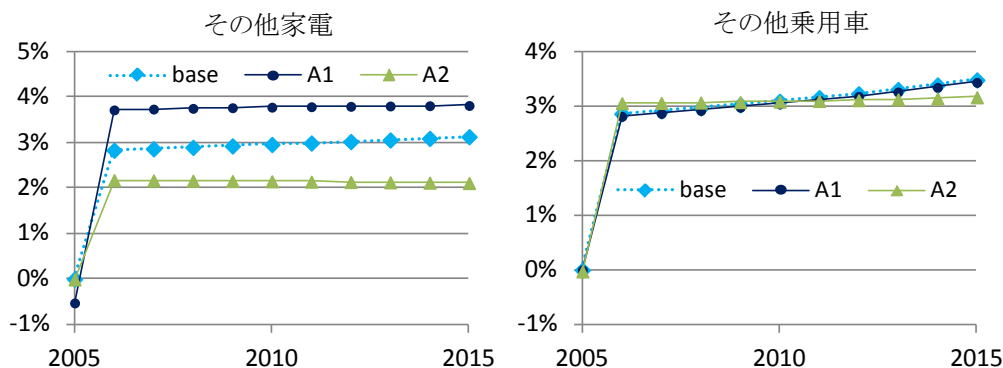


図2.4.3 ネオジム供給制約による代替財国内生産への影響 (対BAU変化率)

予想した通り、民生用エアコンおよびハイブリッド車・電気自動車の国内生産がほぼ停止することにより、代替財の国内生産が増加することが確認された。なお民生用エアコンの代替財については、基準 (Base) ケースに対し、需要側代替 (A1) ケースでは代替財生産が有意に増加し、逆に輸入代替 (A2) では有意に低下しており、予想される結果となった。ハイブリッド車・電気自動車の代替財については、同様の傾向がみられるものの差は極めて小さく、また2009年までは輸入代替 (A2) ケースで代替財生産が増加する結果となった。これは、その部門だけに着目する部分均衡分析と違

い、すべての部門間および他国との連関を反映した一般均衡分析に特徴的な結果である。

次に、ネオジム供給制約によるこれらの財の家計消費への影響を、BAUからの変化率として図2.4.4に示す。

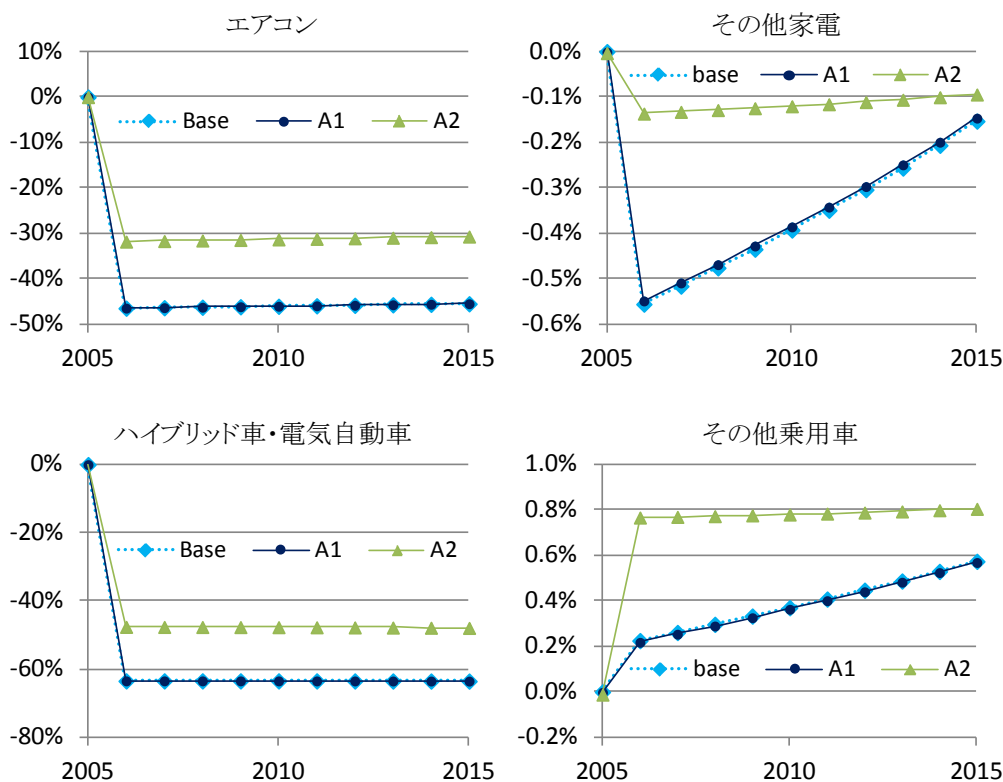


図2.4.4 ネオジム供給制約による家計消費への影響（対BAU変化率）

家計消費側では、輸入財による代替が可能であるため、民生用エアコンおよびハイブリッド車・電気自動車の国内生産がほぼ停止するにも関わらず、消費の落ち込みはエアコンで30～50パーセント程度、ハイブリッド車・電気自動車で50～65パーセント程度にとどまっている。予想される通り、輸入代替（A2）ケースでは特に消費の落ち込みが緩和されている。一方、代替財の消費についてはエアコンの代替財（その他家電）については微減、ハイブリッド車・電気自動車の代替財（その他乗用車）については微増という結果となった。これは、家計の「効用サービス」生産関数において代替財と合わせた複合財として扱われているため、供給制約の影響を直接受ける財（エアコンなど）の価格高騰と消費変化によるこの財に対する支出変化と、代替財の価格変化の相対的な関係により代替財の消費の増減が決まるからである。参考までにネオジム供給制約による消費者物価への影響を、BAUからの変化率として図2.4.5に示す。

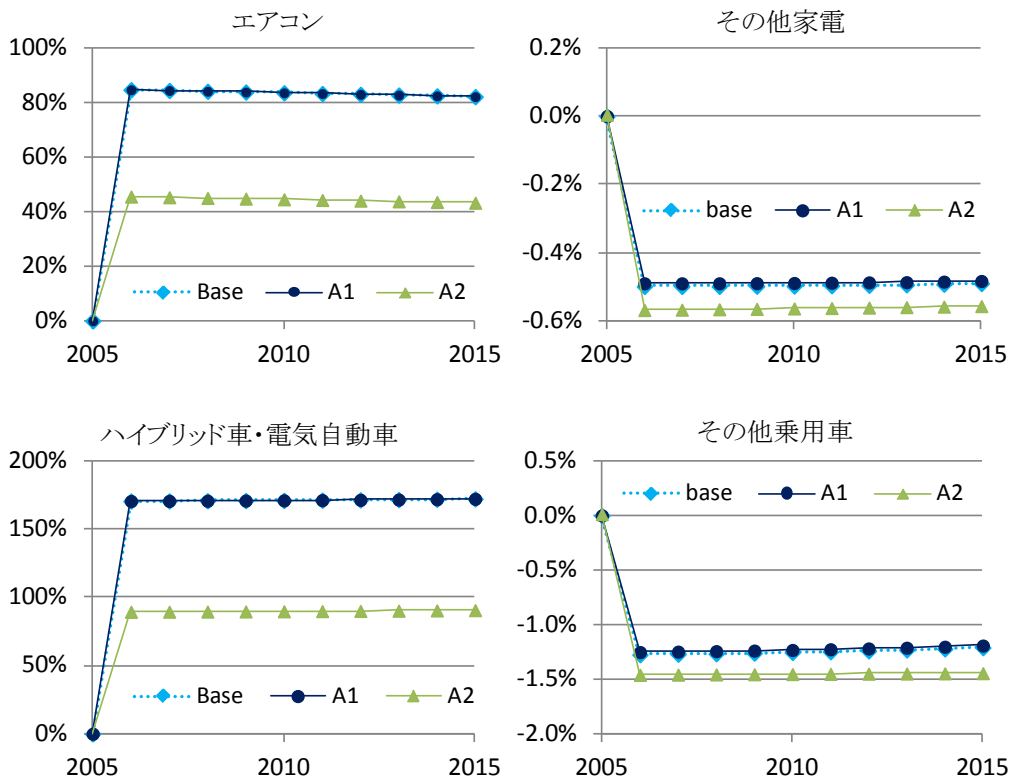


図2.4.5 ネオジム供給制約による消費者物価への影響 (対BAU変化率)

例えば、その他乗用車については物価低下率がその他家電に比べて大きく、かつ複合財に占める割合が非常に大きいため、ハイブリッド車・電気自動車の価格高騰率が非常に大きいにも関わらず消費が伸びる結果となっている。

最後にネオジム供給制約による輸入への影響を分析する。直接影响を受ける民生用エアコンおよびハイブリッド車・電気自動車の輸入への影響を、BAUにおける輸入量を1とした比率で図2.4.6に示す。

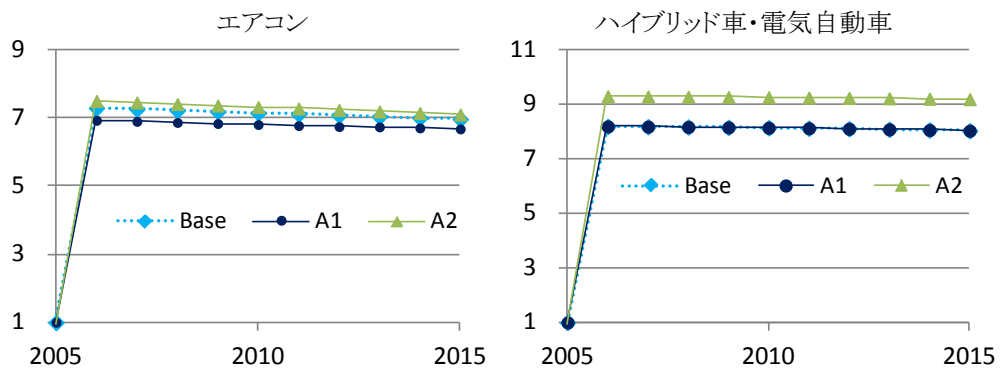


図2.4.6 ネオジム供給制約による輸入への影響 (BAU=1)

民生用エアコン、ハイブリッド車・電気自動車のいずれについても、ネオジム供給制約により輸入が7～9倍程度に急増する結果となった。特にハイブリッド車・電気自動車については輸入代替（A2）ケースで輸入が9倍以上に急増している。

ネオジム供給制約が代替財の輸入に与える影響を、BAUからの変化率として図2.4.7に示す。

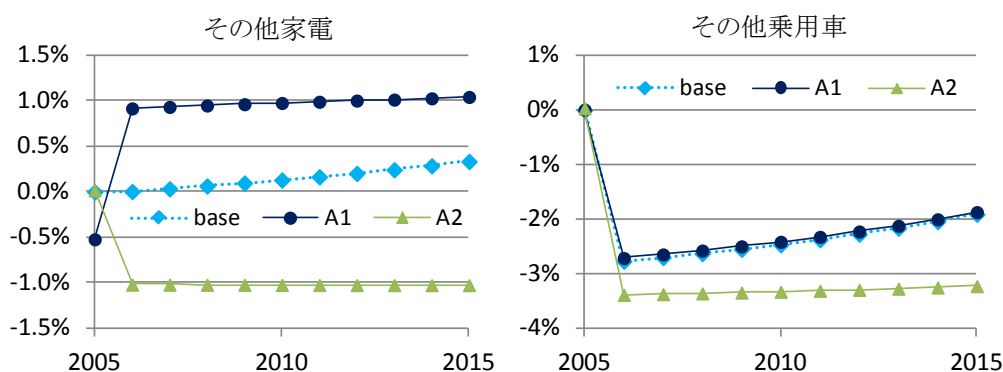


図2.4.7 ネオジム供給制約による代替財輸入への影響（BAUからの変化率）

民生用エアコンおよびハイブリッド車・電気自動車の輸入代替がより容易になる輸入代替（A2）ケースでは、いずれの代替財の輸入もBAUから減少している。一方、基準（Base）ケースおよび需要側代替（A1）ケースでは、ハイブリッド車・電気自動車の代替財（その他乗用車）の輸入は減少するものの、エアコンの代替財（その他家電）については増加する傾向が見られ、影響の符号については財によって異なるという結果となった。

2.4.4 結論

本研究では、我が国で注目を集めているレアアース供給制約に関し、マクロな経済影響を把握する試みとして、日本一国CGEモデルを用いた分析を行った。CGEモデルでは、物量ベース・取引額ベースで経済全体に占めるシェアが極めて小さいレアアースを単独部門・財として扱うことは難しいが、本研究ではレアアースなしには生産が難しい財として、ネオジムを使用した小型高性能磁石が代替不可能な中間投入財と見なせるハイブリッド車・電気自動車および民生用エアコンに着目し、ネオジム供給制約シナリオをこれらの財の生産の大幅減少と言う形でモデルに反映し、ネオジム供給制約に伴う経済影響を評価した。具体的には、これらの部門における全要素生産性を94パーセント減少することで、これらの財の国内生産をほぼ停止するシナリオを用いて分析を行った。

その結果、ネオジム供給制約（途絶）により、実質GDPが年間最大で約2.1兆円、シミュレーション期間（2005年から2015年）における純現在価値ベースで約12兆円減少する結果となり、極めて大きな経済コストが生じる可能性が示唆された。

我が国では、経済産業省のレアメタル確保戦略（経済産業省 2009）に示されているように、このような供給制約の緩和に向けて、海外資源調達が多様化・強化、リサ

イクルの推進、代替材料の開発に国を挙げて取り組む姿勢を明確に打ち出している。本研究では、このような努力による経済便益の粗い試算として、代替材料の開発に関連するパラメータとして、ハイブリッド車・電気自動車および民生用エアコンとそれぞれの代替財の間の代替弾性値を2倍にしたケース（需要側代替ケース）、および輸入財と国内財の代替弾性値を2割増にしたケース（輸入代替ケース）についてもシミュレーションを行い、基準ケースに対してそれぞれ実質GDPロスが軽減されるかを推計した。その結果、需要側代替ケースで約2千億円、輸入代替ケースでは約2兆8千億円程度、実質GDPロスが軽減されることが示唆された。これらの結果は、非常に粗い仮定のもとという留保条件付きではあるが、代替財開発やリサイクル推進のための研究開発費などに対し、相当な支援を行うことによる経済効果が大きいことを示唆している。

2.5 結論

本章では、その広範な用途とデータの入手しやすさから鉄と銅を例にとり、それらの生産に要する天然資源である鉄鉱石ならびに銅鉱石の採掘限界費用曲線の推定、採掘限界費用曲線に従って産出価格に反映される資源供給制約が世界経済に与える影響、資源供給制約下での世界経済における鋼材の需給の物量的検証（マテリアルバランスの検証）を行った。また、昨今のレアアースの供給制約懸念に鑑み、レアアースの一つであるネオジムに着目し、ネオジムの供給が大幅に減少することにより、ネオジム磁石が生産に不可欠となっているハイブリッド車・電気自動車および民生用エアコンの生産が大幅に減少することによる経済影響についても評価を行った。

資源消費に伴う資源制約に対処するための政策を立案するには、まずどのような資源制約が生じると考えられるのか、そしてその資源制約によってどのような経済的な影響があると考えられるのかを明らかにしなければならない。また、持続可能な資源利用を目的とした資源循環政策も、経済的な論理のみならず物量的な裏付けがなければ、かえって資源や鋼材の需給などに歪みをもたらしかねない。本章の分析結果は、資源消費抑制政策や資源循環政策の策定にあたって考慮すべき資源供給制約シナリオの設定、資源供給制約の経済への影響評価、資源供給制約下経済のマテリアルバランスの検証、レアアース供給制約による経済影響の評価、という4つの行政ニーズに対応するもので、次のような示唆を得た。

2.5.1 資源供給制約のシナリオの設定

鉄鉱石と銅鉱石の鉱山データベースを用いてそれらの鉱山操業費用曲線を推定し、その鉱山操業費用曲線を基に鉱山採掘限界費用曲線を導出した。

鉱山の分布、生産量と鉱床のタイプから、鉄鉱石については豪州、ブラジル、北米、その他世界の4つの地域に分割するのが良いこと、銅鉱石については南米、北米、欧州とその他世界、オセアニア・アジア、アフリカの5つの地域に分割するのが望ましいことが明らかとなった。中国は鉄鉱石と銅鉱石の主要生産国であるが、鉱山データが外部に出ることはないため、データは存在しない。しかしながら、鉱石はほぼ中国国内で消費されているため、輸出入の分析への影響は少ないと考えられる。

この地域分類に従って鉱山操業費曲線を推定したところ、鉄鉱石についても銅鉱石についても、鉱山操業費曲線は3次関数で最も近似することができた。よって、鉱山採掘限界費用曲線は下に凸な2次関数として描くことができるが、その限界費用曲線の形状から生産量が増加するに従い採掘限界費用が急上昇することが明らかとなった。発展途上国の工業化に伴って鉄鉱石も銅鉱石もその需要が急増しているが、需要を満たすために生産を増加させていくと、採掘費用の上昇を招き、ひいては鉄鉱石と銅鉱石の価格上昇という形で資源供給制約が生じるというシナリオを描くことができた。このシナリオは、資本費データを用いた分析を行うことでより精緻化が可能で、より意義のあるインプリケーションを得ることができる可能性があるが、そのためには資本データをはじめとするデータベースの整備が求められる。

2.5.2 資源供給制約の経済への影響評価

鉱山データベースから推定した鉄鉱石と銅鉱石の採掘限界費用曲線をグローバルCGEモデルに導入し、資源供給制約（鉄鉱石と銅鉱石の産出価格上昇のショック）が世界経済に与える影響を評価した。

まず、資源供給制約の有無に関わらず、鉄鉱石と銅鉱石の産出価格は時間とともに上昇し続ける。しかも、資源供給制約下では、2020年において最大で鉄鉱石の産出価格は基準年の16倍、銅鉱石産出価格に至っては最大で53倍にも達することが分かった。

この鉄鉱石産出価格上昇のショックにより、世界計での鉄鋼生産は、資源制約を導入しない標準シナリオからわずかではあるが減少した。鉄鉱石の産出価格上昇と比べて鉄鋼生産の減少が小さくなったのは、鉄鉱石と鉄スクラップの代替関係を考慮することで鉄鉱石価格上昇の影響が軽減されたものと考えられる。一方、鉄鋼のケースとは異なり、標準シナリオと比して銅の生産は世界計で若干増加した。銅生産の規模が大きい米国で銅鉱石産出価格上昇のショックの影響が大きかったため、銅鉱石から銅スクラップへの代替が進んで銅生産が増加したことが主な要因と考えられる。これらの結果として得られる鉄鉱石と銅鉱石の産出価格変化率と鉄鋼部門と銅部門の生産変化率の大きさから、リサイクルを促進させる政策が、資源供給制約の負の影響を緩和するためにも重要となることが示唆される。

資源制約下での世界GDPも、標準シナリオでの値よりわずかに減少した。国・地域別に標準シナリオからのGDPの変化率をみると、日本のみはプラスとなった。その他はマイナスであったが、日本と同じく資源希少国である韓国のGDP減少率が小さく、資源国・地域の減少率が高くなった。これらの分析結果は、鉄鉱石・銅鉱石の産出価格上昇ショックは、それらが主要産業であるが故に主要生産国へ多大な負の影響を及ぼすことを示唆している。

2.5.3 資源供給制約下経済のマテリアルバランスの検証

資源制約を前提としたグローバル経済における鋼材の供給に関するグローバルCGEモデルの分析結果が、天然資源の埋蔵・採掘やリサイクルの実現可能性などを考慮した上で物量的にも満たされるものであるのかについて、システムダイナミクスによって構築したマテリアルフロー・ストックモデルを用いて検証した。その結果、資源制約下での世界全体の経済活動を支えるだけのスクラップの供給は可能であるとの結論を得た。しかし、スクラップ供給量が供給可能量に近づいており、鋼材の生産がマテリアルフロー・ストック分析の前提となっているグローバルCGEモデルでの鋼材生産のペースを上回るようなことがあれば、スクラップの超過需要が発生し、マテリアルバランスが崩れてしまう可能性があることが明らかとなった。

発展途上国は急速な発展を通じて、その生活水準が向上している。中国やインドなど人口規模が大きい国々も多く、生活水準が先進国に近づこうとしている過程において、鋼材需要が急増することが推測される。この世界経済の現状を鑑みると、リサイ

クルの強化は不可欠であるがリサイクルのみでは不十分で、資源消費そのものを抑制することも視野に入れることも必要になる可能性を今回の分析結果は示唆している。

各国の経済が発展するにつれて、世界的に貿易も増加する。スクラップも貿易財の一つであることから、今後スクラップの貿易取引も活発化し、スクラップ貿易が鋼材生産に与える影響も小さくないと考えられる。よって、スクラップ貿易を陽に扱ったマテリアルバランスの検証が今後の課題となるであろう。

2.5.4 レアアース供給制約による経済影響評価

ネオジム磁石が代替不可能な中間投入財と見なせるハイブリッド車・電気自動車および民生用エアコンを、レアアースなしには生産が難しい財として選定し、ネオジム供給制約シナリオをこれらの財の生産の大幅減少と言う形で表わした。そして、そのシナリオをモデルに反映し、ネオジム供給制約に伴う経済影響を評価した。

ネオジム供給制約による経済損失は、実質GDP減少が年間最大で約2.1兆円、シミュレーション期間（2005年から2015年）における純現在価値ベースでは約12兆円減少となった。ネオジムの供給がほぼ途絶することでネオジム磁石が生産に不可欠な民生用エアコン、ハイブリッド車・電気自動車の生産がほぼ停止するという極端なシナリオであることに留意が必要ではあるが、レアアースの供給制約による経済損失が甚大となる可能性が示唆された。

また、最近のリサイクル強化や代替材料の開発の動きに鑑み、民生用エアコン、ハイブリッド車・電気自動車とそれらの代替財の間で、より代替が容易になると仮定した分析も行った。ネオジム磁石を必ずしも要しない代替財への代替が容易になるケースで約2千億円、同一財で輸入代替が進むケースでは約2兆8千億円程度、実質GDPの損失が軽減された。非常に粗い仮定をおいた分析ではあるが、この結果は、代替財開発やリサイクル推進のための研究開発費などに対し支援を行うことが重要で、その経済効果が大きいことを示唆している。

レアアースは取引額が小さいため、経済分析の俎上に乗せるのは難しい面がある。今後の課題は、経済分析だけでなく、工学的な分析手法の応用やそれらの併用などを試みることとなる。

参考文献

Armington, Paul S. 1969. A theory of demand for products distinguished by place of production. IMF Staff Papers 16: 159-178.

醍醐市朗・橋本征二. 2009. 物質フロー分析の近年の動向と課題. 廃棄物資源循環学会誌 第20巻. 254-263頁.

Gerst, M. and T. E. Graedel. 2008. In-use stocks of metals: A status report. Environmental Science & Technology, 42: 7038-7045.

- Giljum, Stefan, Stephan Lutter, Christine Polzin, Monika Dittrich and Stefan Bringezu. 2010. Resource use and resource efficiency in Asia: A pilot study on trends over the past 25 years. Sustainable Europe Research Institute (SERI) and Wuppertal Institute for Climate, Environment and Energy.
- Hatayama, H., I. Daigo, Y. Matsuno and Y. Adachi. 2009. Assessment of the recycling potential of aluminum in Japan, the United States, Europe and China. *Materials Transactions, the Japan Institute of Metals* 50: 650-656.
- Hertel, Thomas F. (ed.) 1997. *Global trade analysis: Modeling and applications*. New York: Cambridge University Press.
- Hinterberger, Friedrich and Stefan Giljum. 2003. Modeling global resource use: MFA, land use and input-output models. Paper presented at Quo Vadis, MFA? 9-10 October 2003, Wuppertal: Germany.
- 川崎研一. 1999. 応用一般均衡モデルの基礎と応用—経済構造改革のシミュレーション分析. 日本評論社.
- 経済産業省. 2009. レアメタル確保戦略 (<http://www.meti.go.jp/press/20090728004/20090728004-3.pdf>).
- Lofgren, Hans, Rebecca Lee Harris and Sherman Robinson. 2002. A standard computable general equilibrium (CGE) model in GAMS. *Microcomputers in policy research* no. 5. Washington, D.C.: International Food Policy Research Institute.
- 増井利彦・松岡譲・森田恒幸. 2000. 環境と経済を統合した応用一般均衡モデルによる環境政策の効果分析. *環境システム研究論文集* 第28号. 467-475頁.
- McDonald, Scott, Karen Thierfelder and Sherman Robinson. 2007. *Globe: A SAM based global CGE model using GTAP data*. USNA Economics Department Working Paper no. 15. Annapolis, Md.: United States Naval Academy.
- Meadows, D. H. et al. 1972. *The Limits to growth*. New York: Universe Books.
- Meyer, Bernd. 2005. The Economic-environmental model PANTA RHEI and its application. GWS Discussion Paper no. 2005/3. Osnabrück, Germany: Gesellschaft für Wirtschaftliche Strukturforchung.
- Meyer, Bernd and Christian Lutz. 2007. The GINFORS Model: Model overview and evaluation. *PETRE Working Papers, work package 3*. London: Productivity and Environmental Tax Reform in Europe Project.

- Muller, D. et al. 2006. Exploring the engine of anthropogenic iron cycles. PNAS (Proceedings of the National Academy of Science of the United States of America) 103: 16111-16116.
- 村上進亮・橋本征二. 2010. 経済社会の物質ストックに関わる研究の意義と現状（特集 物質ストック管理に向けたMFA/LCA）. 日本LCA学会誌 第6巻. 76-82頁.
- 西山孝・安達毅. 2006. 持続可能な社会における資源供給－アジアの経済発展と資源の枯渇. 資源と素材 第122巻第2号. 47-55頁.
- 野村浩二. 2002. 鉱物資源の多国間一般均衡モデルの構築と資源政策－銅地金／鉱石の国際寡占市場における分析－. 慶應義塾大学産業研究所 ディスカッション・ペーパー no. 74. 東京：慶應義塾大学.
- Paltsev, Sergey, John M. Reilly, Henry D. Jacoby, Richard S. Eckaus, James McFarland, Marcus Sarofim, Malcolm Asadoorian and Mustafa Babiker. 2005. The MIT emissions prediction and policy analysis (EPPA) model: Version 4. MIT Joint Program on the Science and Policy of Global Change Report no. 125. Cambridge, Mass.: Massachusetts Institute of Technology.
- Rutherford, Thomas F. 2005. GTAP6inGAMS: The dataset and static model. Unpublished Paper. (<http://www.mpsge.org/gtap6/>にて入手可能, アクセス日：2011年1月31日)
- 新日本製鐵株式会社. 2010. 環境・社会報告書.
(<http://www.nsc.co.jp/eco/report/index.html> アクセス日：2011/2/9)
- 清水雅彦・菅幹雄・斎藤崇・林田雅秀・田邊智之・中田一良. 2002. 循環型経済社会システムの計量分析モデル－ガラスびん・鉄のケース－. 経済分析－政策研究の視点シリーズ 第20号. 内閣府経済社会総合研究所.
- 清水雅彦・菅幹雄・斎藤崇・林田雅秀・田邊智之・中田一良. 2004. 循環型経済社会システムの計量分析モデル. 経済分析 第173号. 内閣府経済社会総合研究所.
- 高山寛人・増井利彦. 2009. 鉄鋼資源循環が温暖化対策に与える影響の分析. 環境経済・政策学会2009年大会.
- United Nations Environment Programme (UNEP). 2011. Resource efficiency: Economics and outlook for Asia and the Pacific. Nairobi: UNEP.
- U. S. Geological Survey. 2011. Mineral commodity summaries: Iron ore. Reston, Va.: U. S. Geological Survey.
(http://minerals.usgs.gov/minerals/pubs/commodity/iron_ore/mcs-2011-feore.pdf, アクセス日：2011年2月1日)

Wang T. et al. 2007. Forging the anthropogenic iron cycle. *Environmental Science & Technology*41: 5120-5129.

山崎雅人. 2010. 鉄スクラップ貿易の環境影響に関するシミュレーション分析, 上智大学環境と貿易研究センター ディスカッション・ペーパー 第J-10-3号. 東京: 上智大学.

3. 資源循環・資源利用抑制政策に関する研究

3.1 資源利用抑制政策手段の検討

3.1.1 はじめに

アジア太平洋地域では2000年代以降、急速に資源多消費型の経済・産業構造へと変化している（Schandl and West 2010）。これは、アジアが世界の工場化することで、国内需要に必要な以上の資源が流入していることの表れともいえる。それに伴って、アジア地域の廃棄物の発生量も増大しており、（吉沢・田中ら 2006）の推計によれば、2000年には世界の廃棄物発生量に占めるアジアの割合が24.2%であったのに対して、2025年には28%とその割合が増大するとしている。資源利用の拡大と廃棄物の発生は、物質の消費による経済成長モデルの避けがたい一側面であると言えよう。

こうした資源利用の拡大は有限な資源の逼迫という問題に加えて、資源採掘の拡大に伴う残渣や資源精錬による廃棄物（2010年のハンガリーでのアルミニウム工場からの汚泥流出による汚染などが記憶に新しい）などによる環境汚染の拡大、製品使用後の廃棄物の増大による処分場の不足や、不適切な処理やリサイクルによる環境汚染が懸念される。アジア各国において、環境管理・廃棄物管理・リサイクルに関する政策の本格的な導入と実施は、端緒についたばかりである（小島編 2008）。アジアの発展途上国という観点からは、貧困削減を視野に入れ、インフラ整備や製品需要ニーズを満たすために必要な資源消費増に対し、さらなる資源の効率的な利用を図る資源効率（あるいは資源生産性）改善アプローチが最優先課題と考えられる。一方、日本や韓国そして台湾などのアジアの先進諸国は、資源生産性改善にとどまらず、資源の消費や廃棄物の発生抑制に関する取組を一層進めることで、真のグリーン経済への道程を示す役割が期待されていると言えるだろう。

本節では、まず3.1.2で資源生産性改善アプローチの限界を示しながら、資源利用抑制（リデュース）の必要性を論じる。そのうえで、3.1.3で資源利用抑制を進めるための政策オプションについて検討し、3.1.4で結論を述べる。

3.1.2 資源生産性改善アプローチの限界：リサイクルからリデュースへ

1980年代から1990年代にかけて、より環境汚染を出さない製造プロセスがより効率的であると唱えるクリーナープロダクションや、廃棄物ゼロを目指すことでより環境と産業の共生を図るゼロエミッション、産業エコロジー、産業共生（Industrial Symbiosis：複数の産業が、副産物や廃棄物を相互に利用して資源利用効率を高める取組など）といった考え方が産業の環境管理に関連して影響を持つようになった。これは、環境効率・資源効率の考え方に影響を受けた、環境効率を高めることで環境配慮と経済競争力の両立を高める環境政策・環境マネジメントアプローチが導入され、先進国を中心に環境政策の主流となってきた（堀田 2003）。

1990年代～2000年代を通じて、こうした資源生産性を製品・サービス単位で高めていくアプローチは、OECD諸国を中心に持続可能な資源循環に有効とされてきた（例えば、OECD 2008）。日本では、資源生産性を、資源循環型社会達成のための1つの指標として活用してきた。実際に、日本では、リサイクルが進むと同時に、資源生産性も向上してきた。

しかし、資源生産性・資源効率向上型アプローチは、日本の過去の成長モデルと環境政策の成功に由来している。持続可能な資源循環、資源管理という観点からは、現状のリサイクル中心の資源効率・生産性中心の政策パラダイムから資源消費からの総環境負荷さらには資源消費の抑制を意図したパラダイムへの転換が必要となってくるだろう。実際に、製品・サービスや事業所もしくは特定技術単位での資源効率を高める形での、資源循環および資源利用抑制政策には、いくつかの限界が指摘されている。

これらを整理すると、「リバウンド効果によるエコ効率/資源効率改善型のアプローチそのものの限界」、「リサイクルが資源需給ギャップを満たすことの限界」、そして「資源の採取・採掘・輸入に伴う隠れた環境負荷の増大」の3点にまとめることができる。

まず、持続可能な資源管理に関して、エコ効率/資源効率改善型のアプローチそのものの限界の指摘がされている。エネルギー効率の改善がエネルギー利用の減少につながらなかったといった知見から「リバウンド効果 (rebound effect)」の存在が指摘されている (Ayers 2005 ; Herring 2008)。リバウンド効果とは、技術や製品の効率向上がトータルで見た資源消費量の削減にはつながらず、却って、消費量を増加させる現象を指している。言い換えるならば、効率改善による資源消費のリバウンド効果によって、地球レベルでの総環境負荷は増大しつつあるという課題である。例えば、Dauvergne (2008) は、冷蔵庫のエネルギー効率を改善する努力が、世界規模で冷蔵庫の大きさと使用が拡大することで結果として電力の消費増大につながっている例を示している。またJorgenson and Clark (2011, p. 240) では、1960年～2003年にかけて65カ国の比較研究を行い、エコロジカルフットプリントと経済発展の間に、相対的なデカップリングが起きてはいないことを指摘したうえで、「環境効率の改善が、生産の規模と集約を伴った時には、環境の持続可能性に結び付くとは言えない」と結論付けている。これは、資源生産性の向上によって、資源の消費と経済成長の間のデカップリングが可能になるという考え方を前提にした政策アプローチに、大きな課題を示している。この点について、最近では、オーストリアのInstitute for Social Ecologyのグループが、資源生産性の改善は、省資源への取組やリサイクル・省資源政策効果が主因となっているものではなく、経済成長が主導する場合が多いとの見解を示している (Steinberg and Krausmann 2011)。すなわち、資源生産性の向上と経済成長はカップリングしており、資源消費の抑制にはつながらないという懸念が存在する。本論は、資源生産性、効率の向上戦略を否定することを意図してはいない。ここで、議論したいのは、資源生産性、効率の向上のアプローチには、資源消費の抑制につながる政策アプローチを

パッケージとして導入する必要があるのではないかという問題提起である。実際に、日本の循環型社会政策の進捗指標として資源生産性が導入された際にも同様の懸念が存在した。これについては、循環利用率の向上と最終処分量の減少が合わさることによって一次資源の消費の抑制が図られるとの理解が存在したという¹⁴。

次に、典型的な循環可能資源である金属について考えるならば、金属スクラップのリサイクルが金属資源の需給ギャップを満たすことの限界も指摘されている。今後も、発展途上国経済でのインフラ整備の必要性や低炭素化技術の普及により世界的に金属の需要が急速に増加すると予測されている（原田 2010a）。金属は理想的なリサイクル材ではあるものの、金属スクラップのリサイクルだけでは、こうした急増すると予想される金属需要に対応できないという指摘も出ている。Grosse（2010）は、フランスの環境サービス企業・リサイクル産業の経験および金属の将来需要の予測から、主要金属の世界需要増加を年率1%以下に抑えない限り、金属スクラップのリサイクルは金属資源ストックの延命に貢献できないと指摘する。

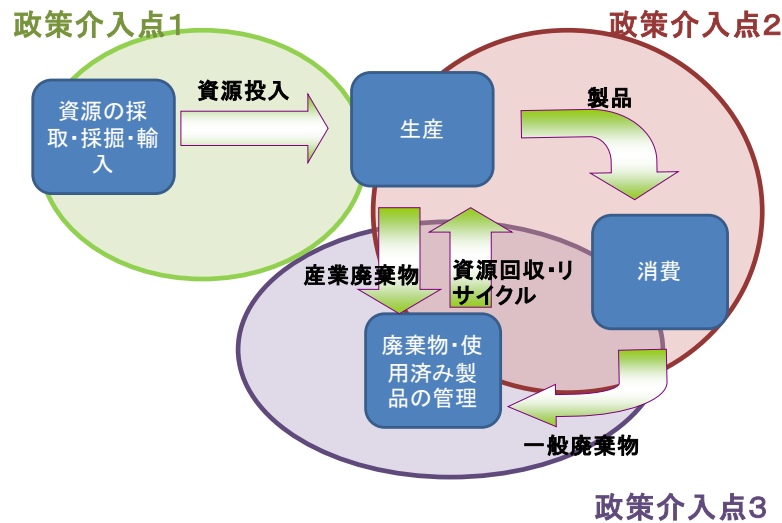
更に、新たな技術ニーズによって、金属資源の採取・採掘・輸入に伴う隠れた環境負荷が増大するリスクを指摘する声もある。原田（2010b）は、低炭素化技術に関する議論に資源管理の観点が出ていないことに警鐘を鳴らしている。例えば、原田（2010b）の試算によれば、日本の自動車のうち半分が燃料電池車に置き換わった場合、現在の技術では250トンのプラチナが必要となり、これは鉱石採掘量に換算すると300メガトンとなるとしている。資源採掘に伴う残渣（いわゆる隠れたフロー）の発生抑制が必要となると主張する。

以上の3点から示唆される点は、持続可能な資源循環に向けて、リサイクルの推進に見られる資源効率・生産性向上型のアプローチに加えて、資源利用に伴う総環境影響の減少、更に資源利用の抑制につながる政策アプローチが必要となるということである。

3.1.3 資源利用抑制のための政策ツールの検討

持続可能な資源循環を構築し、更には資源利用・消費の抑制を行うためには、資源利用に伴う経済の外部性を、資源利用の各段階で、内部化し、ライフサイクル全体で持続性を配慮する政策手法を同定する必要がある。図3.1.1に示すように、資源管理に関わる政策の介入ポイントは、資源のライフサイクルで考慮した場合には、大まかに3点に整理できる。すなわち、天然資源の採掘・輸入段階（下図の政策介入点1）、製品の生産～消費に関わる段階（下図の政策介入点2）、そして廃棄物管理・リサイクルの段階（下図の政策介入点3）である。

¹⁴ 2011年1月23日、環境省・環境法政策学会共催、循環型社会形成推進基本法制定10周年記念シンポジウムにおける浅野直人氏の発言。



出典：Bringezu（2002）のFigure4.1および堀田（1999）を基に、筆者が作成

図3.1.1 ライフサイクルから見た持続可能な資源管理に向けた
政策介入ポイントのイメージ

では、ライフサイクルの各段階で、政策介入はどのような効果をもたらすのであろうか。言い換えれば、資源利用の特定段階が、資源利用抑制に最も有効な介入点となるのであろうか。このような観点から、物質資源利用のライフサイクルを、天然資源の採掘・輸入段階（インプット）、製品の生産～消費段階（プロダクションとコンサンプション）、そして製品の廃棄・リサイクル段階（アウトプット）の3段階に分類した上で、それぞれの段階での政策手法について検討を行う。ただし、ここで気をつける必要があるのは、資源管理および資源循環に関わる政策は、ある政策を資源のライフサイクルの特定段階で導入すると、課題を他の段階へと移行させてしまう可能性がある（Bengtsson et al. 2010）。そのため、ライフサイクルの観点から包括的な政策のパッケージ（特定の政策目手のために、様々な政策手段を組み合わせた枠組）が必要である。

政策手段には、一般的に大きく分類して、直接規制型の手段、経済的手段、自主的規制を促す手段、情報的手段が存在するが、実際にはこうした手段を組み合わせた枠組とパッケージ型の手段が主流となっている（Bengtsson et.al. 2010；OECD 2007b）。

同様の観点から、ドイツの研究者グループが、ドイツ一国の経済モデルと物質フローモデルを組み合わせたモデル（Panta Rheiモデル）を使用して、資源生産性を向上させるためのマクロ政策ツールの比較分析を行っている（Distelkamp et al. 2010；Belischwitz et. al. 2009）。その研究で、分析対象となった政策ツールは、経済的手段、情報的手段、そして規制型の手段である。Distelkamp et al.（2010）では、経済的手段として、建設材1トンあたりに2ユーロの資源税を課し年に5%ずつ増税することを想定している。また情報的手段としては、製造業での資源インプットを20%減量するた

めのコンサルティングを受け、こうしたコンサルティングを受ける企業数が年に5%ずつ拡大していくことを想定している。さらに、規制的手法としては、最終製品に含まれるリサイクルされた非鉄金属の割合をファクター3（3倍）にする規制をかける世界的な合意が成り立っていると仮定している。

我々の関心は、物質資源利用のライフサイクルのどの段階での政策介入が、より効果的なのかを明らかにすることにある。更に、グローバルな経済の下での資源循環の実態は、資源と製品はそのライフサイクル：資源の採掘段階、製品の生産段階、消費段階、そして使用済み製品の最終処理と資源回収が、複数の国々にまたがっていることが多い。資源と製品のライフサイクルが越境的で、脱国家的な性格を持ち始めていることは、直接規制型と情報型の政策手段の活用を前提としたうえで、国際的に調和のとれた経済的手段が有効であると考えられる。

上記を鑑みた上で、最近のEU、OECD、アジア3R推進フォーラム、ERIAの3R政策作業部会、UNEPの資源パネルの政策議論、またすでに何らかの形で存在するもしくは導入が行われている政策ツールを参考にして、ライフサイクルの各段階において、以下のような経済的手段の政策効果を検証することの重要性を指摘したい。資源の採掘・輸入・投入段階では「天然資源税」、製品の製造～消費段階では「拡大生産者責任型の政策」、そして廃棄・リサイクル段階では「産業廃棄物への排出従量課徴金」である。

(1) 資源の採掘・投入段階（インプット）：天然資源税

天然資源の採掘には大きな環境負荷を伴う。鉱業を例にとれば、この段階は、鉱山の開発の準備のための森林伐採、表土の剥ぎ取り、低品位の鉱石の処理、化学物質などを利用した鉱石の前処理から発生する有害物質による水汚染や土壌汚染など、様々な環境影響がある（谷口 2005）。採掘段階での最も顕著な影響は、処理プロセスからの大量の残渣の発生だと言える。長年、鉱山技師、セメント会社の重役として鉱山開発に携わり、世界の鉱業の実態に詳しい谷口（2005）によれば、金1キロを得るためには1360トンの廃棄物、銅1トンを得るためには1898トンの廃棄物、鉄1トンを得るためには5.35トンの廃棄物が発生する。こうした値は、低炭素技術に必須とされる貴金属、レアメタル、レアアースなどについて言えば、更に高いものとなる。こうした資源の需要増大に応えるために、金属などの資源のリサイクルが重要であると考えられるが、資源需要が急速に増大する状況下ではリサイクルだけでは需要と供給のギャップを埋めることは困難だと言える。

産業用の原料の地球規模での貿易を考慮に入れた場合、上記のような採掘段階での環境負荷は、そうした一次資源の採掘・供給源である国や地域に集中する傾向にある。言い換えれば、一次資源の採掘・供給源となっている国における前処理は、こうした資源や原料を活用して製品を加工・製造する国の環境負荷の軽減に貢献していると言える。

こうした天然資源の採掘に伴う残渣の発生を抑制もしくは天然資源の消費そのものを抑制する試みとして、欧州では資源税を活用している国がいくつか存在している。欧州環境庁は、2008年にイギリス、スウェーデン、イタリア、チェコ共和国での骨材/建材の採掘への資源税の効果の比較分析を行っている（EEA 2008）。その中では、天然資源の循環資源による代替を目的としたイギリス方式が一番成功しているとの評価を行っている。

Bleischwitz et. al. (2009) は、イギリス方式を参考に、砂、礫、石といった建築・建設用の天然資源に対して、その生産量（すなわち採掘量もしくは買い取り料トンあたり）1トンあたりに、1.5ユーロから2ユーロの欧州全域での課税を行うことを提案している。こうした課税からの収入を資源生産性基金として、資源生産性向上に向けた技術開発や設備導入、インフラ整備に活用することを提案している。また、イギリスやスウェーデンは、価格シグナルを明示的にするために、課税額を次第に増やしていく手法を取っている。これを参考に、Blieschwitz et. al. (2009) は、価格シグナルを明示的にするために、課税を段階的に増加させることを提案している。

こうした政策手法を導入する場合には、貿易に対して、意図せざる結果をもたらさないように配慮する必要がある（Bleischwitz et. al. 2009）。実際、こうした政策を一カ国で導入することは、中国の天然資源税の例に見られるように、資源の囲い込みに関する懸念を周辺国へと引き起こす可能性もある。また、資源税を導入した結果、イギリスでは天然資源の採掘量が減少したが、北アイルランドとアイルランドが地続きであり、アイルランドでの天然資源の採掘量が増加するという天然資源採掘の移転が生じた（EEA 2008）。

また、同様の考え方として、バージン資源税というものがある。これは、バージン資源に課税を行うことで、リサイクル資源の需要拡大と市場の安定化を図ろうというものである（例えば、Pearce and Turner 1993）。

天然資源税については、先述の通り、欧州環境庁（EEA 2008）がイギリス、スウェーデン、イタリア、チェコ共和国での砂・礫・岩の採掘に対する資源税の効果の比較分析を行っている。砂・礫・岩は、建物や道路建設等に、鉄等と並んで建設資材として使われるため、経済成長と人口増加に伴い、使用量が増えるとともに、採掘に伴う環境影響等も大きいことで知られている。その中で、天然資源税の効果として、直接的に採掘活動に伴う環境負荷の軽減につながったという証拠は見出せなかったものの、スウェーデンおよびイギリスの事例では、こうした資源の需要の微減および2次資源需要増加につながったとしている。さらに、資源税の導入そのものが、こうした資源採掘の監視・情報管理の改善に貢献したという効果も見られた（EEA 2008）。

豪州でも天然資源税（資源過剰利潤税）の導入については、2010年に大きな政策論争を呼んだようである。これに対して、OECDの事務局長は、資源価格の変動への緩衝材という側面から、この政策を支持した（BBC 2010）¹⁵。こうしたOECDの事務局

¹⁵ BBC.co.uk (<http://www.bbc.co.uk/news/business-11753127>) November 14, 2010.

長の意見等に見られる、天然資源税の効果として期待されているのは、資源価格の変動への緩衝材として天然資源税が作用するのではないかという点である。

以上から、持続可能な資源循環に貢献する政策ツールとしての天然資源税を、以下のように仮説的に考える。

- バージン資源、一次資源の投入や輸入に対して、従量ベースで税や関税をかける。
- 一次資源消費の削減と、二次資源の活用の増大が期待される。
- しかし、課税を回避するための不法な採掘活動や不法輸入が増加する可能性もある。また、この政策が実施されている国の企業が、されていない国の企業に対して、競争上の不利をこうむる可能性がある。そのため、一国でこうした政策を導入した場合と、多国間で協調して導入した場合の効果の比較を行うことが推奨される。

(2) 生産プロセス～製品の消費に伴う環境負荷への課税

一般に生産プロセスとは、前処理の行われた一次資源、材料を精練・処理し、これらの資源・材料や部品・パーツを、製造、組立に利用段階である。製造プロセスでは、排気ガスや排水からの大気汚染や水質汚染、産業廃棄物や有害な副産物の発生などの様々な環境影響が考えられる。産業廃棄物は、社会の廃棄物発生量の大きな部分を占めている。しかし、生産プロセスからの産業廃棄物は、埋め立て処分コストの増大や、有害なものを含む産業廃棄物や副産物の情報交換支援システムの構築といった生産者に適切なインセンティブがもたらされる場合、他の生産プロセスへの資源投入が促されることが期待される。

1970年代以来、OECD諸国では、生産プロセスをターゲットにした環境政策が主流であった。その中では、公害問題や不法投棄といった環境問題への解決へ向けてエンド・オブ・パイプの解決策を導入してきた。PPP（汚染者負担の原則）などは、こうした政策概念の一つと言えるだろう。

その後、1980年代から1990年代にかけて、クリーナープロダクションやゼロエミッションといった環境効率・資源効率の考え方に影響を受けた、環境効率を高めることで環境配慮と経済競争力の両立を高める環境政策・環境マネジメントアプローチが導入されてきた。確かに、こうした効率性の考え方に基づいたアプローチは、単位当たりの資源利用の削減や、環境負荷の削減につながったかもしれない。アジアの発展途上国においても、クリーナープロダクションや、エコ産業団地、エコタウンといったこうした考え方に基づいた政策やアプローチが導入されつつある。こうしたアプローチは、製造プロセス・システムの改善を重視したものであると言える。

1990年代や2000年代になると、資源循環政策は、生産される製品そのものとその利用に関わるシステムを対象に、製品の利用後の処理での環境負荷や資源効率を高めるために、拡大生産者責任政策（EPR）や、RoHSなど製品中の物質の管理、環境配慮設計に焦点を当てる傾向が強まってきた。アジア地域でも、日本、韓国、台湾などが、

こうした製品を対象にして、製品プロセスにまで及ぶ資源循環・環境管理政策を導入している。さらに、拡大生産者責任政策は、生産プロセスと製品の環境負荷、さらには使用済み製品の処理に広がる政策としてアジアでも期待を持たれている。例えば、中国や、ベトナム、タイ、インドにおいて、家電・電子製品を対象にした政策の導入を決定、もしくは検討している。

こうした政策の効果としては、製品への資源投入・消費を削減するための環境配慮設計の推進、耐久消費財の長寿命化、製品の製造に必要な資源の中の二次資源の割合の増加、生産プロセスからの副産物/廃棄物の利用の増加、産業廃棄物の発生の抑制などが期待される。

以上から、日本型や欧州型のEPR型政策とは異なるが、以下のような政策をEPR型政策と呼称し、持続可能な資源循環に貢献する政策ツールとして仮説的に考える。

- 廃棄物管理とリサイクル費用を生産者に課すことで、政府（自治体）から生産者に廃棄物管理とリサイクルのコストを移転する。すなわち、生産者に対して、生産量に応じたりサイクル費用としての課税を行い、資源生産性基金を創設する。基金をリサイクルセクターもしくは製造業の資源効率化への補助金として活用する。
- 廃棄物管理の改善。より効果的なリサイクルの促進。そして関係者間での使用済み製品の管理コストのより適切な配分などが期待される。しかし、リサイクルしやすい製品づくりを行った企業への傾斜的な課税減を行わない場合には、リサイクルしやすいデザインや部品の再利用を可能にするデザインといった廃棄量の減少につながる環境配慮設計の推進は期待できない。
- また、政策を導入した国からの合法、不法な使用済み製品や中古品の輸出の増大。それによる政策を導入した国と政策を導入していない国の間での処理費用負担の不公平という問題が生じる可能性がある。そのため、一国でこうした政策を導入した場合と、多国間で協調して導入した場合の効果の比較を行うことが推奨される。
- そのため、上記で、提案した資源生産性基金を国際連携型の政策への資金源とする。

(3) アウトプットへの課税（廃棄物排出従量課徴金制度）とは

資源・物質利用からの環境負荷として分かりやすいのは、廃棄物の発生であり、その廃棄物そのものと処理の方法に由来する環境汚染である。この段階での環境影響としては、焼却処理による大気汚染、埋め立て処分による重金属等による水質汚染、埋め立て処分場からの温暖化ガスの排出、不適正なリサイクル活動から生じる健康、環境被害などが考えられる。更に、埋立処分場の不足は、地方政治レベルで、深刻な課題となり得る。

これに対処するための政策は、発生した廃棄物の適切な収集・処理の仕組の構築、埋立処分される廃棄物の減少、資源ライフサイクルの下流における環境・労働基準の執行による明確なインセンティブを示すことで、廃棄物の流れをインフォーマルで不適正なリサイクル市場からフォーマルで適正なリサイクル市場へと向かわせることが期待される。

また、本段階では、資源循環政策は、廃棄物の適切な分別、廃棄物発生が少ない生活行動、製品の選択編集（政府と製造／小売業とが連携し、持続可能ではない製品を市場から排除）、それに関する情報開示を可能にするラベルなどを通じて製品に利用されている資源投入や製品の廃棄物・リサイクルに関する事業者や消費者の意識向上などである。

関連する経済ツールとしては、廃棄物に対する排出課徴金が考えられる。例えば、日本の自治体の中には、産業廃棄物税もしくは循環資源利用促進税、資源循環促進税と呼ばれる産業廃棄物の排出量に応じて、廃棄物排出者などに課税を実施しているところがある。これは、産業廃棄物の排出抑制や減量化、リサイクル促進などへのインセンティブを与えるとともに、適正処理推進の財源確保などを目的としている。その課税方式として、日本の産業廃棄物税では、以下のような方式が取られている¹⁶。

1. 事業者申告納付方式

課税義務者：産業廃棄物を中間処理施設へ搬入する事業者、または最終処分場へ搬入する事業者

2. 最終処分業者特別徴収方式

課税義務者：最終処分場に搬入される産業廃棄物の排出事業者および中間処理業者

3. 最終処分業者課税方式

課税義務者：最終処分業者および自家処分事業者

4. 焼却処理・最終処分業者特別徴収方式

課税義務者：焼却施設や最終処分場へ産業廃棄物を搬入する排出事業者、または中間処理業者

日本の多くの自治体は、上記のうち1、2、4の方式を取っている。すなわち、排出業者（排出削減）と中間処理業者（リサイクルの推進）への課税が中心となっている。また、課税額は、1トン 1000円となっている。

¹⁶ 株式会社フジテックスウェブサイト
<http://www.all381.com/column/02.html>

イギリスではトンあたり2.5ポンド（2010-2011年）の埋立処分税¹⁷や、ニュージーランドでも1トンあたり10ドル（2010年）の埋立処分税といった同様の政策が導入されている。イギリスの埋立処分税の制度では、Landfill Communities Fundという制度の下で、排出者が環境配慮型の活動を行うことで減税を受けることが出来ることとなっている。ニュージーランドの場合は、税収の半分が地方自治体に、もう半分が廃棄物削減基金に入ることとなっている¹⁸。

以上から、この廃棄物排出課徴金の制度を参考に、以下のような政策を廃棄物排出従量課徴金制度と呼称し、持続可能な資源循環に貢献する政策ツールとして仮説的に考える。

- 産業セクターからの産業廃棄物発生量に応じた課税を行う。
- 課税分は、リサイクルセクターへの補助金とする。

このような政策により、廃棄物発生量の削減、リサイクルの拡大が期待される。一方で、課税を回避するための不法投棄や、海外への産業廃棄物の移転が懸念されることから、課税を段階的に導入した場合の検討などの制度設計が必要である。

(4) 資源利用抑制政策のまとめ

上記の資源循環政策をパッケージとして運用することから、一般的に期待される効果としてはいかなるものがあるだろうか。こうした点について整理するため、上記で議論した政策の概要と期待される効果を、以下の表にまとめた。

¹⁷ 英国DEFRAウェブサイト

<http://www.defra.gov.uk/environment/waste/topics/>

¹⁸ ニュージーランド環境省ウェブサイト

<http://www.mfe.govt.nz/issues/waste/waste-disposal-levy/index.html>

表3.1.1 資源活用段階別の資源利用抑制政策の例

資源の活用段階	環境影響の例	資源利用抑制政策としての検証が必要な資源循環政策	期待される効果
採掘・投入段階	<ul style="list-style-type: none"> 採掘に伴う、自然破壊・汚染 大量の残渣の発生 	<p><u>天然資源税</u></p> <ul style="list-style-type: none"> 一次資源の投入や輸入に対して、<u>従量ベース</u>で税や関税をかける。 課税を回避するための不法な採掘活動や不法輸入が増加する可能性もあるため、<u>一国でこうした政策を導入した場合と、多国間で協調して導入した場合の効果を比較する。</u> 	<ul style="list-style-type: none"> 循環資源による<u>天然資源の代替</u> <u>一次資源の総投入の減少</u>とそれに伴う残渣の発生の減少 資源生産性向上による<u>リバウンド効果の抑制</u>
生産～製品消費段階	<ul style="list-style-type: none"> 産業廃棄物と有害な副産物の発生 信頼できるリサイクル業者の不足 分別の不徹底 容器・包装からの廃棄物 リサイクル困難な製品の普及 使い捨て商品の普及 	<p><u>拡大生産者責任型のリサイクル費用徴収と活用</u></p> <ul style="list-style-type: none"> 生産者に対して、生産量に応じたリサイクル費用としての課税を行う。 それに基づいて、資源生産性基金を創設する。 基金をリサイクルセクターもしくは製造業の資源効率化への補助金として活用する。 しかし、政策を導入した国からの合法、不法な使用済み製品や中古品の輸出の増大。それによる政策を導入した国と政策を導入していない国の間での処理費用負担の不公平という問題が生じる可能性がある。そのため、一国でこうした政策を導入した場合と、多国間で協調して導入した場合の効果を比較を行う。 	<ul style="list-style-type: none"> リサイクル産業の適正化と育成 より効果的なリサイクルの促進。 関係者間での使用済み製品の管理コストのより適切な配分
廃棄・リサイクル段階	<ul style="list-style-type: none"> 不適切な処理やリサイクルによる、大気、土壌、水質汚染 循環資源が利用されず、最終処分へとまわる インフォーマルで不適切なリサイクル 	<p><u>廃棄物への排出従量課徴金</u></p> <ul style="list-style-type: none"> 産業セクターからの産業廃棄物発生量に応じた課税を行う。 課税分は、リサイクルセクターへの補助金とする。 また、課税を段階的に導入する。 しかし、課税を回避するための不法投棄や、海外への産業廃棄物の移転が懸念される。そのため、一国でこうした政策を導入した場合と、多国間で協調して導入した場合の効果を比較を行う。 	<ul style="list-style-type: none"> 最終処分量の減少とリサイクルの増加 リサイクル産業の改善

これらの政策をパッケージとして運用することで、一次資源消費そのものの抑制、一次資源の循環資源の代替の促進、循環資源の循環を促すために必要なリサイクル産

業の育成と投資の増大、循環資源が最終処分へ行く量の抑制を目指す必要がある。さらに、アジア発展途上国に関して言えば、リサイクル産業の成長によるインフォーマルセクターの組織化や、それに伴う貧困削減の効果等が期待されるであろう。

本研究では、具体的な政策ツールとして経済的手法を提案している。経済的手法は環境負荷が引き起こす外部不経済を内部化することで、産業セクターなどの経済主体の私的最適解と社会全体の最適解を一致させることができる強力な政策ツールである。一方、経済的手法は、環境負荷の内部化の伴い生産セクターへの負担の増大し、生産セクターの国際競争力の減少、課税による天然資源の外国への依存の増大、海外への産業セクターの移転などの経済面での負の影響を引き起こす可能性が指摘されている。また、環境面では、経済的手法の運用により、廃棄物管理費用が増大し不法投棄の増大へのインセンティブが働くこと、輸出税がなければ天然資源の海外輸出の増大すること、廃棄物輸出増大などの負の影響が考えられるだろう。さらに、社会的な懸念としては、天然資源の採掘に依存する発展途上国での雇用の減少や生産コストの増大や海外への産業移転に伴う雇用の減少などが考えられる。このような懸念に対処するためには、EEA（2008）が指摘するように、経済的手法を他の政策手段を組み合わせた政策パッケージとして実施する必要があるだろう。さらに、国際協力による政策協調を行うことで、政策パッケージが越境的なスピルオーバー効果を持つことを防ぐ必要もある。

これに加えて、資源の代替効果や、他の政策や税制などとの相殺効果、技術の変化の影響なども、資源循環政策の効果に影響を与えるであろうが、それについては本論では論じなかった。また、こうしたアプローチの課税額が、環境負荷の大きさを正確に反映することは難しい。例えば、環境負荷の大きいと思われる場所への課税を高くするのは難しいかもしれない。

一方で、こうした政策パッケージや国際協調をどのように資金面でバックアップするのかという課題もある。すなわち、税金をどのように使うかという観点も重要である。本研究では、リサイクル産業セクターへの補助金とすることを想定している。しかし、こうした政策ツールの導入により、採掘や負荷が他の国に移転する可能性があるため、場合によっては国際的な資源生産性基金の創設など、国際的支援に活用することも検討されるべきであろう。例えば、アジア諸国は、リサイクル料金の徴収、リサイクル基金制度の導入を検討しており、この仕組みの中で、事前にリサイクル費用を徴収し、それを、リサイクル業者の環境管理の改善、各国の技術開発や、優良リサイクル業者の認証などの国際協力に活用するということが考えられる。日本政府は、2006年に使用済家電のおよそ30%が輸出されたと推計している（産業構造審議会廃棄物・リサイクル小委員会 電気・電子機器ワーキンググループ 中央環境審議会廃棄物・リサイクル部会 家電リサイクル制度評価検討小委員会 合同会合 2008）。家電4品目のみで、770万台と計算している。その後、Terazono（2011）は約518万台（寺園の推計による中古品の輸出台数約478万台とスクラップとしての輸出台数40万台を合算した）と計算しなおしている。2010年に、OECDが家電のリサイクルについて、リ

サイクル費用の事前徴収を推奨している（OECD 2010）。そのため、使用済み家電にリサイクル費用の事前徴収が導入された場合、理想的な状況では、およそ148億円～220億円が、中古品の輸出から徴収できると推計できる¹⁹。この政策が仮に導入されたとすると、中古品の国外への輸出へのディスインセンティブとなり、国内リサイクルへまわる廃家電の量が増える可能性もあるが、このこと自体は決して悪いことではない。この推計値が、日本のみを対象としていることを考慮すれば、韓国や台湾などの他の地域やこれからEPRを導入しようとしている各国がこの仕組みに参加した場合に、輸出国の国内リサイクルセクターの発展のための資金源や、国際資源循環に関する国際役割分担のための資金源として重要なものとなり得ることが分かる。これを資源生産性国際基金、リサイクル国際基金等として運用すれば、リサイクル産業の技術開発や投資、優良リサイクル業者への補助金や認証システムの運用資金として活用できるかもしれない。

3.1.4 まとめ

製品・サービスや事業所もしくは特定技術単位での資源効率を高める形での、資源循環および資源利用抑制政策には、いくつかの限界が指摘されている。これらの限界に対処し経済成長と資源利用のデカップリングを実現するためには、資源生産性、効率の向上のみに頼るのではなく、資源利用の抑制につながる政策が必要であると考えられる。天然資源税、産業セクターの売り上げに課税しリサイクル部門への補助金へと活用する政策、廃棄物排出従量課徴金などの政策をパッケージとして運用することで、資源利用そのものの抑制、循環資源による代替の促進、循環資源の循環を促すために必要なリサイクル産業の育成と投資の増大、循環資源が最終処分へ行く量の抑制が期待できる。

一方、資源利用抑制のための政策、特に経済的手段を導入した場合、生産セクターの国際競争力の減少、課税による天然資源の外国への依存の増大、海外への産業セクターの移転などの負の影響が出る可能性もあることから、政策パッケージとしてこれらの負の効果を抑える政策設計が必要となる。このような政策設計において、経済モデルおよび環境影響モデルの統合による環境政策の効果分析等を活用することが重要であろう。

政策パッケージが越境的なスピルオーバー効果を持つことを防ぐ必要もあることから、資源利用抑制を、日本一国の課題にとどまらないアジア全体の課題として発信していくとともに、アジア3R推進フォーラム等を活用して、各国との政策連携、支援プログラム間の連携により達成する必要がある。このような国際政策連携を実現する

¹⁹ 約220億円については、産業構造審議会廃棄物・リサイクル小委員会 電気・電子機器ワーキンググループ 中央環境審議会廃棄物・リサイクル部会 家電リサイクル制度評価検討小委員会 合同会合（2008）、『家電リサイクル制度の施行状況の評価・検討に関する報告書』の輸出される中古品の台数の推計値に基づき、現行のリサイクル料金をかけて概算している。約148億円という数字については、家電4品目の輸出の割合が政府の推計と一緒であると仮定して計算した。

ためには、持続可能な資源管理・資源循環分野での多国間資金メカニズムの検討などアジアレベルでの更に踏み込んだ議論が望まれる。

3.2 多地域 CGE モデルによる資源消費抑制に関する国際政策協調の効果分析

3.2.1 はじめに

アジア地域を筆頭に世界全体での資源需要が急増する中、持続可能な資源利用のためには資源効率改善の一層の促進に加え、資源消費の総量を抑制するようより踏み込んだ対策が必要と考えられる。欧州ではEUの「Sustainable Europe 2020」の柱の一つとして持続可能な資源利用に向けた先進的な取り組みが盛り込まれているが、日本においても技術力、資金力に恵まれているだけではなく、持続可能な社会に向けて過剰消費への反省機運が生まれているなど資源利用抑制策を検討する上で好条件に恵まれている。法的にも、循環型社会形成推進基本法第2条において法律制定の目的である循環型社会の定義を「天然資源の消費を抑制し、環境への負荷ができるだけ低減される社会」としており、この点でも踏み込んだ対策を導入する条件が整っている（松野・森口 2003）。

一方で、日本が単独で資源利用抑制策を導入することにはいくつかの課題がある。一つは、国際競争力の減少への懸念である。環境負荷の内部化は、少なくとも短期的には生産コスト増につながるため、日本のみが対策を打った場合に国際競争力が減少し、生産活動の海外移転につながる、いわゆるリーケージの懸念がある。これは、炭素税などですでに議論されている課題である。逆に、日本の対策が国際貿易を通じて他国に望ましくない影響を与える可能性もある。また、資源利用抑制策は製品ライフサイクルを通じた介入点の違いにより効果・影響が異なることが予想されるが、鉱物資源や化石燃料など輸入に頼っている資源については、最上流の資源採掘段階での介入が望ましい場合、日本が単独で対応することは難しい（小嶋 2011 ; Kojima et al. 2011）。

これらの課題に対し、国際協力による政策協調が有効と考えられる。各国の条件に合わせ異なる政策介入点に対応した政策を組み合わせることで、より政策効果の高いパッケージが可能になると同時に、リーケージなどの望ましくない波及効果の軽減が期待される。また、資源利用抑制は最終的には地球全体の資源利用に対して必要となるが、政策協調を通じてより多くの国で分担して行うことで、一国当たりの資源利用抑制に関する負担を軽減することが期待できる。

本研究では、このような国際政策協調による効果を定量的に評価することを目的として、税や補助金などの経済的手法による相対価格変化の影響を評価することができる応用一般均衡（CGE）モデルを用いた分析を行う。対象資源としては、広汎に使用されており、かつスクラップの再利用率の高い、主要な循環資源として鉄および銅を取り上げる。経済的に重要な循環資源であることに加え、経済モデルに必要なデータの入手可能性が比較的高いことから事例対象として選定したのであって、鉄鉱石および銅鉱石の消費抑制を提唱する意図ではないことに留意されたい。

対象国は、日本、中国、韓国、豪州の4カ国とした。豪州は鉄鉱石および銅鉱石の主要生産国であり、かつ主要輸出国である。中国は鉄鉱石および銅鉱石の主要生産国

の一つであるが、国内需要量が非常に大きく鉄鉱石および銅鉱石を輸入している。韓国は日本と同様に鉄鋼生産および銅精錬の分野で主要国であるが、国内では鉱石が産出されないため大量に鉱石を輸入している。このように鉱石生産および輸出入パターンの異なる4カ国を対象とすることで、国際政策協調の幅広い含意を得ることを目指している。表3.2.1および表3.2.2に各国の鉄鉱石および銅鉱石の生産量、輸出入量および消費量をそれぞれ示す。

表3.2.1 各国の鉄鉱石の生産量、輸出入量および消費量（2005年）

単位：1000トン

	生産	輸出	輸入	消費
日本	0	55	132,285	132,230
中国	284,500	2	275,260	559,758
韓国	451	0	42,250	42,701
豪州	257,525	238,763	1,547	20,309

出典：Steel Statistical Yearbook 2011

表3.2.2 各国の銅鉱石の生産量、輸出入量および消費量（2005年）

単位：1000トン

	生産	輸出	輸入	消費
日本	0	0	1,320	1,320
中国	762	0	1,009	1,771
韓国	0	0	348	348
豪州	930	449	0	481

出典：Australian Commodity Statistics 2010

製鉄・鉄鋼部門に着目したCGEモデル先行研究としては、Schumacher and Sands (2007) がドイツを対象とした一国CGEモデルを用いて、炭素価格を導入した場合のCO₂排出量および鉄鋼生産量への影響について、製鉄・鉄鋼部門を一部門として扱った場合と2つの転炉工程と2つの電炉工程を含む5工程に分割した場合を比較分析した例がある。Schumacher and Sands (2007) においては、需要側では製造工程を区別しない、すなわち鉄鋼製品間は完全代替を仮定している。日本を対象とした先行研究としては、高山・増井 (2009) が2000年産業連関表をもとに製鉄・鉄鋼部門を粗鋼（転炉）と粗鋼（電炉）を含む5部門に区分し、さらにリサイクル部門を鉄屑リサイクルとそれ以外の資源リサイクルに区分した一国CGEモデルを構築し、このCGEモデルと鉄鋼ストック量推計モデルと組み合わせた分析ツールを用いて、資源循環構造転換シナリオとして電炉鋼比率を外生的に上昇させた場合のCO₂排出量削減効果および経済影響について分析している。この研究では、転炉鋼と電炉鋼を含めすべての中間財投入に対して代替がまったくないレオンチェフ型関数を仮定している。山崎 (2010) は、2000年アジア国際産業連関表 (IDE 2006)、2000年総務省産業連関表および2002年中国国家統計局投入産出表のデータを用いて製鉄・鉄鋼部門を高炉、転炉、電炉の3部門に区分

し、さらに鉄スクラップリサイクル部門を区分した日中2国間CGEモデルを構築し、中国経済の拡大に伴い日本から中国への鉄スクラップ輸出が急増することによる経済影響および鉄鋼部門のCO₂排出量に与える影響を分析している。山崎（2010）は、金属製品部門の転炉粗鋼と電炉粗鋼の中間財投入のみに対して不完全代替（CES型関数）を仮定し、それ以外の中間財投入に対しては代替がまったくないレオンチェフ型関数を仮定している。

本研究はこれらの先行研究、特に転炉と電炉の区分および鉄スクラップリサイクルを含めた高山・増井（2009）および山崎（2010）の手法を参考にしつつ、鉄鉱石の消費抑制と、鉄スクラップリサイクルへの政策効果を分析するためのモデル開発を行った。さらに本研究では非鉄金属の事例として銅を対象に加え、対象資源の違いによりどのような政策含意の違いが得られるかも検討した。上述の先行研究がすべてCO₂排出量への影響に着目しているのに対し、本研究では天然資源消費抑制政策と資源循環政策の国際政策協調に着目しており、独自性の高い新しい試みといえる。

以下、3.2.2で4カ国CGE政策影響評価モデルについてより詳細に説明する。次に3.2.3で鉄に関する国際政策協調の影響評価の結果を、また3.2.4で銅に関する国際政策協調の影響評価の結果を報告する。最後に本分析で得られた政策含意を3.2.5にまとめる。

3.2.2 政策影響評価モデル

(1) 日中韓豪4カ国CGEモデルの概要

本研究で用いた日本、中国、韓国および豪州の4カ国を対象とした多地域CGEモデルは、家計部門が将来における財・サービス価格や要素価格などを予測した上で効用最大化を行う多部門ラムゼイ型成長モデルであり、家計所得に対する貯蓄率や家計資産収益率（利子率）は内生変数として求められる。このため、貯蓄率が下がれば所得が一定あるいは減少しても消費が増える可能性があり、実質GDPが減少しても家計消費水準や社会厚生水準が上がる可能性もあることに留意されたい。

本モデルは一般的なラムゼイモデルと異なり、家計部門が財・サービス価格や要素価格の将来経路について、現時点の水準で一定と見なして動学最適化を行うという、最も単純な期待形成プロセスを仮定している。

経済主体は家計、企業および政府で構成される。国際貿易については、輸入側については国内産品と輸入品の間、および輸入元の異なる同一輸入品の間で2段階で、CES（Constant Elasticity of Substitution）関数で記述される不完全代替を仮定し（アーミントン仮定）、輸出側でも同様に国内市場向けと輸出品の間、および輸出先の異なる同一輸出品の間で2段階でCET（Constant Elasticity of Transformation）関数で記述される不完全代替を仮定した。対象4カ国間の2国間貿易フローについては輸入需要主導で価格は内生的に決まると仮定し、その他世界（ROW）との貿易については小国仮定を採用し、財・サービスの国際価格は外生的に決まると仮定する。

政策シミュレーションにおけるタイムステップは1年とし、データベースの基準年である2005年から2020年までシミュレーションを実施した。なおモデル開発はGAMS

(General Algebraic Modeling System) ソフトウェアを用いて行い、混合相補問題 (Mixed Complementarity Problem) として定式化した上で、PATHソルバーを用いて解いている。

政策影響の評価指標は、経済全体への影響に関しては実質GDP、国際競争力については政策影響が大きいと予想される主要素材ユーザーとして鉄については自動車部門、銅については機械・設備部門の売上への影響を分析する。環境影響については化石燃料燃焼に由来するCO₂排出量への影響を分析する。

なお、本分析では、慣行となっている政策を入れない場合 (いわゆるBAUシナリオ) からの変化で政策影響を評価する方法ではなく、政策目標を設定した上で、基準となる政策シナリオに対して政策影響を評価する方法を採用する。これは、政策を導入する背景となっている問題点 (政策を実施しない場合の被害などの、不作為コスト) が政策を入れない場合のシナリオに反映されていないからである。不作為コストが反映されていないシナリオを基準に政策シナリオの変化を見ることは、政策による便益 (不作為コストの低下) を無視して政策コストのみを評価することにつながり、議論を誤った方向に導く懸念がある。本分析の方法は、政策目標の妥当性が社会的 (あるいは政治的) に受け入れられているという前提で、よりよい政策オプションを策定することを目的としている。

1) 家計

家計は労働や資本などの生産要素を産業部門に提供することで得た所得によって、様々な財・サービスを購入するか、あるいは家計資産の形で貯蓄する。本モデルでは生産部門が生産要素として投入する資本 (物質) と家計資産 (価値) を区別しているため、家計資産からの収入は他の要素所得とは異なった扱いとなっている。すなわち資本以外の生産要素からの所得は生産要素 f の一人あたり供給量 (x^f) に要素価格 (w^f) をかけたものであるが、家計資産からの収入は貨幣単位で表される一人あたり家計資産 (m) に収益率 (r) をかけたものとなる。したがって一人あたりの家計収支制約は以下で表される。

$$\sum_f w_i^f x_i^f + r_i m_i = \sum_i p_i^i c_i + S_i$$

ここで p^i は財・サービス i の価格、 c^i は財・サービス i の一人あたり消費量、 S は一人あたり貯蓄である。

家計生産関数アプローチ (Becker 1965) を参考に、家計は様々な市場で取引される財・サービスの消費によって「効用サービス」を以下のように生産・消費すると仮定する。

$$c_i = \prod_j (c_j^i)^{\varphi_j}$$

c は生産・消費された効用サービス、 φ_i は家計生産関数における財・サービス i のシェアパラメータである。

本モデルでは時点 t における家計の効用は、各時点においてその時点の効用サービスの消費から得られる充足度（フェリシティ）の時点 t における現在価値で決まると仮定する（Kojima 2007）。異時点間代替弾性値を s とするCIES（Constant Intertemporal Elasticity of Substitution）型フェリシティ関数 $u(c_t) \equiv \frac{(c_t)^{1-\sigma}}{1-\sigma}$ を仮定すると、家計の効用最大化問題は以下のように定式化できる。

$$\begin{aligned} \underset{\{c_t\}}{\text{Max}} U_t &\equiv \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1+\nu}{1+\rho} \right) u(c_s) \\ \text{s.t.} \quad m_{t+1} &= \frac{m_t + S_t}{1+\nu} \quad \text{および} \quad \sum_f w_t^f x_t^f + r_t m_t = \sum_i p_t^i c_t^i + S_t \end{aligned}$$

ρ は純時間選好率、 ν は人口増加率を表す。

ここで家計が財・サービス価格や要素価格などの外生変数の将来経路について現時点の水準で一定と見なして動学最適化を行うという最も単純な家計の期待形成プロセスを仮定すると、この家計効用最大化問題の内点解として、以下の効用サービスの最適消費水準が求められる。

$$c_t^* = \left[\prod_i \left(\frac{\phi^i}{p_t^i} \right)^{\phi^i} \right] \times \left[1 + r_t - (1+\nu) \left(\frac{1+r_t}{1+\rho} \right)^{1/\sigma} \right] \times \left[m_t + \frac{1}{r_t - \nu} \sum_f w_t^f x_t^f \right]$$

なお政策シミュレーションにおいては、様々な税について拡張した以下の式を用いた。

$$\begin{aligned} c_t^* &= \left\{ \prod_i \left[\frac{\phi^i}{(1+ts_t^i)p_t^i} \right]^{\phi^i} \right\} \times \left\{ 1 + (1-td_t)(1-tk_t)r_t - (1+\nu) \left[\frac{1+(1-td_t)(1-tk_t)r_t}{1+\rho} \right]^{1/\sigma} \right\} \times \\ &\times \left[m_t + \frac{(1-td_t)}{(1-td_t)(1-tk_t)r_t - \nu} \sum_f (1+tf_t^f) w_t^f x_t^f \right] \end{aligned}$$

ここで ts^i は財・サービス i への消費税、 tf^f は資本以外の要素 f からの要素所得への税、 tk は利息にかかる税、 td は家計所得全体に対する所得税を表す。

この効用サービスの最適消費水準に基づき、市場で取引される財・サービス i の最適消費水準は以下で与えられる。

$$c_t^{i*} = c_t^* \times \frac{\phi^i}{(1+ts_t^i)p_t^i} \prod_k \left[\frac{(1+ts_t^k)p_t^k}{\phi^k} \right]^{\phi^k}$$

最終的に、最適貯蓄額は可処分所得と最適消費支出の差として決まる。

2) 企業

企業部門の意思決定については一般的な各期における利潤最適化問題として定式化されている。企業は生産技術を所与として、利潤最大化を目的として中間財および

生産要素を投入し財・サービスを生産する。生産された製品・サービスはCET型関数で国内市場と輸出に振り分けられ、さらにその他世界も含めた輸出先にCET型関数で分配されると仮定する。また国内市場に供給された財・サービスは同じ区分の輸入財・サービスとCES型関数で記述される不完全代替であるとするArmington（1969）の仮定を採用し、さらに異なる輸入元からの輸入財・サービスもCES型関数で記述される不完全代替であるとする2段階CESアプローチを仮定した。完全競争市場仮定のもと、市場均衡解においては財・サービスおよび生産要素の需給が等しくなるとともに、企業の利潤がゼロになるものとする。

企業部門区分については、以下の23産業分類を採用している（表3.2.3参照）。

表3.2.3 産業分類

No.	略号	産業部門	No.	略号	産業部門
1	xag	農林水産業	13	fmp	金属製品
2	coa	石炭	14	mvh	自動車
3	oil	原油	15	otn	その他輸送機器
4	gas	天然ガス	16	ome	機械・設備
5	ior	鉄鉱石	17	rcy	リサイクル
6	cor	銅鉱石	18	xmf	その他製造業
7	omn	その他鉱業	19	ely	電力
8	p_c	石油・石炭製品	20	cns	建設
9	i_sb	鉄鋼（転炉）	21	otp	陸上運輸
10	i_se	鉄鋼（電炉）	22	tpn	その他運輸
11	cop	銅	23	xsv	その他サービス
12	xnf	その他非鉄金属			

生産技術については、資本や労働といった生産要素から付加価値財を生産する技術については不完全代替（CES型関数）を仮定している。生産要素は熟練労働、未熟練労働、資本、土地および天然資源とし、労働および資本については部門間で移動可能、土地と天然資源については部門特有と仮定した。天然資源および土地については基準年の賦存量のまま固定し、熟練労働および未熟練労働の賦存量はパーデュ大学世界貿易分析センターが作成したマクロ経済予測データに基づき成長すると仮定した。資本については、各年の家計貯蓄がすべて資本蓄積に投資されるという仮定のもとでモデルによって内生的に決定される。

付加価値財と各中間財から製品として財・サービスを生産する技術については代替のないレオンチェフ型生産関数を仮定した。したがって転炉鋼生産における鉄鉱石投入の減少は、同じ比率での転炉鋼生産の減少をもたらすことになる。ただし各産業部門の転炉鋼と電炉鋼の中間財投入および電炉鋼部門の転炉鋼およびリサイクル部門製品の中間財投入に対しては不完全代替（CES型関数）を仮定した。転炉鋼－電炉鋼間の代替弾性値については、清水他（2004）が鋼材の一種である形鋼について転炉形鋼、電炉形鋼、輸入形鋼間の代替弾性値を統計的に約3と推定している。山崎（2010）

は、金属製品部門の転炉粗鋼、電炉粗鋼の中間投入に関し日本モデルで2.5、中国モデルでは0.5を採用している。これらの数値を参考に、本研究では高級鋼の使用が重要である自動車、その他運輸機器および機械・設備の3部門については代替弾性値を0.2とし、それ以外の部門については2としている。また電炉鋼部門の転炉鋼一リサイクル部門製品中間財投入に対する代替弾性値も2と仮定した。

銅については銅鉱石一リサイクル部門製品中間財投入に対する代替弾性値を2と仮定した。

これらの代替弾性値については実証データによる裏付けが乏しいことから、感度分析を行った。

3) 政府

政府は基準年データに記録されている家計や企業からの税収入および政府消費および政府投資をモデルに反映するという役割に加え、天然資源消費抑制政策として徴税あるいは補助金支出を行う。政府消費および政府投資については、政府消費や政府資本が生み出すサービスが効用関数に反映されていないことから、一人あたり政府消費および政府投資総量について基準年の水準で一定として扱った。

4) マクロクロージャージャー

マクロクロージャージャーについては、政府収支均衡を達成するように政府収支余剰（または不足）を政府と家計の間の一括移転を行った。また、経常収支は基準年水準で一定とした。

5) 環境影響評価モジュール

CO₂排出量推計は、米国パーデュ大学世界貿易分析センターが作成している2004年基準のGlobal Trade Analysis Project (GTAP) データベース第7版に含まれている化石燃料の使用に伴うエネルギーフローデータ、および化石燃料毎の燃焼時CO₂排出係数（Lee 2008）を用いた。なお、石油・石炭製品部門による原油および石炭の中間財投入は大部分が原材料としての使用と考えられることから、この中間財投入によるCO₂排出はないと仮定した。さらに、基準年における各国のCO₂排出量が国際エネルギー機関による推計値（IEA 2011）と一致するように調整係数を導入した。

鉄鉱石および銅鉱石消費量は、表3.2.1および表3.2.2に示す基準年における消費量に対し、シミュレーション結果として得られる消費量の変化を掛け合わせて推計した。

(2) データ

基本データベースである4カ国社会会計行列（Social Accounting Matrix : SAM）は、各国の産業連関表をもとに作成した。使用した産業連関表は以下の通りである。

- 日本：2005年版総務省統計局産業連関表基本分類表（407部門分類）

- 中国：2007年産業連関表（135部門分類）
- 韓国：2005年産業連関表（403部門分類）
- 豪州：2007-2008年産業連関表（111部門分類）

直接税や貿易に関するデータで産業連関表からは推定できないものについては、GTAPデータベース第7版から推定した。GTAPデータベース第7版は2004年対応であるが、2005年のデータとみなして使用した。また生産要素間の代替弾性値や、国産財—輸入財間の代替弾性値（Armington係数）などのパラメータ値についてもGTAPデータベース第7版のものを使用した。なお、SAM作成の詳細については章末の補論を参照されたい。

3.2.3 鉄鉱石消費抑制に関する国際政策協調の影響評価

(1) 政策シナリオ

まず、日本が単独で資源利用抑制・資源循環に向けた対策を取る政策シナリオ（J）として、鉄屑に対する廃棄物排出従量課徴金と、課徴金収入のリサイクル部門への補助金支出を想定する²⁰。課徴金の料率は、2015年を目標年と仮定し、2015年における日本の鉄鉱石消費量が、政策を入れなかった場合に比べて10%削減される課徴金料率を設定する。

次に、上述の日本の対策に加え、上流側での対策として豪州が鉄鉱石に対する天然資源税を導入する日豪政策協調シナリオ（JA）、および日本の対策に加え、韓国が日本と同様の廃棄物排出従量課徴金を導入するとともに、豪州および中国が天然資源税を導入する4カ国政策協調シナリオ（JACK）を、日本が単独で対策を取る場合と比較し、国際政策協調の政策含意を分析する。比較にあたっては、すべてのシナリオで2015年における鉄鉱石の4カ国合計消費量が同じになるように税率・料率を設定した。

上述の政策シナリオの詳細は以下の通りである。

- 日本単独シナリオ（J）：鉄鋼部門（高炉鋼、電炉鋼）およびリサイクル部門を除く全部門の鉄屑排出量に対し同一料率の従量課徴金を課し、課徴金収入をリサイクル部門の売り上げに対する税率を引き下げる形の補助金として支出する。税率・料率は、2015年の日本の鉄鉱石消費量が、政策を入れない場合から10%削減するように設定する。
- 日豪政策協調シナリオ（JA）：日本は日本単独シナリオと同じ政策（ただし料率は異なる）を実施する。豪州は鉄鉱石採掘部門の売上に対し天然資源税を課税し、

²⁰ 各部門の鉄屑排出量は、鉄鋼（転炉鋼、電炉鋼の合計）投入量に比例すると仮定し、鉄鋼投入量と鉄屑排出量の比率を平成12年廃棄物産業連関表 0.06b版（中村慎一郎研究室 2010）をもとに推計した。

税収は家計に一括移転する。税率・料率は、日本と豪州それぞれの鉄鉱石消費量削減のバランスを考慮しつつ、2015年における鉄鉱石の4カ国合計消費量が日本単独シナリオと同じになるように設定する。

- 4カ国政策協調シナリオ（JACK）：日本と韓国は、日本単独シナリオと同じ政策（ただし料率は異なる）を実施する。豪州と中国は、鉄鉱石採掘部門の売上に対し天然資源税を課税し、税収は家計に一括移転する。税率・料率は、4カ国それぞれの鉄鉱石消費量削減比率が同程度になるように考慮しつつ、2015年における鉄鉱石の4カ国合計消費量が日本単独シナリオと同じになるように設定する。

政策は2006年から実施すると仮定した。これは、基準年に政策ショックを導入することで計算上の問題が起こることを避けるためである。税率・料率については2006年から2020年まで一定とした。またリサイクル部門に対する補助金率については、各年における課徴金収入とリサイクル部門の売り上げをもとに仮にその年に適用したならば課徴金収入と補助金支出が等しくなるように設定するが、設定した補助金率は翌年に適用するものとした。したがって、各年における課徴金収入と補助金支出は等しくない。

各政策シナリオにおける税率・料率を表3.2.4に示す。なお、各政策シナリオにより、2015年における4カ国合計の鉄鉱石消費量が、政策を入れなかった場合に比べ1.4%削減される。

表3.2.4 各政策シナリオにおける税率・料率

	J	JA	JACK
日本 廃棄物排出従量課徴金 [USD/トン]	4224	2862	647
豪州 天然資源税 [%]	0	21.5	5.86
中国 天然資源税 [%]	0	0	14.65
韓国 廃棄物排出従量課徴金 [USD/トン]	0	0	625

また、これらの政策を入れることによる日本の鉄の循環利用率の変化を図3.2.1に示す。なお、ここでは鉄の循環利用率を鉄鋼生産における銑鉄投入と鉄スクラップ投入の合計に対する鉄スクラップ投入の比率とし、銑鉄投入量の変化を高炉鋼部門による高炉鋼製品の間接投入の変化率で近似し、鉄スクラップ投入の変化を電炉鋼部門によるリサイクル部門製品の間接投入の変化率で近似した。2005年における銑鉄投入量および鉄スクラップ投入量は鉄源年報第18号（2007）第II-1-2表の数字を用いた。

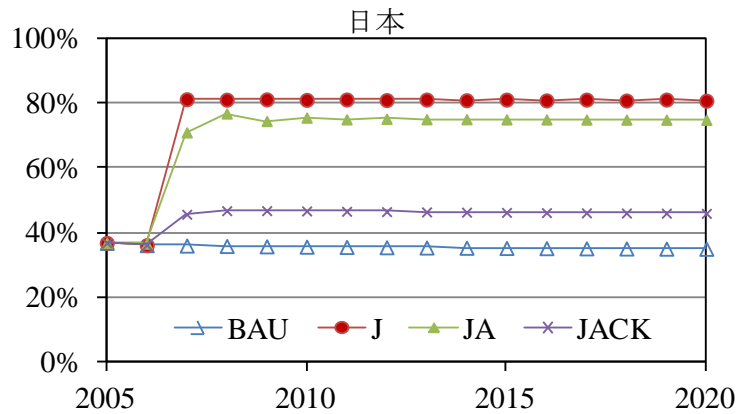


図3.2.1 各政策シナリオにおける日本の鉄循環利用率 (%)

廃棄物従量課徴金収入が補助金として投入されることから、料率が高いほど鉄循環利用率が高い結果となったが、日本単独政策シナリオにおける80%超という循環率は、スクラップの超過需要を示唆し、マテリアルバランスの破綻を招く可能性が高くなる。

以下、国際協調政策シナリオ（JAおよびJACK）による政策影響を、日本が単独で対策を取る場合からの変化率で示す。

(2) 鉄鉱石消費量への影響

国際政策協調による各国の鉄鉱石消費量への影響を図3.2.2に示す。

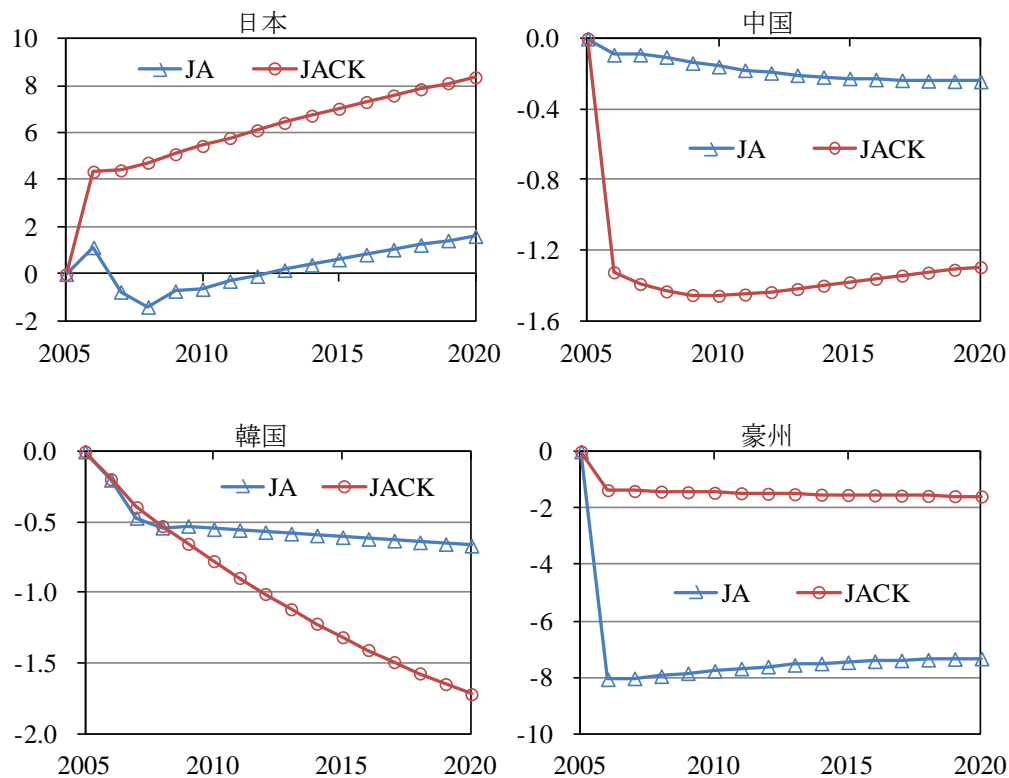


図3.2.2 政策協調による各国鉄鉱石消費量への影響 (%)

日本と豪州のみが政策協調を行った場合、日本が単独で政策を導入した場合にくらべ政策を導入していない中国と韓国においても資源消費量が減少している点が注目される。また、天然資源税(豪州、中国)による資源消費削減効果が導入直後からほぼ一定であるのに対し、廃棄物排出従量課徴金と資源循環政策のパッケージ(日本、韓国)による削減効果は逡増的であることが分かる。

国際政策協調による4各国合計の鉄鉱石消費量への影響を図3.2.3に示す。

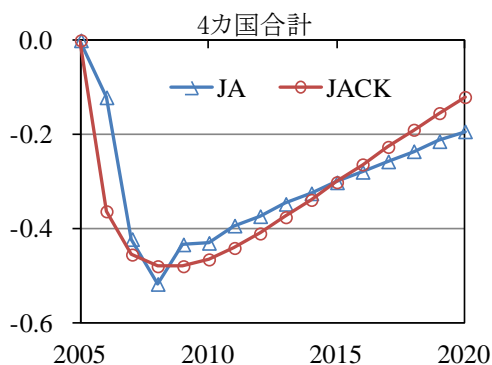


図3.2.3 政策協調による4カ国合計鉄鉱石消費量への影響 (%)

4カ国合計の消費量に対しては、日本が単独で対策を導入した場合と2015年における削減量が同じになるようにベンチマーキングをしているので、影響はほとんど見られない。2015年において約0.3%減となっているが、これは削減目標ベンチマーキングにおける誤差である。

(3) 実質GDPへの影響

国際政策協調による各国の実質GDPへの影響を図3.2.4に示す。

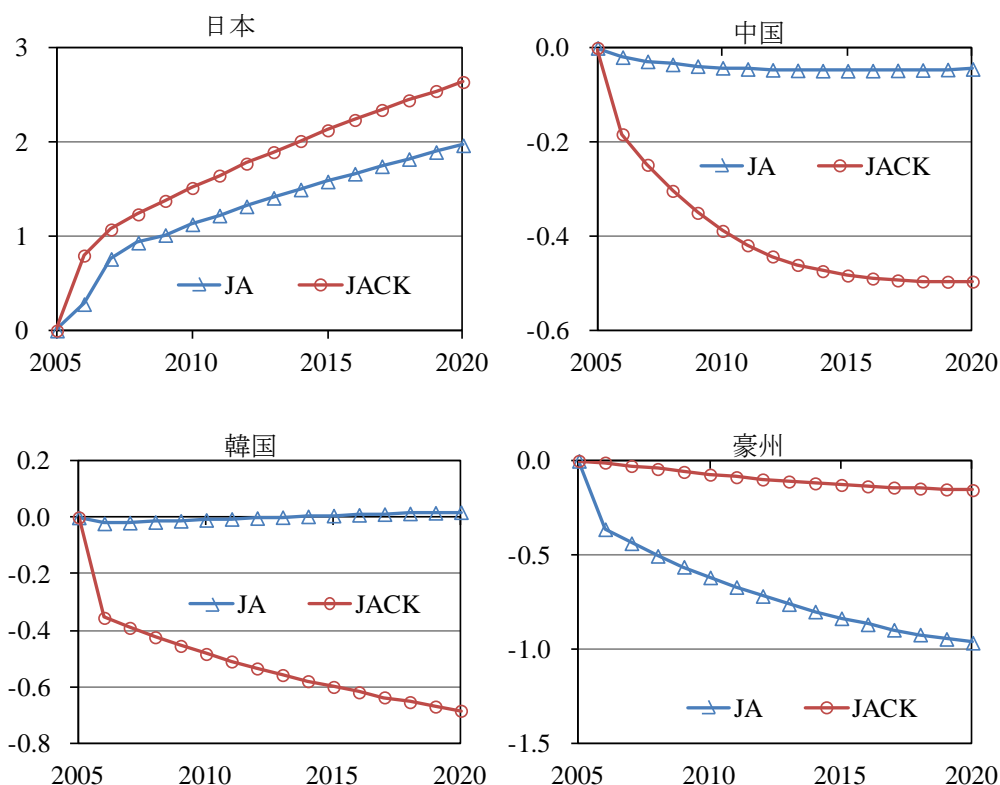


図3.2.4 政策協調による各国の実質GDPへの影響 (%)

実質GDPについては、予想されたように資源利用抑制政策により負の影響が生じている。しかし、図3.2.5に示すように、日本が単独で政策を導入する場合に比べ、国際協調により廃棄物排出従量課徴金の料率が低くなる日本において大きな正の影響が出ているため、4カ国合計の実質GDPについては国際政策協調により正の効果が見られた。

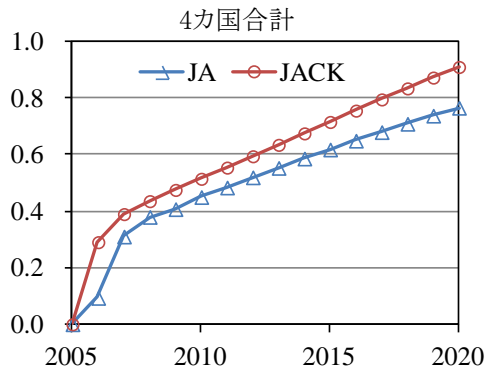


図3.2.5 政策協調による4カ国合計実質GDPへの影響 (%)

日本と豪州協調シナリオ (JA) よりも4カ国協調シナリオ (JACK) による正の効果が大きいことが分かる。

(4) 国際競争力への影響

国際政策協調による国際競争力への影響の例として、主要鉄鋼需要部門である自動車部門の生産 (売上) への影響を図3.2.6に示す。

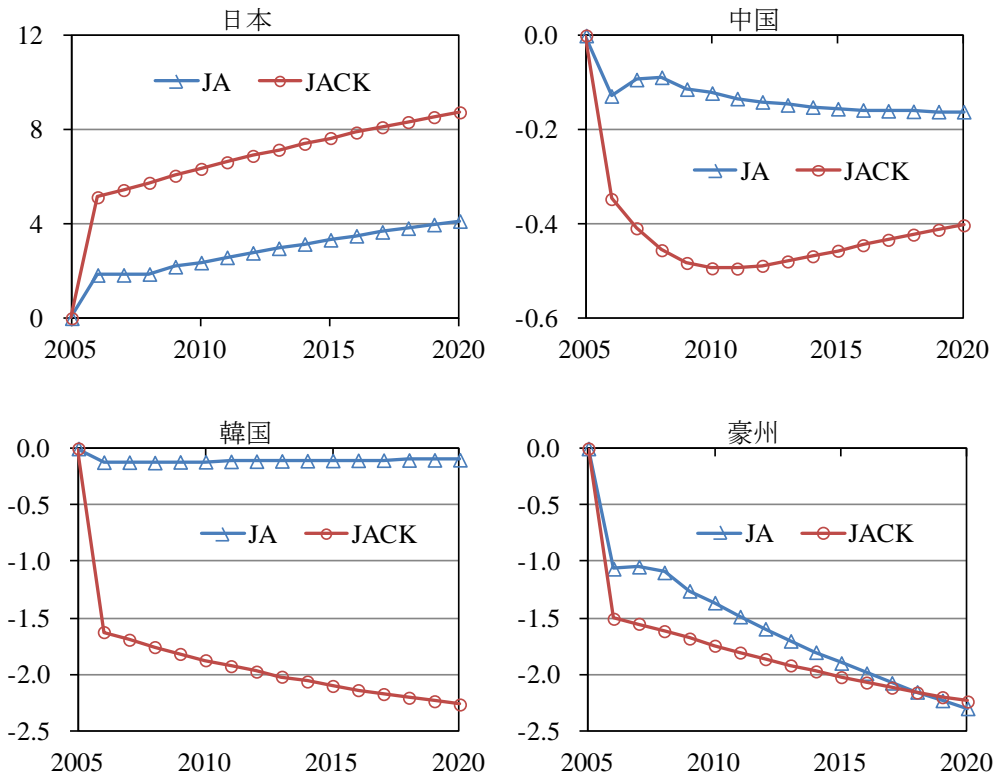


図3.2.6 政策協調による各国の自動車部門生産 (売上) への影響 (%)

実質GDPへの影響（図3.2.4）と傾向は似ているが、4カ国政策協調による日本の売上増が顕著であることと、豪州の落ち込みが日本・豪州政策協調の場合よりも4カ国で協調した場合の方が大きい点が主な違いである。4カ国全体の売上で見ると、図3.2.7に示す通り政策協調により正の影響がみられ、特に4カ国協調（JACK）における正の影響が大きくなっている。

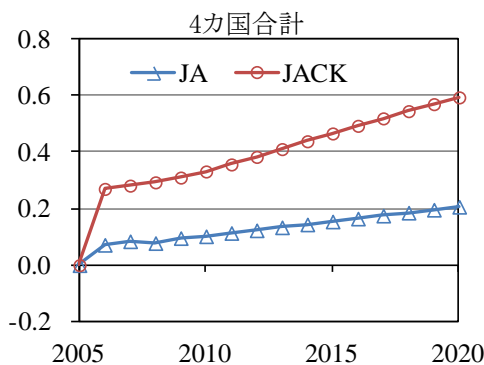


図3.2.7 政策協調による4カ国合計自動車部門生産（売上）への影響 (%)

(5) CO₂排出量への影響

政策協調による各国CO₂排出量への影響を図3.2.8に示す。

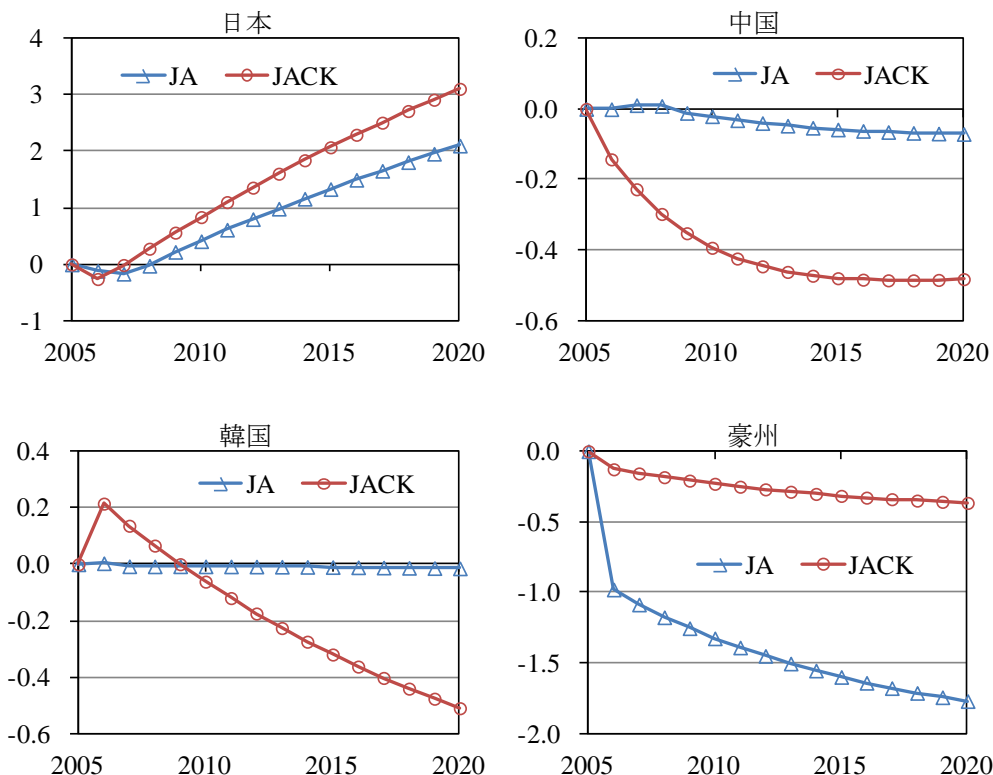


図3.2.8 政策協調による各国のCO₂排出量への影響 (%)

実質GDPへの影響（図3.2.4）と比較すると強い相関関係が明らかである。興味深いことに、4カ国合計CO₂排出量で見ると、図3.2.9に示すように4カ国の政策協調により日本単独の取り組みに比べわずかに減少しており、実質GDPの増加とCO₂排出量の減少の両立、すなわちデカップリングが成立する結果となった。

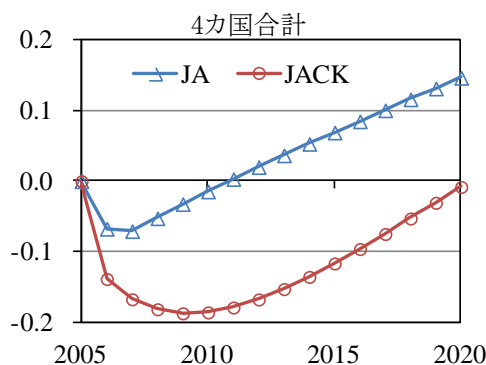


図3.2.9 政策協調による4カ国合計CO₂排出量への影響 (%)

(6) 評価期間全体での影響

以上の結果について、実質GDPおよび自動車部門売上については評価期間全体の純現在価値を、CO₂排出量については評価期間全体の合計値としてまとめたものを表3.2.5に示す。

なお、本モデルでは家計の貯蓄率が内生的に求まるため、シナリオ毎に家計資産の蓄積経路が異なる。特に期末の家計資産蓄積は評価期間終了後の経済活動の原資となるため重要である。そこで表3.2.5には国際政策協調による期末家計資産への影響も示した。

表3.2.5 国際政策協調の影響評価結果（日本単独政策導入時からの変化率）

地域	指標	JA	JACK
4カ国合計	実質GDP純現在価値への影響	0.55 %	0.65 %
	自動車部門売上純現在価値への影響	0.29 %	0.63 %
	期間合計CO ₂ 排出量への影響	0.05 %	-0.12 %
	期末家計資産への影響	0.67 %	0.94 %
日本	実質GDP純現在価値への影響	1.24 %	1.69 %
	自動車部門売上純現在価値への影響	2.69 %	6.52 %
	期間合計CO ₂ 排出量への影響	0.89 %	1.44 %
	期末家計資産への影響	1.14 %	1.63 %
中国	実質GDP純現在価値への影響	-0.04 %	-0.38 %
	自動車部門売上純現在価値への影響	-0.13 %	-0.42 %
	期間合計CO ₂ 排出量への影響	-0.04 %	-0.40 %
	期末家計資産への影響	-0.08 %	-0.38 %
韓国	実質GDP純現在価値への影響	-0.00 %	-0.50 %
	自動車部門売上純現在価値への影響	-0.10 %	-1.84 %
	期間合計CO ₂ 排出量への影響	-0.01 %	-0.19 %
	期末家計資産への影響	-0.01 %	-0.44 %
豪州	実質GDP純現在価値への影響	-0.62 %	-0.08 %
	自動車部門売上純現在価値への影響	-1.44 %	-1.68 %
	期間合計CO ₂ 排出量への影響	-1.37 %	-0.26 %
	期末家計資産への影響	-1.16 %	-0.30 %

4カ国全体でみた場合、国際政策協調により評価期間全体として経済的な便益が生じるとともに、評価期間後の経済活動の基盤となる期末の家計資産も増加することが分かる。特に4カ国が政策協調する場合（JACK）に便益が大きくなっている。また、4カ国が政策協調する場合（JACK）には期間全体としてCO₂排出量を0.12%削減する結果となった。

一方、国別の影響をみると、日本が国際政策協調により資源利用抑制政策を緩めることによる経済便益を享受する一方、他の3カ国は政策協調に参加することにより鉄鉱石消費量とCO₂排出量の削減は実現するものの、実質GDPは減少する。したがって、4カ国全体としての便益を実現するためには、日本以外の3カ国への経済的インセンティブを与える必要があると思われる。

(7) 代替弾性値に関する感度分析

上述の分析においては、高級鋼の使用が重要である自動車、その他運輸機器および機械・設備の3部門については各産業部門の転炉鋼と電炉鋼の中間財投入の間の代替弾性値を0.2とし、それ以外の部門については2としている。

また電炉鋼部門の金属スクラップ利用に関し、電炉鋼部門の転炉鋼—リサイクル部門製品中間財投入に対する代替弾性値を2と設定している。

これらのパラメータは実証的な裏付けに乏しいことから、以下の感度分析を行った。

ケース1：自動車、その他運輸機器および機械・設備の3部門の転炉鋼－電炉鋼代替弾性値のみ20%減（0.16に設定）

ケース2：上述3部門以外の産業部門の転炉鋼－電炉鋼代替弾性値のみ20%減（1.6に設定）

ケース3：全産業部門の転炉鋼－電炉鋼代替弾性値のみ20%減（ケース1とケース2の組み合わせ）

ケース4：電炉鋼部門の転炉鋼－リサイクル部門製品代替弾性値のみ20%減（1.6に設定）

ケース5：ケース3とケース4の組み合わせ

これらのパラメータ設定による4カ国国際政策協調（JACK）シナリオのシミュレーション結果への影響を表3.2.6に示す。

表3.2.6 感度分析結果（基準設定からの変化）

単位：%

指標（4カ国合計）	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース5
期間合計鉄鉱石消費量	-0.0001	-0.0033	-0.0034	-0.0231	-0.0267
実質GDP純現在価値	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0100	-0.0100
自動車部門売上純現在価値	-0.0000	-0.0002	-0.0002	-0.0342	-0.0343
期間合計CO ₂ 排出量	-0.0000	-0.0001	-0.0001	-0.0229	-0.0230
期末家計資産	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0269	-0.0269

感度分析の結果、電炉鋼部門の転炉鋼－リサイクル部門製品代替弾性値が比較的影響が大きいものの、この弾性値を20%減少されることによる影響は0.01～0.04%と小さく、今回使用したモデルは代替弾性値に対してロバストであることが分かった。

3.2.4 銅鉱石消費抑制に関する国際政策協調の影響評価

(1) 政策シナリオ

銅鉱石について3.2.3と同様の分析を行ったところ、日本が単独で資源利用抑制・資源循環に向け再生資源利用促進政策を導入する日本単独シナリオ（J）において、廃棄物排出従量課徴金では銅鉱石の消費抑制効果がほとんどなかった。これは、鉄については鉄鉱石を原料とする転炉鋼を電炉鋼で代替できるため、課徴金により電炉鋼への代替が促され鉄鉱石消費抑制につながったが、銅についてはそのような代替財を想定していないためと考えられる。銅鉱石消費を削減するには、銅の需要自体を抑制する必要があると考えられる。そこで、日本単独シナリオ（J）では一種の拡大生産者責任

として、銅屑の適正処理・リサイクル費用として銅の主要需要部門に課税し、税収をリサイクル部門への補助金とする再生資源利用促進政策を想定した。鉄の場合と同様に、2015年における日本の銅鉱石消費量が、政策を入れなかった場合に比べて10%削減される税率を模索したところ、税率が4%前後でわずかな税率の違いに対して銅鉱石消費削減量が大きく変動することが分かった（税率3.99%で銅鉱石消費5.2%削減、税率4%で銅鉱石消費12.2%削減、税率4.01%で銅鉱石消費7.2%削減）。このため、日本単独シナリオでは税率4%を採用し、国際政策協調シナリオにおいても2015年における銅鉱石の4カ国合計消費量が同じになるように税率の設定を行った。

国際協調シナリオは、日本の対策に加え上流側での対策として豪州が銅鉱石に対する天然資源税を導入する日豪政策協調シナリオ（JA）、および日本の対策に加え、豪州および中国が天然資源税を導入する3カ国政策協調シナリオ（JAC）を、日本単独シナリオと比較する。ここで、4カ国政策協調ではなく3カ国政策協調（JAC）シナリオとしたのは、韓国の税率を上げるほど韓国での銅鉱石消費量が増える結果となったためである。

上述の政策シナリオの詳細は以下の通りである。

- 日本単独シナリオ（J）：銅部門および非鉄金属部門を除く銅の主要需要部門（機械・設備、自動車、および金属製品）に対し同一税率の売上税を課し、税収をリサイクリング部門の売り上げに対する税率を引き下げる形の補助金として支出する。税率は4%に設定する。
- 日豪政策協調シナリオ（JA）：日本は日本単独シナリオと同じ再生資源利用促進政策（ただし税率は異なる）を実施する。豪州は銅鉱石採掘部門の売上に対し天然資源税を課税し、税収は家計に一括移転する。税率・料率は、日本と豪州それぞれの銅鉱石消費量削減のバランスを考慮しつつ、2015年における銅鉱石の4カ国合計消費量が日本単独シナリオと同じになるように設定する。
- 3カ国政策協調シナリオ（JAC）：日本は、日本単独シナリオと同じ再生資源利用促進政策（ただし税率は異なる）を実施する。豪州と中国は、銅鉱石採掘部門の売上に対し天然資源税を課税し、税収は家計に一括移転する。税率・料率は、これら3カ国の銅鉱石消費量削減比率が同程度になるように考慮しつつ、2015年における銅鉱石の4カ国合計消費量が日本単独シナリオと同じになるように設定する。

各政策シナリオにおける税率を表3.2.7に示す。なお、各政策シナリオにより、2015年における4カ国合計の銅鉱石消費量が、政策を入れなかった場合に比べ3.6%削減される。

表3.2.7 各政策シナリオにおける税率

	J	JA	JAC
日本 銅主要需要部門売上税 [%]	4	3.6	2.7
豪州 天然資源税 [%]	0	11.87	6.5
中国 天然資源税 [%]	0	0	23.2
韓国 銅主要需要部門売上税 [%]	0	0	0

(1) 銅鉱石消費量への影響

国際政策協調による各国の銅鉱石消費量への影響を図3.2.10に示す。

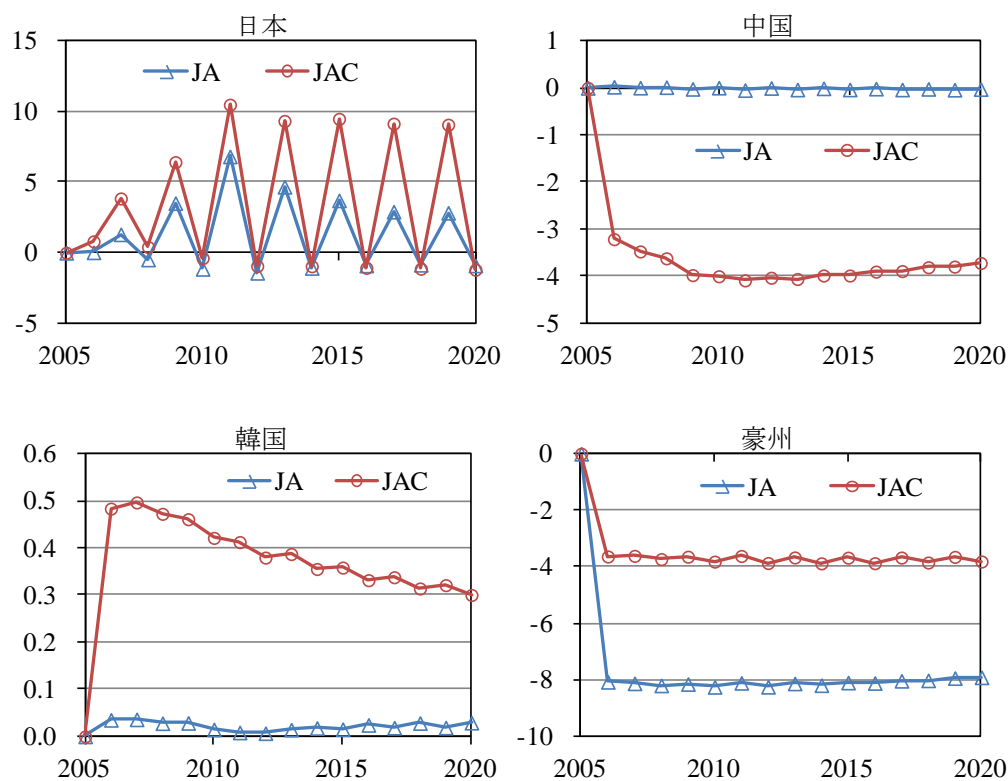


図3.2.10 政策協調による各国銅鉱石消費量への影響 (%)

日本の銅鉱石消費量の挙動が極めて不安定であることが分かる。この不安定な挙動は、日本単独シナリオ (J) の税率設定においてわずかな税率の違いにより銅鉱石消費削減量が大きく変動したことから分かるように、日本単独シナリオにおける不安定な挙動を反映していると考えられる。また、韓国を除く3カ国による政策協調 (JAC) により、政策を導入していない韓国の銅鉱石消費量が有意に増加する結果となっている点が注目される。

日本単独シナリオ (J) において不安定な挙動が発生するメカニズムについては、以下のように考えられる。まず、再生資源利用促進による補助金によりリサイクル部門の生産が急増すると銅精錬部門の中間投入財として代替関係にある銅鉱石の需要を押し下げ、それが銅生産量の減少につながる。銅は代替不可能な中間投入財と仮定されているので、銅の供給減少はただちに他部門の生産減少につながり、再生資源利用促進のための税収が減り、リサイクル部門への補助金が減少する。その結果リサイクル部門の生産が減少し、代替関係にある銅鉱石需要が増え、それが銅生産量の増加につながる。このようなサイクルを繰り返していると考えられる。この仮説は、図3.2.11に示す再生利用促進政策 (J) における日本のリサイクル部門、銅鉱石および銅の国内需要の経年変化と整合している。

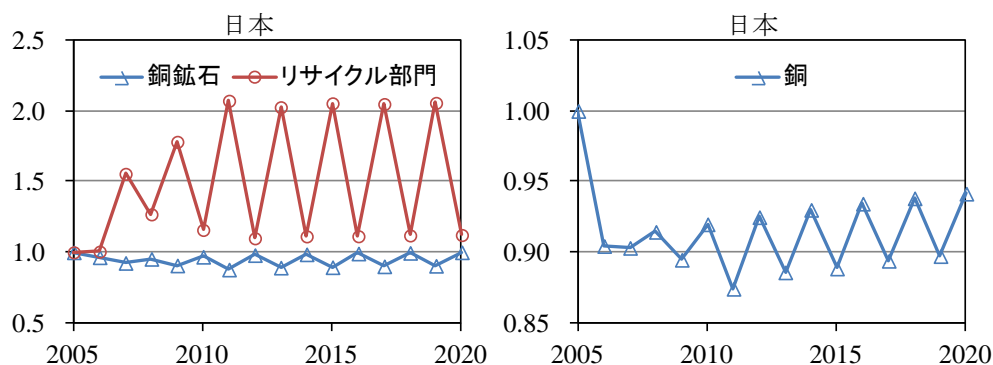


図3.2.11 再生利用促進政策 (J) による国内需要量への影響 (2005年=1)

国際政策協調による4カ国合計の銅鉱石消費量への影響を図3.2.12に示す。

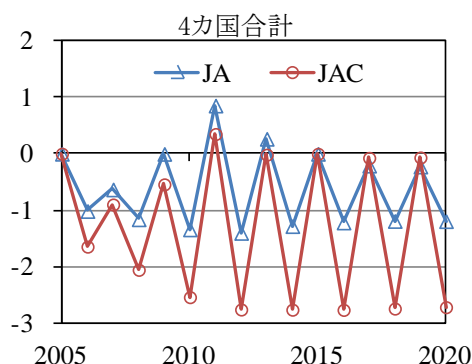


図3.2.12 政策協調による4カ国合計銅鉱石消費量への影響 (%)

日本の銅鉱石消費量への影響が大きく変動しているため、4カ国合計の消費量に対しても同様の結果となった。

(2) 実質GDPへの影響

国際政策協調による各国の実質GDPへの影響を図3.2.13に示す。

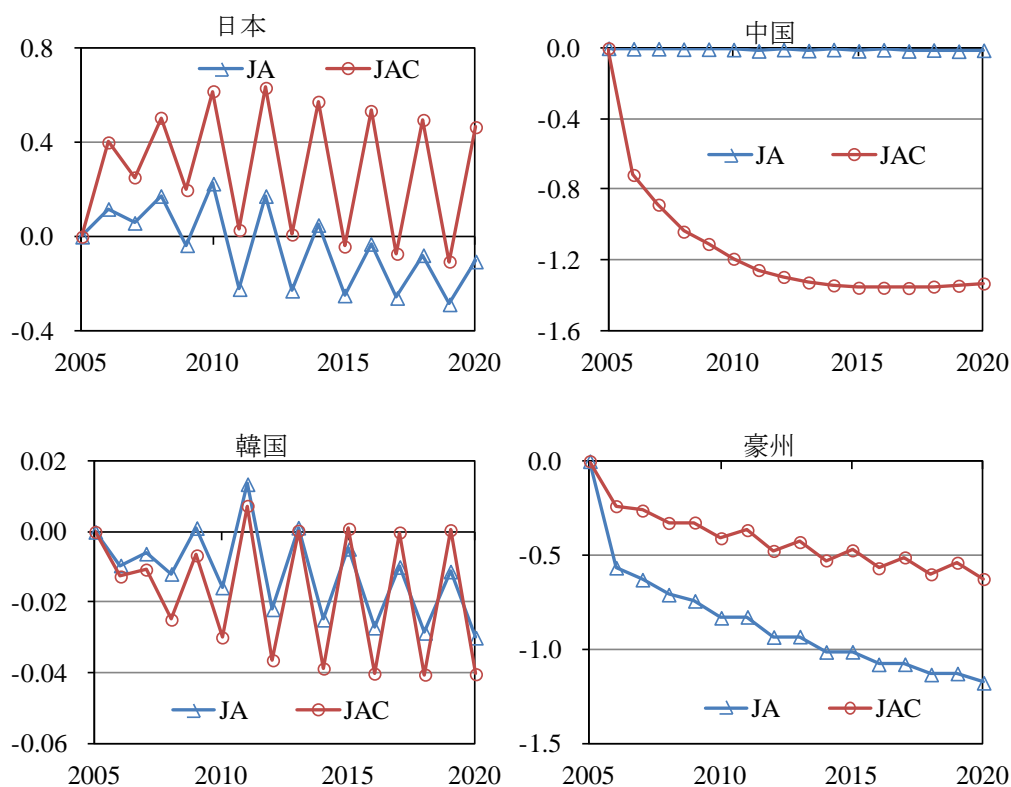


図3.2.13 政策協調による各国の実質GDPへの影響 (%)

鉄の場合は日本が単独で政策を導入する場合に比べ、国際協調により廃棄物排出従量課徴金の料率が低くなる日本において大きな正の影響が出たが、銅については日本における正の影響が小さく、かつ経年変動が大きいため、4カ国合計の実質GDPについては図3.2.14に示すように国際政策協調による正の効果が見られなかった。特に、3カ国政策協調（JAC）による実質GDPの低下が大きい結果となった。

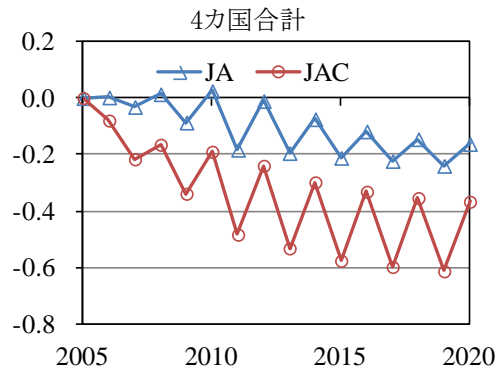


図3.2.14 政策協調による4カ国合計実質GDPへの影響 (%)

(3) 国際競争力への影響

国際政策協調による国際競争力への影響の例として、主要銅需要部門である機械・設備部門の生産（売上）への影響を図3.2.15に示す。

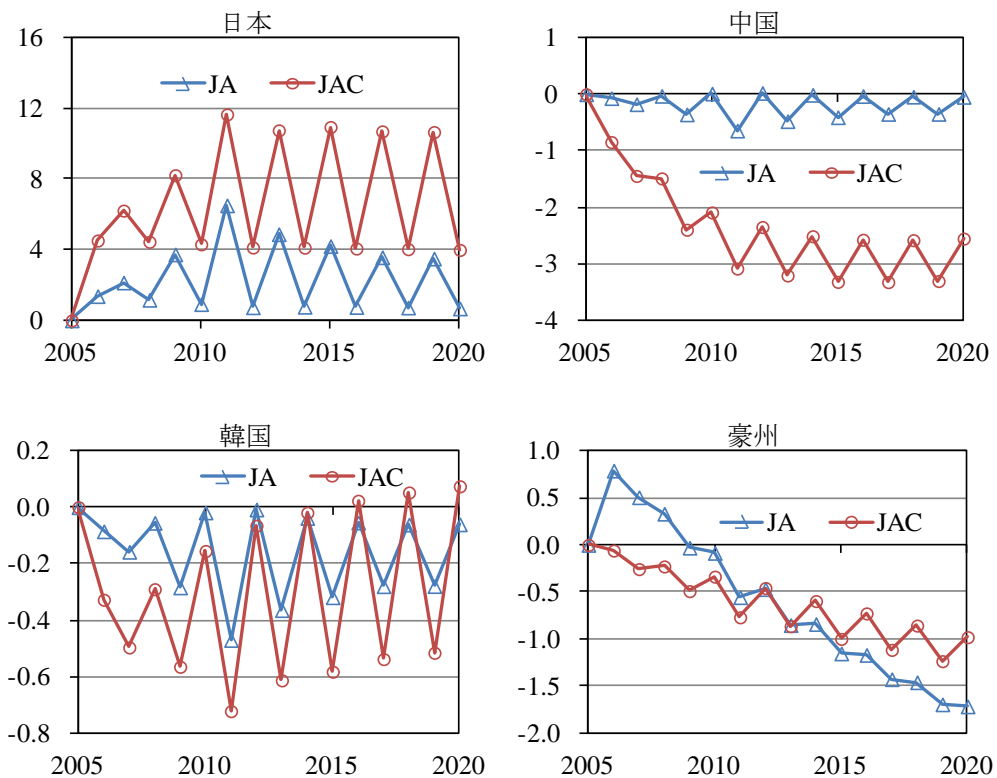


図3.2.15 政策協調による各国の機械・設備部門生産（売上）への影響 (%)

実質GDPへの影響（図3.2.13）では日本の変動の影響があまり見られなかった中国においても、機械・設備部門生産については影響がはっきりと見て取れる。4カ国全

体の売上で見ると、図3.2.16に示す通り日本と豪州のみの政策協調（JA）と、3カ国政策協調（JAC）による影響に大きな違い見られなかった。

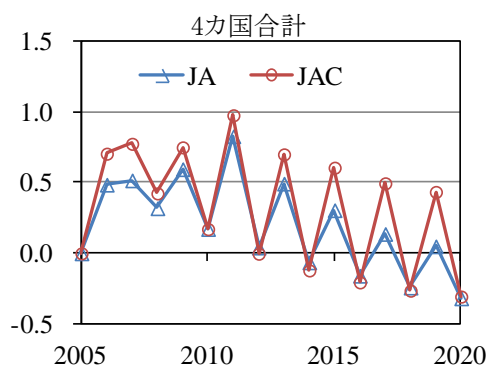


図3.2.16 政策協調による4カ国合計機械・設備部門生産（売上）への影響 (%)

(4) CO₂排出量への影響

政策協調による各国CO₂排出量への影響を図3.2.17に示す。

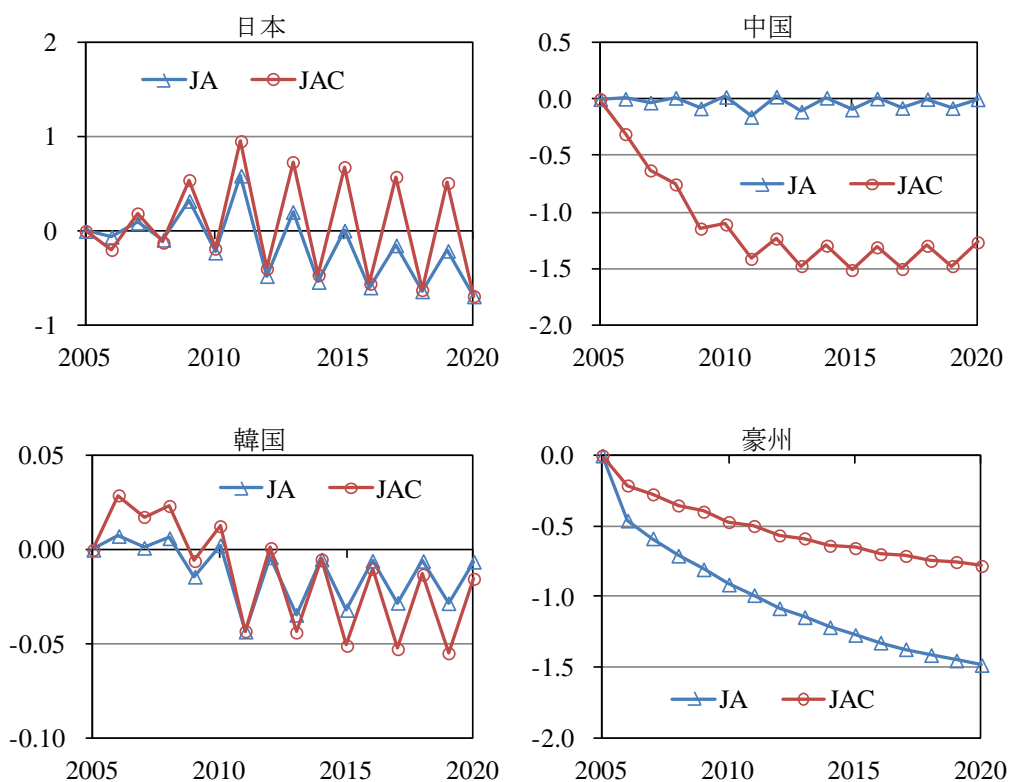


図3.2.17 政策協調による各国のCO₂排出量への影響 (%)

鉄の場合と同様に、実質GDPへの影響（図3.2.13）と強い相関関係がみられる。4カ国合計CO₂排出量で見ると、図3.2.18に示すように3カ国の政策協調（JAC）により日

本単独の取り組みに比べ有意に減少する結果となった。なお、実質GDPへの影響では日本の変動の影響があきらかであったが、CO₂排出量への影響については滑らかな経年変化となった。

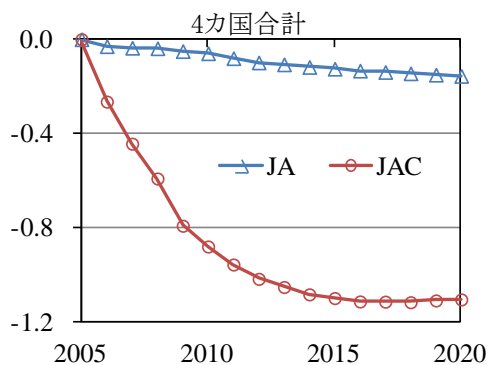


図3.2.18 政策協調による4カ国合計CO₂排出量への影響 (%)

(5) 評価期間全体での影響

以上の結果について、実質GDPおよび機械・設備部門売上については評価期間全体の純現在価値を、CO₂排出量については評価期間全体の合計値としてまとめたものを表3.2.8に示す。鉄の場合（表3.2.5）と同様に、評価期間終了後の経済活動の原資となる期末家計資産への影響も示している。

表3.2.8 国際政策協調の影響評価結果（日本単独政策導入時からの変化率）

地域	指標	JA	JACK
4カ国合計	実質GDP純現在価値への影響	-0.08 %	-0.29 %
	機械・設備部門売上純現在価値への影響	0.00 %	0.00 %
	期間合計CO ₂ 排出量への影響	-0.10 %	-0.89 %
	期末家計資産への影響	-0.27 %	-0.36 %
日本	実質GDP純現在価値への影響	-0.04 %	0.28 %
	機械・設備部門売上純現在価値への影響	2.16 %	6.23 %
	期間合計CO ₂ 排出量への影響	-0.16 %	0.05 %
	期末家計資産への影響	-0.31 %	-0.18 %
中国	実質GDP純現在価値への影響	-0.01 %	-1.12 %
	機械・設備部門売上純現在価値への影響	-0.19 %	-2.35 %
	期間合計CO ₂ 排出量への影響	-0.04 %	-1.15 %
	期末家計資産への影響	-0.01 %	-0.87 %
韓国	実質GDP純現在価値への影響	-0.01 %	-0.02 %
	機械・設備部門売上純現在価値への影響	-0.16 %	-0.30 %
	期間合計CO ₂ 排出量への影響	-0.01 %	-0.01 %
	期末家計資産への影響	-0.01 %	-0.02 %
豪州	実質GDP純現在価値への影響	-0.80 %	-0.38 %
	機械・設備部門売上純現在価値への影響	-0.43 %	-0.54 %
	期間合計CO ₂ 排出量への影響	-1.02 %	-0.53 %
	期末家計資産への影響	-1.32 %	-0.70 %

鉄の場合とは異なり、日本が国際政策協調により資源利用抑制政策を緩めることによる経済便益がほとんど見られないため、4カ国全体でみた場合に国際政策協調による経済的な便益は生じなかった。また、4カ国ともに期末家計資産が減少する結果となっており、鉄の場合とは対照的な結果となった。

(6) 代替弾性値に関する感度分析

銅に関しては、銅部門の銅鉱石—リサイクル部門製品中間財投入に対する代替弾性値を2と設定しているが、このパラメータは実証的な裏付けに乏しいことから、このパラメータを20%減少させる感度分析を行った。このパラメータ設定による3カ国国際政策協調（JAC）シナリオのシミュレーション結果への影響を表3.2.9に示す。

表3.2.9 感度分析結果（基準設定からの変化）

指標（4カ国合計）	変化率（%）
期間合計銅鉱石消費量	0.5401
実質GDP純現在価値	-0.0113
機械・設備部門売上純現在価値	-0.0261
期間合計CO ₂ 排出量	-0.0228
期末家計資産	-0.0245

鉄の場合に比べ、比較的变化率が大きい結果となったが、もっとも変化の大きい銅鉱石消費量に対しても0.54%となっており、今回使用したモデルは代替弾性値に対してロバストであることが分かった。

3.2.5 まとめ

本研究では、持続可能な資源利用を図る上で資源効率改善アプローチの限界に対処するために資源消費抑制策の重要性が今後益々高まるという見通しのもとに、先進国である日本が資源消費抑制のための政策を単独で導入した場合を基準として、他国との国際政策協調により地域（本研究の場合、日本、中国、韓国、豪州の4カ国）全体で同じ資源消費抑制率を達成する場合の政策影響を評価した。対象資源の生産、貿易、消費条件が異なる国同士で国際政策協調を行うことで、各国の条件に合わせ異なる政策介入点に対応した政策を組み合わせたパッケージングにより政策効果を高め、国際貿易を通じた負の波及効果の軽減につながることを期待される。また、一国当たりの資源消費抑制に関する負担を軽減することが期待できる。これの国際政策協調による効果を定量的に評価するために、日本、中国、韓国、豪州を対象とした多地域応用一般均衡（CGE）モデルを開発し、政策影響評価を行った。対象資源としては、経済的に重要な循環資源であることに加え、経済モデルに必要なデータの入手可能性が比較的高いことから鉄および銅を選定した。これは資源消費抑制に関する国際政策協調に関する一事例として取り上げたのであり、本研究は鉄鉱石および銅鉱石の消費抑制を提唱することを目的とするものではない。

政策影響評価にあたっては、既存研究に多く見られる、政策を入れない場合（BAUシナリオ）を基準とした比較評価ではなく、日本が単独で政策目標を達成する政策シナリオを基準として、国際政策協調により政策目標を達成する政策シナリオによる影響を評価した。これは、不作為コスト(政策を実施しない場合の問題点)が反映されていないシナリオを基準として評価することにより、政策による便益（不作為コストの低下）を無視して政策コストのみを評価することが、議論を誤った方向に導く懸念があるためである。本研究では、政策目標の妥当性が社会的（あるいは政治的）に受け入れられているという前提で、よりよい政策オプションを策定するための方法を採用した。

本研究で得られた主な政策含意は以下の通りである。

- 鉄に関する事例分析から、4カ国全体でみた場合、日本が単独で鉄屑に対する排出課徴金を中心とした消費抑制政策により鉄鉱石消費削減目標を達成する場合に比べ、国際政策協調により地域として鉄鉱石消費削減目標を達成することで評価期間全体として経済的な便益が生じるとともに、評価期間後の経済活動の基盤となる期末の家計資産も増加することが分かった。特に4カ国が政策協調する場合の経済便益が大きかった。4カ国が政策協調する場合には期間全体としてCO₂排出量を削減する結果となり、国際政策協調による実質GDPの増加とCO₂排出量の減少の両立、すなわちデカップリングが成立する可能性が示唆された。ただし日本以外の3カ国は政策協調により実質GDPが減少したため、4カ国全体としての便益を実現するためには日本以外の3カ国への経済的インセンティブを与える必要が示唆された。なお、鉄鋼生産における銑鉄投入とスクラップ鉄投入の合計に対するスクラップ鉄投入の比率を鉄の循環利用率と考えた場合、日本単独政策シナリオでは循環率が80%以上となり、スクラップ超過需要を引き起こしマテリアルバランスの破綻を招く可能性が高い。このことから、政策協調が望ましいという示唆が得られた。
- 銅に関する事例分析では、銅屑に対する排出課徴金が銅鉱石消費量の抑制には効果がない結果となった。これは、鉄鉱石を原料とする転炉鋼を電炉鋼で代替でき、課徴金による電炉鋼への代替効果が鉄鉱石消費抑制につながる鉄とは違い、銅についてはそのような代替財を想定していないため、銅鉱石消費削減には銅の需要を抑制する必要があることを示唆している。そこで日本が単独で銅需要抑制策として、銅屑の適正処理・リサイクル費用として銅の主要需要部門に課税し、税収をリサイクル部門への補助金とする再生資源利用促進政策を想定した。
- 銅鉱石消費抑制に対する国際政策協調については鉄の場合とは異なり、日本が単独で再生資源利用促進政策により銅鉱石消費削減目標を達成する場合に比べ、国際政策協調により地域として銅鉱石消費削減目標を達成することによる経済的な便益が生じなかった。また、評価期間後の経済活動の基盤となる期末の家計資産も減少する結果となった。このことから、対象資源によって政策影響が大きく異なる可能性があることが示唆された。ただし銅に関する分析においては、モデルの挙動が不安定である結果となっており、データの精度向上を含めモデルの改良を行うことで結果が異なる可能性もあり、留意が必要である。

本研究で開発した多地域CGEモデルについては、実証データの裏付けに乏しい種々の代替弾性値を仮定していることから、これらのパラメータに対する感度分析を行った。その結果、本モデルはこれらのパラメータ設定に対してロバストであることが分かった。

一方、本モデルでは鉄屑・銅屑のリサイクル、あるいは鉄や銅を含む最終消費財のリサイクルのメカニズムが十分に反映されておらず、分析できる政策オプションが限定されているなどの課題があることが分かった。このメカニズムについては、産業連

関表を基礎データとする社会会計行列に反映することは難しく、マテリアルフロー分析などを駆使した物量ベースの分析ツールとの連携が必要と考えられる。本研究で開発したモデルをベースとして、そのような分析ツールの開発が今後の課題である。また、銅鉱石データの精度にも問題があり、銅の事例分析におけるモデルの不安定な挙動につながっていることも考えられる。データ精度の向上も今後の課題である。

3.3 結論

アジアの発展途上国という観点からは、さらなる資源の効率的な利用や廃棄物の発生を抑制したうえで、貧困削減に必要なインフラ整備を進め経済発展を促進する必要がある。その中では、資源生産性・資源効率の向上というアプローチの拡大が期待される。

一方、資源効率の改善に頼った資源循環および資源利用抑制政策は、リバウンド効果をはじめ総環境負荷を削減する上で限界があることが指摘されている。今後アジアでの資源需要急増などで世界的な資源制約がさらに厳しくなることが予想されることから、総環境負荷削減に向けたデカップリングのためにはさらに踏み込んだ方策が必要である。特に、技術面、資金面での能力に加えガバナンス面でも進んでいる先進国では、資源採取から最終処分までの製品ライフサイクルを通じた資源利用に伴う総環境負荷の削減に向けた強力なインセンティブメカニズムの導入が期待される。例えば、天然資源税、産業セクターの売り上げに課税しリサイクル部門への補助金へと活用する政策、廃棄物排出従量課徴金などの政策をパッケージとして運用することで、資源利用そのものの抑制、循環資源による代替の促進、循環資源の循環を促すために必要なリサイクル産業の育成と投資の増大、循環資源が最終処分へ行く量の抑制が期待できる。

一方で、これらの政策を単独で実施した場合、環境負荷の内部化の伴い生産セクターへの負担の増大し、生産セクターの国際競争力の減少、海外への産業セクターの移転などにつながる懸念される。また、こうした経済ツールの運用により、廃棄物管理費用が増大し不法投棄の増大へのインセンティブが働くこと、輸出税がなければ天然資源の海外輸出の増大すること、廃棄物輸出増大などが環境面での懸念として考えられる。さらに、社会的な懸念としては、天然資源の採掘に依存する発展途上国での雇用の減少や生産コストの増大や海外への産業移転に伴う雇用の減少などが考えられる。

以上のネガティブな効果を避けるためには、国際協力による政策協調を行うことで、政策パッケージが越境的なスピルオーバー効果を持つことを防ぐ必要がある。本研究で行った鉄鉱石および銅鉱石を事例とした定量分析では、日本一国で資源利用抑制政策を単独で実施する場合に比べ、資源生産国および資源輸出国と政策協調を行うことで双方にとって経済的便益が生じることが示唆された。ただし日本以外の3カ国は政策協調により実質GDPが減少したため、4カ国全体としての便益を実現するために

は日本以外の3カ国への経済的インセンティブを与える必要が示唆された。なお、鉄鋼生産における銑鉄投入とスクラップ鉄投入の合計に対するスクラップ鉄投入の比率を鉄の循環利用率と考えた場合、日本単独政策シナリオでは循環率が80%以上となり、スクラップ超過需要を引き起こしマテリアルバランスの破綻を招く可能性が高い。このことから、政策協調が望ましいという示唆が得られた。

これに加えて、資源の代替効果や、他の政策や税制などとの相殺効果、技術の変化の影響なども、資源循環政策の効果に影響を与えるであろうが、それについては本研究では分析していない。さらに、本研究では、地方自治体レベルでの取組の評価や地方自治体レベルでの競合関係は評価できない。また、課税額に環境負荷の大きさを正確に反映することも難しい。例えば、環境負荷の大きいと思われる場所への課税を高くするのは難しいかもしれない。

一方で、こうした政策パッケージや国際協調をどのように資金面でバックアップするのかという課題もある。すなわち、税金をどのように使うかという観点も重要である。本稿では、天然資源税については家計への一括移転、廃棄物従量課徴金などの日本および韓国での資源利用抑制政策についてはリサイクル産業セクターへの補助金という形を取っている。しかし、こうした政策ツールの導入により、採掘や負荷が他の国に移転する可能性があるため、場合によっては国際的支援に活用することも検討されるべきであろう。そのため、将来的に、国際的な資源生産性基金の創設を提案している。

3.2節の補論 日中韓豪SAMの作成方法

本補論では、3.2節で使用した日中韓豪4カ国を対象とした社会会計行列（SAM）の作成方法について説明する。SAMの作成は、（1）非競争輸入型産業連関表の作成、（2）非競争輸入型産業連関表の内生部門及び国内最終需要からの間接税の分離、（3）SAMの作成の3つの段階から成り立っている。

（1）非競争輸入型産業連関表の作成

SAMを作成するには、まずベースとなる同じ産業分類に従う産業連関表を作成する必要がある。本研究では、入手できる最も細かい産業分類の産業連関表から表3.2.3にある分類に従って部門統合した。多くの国の産業連関表において鉄鋼部門は転炉工程と電炉工程に分かれておらず、銅鉱石部門も独立していない。そこで、次のような方法で分析目的にあった産業部門の細分化を行った。

日本

最も産業分類が細かい基本分類の産業連関表においても、銅鉱石、鉄鋼（転炉）、鉄鋼（電炉）に分割されていないため、これら3つの部門について別のデータを用いて分割する必要がある。

銅鉱石は、非鉄金属鉱石から分割する。2005年産業連関表とともに公表されている行部門別統合品目別国内生産額表では、銅鉱と鉛鉱の合計、亜鉛鉱、金鉱、銀鉱、その他非鉄金属鉱の生産額データがある。銅鉱と鉛鉱は合計しかないので、石油天然ガス・金属鉱物資源機構のメタルマイニング・データブック2010にある銅と鉛の供給量と国内建値を用いて供給額を求め、さらに供給額ベースの銅・鉛シェアを計算した。銅鉱と鉛鉱の合計国内生産額にこのシェアを乗じ、銅鉱と鉛鉱の国内生産額を分割した。このようにして求めた銅鉱、鉛鉱の国内生産額と部門別統合品目別国内生産額表にある銅・鉛以外の非鉄金属鉱物の生産額から、銅鉱の非鉄金属鉱物に占める生産額ベースのシェアを求め、このシェアに従い産業連関表の非鉄金属鉱物部門から銅鉱石部門を分割した。銅鉱石が非鉄金属鉱物の国内生産に占める割合は、1.1%であった。

鉄鋼部門から工程別での分割を行うことで鉄鋼（転炉）と鉄鋼（電炉）に分けることができる。鉄鋼は、銑鉄、フェロアロイ、粗鋼（転炉）、粗鋼（電炉）、鉄屑、熱間圧延鋼材、鋼管、冷間仕上鋼材、めっき鋼材、鋳鍛鋼、鋳鉄管・鋳鉄品及び鍛工品、鉄鋼シャースリット業、その他の鉄鋼製品に分かれている。粗鋼については、既に転炉と電炉に分かれているが、粗鋼以外の鉄鋼については転炉によるものなのか電炉によるものかは不明である。そこで、本研究では、粗鋼以外の鉄鋼について、中間投入における粗鋼の転炉と電炉の比率を用いて、鉄鋼を転炉と電炉に分割した。用いた転炉と電炉の比率は、表A3.2.1の通りである。鉄鋼製品によっては、粗鋼を中間投入とするのではなく、別の鉄鋼製品を中間投入とするものもある。その場合は、その別の鉄鋼製品を生産する際の粗鋼（転炉）と粗鋼（電炉）の比率を適用した。例えば、冷間仕上鋼材は、ほとんどの中間投入が粗鋼ではなく熱間仕上鋼材となっている。よって、冷間仕上鋼材の転炉と電炉への分割は、熱間仕上鋼材における転炉・電炉投入比率を用いて行った。

銅は、一つの独立した産業部門となっているが、非鉄金属製品については必ずしも金属別には分割されていない。そこで、2005年行部門別統合品目別国内生産額表から非鉄金属製品における銅製品シェアを求め、そのシェアに従い産業連関表における各非鉄金属製品から銅製品を分割し、それらの合計と銅（精錬・精製）を足し上げたものを銅部門とした。非鉄金属製品における銅製品シェアは、表A3.2.2の通りである。

また、基本分類での産業連関表は内数として産業別輸入データも項目ごとに提供しているため、輸入についても同じように部門分割と統合を行い、非競争輸入型の産業連関表を作成した。

表A3.2.1 鉄鋼（転炉）と鉄鋼（電炉）の分割方法

産業連関表における項目	鉄鋼（転炉）と鉄鋼（電炉）の分割方法
銑鉄	鉄鋼（転炉）
フェロアロイ	鉄鋼（転炉）
粗鋼（転炉）	鉄鋼（転炉）
粗鋼（電気炉）	鉄鋼（電炉）
鉄屑	鉄鋼（転炉）
熱間圧延鋼材	鉄鋼（転炉）に73.2%、鉄鋼（電炉）に26.8%
鋼管	投入のほとんどが熱間圧延鋼材なため、鉄鋼（転炉）に73.2%、鉄鋼（電炉）に26.8%
冷間仕上鋼材	投入のほとんどが熱間圧延鋼材なため、鉄鋼（転炉）に73.2%、鉄鋼（電炉）に26.8%
めっき鋼材	投入のほとんどが冷間圧延鋼材なため、鉄鋼（転炉）に73.2%、鉄鋼（電炉）に26.8%
鋳鍛鋼	鉄鋼（転炉）に27.2%、鉄鋼（電炉）に72.8%
鋳鉄管	投入のほとんどが銑鉄なため、鉄鋼（転炉）
鋳鉄品及び鍛工品（鉄）	投入の60%が熱間仕上鋼材で、30%が粗鋼（転炉）であるため、これらの投入比率に従い鉄鋼（転炉）に73.4%、鉄鋼（電炉）に26.6%
鉄鋼シャースリット業	投入のほとんどが熱間仕上鋼材、冷間仕上鋼材とめっき鋼材なため、鉄鋼（転炉）に73.2%、鉄鋼（電炉）に26.8%
その他の鉄鋼製品	投入の14%が粗鋼（転炉）で残りの投入が熱間仕上鋼材と冷間仕上鋼材なため、鉄鋼（転炉）に76.5%、鉄鋼（電炉）に23.5%

表A3.2.2 銅の分割方法

産業連関表における非鉄金属加工製品部門構成項目	銅とその他非鉄金属の分割方法
電線・ケーブル	銅が77%、その他非鉄金属が23%
光ファイバーケーブル	主原料が石英ガラスなので、非鉄金属
伸銅品	銅
アルミ圧延製品	その他非鉄金属
非鉄金属素形材	銅が7%、その他非鉄金属が93%
核燃料	その他非鉄金属
その他の非鉄金属製品	銅が3%、その他非鉄金属が97%

中国

中国においても、銅鉱石が非鉄金属鉱物に含まれてしまっている。2009年の中国鉱業年鑑に銅鉱の生産額データがあるため、中国産業連関表における非鉄金属鉱物部門の生産額に対するシェアを求め、そのシェア（10.4%）でもって分割した。

鉄鋼部門は、日本のように粗鋼部門が転炉と電炉に分割されていない。そこで、World Steel AssociationのSteel Statistical Yearbook 2007から求めた粗鋼生産量の転炉・電炉比率により、鉄鋼（転炉）と鉄鋼（電炉）に分割した。中国の粗鋼の転炉工程シェアは91%で、電炉工程シェアが9%であった。

銅部門の非鉄金属部門からの分離は、China Nonferrous Metals Industry Associationが公表しているYearbook of Nonferrous Metals Industry of China 2010における銅、アルミニウム、鉛、亜鉛、ニッケル、錫の生産量とそれらの国際価格から算出できる価額に基づいて得られる銅の非鉄金属製品に占めるシェアによって行った。銅のシェアは、29.6%であった。

なお、中国の産業連関表は、競争輸入型となっている。そこで、GTAPデータベース第7版から各投入の国産財と輸入財比率を求め、非競争輸入型表を作成した。

韓国

韓国の産業連関表基本分類表は、銅鉱石と銅部門が独立した産業部門となっている。しかし、鉄鋼については、日中と同じく工程別にはなっていないので、転炉と電炉に分割する必要がある。転炉と電炉の工程間分割は、中国の場合と同じく、World Steel AssociationのSteel Statistical Yearbook 2005から求めた粗鋼生産量の転炉・電炉比率により行った。なお、転炉工程のシェアは、55.9%である。

豪州

豪州の111部門産業連関表では、非鉄金属鉱物がひとつの分類となっていて銅鉱石が分離されていない。非鉄金属鉱物から銅鉱石の分割は、Australian Bureau of StatisticsのAustralian Industry 2008-09にある鉱物生産額から求めた銅鉱石シェア（25.2%）を用いた。また、鉄鋼の転炉と電炉の分割については、中国と韓国と同じく、World Steel AssociationのSteel Statistical Yearbook 2008から求めた粗鋼生産量の転炉シェア（80.8%）と電炉シェア（19.2%）により行った。非鉄金属製品部門から銅製品部門の分離は、Australian Bureau of Agricultural and Resource Economics and SciencesのAustralian Commodity Statistics 2010における各非鉄金属製品の生産量と輸出価格から生産額を求め、その生産額における銅製品シェア（16.9%）でもって、産業連関表での非鉄金属製品部門から銅製品部門を分離した。

2) 非競争輸入型産業連関表の内生部門及び国内最終需要からの間接税の分離

豪州を除く3カ国について、(1)で作成された非競争輸入型産業連関表の内生部門及び国内最終需要（民間消費、政府消費、投資）には消費税が含まれ、付加価値を構成する間接税には消費税納付額がその一部として含まれている。各種の税の支払いと受け取りは、経済行動のモデリングにおいて重要なため、内生部門と国内最終需要に含まれている税を分離する。

図A3.2.1と図A3.2.2は、それぞれ非競争輸入型産業連関表と間接税を分割した非競争輸入型産業連関表の雛型である。本研究では、産業別の間接税額に相当する分が、当該産業の中間需要と国内最終需要に課せられていると考える。そして、得られてい

るデータは間接税込みの額である。よって、産業別間接税率 (t_i) を次のように求めることができる。

$$t_i = \frac{D_i}{D_i - IT_i} - 1 \quad (\text{A3.2.1})$$

ここで、 n は産業部門数で、

$$D_i = \sum_{j=1}^n (X_{ij}^D + X_{ij}^M) + \sum_{j=1}^n (CP_{ij}^D + CP_{ij}^M) + \sum_{j=1}^n (CG_{ij}^D + CG_{ij}^M) + \sum_{j=1}^n (INV_{ij}^D + INV_{ij}^M) \text{である。}$$

そして、この産業別間接税率を用いて、内生部門及び国内最終需要とそれらに課せられている間接税額を分離する。中間需要についてみると、投入側で共通の間接税率が適用されるため、国内財の間接税課税前の中間需要と間接税額は、それぞれ

$$BX_{ij}^D = \frac{X_{ij}^D}{1 + t_i} \quad (\text{A3.2.2})$$

$$TX_{ij}^D = t_i BX_{ij}^D \quad (\text{A3.2.3})$$

となる。この方法を、内生部門と国内最終需要の国内財と輸入財について行うことで、それらに課せられている間接税を分離し、図A3.2.2のような非競争輸入型産業連関表を作成することができる。

		中間需要	最終需要			輸出	(控除) 輸入	(控除) 関税	国内総生産
			民間消費	政府消費	投資				
中間投入	国産品	$X^D (n \times n)$	$CP^D (n \times 1)$	$CG^D (n \times 1)$	$INV^D (n \times 1)$	$EX (n \times 1)$	0	0	$X (n \times 1)$
	輸入品	$X^M (n \times n)$	$CP^M (n \times 1)$	$CG^M (n \times 1)$	$INV^M (n \times 1)$	0	$IM (n \times 1)$	$TF (n \times 1)$	0
付加価値	家計外消費	$CPO (1 \times n)$							
	雇業者所得	$YW (1 \times n)$							
	営業余剰	$OS (1 \times n)$							
	資本減耗	$DP (1 \times n)$							
	間接税	$IT (1 \times n)$							
	(控除) 補助金	$SB (1 \times n)$							
国内総生産		$X (1 \times n)$							

図A3.2.1 非競争輸入型産業連関表の雛型

		中間需要	最終需要			輸出	(控除) 輸入	(控除) 関税	国内総生産
			民間消費	政府消費	投資				
中税 開引き 後	国産品	$BX^D (n \times n)$	$BCP^D (n \times 1)$	$BCG^D (n \times 1)$	$BINV^D (n \times 1)$	$EX (n \times 1)$	0	0	$BX (n \times 1)$
	輸入品	$BX^M (n \times n)$	$BCP^M (n \times 1)$	$BCG^M (n \times 1)$	$BINV^M (n \times 1)$	0	$BIM (n \times 1)$	$TF (n \times 1)$	0
税	国産品	$TX^D (n \times n)$	$TCP^D (n \times 1)$	$TCG^D (n \times 1)$	$TINV^D (n \times 1)$	0	0	0	0
	輸入品	$TX^M (n \times n)$	$TCP^M (n \times 1)$	$TCG^M (n \times 1)$	$TINV^M (n \times 1)$	0	0	0	0
付 加 価 値	家計外消費	$CPO (1 \times n)$							
	雇用者所得	$YW (1 \times n)$							
	営業余剰	$OS (1 \times n)$							
	資本減耗	$DP (1 \times n)$							
	(控除) 補助金	$SB (1 \times n)$							
	国内総生産	$BX (1 \times n)$							

図A3.2.2 間接税を分離した非競争輸入型産業連関表の雛型

(3) SAMの作成

(2) で作成された間接税分離の非競争輸入型産業連関表をベースにして図A3.2.3に示されるSAMを作成する。図A3.2.3において、 h は貿易相手国数である。SAMを作成する際、1) 非競争輸入型産業連関表のデータそのものを用いる変数、2) 別のソースからのデータが必要となる変数、3) SAMの行和と列和が一致する性質から導くことができる変数がある。

	輸入	国産	生産	生産要素	関税	輸入売上税	国産売上税	課上運輸	その他運輸	課上輸出 マージン	その他運輸 輸出マージン	その他要素	家計	生産税	直接税	政府	貯蓄	合計
輸入			$A^M (n \times n)$										$CH^M (n \times 1)$			$CCV^M (n \times 1)$	$SAY^M (n \times 1)$	$MI^M (n \times 1)$
国産			$A^D (n \times n)$							$E^{OFFST} (n \times 1)$	$E^{ONST} (n \times 1)$	$E (n \times h)$	$CH^D (n \times 1)$			$CCV^D (n \times 1)$	$SAY^D (n \times 1)$	$DI^D (n \times 1)$
生産		$A (n \times n)$																$AT (n \times 1)$
生産要素				$IF (f \times n)$														$IFT (f \times 1)$
関税	$IMT (h \times n)$																	$IMT (h \times 1)$
輸入売上税						$TSSM^M (n \times n)$							$TSSM^{OFF} (n \times 1)$			$TSSM^{ON} (n \times 1)$	$TSSM^D (n \times 1)$	$TSSMT (n \times 1)$
国産売上税							$TSSD^D (n \times n)$						$TSSD^{OFF} (n \times 1)$			$TSSD^{ON} (n \times 1)$	$TSSD^M (n \times 1)$	$TSSDT (n \times 1)$
課上運輸								$M^{OFF} (h \times n)$										$OFT (h \times 1)$
その他運輸									$M^{ON} (h \times n)$									$ONT (h \times 1)$
課上輸出マージン										$OFPVST (1 \times h)$								$OFPVST (1 \times 1)$
その他運輸輸出マージン											$OPVST (1 \times h)$							$OPVST (1 \times 1)$
その他要素																		$ROVT (h \times 1)$
家計																		$HHT (1 \times 1)$
生産税																		$TPROD (1 \times 1)$
直接税																		$DTAXT (1 \times 1)$
政府																$GOV^{TPROD} (1 \times 1)$	$GOV^{DTAX} (1 \times 1)$	$GOVT (1 \times 1)$
貯蓄																		$SAYT (1 \times 1)$
合計	$MI (1 \times n)$	$DI (1 \times n)$	$AT (1 \times n)$	$IFT (1 \times f)$	$IMT (1 \times h)$	$TSSMT (1 \times 1)$	$TSSDMT (1 \times 1)$	$OFT (1 \times h)$	$ONT (1 \times h)$	$OFPVST (1 \times 1)$	$OPVST (1 \times 1)$	$ROVT (1 \times h)$	$HHT (1 \times 1)$	$GOV^{TPROD} (1 \times 1)$	$GOV^{DTAX} (1 \times 1)$	$GOVT (1 \times 1)$	$SAYT (1 \times 1)$	

図A3.2.3 SAMの雛型

1) 非競争輸入型産業連関表のデータそのものを用いる変数

各変数の図A3.2.3におけるSAMの変数と図A3.2.2における非競争輸入型産業連関表の変数の対応は、次の通りである。なお、本節における式の左辺はSAMの変数、右辺は非競争輸入型産業連関表の変数である。

関税

$$\sum_{r=1}^h TMM_{j,r} = TF_j \quad (\text{A3.2.4})$$

ここで、 r は輸出国を表わす。

中間投入（輸入財）

$$A_{ij}^M = BX_{ij}^M \quad (\text{A3.2.5})$$

中間投入（国産財）

$$A_{ij}^D = BX_{ij}^D \quad (\text{A3.2.6})$$

生産税

本研究では、非競争輸入型産業連関表に計上されている補助金のみを（負の）生産税として導入する。

$$TPROD_j = -SB_j \quad (\text{A3.2.7})$$

家計消費（輸入財）

$$CH_i^M = BCP_i^M \quad (\text{A3.2.8})$$

家計消費（国産財）

$$CH_i^D = BCP_i^D \quad (\text{A3.2.9})$$

政府消費（輸入財）

$$CGV_i^M = BCG_i^M \quad (\text{A3.2.10})$$

政府消費（国産財）

$$CGV_i^D = BCG_i^D \quad (\text{A3.2.11})$$

資本・貯蓄（輸入財）

$$SAV_i^M = BINV_i^M \quad (A3.2.12)$$

資本・貯蓄（国産財）

$$SAV_i^D = BINV_i^D \quad (A3.2.13)$$

輸入売上税

$$TSSM_{ij}^A = TX_{ij}^M \quad (A3.2.14)$$

$$TSSM_i^{HH} = TCP_i^M \quad (A3.2.15)$$

$$TSSM_i^{GOV} = TCG_i^M \quad (A3.2.16)$$

$$TSSM_i^{INV} = TINV_i^M \quad (A3.2.17)$$

国産売上税

$$TSSD_{ij}^A = TX_{ij}^D \quad (A3.2.18)$$

$$TSSD_i^{HH} = TCP_i^D \quad (A3.2.19)$$

$$TSSD_i^{GOV} = TCG_i^D \quad (A3.2.20)$$

$$TSSD_i^{INV} = TINV_i^D \quad (A3.2.21)$$

2) 別のソースからのデータが必要となる変数

SAMを作成するために、非競争輸入型産業連関表以外に使用するデータは、GTAPデータベース第7版、OECDの国民経済計算、経済産業省の通商白書2010と国連の貿易データベースであるUNComtradeである。なお、GTAPデータベース第7版は、2004年のデータであるが、基準年の違いはないとみなして利用する。

輸入・陸上運輸輸入マージン・その他運輸輸入マージン

産業連関表の輸入には、陸上運輸輸入マージンとその他運輸輸入マージンが含まれていると考える。つまり、次のように仮定する。

$$\sum_{r=1}^h (M_{j,r}^{OTP} + M_{j,r}^{TPN} + M_{j,r}) = BIM_j \quad (A3.2.22)$$

各項目の分配は、GTAPデータベースの比率を用いて行う。また、鉄鉱石、銅鉱石、鉄鋼、銅の輸入については、UNComtradeのデータを用い、より詳細な二国間貿易シェアを反映させるようにした。

生産要素

生産要素は、非熟練労働、熟練労働、資本、土地、天然資源の5つにより構成されている。

非熟練労働と熟練労働は、GTAPデータベースを用いて、次のように分配する。

$$\text{非熟練労働： } FF_{UnSkLab,j} = \text{非熟練労働比率}_j \times (CPO_j + YW_j) \quad (A3.2.23)$$

$$\text{熟練労働： } FF_{SkLab,j} = \text{熟練労働比率}_j \times (CPO_j + YW_j) \quad (A3.2.24)$$

ここで、非熟練比率と熟練比率は、GTAPデータベースにおける労働の対価におけるシェアである。

資本ストック、土地、天然資源についても、GTAPデータベースを用いて、次のように分配する。

$$\text{資本： } FF_{Cap,j} = \text{資本比率}_j \times (OS_j + DP_j) \quad (A3.2.25)$$

$$\text{土地： } FF_{Land,j} = \text{土地比率}_j \times (OS_j + DP_j) \quad (A3.2.26)$$

$$\text{天然資源： } FF_{NatRes,j} = \text{天然資源比率}_j \times (OS_j + DP_j) \quad (A3.2.27)$$

ここで、資本比率、土地比率、天然資源比率は、GTAPでの労働以外に対する対価におけるシェアである。

輸出・陸上運輸輸出マージン・その他運輸輸出マージン

産業連関表の輸出には、陸上運輸輸出マージンとその他運輸輸出マージンが含まれていると仮定する。つまり、次の式が成り立つ。

$$E_i^{OTPVSTW} + E_i^{TPNVSTW} + \sum_{k=1}^h E_{i,k} = EX_i \quad (A3.2.28)$$

ここで、 k は輸出先である。各項目の分配は、GTAPデータベースの比率を用いて分配する。なお、 $E_i^{OTPVSTW} = 0$ ($i \neq otp$)、 $E_i^{TPNVSTW} = 0$ ($i \neq tpn$) である。

輸出入額の調整

多国間SAMにおいて、二国間の輸出入額は一致していなければならない。輸入については関税が課せられることが多いため、その計測が輸出よりもデータが正確であると考え、A国のB国からの輸入をB国のA国への輸出と一致するように、二国間貿易データの調整を行った。なお、日本、中国、韓国、豪州で産業連関表の基準年が必ずしも一致していないが、基準年の差異は無視しうるものとして内生国の二国間貿易データを調整した。

生産要素からの家計受け取り、直接税支払い、貯蓄

$$Y_f + DTAX_f^{FF} + SAV_f^{FF} = \sum_{j=1}^n FF_{f,j} \quad (A3.2.29)$$

が成り立つので、GTAPデータベースで直接税率と貯蓄率を求めて、右辺の値を分割する。なお、本式における両辺の変数は、SAMの変数である。

家計貯蓄

家計貯蓄は、家計貯蓄率を用いて、

$$SAV^{HH} = MPS^{HH} \times HHT \quad (A3.2.30)$$

として決定する。ここで、 MPS^{HH} は家計貯蓄率で、 $HHT = \sum_{f=1}^n Y_f$ である。なお、本

式における両辺の変数は、SAMの変数である。家計貯蓄率のデータは、日韓豪についてはOECDの国民経済計算、中国については通商白書2010から得た。

3) SAMの行和と列和が一致する性質から導くことができる変数

以下は、SAMデータの四則演算から求めることができる変数である。よって、両辺ともSAMの変数である。

政府の関税額受け取り

$$GOV^{TMM} = \sum_{r=1}^h \sum_{j=1}^n TMM_{j,r} = TMMT \quad (A3.2.31)$$

運輸輸出マージン

$$OTPT_r = \sum_{j=1}^n M_{j,r}^{OTP} = OTPVST_r \quad (A3.2.32)$$

$$TPNT_r = \sum_{j=1}^n M_{j,r}^{TPN} = TPNVST_r \quad (\text{A3.2.33})$$

運輸輸出マージンにおける貯蓄

$$SAV^{OTPVST} = OTPVSTT - \sum_{i=1}^n E_i^{OTPVST} \quad (\text{A3.2.34})$$

$$SAV^{TPNVST} = TPNVSTT - \sum_{i=1}^n E_i^{TPNVST} \quad (\text{A3.2.35})$$

その他世界における貯蓄

$$SAV_k^{ROW} = ROWT_k - \sum_{i=1}^n E_{i,k} \quad (\text{A3.2.36})$$

ここで、 $ROWT_k = \sum_{j=1}^n M_{j,k}$ である。

家計直接税支払い

$$DTAX^{HH} = HHT - SAV^{HH} - \sum_{i=1}^n CH_i^M - \sum_{i=1}^n CH_i^D \quad (\text{A3.2.37})$$

政府の生産税受け取り

$$GOV^{TPROD} = \sum_{j=1}^n TPROD_j \quad (\text{A3.2.38})$$

政府の直接税受け取り

$$GOV^{DTAX} = \sum_{j=1}^n DTAX_j \quad (\text{A3.2.39})$$

輸出売上税

$$GOV^{TSSM} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n TSSM_{ij}^A + \sum_{i=1}^n TSSM_i^{HH} + \sum_{i=1}^n TSSM_i^{GOV} + \sum_{i=1}^n TSSM_i^{INV} \quad (\text{A3.2.40})$$

国産売上税

$$GOV^{TSSD} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n TSSD_{ij}^A + \sum_{i=1}^n TSSD_i^{HH} + \sum_{i=1}^n TSSD_i^{GOV} + \sum_{i=1}^n TSSD_i^{INV} \quad (A3.2.41)$$

政府貯蓄

$$SAV^{GOV} = GOVT - \sum_{i=1}^n CGV_i^M - \sum_{i=1}^n CGV_i^D \quad (A3.2.42)$$

ここで、 $GOVT = GOV^{TMM} + GOV^{TPROD} + GOV^{DTAX}$ である。

生産

本研究では、各生産活動において生産物が一つの仮定をおくため、次が成り立つ。

$$\begin{aligned} A_{ij} &= AT_j \quad (i = j) \\ &= 0 \quad (i \neq j) \end{aligned} \quad (A3.2.43)$$

屑と副産物についてマイナス投入方式を採用している産業連関表については、作成されたSAMにおいてマイナスの値をとることがある。これら、マイナス値の処理については、川崎・伴（2005）の方法に従った。中間財のマイナス値については、トランスファー方式を採用することでマイナス値を処理した。また、最終需要におけるマイナス値については、在庫変動として捉えた。つまり、民間消費もしくは政府消費でマイナス値が計上されている時は、そのマイナス値を投資に移して、当該の民間消費もしくは政府消費はゼロとする。投資においても、なおマイナス値となる場合は、在庫取り崩しとして、トランスファー方式のように、SAMにおいて生産活動もしくは輸入から貯蓄への支払いとして計上し直した。

参考文献

Armington, Paul S. 1969. A Theory of demand for products distinguished by place of production. IMF Staff Papers 16:159-176.

Asian Development Bank (ADB) and Institute for Global Environmental Strategies (IGES). 2008. Toward resource efficient economies in Asia and the Pacific. Manila. ADB and IGES.

- Ayers, R. 2005. Resource scarcity, technology, and growth in Simpson, R. David, Michael A Toman, Robert U Ayres. (eds.) Scarcity and growth revisited: Natural resources and the environment in the new millennium. Washington DC: RFF Press Book.
- Bengtsson, M., Y. Hotta, S. Hayashi and L. Akenji. 2010. Policy tools for sustainable materials management: Applications in Asia. IGES Discussion Paper SCP 2010-001. Hayama: IGES.
- Bleischwitz, R., B. Bahn-Walkowiak, S. Bringezu, R. Lucas, S. Steger, H. Wilts, M. Onischka and O. Roder. 2009. Outline of a resource policy and its economic dimension” in Bringezu, S. and R. Bleischwitz. (eds.) Sustainable resource management. Sheffield: Greenleaf Publishing.
- Bringezu, S. 2002. Towards sustainable resource management of the European Union. Wuppertal Papers 121. Wuppertal: Wuppertal Institute.
- Bringezu, S., H. Schutz, M. Saurat, S. Moll, J. Acosta-Fernandez and S. Steger. 2009. Europe’s resource use: Basic trends, global and sectoral patterns, environmental and socioeconomic impacts” in Bringezu, S. and R. Bleischwitz. (eds.) Sustainable resource management. Sheffield: Greenleaf Publishing.
- Dauvergne, P. 2008. The Shadows of consumption: Consequences for the global environment. MIT Press.
- Distelkamp, M., B. Meyer and M. Meyer. 2010. Modelling green growth and resource efficiency: New results. Presented at Sustainable Growth and Resource Productivity – Harnessing Industry and Policy Towards Eco-Innovation. September 4-6 2010. Brussels.
- European Environment Agency (EEA). 2005. Sustainable use and management of natural resources. EEA Report 9/2005. Copenhagen: EEA.
- European Environment Agency (EEA). 2008. Effectiveness of environmental taxes and charges for managing sand, gravel and rock extraction in selected EU countries. EEA Report 2/2008. Copenhagen: EEA.
- Grosse, F. 2010. Is recycling “part of the solution”? The role of recycling in an expanding society and a world of finite resources. S.A.P.I.EN.S 3.1 [Online], Online since 10 February 2010. URL: <http://sapiens.revues.org/index906.html>. Connection in December 2010.
- 原田幸明. 2010a. 金属資源の今後の需要. アジア太平洋地域の資源需給と低炭素型発展ワークショップ. 2010年2月12日.

- 原田幸明. 2010b. 持続可能な資源利用-求められる国際的な視点と行動-. JP環境フォーラム2010 未来を拓く資源戦略 -リサイクル再考-. 2010年10月26日.
- Herring, H. and C. Cleveland, C. 2008. Rebound effect. In Cleveland, Cutler C. (ed.) Encyclopedia of Earth. Washington, D.C.: Environmental Information Coalition, National Council for Science and the Environment. [First published in the Encyclopedia of Earth November 18, 2008; Last revised Date November 18, 2008; Retrieved December 13, 2010.
<http://www.eoearth.org/article/Rebound_effect>
- Hotta, Y., M. Elder, H. Mori, and M. Tanaka. 2008. Policy considerations for establishing and environmentally-sound regional material flow in East Asia. The Journal of Environment & Development. March.
- Hotta, Y. and M. Elder. 2009. Internationalization of waste and recycling related issues and its implications for EPR-based recycling policy in Extended producer responsibility policy in East Asia - in consideration of international resource circulation, pp. 115-130. Hayama: Institute for Global Environmental Strategies.
- International Energy Agency (IEA). 2011. CO₂ emissions from fuel combustion highlights. Paris: IEA.
- 堀田康彦. 1999. 日本におけるゼロエミッションの展開. 持続可能な発展のための日本評議会 第27回評議員会. 1999年7月22日.
- 堀田康彦. 2003. エコロジー的近代化と脱国家的権威--グローバル化下の環境政策・技術戦略の形成について. 年報 科学・技術・社会 12. 65-95頁.
- 堀田康彦. 2011a. アジアにおける持続可能な資源循環へ向けた段階別アプローチ-3Rイニシアティブの国際展開の経験に基づいて-. 廃棄物資源循環学会誌 22(2).
- 堀田康彦. 2011b. アジアにおける循環政策の状況と持続可能な資源循環へのアプローチ- 我が国の今後の国際協力の方向性-. 季刊環境研究.
- Jorgenson, A. K. and B. Clark. 2011. Societies consuming nature: A panel study of the ecological footprints of nations, 1960-2003. Social Science Research 40: 226-244.
- 川崎泰史・伴金美. 2005. 収穫逓増と独占的競争をとりいれた日本経済の応用一般均衡モデルの開発. 内閣府経済社会総合研究所 ディスカッション・ペーパー 第146号. 東京: 内閣府経済社会総合研究所.
- 小島道一編. 2008. アジアにおけるリサイクル. アジア経済研究所.

- 小嶋公史. 2011. 持続可能な社会構築に向けた資源消費抑制政策 —アジアを中心とした資源循環システムの環境的、経済的、社会的影響評価に関する研究—. 季刊環境研究 No.161. 77-86頁.
- Kojima, Satoshi. 2007. Sustainable development in water-stressed developing countries: A quantitative policy analysis. Cheltenham: Edward Elgar.
- Lee, H-L. 2008. The combustion-based emission data for GTAP version 7 data base. West Lafayette, IN: Center for Global Trade Analysis, Purdue University.
- Lefevre, Nicholas. 2007. Energy security and climate policy assessing interactions. Paris: IEA.
- 道田悦代. 2010. 再生資源循環の国際化と政策課題. 小島道一編 国際リサイクルをめぐる制度変容. アジア経済研究所.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). 2010. OECD environmental performance reviews: Japan 2010. Paris: OECD.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). 2008. Recommendation of the council on resource productivity, adopted by the OECD Council on 28 March 2008.
- Pearce, D. W. and R. K. Turner. 1993. Marketbased approaches to solid waste management. Resources, Conservation and Recycling 8: 63-90.
- 産業構造審議会廃棄物・リサイクル小委員会 電気・電子機器ワーキンググループ 中央環境審議会廃棄物・リサイクル部会 家電リサイクル制度評価検討小委員会 合同会合. 2008. 家電リサイクル制度の施行状況の評価・検討に関する報告書.
- Schandl, H. and J. West. 2010. Resource use and resource efficiency in the Asia-Pacific region. Global Environmental Change 20(4): 636-647.
- Schumacher, Katja , and Ronald D. Sands. 2007. Where are the industrial technologies in energy–economy models? An innovative CGE approach for steel production in Germany. Energy Economics 29:799–825.
- 清水雅彦・菅幹雄・斎藤崇・林田雅秀・田邊智之・中田一良. 2004. 循環型経済社会システムの計量分析モデル. 経済分析 第173号. 内閣府経済社会総合研究所.
- Steinberger, J. K. and F. Krausmann. 2011. Material and energy productivity. Environmental Science and Technology 45(4): 1169-1176.
- 高山寛人・増井利彦. 2009. 鉄鋼資源循環が温暖化対策に与える影響の分析. 環境経済・政策学会2009年大会.

谷口正次 2005. 入門・資源危機 - 国益と地球益のジレンマ. 新評論

Terazono A. 2010. Material flow analysis on international recycling. Presented at the Joint Workshop of “Asia Resource Circulation Policy Research” and “ERIA 3R Policy Working Group”, October 2010, Kuala Lumpur, Malaysia.

United Nations Environment Programme (UNEP). 2011. Resource efficiency: Economics and outlook for Asia and the Pacific. Nairobi: UNEP.

山崎雅人. 2010. 鉄スクラップ貿易の環境影響に関するシミュレーション分析, 上智大学環境と貿易研究センター ディスカッション・ペーパー 第J-10-3号. 東京: 上智大学.

吉澤佐江子・田中勝・Ashok V. Shekdar. 2004. 世界の廃棄物発生量の推定と将来予測に関する研究. 15回廃棄物学会研究発表会講演論文集I. 38-41頁.

4. 国際資源循環政策に関する研究

4.1 国際資源循環と国内リサイクルの比較評価とインフォーマルセクターの類型化

本研究では、E-wasteなどの有用性と有害性を同時に有する循環資源の国際移動が途上国での環境上不適正なリサイクルや処理をもたらしている懸念に対処する上で、どのような政策オプションが効果的なのかを検討した。この目的で、4.1.1節では輸出規制の有効性や国内リサイクルの推進による貿易への影響や途上国のリサイクルへの影響を評価した上で、国際資源循環と国内リサイクルの比較評価を実施した。その上で、循環資源の受け入れ国側でのリサイクルおよび循環資源の管理能力の向上の必要性を指摘した。

さらに、能力の向上を必要とする途上国での環境上不適正なリサイクルや処理が、インフォーマルなリサイクルシステムに由来すると考えられることから、4.1.2節においてリサイクル改善のためのインフォーマル・リサイクルへの効果的な政策介入を検討するために、定性的な分析に基づいてインフォーマル・リサイクリングの類型化を試みた。その上で、こうした定性的な類型化と効果的な政策介入を定量的に検証するための方法論を4.1.3節に示した。

4.1.1 国際資源循環と国内リサイクルの比較評価

(1) 仮説

まず、国際資源循環と国内リサイクル推進、それぞれのオプションにどのような効果があるかを検証するために、E-wasteを事例としてE-wasteスクラップの輸出規制の有効性を検証することを試みた。

仮説としては、日本の輸出規制あるいは国内リサイクル推進がなされると、日本国内需要が増加する結果として、日本の対中輸出減少をもたらすが、その一方でアメリカ、EU、香港の対中輸出増加をもたらすのではないかと考えた。すなわち、一国による単独アプローチでは、本課題の根本的な課題である途上国での不適正なリサイクルや処理への懸念の解決には貢献しないということを示すことを試みた。

(2) 研究手法

輸出規制の有効性を検証するためには、輸入国の輸出需要関数を推計しなければならない。E-wasteスクラップは、貿易統計では、鉄スクラップその他(HSコード720449)に分類されている。E-wasteスクラップの主要な輸入国は中国であるため、中国におけるその他鉄スクラップ(HSコード720449)の輸出需要関数を推定した。また、中国に鉄スクラップその他の輸出を行う輸出国として、日本、EU(15カ国)、米国、香港の4地域を考えた。この4地域は中国のその他鉄スクラップ輸入の約9割を占めている。

こうした条件下で、日本の輸出規制あるいは国内リサイクル推進がなされると、結果として米国、EU、香港の対中輸出が増加するかという点を検証するためには、輸出国側のスクラップ輸出が互いに代替関係にあるかどうかを検証する必要がある。

関連する既存研究としては、Berglund and Söderholm (2003a, b) が古紙の貿易が国内のリサイクル活動に与える影響を分析している。また、Buggs (2009) はgravity model を使って有害廃棄物の貿易量に与える影響因子を分析し、一人当たりGDPが高いほど有害廃棄物の輸入が増えると結論付けた。しかしながら、輸出需要関数を推計することによって政策介入が再生可能資源の貿易に及ぼす影響を実証した研究はまだない。

本研究では、中国の「鉄スクラップその他 (720449)」の輸出需要関数を推計する。輸出国として、日本、米国 (US)、EU、香港 (HK) を考える。次の推計式を推計する。

$$\ln X_t^i = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln P_t^i + \sum_j \gamma_j \ln P_t^j + u_t$$

X_t^i : t 期における輸出国*i*から中国へのスクラップ輸出量 (トン)

Y_t : t 期における中国の鉱工業生産指数

P_t^i : t 期における輸出国*i*から中国へのスクラップ輸出価格

P_t^j : 輸出国*j*から中国へのスクラップ輸出価格 ($i \neq j$)

ここで、理論的に期待されるパラメータの符号について触れておこう。まず、中国での鉱工業生産指数の上昇は、財の原料である*i*国からの輸出スクラップに対する需要を増加させるので、 $\beta_1 > 0$ が期待される。また、輸出国*i*から中国へのスクラップ輸出価格 P_t^i の上昇は、それに対する需要を下げると考えられるので、理論的には $\beta_2 < 0$ が期待される。

ところが、 γ_j の符号は理論的には正でも負でもありうる。まず、 P_t^j の上昇は、中国における最終財の単位あたりコスト (=最終財価格²¹) の上昇と最終財需要の減少をもたらす、このことが最終財の原料である*i*国のスクラップに対する需要を減らす (これを生産効果と呼ぼう)。一方、 P_t^j の上昇は、*i*国のスクラップ価格を相対的に引き下げるので、*i*国のスクラップに対する需要を増加させる効果ももつ (これを代替効果

²¹ 最終財の生産関数を一次同次とすれば、最終財単位当たり生産費用=最終財価格の関係が成立する。

と呼ぼう)。したがって、理論的には γ_j の符号は確定しない。それが負となるのは、代替効果が生産効果を上回るときのみである。

鉄スクラップその他(720449)についての輸出額(constant \$US)と輸出量(weight)のデータはWorld Trade Atlasからとった。表4.1.1にみるように、中国に輸出される金属スクラップの中でも鉄スクラップの量が最も多く、また、鉄スクラップの中でも鉄スクラップその他(720449)は圧倒的な割合を占める(表4.1.2)。このように、金属スクラップの大部分がミックスメタルとして輸出されている。

表4.1.1 中国への金属スクラップの輸出(2005年、トン)

	鉄	銅	アルミニウム	鉛	亜鉛
日本	3,460,924	385,129	85,070	2,878	3,535
米国	3,539,407	506,542	596,631	2,123	36,736

表4.1.2 中国への鉄スクラップ輸出の内訳(2005年、トン)

HSコード	720410	720421	720429	720430	720441	720449
日本	4,656	32,889	35,407	41	19,415	3,367,253
米国	426,590	241,801	347,498	7,659	34,595	2,480,062

(注) 720410; 鑄鉄(cast iron), 720421; ステンレス合金(alloy steel of stainless), 720429; その他合金(other alloy steel), 720430; 錫メッキ鉄(tinned iron or steel), 720441; 削り屑等(turnings, shavings, and chip), 720449; その他(Other)

輸出国/地域として、日本、米国、EU、香港をとった。これだけで、対中国輸出の90%以上を占める。中国の鉱工業生産指数は、中華人民銀行の統計局のデータを使用した。このデータはインフレ率を考慮していないので、中国の国立統計局から公表されているCPIでデフレートした²²。データのサンプル期間は、1997年の7月から2006年の11月の10年間で、データはすべて月次データである。

時系列データはしばしば非定常性を示すものである。そのため、まず単位根検定(augmented Dickey-Fuller (ADF) test)を実施した。その結果は表4.1.3で示したとおりである。第2列は元の時系列データに対するMackinnon approximate p-valueであり、第3列は各変数の一回階差に対するp値を表している。第4列は、ADF検定で用いたラグを表している。ここで、ラグは、Breusch-Godfrey検定統計量を用いて、系列相関を消すに十分な長さをとっている。表4.1.3で示した結果は、 $\ln Q^{EU}$ 以外のすべての変数が一回の階差をとると定常となることを示している。

²² 中国国立統計局HPのデータベース (<http://www.stats.gov.cn/tjsj/>) 及び三尾幸吉郎(2010) 中国GDP発表：景気は好調だが物価は注意信号，経済記入フラッシュ2009年度，ニッセイ基礎研究所 (http://www.nli-research.co.jp/report/flash/2009/flash09_135.pdf) を参照した。

表4.1.3 ADF検定

変数	オリジナル	1階差	ラグ
$\ln Q^{JP}$	0.2871	0.0000	4
$\ln Q^{EU}$	0.0738	0.0681	21
$\ln Q^{US}$	0.4969	0.0083	8
$\ln Q^{HK}$	0.2863	0.0000	12
$\ln P^{JP}$	0.9731	0.0000	2
$\ln P^{EU}$	0.4885	0.0000	3
$\ln P^{US}$	0.6114	0.0000	4
$\ln P^{HK}$	0.4883	0.0000	3
$\ln Y$	0.8417	0.0000	1

(注) 変数の定義

$\ln Q^{JP}$: 日本から中国へのスクラップ輸出量 (トン) の自然対数

$\ln Q^{EU}$: EUから中国へのスクラップ輸出量 (トン) の自然対数

$\ln Q^{US}$: 米国から中国へのスクラップ輸出量 (トン) の自然対数

$\ln Q^{HK}$: 香港から中国へのスクラップ輸出量 (トン) の自然対数

$\ln P^{JP}$: 日本の対中輸出価格の自然対数

$\ln P^{EU}$: EUの対中輸出価格の自然対数

$\ln P^{US}$: 米国の対中輸出価格の自然対数

$\ln P^{HK}$: 香港の対中輸出価格の自然対数

$\ln Y$: 中国の鉱工業生産指数の自然対数

次に、各方程式において共和分関係があるかどうかを検証したい。 $\ln Q^{EU}$ は定常性をみたす時系列データではないので、この検証に $\ln Q^{EU}$ は使えない。したがって、続く分析では $\ln Q^{EU}$ を被説明変数とする方程式は考えない。

表4.1.4は、各方程式に対する共和分のためのPhillips-Ouliaris検定の結果を示している。第2行は、日本から中国への輸出を被説明変数とした方程式に対する共和分検定の結果 (Phillips-Ouliarisの τ 統計量と z 統計量) である。表4.1.4に示した結果は、各モデルにおいて共和分が存在することを示している。この結果を受けて、Fully modified OLS (FMOLS) 推定 (Phillips and Hansen 1990) とDynamic OLS (DOLS) 推定 (Stock and Watson 1993) を適用することにした。なお、これらの推定方法では、自己相関や内生性の問題が回避されていることが知られている²³。

²³ Phillips and Hansen (1990) およびStock and Watson (1993) を参照されたい。

表4.1.4 Phillips-Ouliaris検定結果

輸出国	t統計量	z統計量
日本	-5.8411	-53.2016
	(-0.0034)	(-0.0024)
米国	-9.7455	-102.9887
	(0.0000)	(0.0000)
香港	-7.5776	-80.3327
	(0.0000)	(0.0000)

(注) 括弧内は、Mackinnonのp値を表している。

(3) 推計結果と政策含意

推計結果を表4.1.5～表4.1.7に示す。

表4.1.5 推計結果：日本

	DOLS			FMOLS		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
$\ln P^{JP}$	-1.4667	0.3479	***	-1.4890	0.2696	***
$\ln P^{EU}$	0.0328	0.1567		0.0347	0.1131	
$\ln P^{US}$	-0.1399	0.1700		-0.1328	0.1194	
$\ln P^{HK}$	-0.1171	0.2360		-0.1506	0.1770	
$\ln Y$	1.8119	0.1823	***	1.8728	0.1478	***
Constant	6.8709	0.4969	***	6.6792	0.4052	***
$adjR^2$	0.8476			0.8442		
$D.W.$	0.8230			0.9359		

(注1) ***; 1%有意, **; 5%有意, *; 10%有意

(注2) $\ln Q^{JP}$ を被説明変数としている。DOLS推定に用いられた遅行ラグと先行ラグ (lags and leads) の長さはSIC情報基準にもとづいて決定されている。

表4.1.6 推計結果：米国

	DOLS			FMOLS		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
$\ln P^{JP}$	0.5958	0.5191		0.5473	0.4207	
$\ln P^{EU}$	-0.1165	0.2338		-0.1454	0.1765	
$\ln P^{US}$	-2.5560	0.2536	***	-2.6504	0.1863	***
$\ln P^{HK}$	-0.7585	0.3520	**	-0.6463	0.2762	**
$\ln Y$	2.6426	0.2720	***	2.7167	0.2306	***
Constant	3.8949	0.7413	***	3.7018	0.6324	***
$adjR^2$	0.9154			0.8838		
D.W.	1.5034			1.6287		

(注1) ***; 1%有意, **; 5%有意, *; 10%有意

(注2) $\ln Q^{US}$ を被説明変数としている。DOLS推定に用いられた遅行ラグと先行ラグ (lags and leads) の長さはSIC情報基準にもとづいて決定されている。

表4.1.7 推計結果：香港

	DOLS			FMOLS		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
$\ln P^{JP}$	-0.2444	0.3131		-0.2814	0.2727	
$\ln P^{EU}$	-0.3644	0.1410	**	-0.3524	0.1144	***
$\ln P^{US}$	-0.2234	0.1530		-0.2868	0.1208	**
$\ln P^{HK}$	-0.9344	0.2123	***	-0.8448	0.1791	***
$\ln Y$	1.3749	0.1641	***	1.3676	0.1495	***
Constant	7.2791	0.4471	***	7.3158	0.4100	***
$adjR^2$	0.7855			0.7567		
D.W.	1.3972			1.5354		

(注1) ***; 1%有意, **; 5%有意, *; 10%有意

(注2) $\ln Q^{HK}$ を被説明変数としている。DOLS推定に用いられた遅行ラグと先行ラグ (lags and leads) の長さはSIC情報基準にもとづいて決定されている。

推定結果から、各国からの輸出はその国の輸出価格と有意に負の相関をもつ。また、各国の対中輸出は中国の鉱工業生産指数と有意に正の相関をもつ。これらは直観と一致する。他国スクラップとの代替性の強さを表すパラメータ γ_j の符号のいくつかは正であるが、残りは負である。このパラメータが正であるほとんどのケースにおいては有意ではなく、それが負であるときに有意となっている²⁴。このことは、各国のスク

²⁴ 強い代替性が見られたのは、EUの推計式においてEUのスクラップと日本のスクラップの間のみである。

ラップ輸出の間に代替性は存在しないか、存在しても非常に弱いものであることを表している。

また、日本、米国の推計式において、香港の輸出価格のパラメータが負になっている。これは、香港が対中貿易の中継地であることを反映したものであると考えられる。香港から中国に輸出されるスクラップの大半は日本、米国から香港に持ち込まれたものであり、したがって、ある国からの輸出量はその国の輸出価格と負の相関関係にあるという結果が香港の輸出価格にも反映されていると考えられる。

弱い代替性はHSコード720449という同じ貿易品目に分類されるスクラップの組成が輸出各国間で異なっている可能性を示唆する。これは、輸出各国の産業構造の違いや消費パターン・ライフスタイルの違いを反映していることが考えられる。あるいは、単純に分類基準が各国間で異なっているだけかもしれない。

本推計結果からは、代替関係があるという予測に反し、輸出国間の代替性は弱いといえる。すなわち、日本の輸出規制あるいは国内リサイクル推進がなされると、日本国内需要が増加する結果として、日本の対中輸出減少をもたらすが、その一方でアメリカ、EU、香港の対中輸出増加をもたらすという上記の仮説に反し、一部の例外を除いて、日本の対中輸出価格の上昇が、米国、香港の対中輸出を優位に増加させることはなかった。それどころか、優位に減少させたケースすらあった。

上記結果によれば、日本が国内リサイクルを推進し、輸出を制限する政策を取れば、スクラップ輸入国の輸入は減り、輸入スクラップに関しては、不適正なリサイクルに伴う環境汚染の抑制につながるようになる。

しかし、問題は国内由来や中古品由来のものも含む不適正なリサイクル一般にあるのであり、それらを解決する方法は輸出制限だけではない。スクラップ品の輸出禁止よりも、例えば、適正なリサイクルを認証し、適正リサイクル業者を育成するような仕組みづくりは、貿易の阻害要因とはならず、より効果的な政策である可能性がある。実際、Shinkuma and Managi (2010) は、中国やインドといった新興国において、リサイクルのライセンス制度の導入は有効であると結論付けている。

(4) まとめ

途上国での不適正なリサイクルを問題とするのであれば、一国による輸出制限によっても一定の成果を上げることができるが、輸出制限に頼るのではなく、一定の基準を満たした輸出を認めつつ、輸出先の途上国において適正なリサイクルがおこなわれるように、国際資源循環の適正な管理のための国際協力を推進するべきである。そのためには、リサイクルのライセンス制度等の輸入国と輸出国の間の政策連携による制度創出など、適正リサイクルを担保するためのリサイクル業者の育成につながる施策が効果的であると考えられる。

4.1.2 インフォーマル・リサイクルの類型化

(1) インフォーマル・リサイクルの実態把握の必要性

アジア太平洋地域で持続可能な資源利用を行っていく上で、廃棄物の循環利用に関する有効な政策が求められている。Shinkuma and Managi (2011)によれば、廃棄物産業は主に次の3つの問題を抱えているという。第一に、政府を含む廃棄物管理者及び廃棄物業者が廃棄物のコストに関して異なる情報を持っているという情報の非対称性の問題である。第二に、廃棄物業者の廃棄能力には技術的な差異が大きいという業者間の異質性の問題である。そして第三は、廃棄物コストが高くなると不法投棄する業者が出てくるという問題である。この三つの問題に加えてアジア太平洋地域の途上国ではさらに法整備の不備のために、廃棄物処理により発生する汚物による汚染問題、廃棄物処理の際に労働者が負傷するリスク、低賃金労働による貧困や差別といった問題も併存している。国際資源循環への懸念の本質的な要因も、こうした途上国の状況に要因があるとするならば、こうした状況を改善するための効果的な政策介入や国際協力を考察することには意味がある。

特にアジアの途上国における廃棄物処理の多くはインフォーマルセクター（非公式な経済部門）と呼ばれる制度的、統計的に実態把握が困難な部門で行われており、インフォーマルセクターにおける廃棄物処理をどう持続可能な経済システムに取り組んで行くかが大きな課題となっている。こういった背景を踏まえ、インフォーマルセクターをどう活性化させていくべきかという視点からアジアの廃棄物資源循環研究で望まれる研究と今後の課題について論じたいと思う。

ILO and WTO (2009)によると、21世紀に入っても途上国では雇用者の60%から80%がインフォーマルセクターに属し、インフォーマルセクターが途上国の国内総生産に占める割合は30%から40%にも上るといふ。インフォーマルセクターは、一般には公式統計では把握されていないことが多く、その名の通り、法的には公式には認められていない企業や組織を含む部門である。またインフォーマルセクターの定義は、途上国間でしばしば異なることが多く (Bacchetta et al. 2009)、各国の統計局にあるデータを収集することだけではインフォーマルセクターのリサイクル部門についての実態を把握するのは非常に困難である。こういった事情もあり、現状では、インフォーマルセクターの抱える問題を数量的に分析している調査研究はあまり行われていない。

本研究では、(財)地球環境戦略研究機関がアジア資源循環研究推進業務の一環として2011年にシンガポールで開催した、アジア太平洋地域の廃棄物管理およびリサイクルに従事するインフォーマルセクターに関する専門家を集めたワークショップの成果に基づき、その実態及び最先端の知見を把握することを試みた。その上で、廃棄物管理およびリサイクルに関わるインフォーマルセクターの役割と類型、および直面する課題を明らかにした上で、社会、経済、環境の側面からの可能な政策介入オプションについて議論・検討を行った。ここでは、インフォーマルセクターを一体的なも

のとみなさず、その機能の類型から「収集、ピッキング、分別」、「貯蔵、取引」、「再生、再製品化」に分類し、それぞれの機能およびそれに従事する人々の状況の改善に効果的な政策介入の類型化を試みることで、インフォーマルセクターの実態についてのこれまでの知見を政策上の課題として整理した。

(2) インフォーマル・リサイクルの機能分類

インフォーマルセクターは小規模ビジネスとして定義され、多くの場合は働き手が5～10人未満の家業であり、通常は未登録・未承認ビジネスである（Amin 2010）正式に組織化されたビジネスではないため、雇用は保護されず、賃金も低い。廃棄物管理・リサイクルセクターでは、これらのビジネスは多くの場合、ウェイトピッキング（ごみ拾い）に従事する恵まれないセクターか、あるいはリサイクル可能な資源を回収・分別するための特殊技能と知識を有するセクターのどちらかであると見なされている。

廃棄物管理やリサイクルに従事するインフォーマルセクターの様々な機能は、主に廃棄物管理・リサイクルチェーンにおける物流の段階ごとに、あるいはこの物流に関与する主体ごとに、類型化される。

例えば、中国における電子廃棄物の流れの場合は、Chi et al. (2011) によると、“street collectors”、“E-waste traders”、“resellers of secondhand products”、および“dismantlers, remanufacturers, components traders, devices separators, manual recycling shops, leaching facilities”から成る巨大な複合体などに分類される。インドにおける電子廃棄物の流れの場合は、Jain (2006) によると、“vendor lobby (e-waste buyers)”、“scrap dealer and scrap dismantler”、および“extractors/recyclers of electronic items, plastics, and metals”に分類される。インドネシアの場合は、Damanhuri (2010) によると、“waste-used goods traders”、“LAPAK (a dismantler and wholesale dealer of specific recyclables)”、“BANDAR Intermediate (junk dealers)”、および“recyclers”に分類される。フィリピンに関しては、国家固形廃棄物管理委員会(NSWMC)によると、“waste buyers”、“waste pickers/jumpers”、“junk shops”、および“recyclers”に分類される(NSWMC 2009)。当然ながら、上記の場合、同一の用語が異なる形態の活動や主体を意味する可能性がある。

東南アジア諸国の研究者による過去の研究、および現地調査報告書に基づき、ここではインフォーマル・リサイクル活動の様々な機能について、次に挙げる3類型への分類を試みた。なおこれらの活動はすべてフォーマルにもインフォーマルにもなる可能性があることに留意されたい。

1) 回収、ピッキング、および分別

この機能に該当する活動には、都市部の地方自治体による固形廃棄物の回収時にリサイクル可能な有価物を分別するための回収・ピッキング活動、ジャンクショップでのスクラップ購入、ジャンク品の移動バイヤーの他に、廃棄物の上流やリサイクルチェーンでは回収されなかったリサイクル可能な資源をごみ埋立地でウェイトピッ

キング、分別して洗浄する活動がある。この機能には、廃棄物をリサイクル可能な資源として分別する活動や、貯蔵という次の段階に売り込み、より多くの量を取引する活動も含まれる。この機能は、リサイクル可能な資源のバリューチェーンにおいて、最も低い段階と考えられる。

バングラデシュを拠点としてインフォーマルセクターと協働するNGOの創設者、Maqsood Sinhaによると、インフォーマルセクターの労働者は、一般的に回収・分別活動に秀でている²⁵。Maqsood Sinha氏の見解では、適切な回収と発生源分別を実施すれば、インフォーマル・リサイクルに関わる状況を改善することができる。それと同時に、国内市場でリサイクル可能な資源に対する強い需要を生み出すことも不可欠である。

2) 貯蔵、取引

リサイクルチェーンでは、前述の“収集、ウェイトピッキング、および分別”機能に従事する人々からリサイクル可能な資源を回収・購入する際、インフォーマルビジネスが重要な役割を果たしている。こうしたビジネスは、相対的に小規模の回収業者からリサイクル可能な資源を回収した上で、市場における資源価格の変動に応じて、これらのリサイクル可能な資源をさらに解体、洗浄、分別、購入、貯蔵、売却する²⁶。この機能は、多くの場合“vendor lobby”、“scrap dealer”、および“scrap dismantler”と呼ばれる事業体が果たしている。インドネシアでは、この機能に従事している比較的小規模の事業体をLAPAKと称し、LAPAKのボス、まとめ役、および調整役を務める比較的大規模の事業体をBoss LAPAKと称している(Damanhuri 2009)。例えば、インドネシアにおけるインフォーマル・リサイクルの仕組みは、この「ボス-子分」の関係を基盤としている(Damanhuri 2011)。インフォーマルセクター内の相互作用の中核を形成する上で、またインフォーマル・リサイクル市場の主要事業者としてフォーマルセクターとの相互作用を形成する上で、この機能は重大な地位を占め、回収業者に影響を及ぼし、市場価格に基づきリサイクル可能な資源の行先を決定する。廃棄物管理におけるインフォーマルセクターの改善策として、しばしば連合の結成、あるいは前述の“収集、ウェイトピッキング、および分別”活動に従事する人々を組織化した事業体を創設することが言及される。このように企業として結成された事業体の一例としては、タイの民間業者(Wongpanit)が挙げられる。

²⁵ 2011年10月4日にシンガポールで開催された第5回“Asia Resource Circulation Policy Research”ワークショップにて、Waste Concern共同創設者兼常任理事のAbu Hasnat Md. Maqsood Sinhaが行ったプレゼンテーションと議論に基づいている。

²⁶ 中国のTES-AMM蘇州事務所の現地取締役によると、市場価格に応じた循環資源の取引は、リサイクル産業の本質と強く結びついている。情報源：TES-AMMの周聡安氏へのインタビュー、2008年11月。

3) 再生、再製品化

この機能に該当する活動は様々であるが、ここでは主にリサイクル可能な資源を資源材料または製品に再生・再製造するための化学的処理または熱処理に関する活動を取り上げる。この機能は、場合によっては、前述の「貯蔵、取引」機能を担当する事業者と関連している。インフォーマル・リサイクルに関連した環境への懸念は、この機能に関連する環境汚染やリスクを指す場合が多い。ウェイストピッキングから処理・リサイクルへの移行は、インフォーマル・リサイクル活動における主な改善活動の一つに数えられる。しかし多くの場合、アジア発展途上国における処理・リサイクルには、環境上適正な技術が伴わない。フォーマル化により環境上適正な技術を伴う工程を導入すれば、コストが上がり、インフォーマル・リサイクルの利益を低減することになるだろう。

(3) インフォーマル・リサイクルの機能ごとの課題の相違

Sang-Arun (2011) は持続可能性の三本柱を取り上げ、インフォーマル・リサイクルを持続可能なリサイクルビジネスに仕立てる上で、環境、経済および社会という3つの異なる側面があると論じている。例えば、持続可能なリサイクルビジネスは、循環資源を分別しリサイクルをビジネスとすることで、地方公共団体により収集・運搬・処分される廃棄物を削減する。このことで、処分場からの汚染物質の排出リスクを低減し、バージン資源に関する採掘・運搬・生産に伴うGHGを減らし、廃棄物の処理に必要なとされる土地利用を減少することが出来る。経済的側面から、持続可能なリサイクルビジネスの確立は、例えば失業者のための雇用と所得の創出やリサイクル可能な資源の市場拡大を意味する。さらに、インフォーマル・リサイクル活動従事者の労働条件の改善や、廃棄物が資源になり得ることを住民に理解させる意識改革など、社会的側面を考慮に入れる必要もある。

これらの異なる側面において克服されるべき課題の深刻さは、インフォーマル・リサイクル活動について前述した3つの機能の間でまったく異なる。

1) 回収、ピッキング、および分別（廃棄物のピッカーと収集者）

粉塵の散乱を除くと、“収集、ウェイストピッキング、および分別”機能自体に伴う環境リスクと懸念は、比較的低い。廃棄物のピッキング活動を通じて、廃棄物のピッキングや収集に従事する者は、ゴミ箱や指定収集場所などから循環資源や有価物を見つけるために粉じんやゴミを散乱させる。こうしたゴミの散乱は悪臭や町の美観に関わる。しかし、この機能が功を奏して、地方公共団体により収集、運搬、処理されるべき廃棄物の削減につながる可能性もあるだろう。

社会的側面から見ると、特にごみ埋め立て地での認可されない状態でのゴミ拾い行為は、こうした機能に従事する人々の労働条件は、まともな職業が提供する条件とは到底言えない状況にある。特に、ごみ埋立地でウェイストピッキングや分別に従事する人々は往々にして、その存在を認識されなかったり、このような活動に伴う危険性

から保護されていなかったりする。この機能はリサイクルチェーンでの価値創造において最も低いポジションに位置づけられるため、経済的に恵まれていない。従って、この機能は多くの場合、児童・若年労働や貧困問題と深く関係している。

こうした労働に従事する人々の労働環境を改善し、健康リスクを減少させるために、モンゴルなど一部の国、あるいはフィリピンの一部の都市やベトナムのハノイでは、ウェイトピッキング活動とそのアクセスは登録に基づいており、登録者にはグラブ、ゴーグル、マスクなどの防護用具が提供される。

アジア太平洋地域絵は、リサイクルは物質の価値に重点が置かれている。そのため、循環資源の収集・運搬をフォーマル化することは、こうしたプロセスを大変コスト高のものとし、経済成長のポテンシャルもないものとする。加えて、政府は、全国レベルで均一のサービスを提供できるほどの予算規模と能力を持たない場合が多い。そのため、問題を悪化させる場合もある。

この機能は概して、労働安全に関する懸念および社会問題と比較的深い関係がある一方、重大な環境汚染への懸念との関わりは比較的少ない。NGOや政府がリサイクルと廃棄物管理におけるインフォーマルセクターとのコラボレーションを提案するときは、往々にしてインフォーマルな活動に従事する人々を地方自治体およびNGOなどが運営するフォーマルな収集・運搬メカニズムに統合することを意味する。

2) 貯蔵、取引

貯蔵、取引としては、インフォーマルな廃棄物市場：廃棄物のバイヤー、分別業者、売り手などが含まれる。この機能では、環境汚染と労働安全に関する懸念は、リサイクル可能な資源の貯蔵・解体方法によって異なる。一般的に、エクスポージャー・リスクが高く、危険度が比較的高い廃棄物の流れ（例えば鉛酸蓄電池、廃棄化学物質、工場から排出される油など）とは関係がない場合は、この機能が深刻な環境問題や汚染をもたらすことはない。しかし、この機能に携わっている事業者は多くの場合、回収、ピッキング、および分別に従事する人々と“boss and subject”関係を確立している。そうした場合には、組織犯罪が関与している懸念があり、リスク要因または貧困や社会問題を悪化させる問題の原因になる恐れがある。その一方、リサイクル可能な資源のニーズが増加している現状を考慮すると、リサイクルを対象とした適切な政策実施を伴えば、この機能には経済的成長の可能性がある。

3) 再生、再製品化

この分類には化学処理や熱処理を伴う物質の再生に従事するリサイクル業者が含まれる。インフォーマル・リサイクルの3つの機能の中で、リスク水準が廃棄物の類型によって異なるものの、この機能は主に高い環境汚染リスクと関係している。電子廃棄物を例に取れば、屋外焼却または酸浸出による資源回収・リサイクルが、この機能に該当する。こうした機能の一例としては、鉛を蒸散し有用チップを除去するためにプリント基板をバーナーで燃焼させる工程が考えられる。従って、この機能には労

働安全上および環境問題上、深刻な懸念が付きまとう。その一方、この機能には比較的熟練した労働力も必要となる。例えば、フィリピンで電子廃棄物のインフォーマル・リサイクルに従事する人々を対象とした、吉田（2010）によると、精錬に携わるインフォーマル労働者の平均年齢は約45歳で、これらの労働者は平均15.8年の就業経験があり、教育水準も比較的高い。従って、この機能は多くの場合、比較的熟練した労働人口から形成されていることが、この調査から示唆される。すなわち、熟練した労働者を有することからも、この機能は、より伝統的な中小企業レベルでの汚染防止、クリーナープロダクション、労働安全性に関する配慮が必要と言えるだろう。

上記で説明したように、インフォーマルセクターの様々な機能に伴う持続可能性に関する懸念は大きく異なっている。インフォーマルセクターの統合では、インフォーマルセクターの様々な機能に付随する異なる課題を考慮すべきである。さもなければ、持続可能なリサイクル産業の発展には至らないだろう。

(4) 有効な政策介入点

上記で検討したように、インフォーマル・リサイクルの機能が異なれば、直面する持続可能性の課題も全く異なる。従って本節の見解では、インフォーマル・リサイクルの異なる機能に焦点を当てれば、有効な政策介入も異なってくる。

回収、ピッキング、および分別については、この機能に関連した持続可能性の課題として、労働安全性、貧困問題、および社会問題が挙げられる。この機能にはあまり経済的発展が見込めないが、環境リスクへの懸念も低い。従って、地方自治体および社会企業とのコラボレーション、教育・訓練を含めた能力開発、貧困を軽減するためのより直接的な社会政策などの社会的介入が有効だろう。また、この機能に対して基本的な用具と防護を提供することも、この機能の労働安全性を確保する上で効果があるだろう。

貯蔵および取引については、この機能が直面する持続可能性の課題の深刻さは、組織犯罪とのつながりの可能性を除けば、すべての側面で比較的低い。この機能はインフォーマル・リサイクルの要であり、このセクターの経済的成長の可能性を担っている。従って、仲介組織の結成や、優良なビジネス形態を同定し・育成するためのフランチャイズ化に経済的インセンティブを与えるなど、経済介入が有効策になるだろう。インフォーマル・リサイクル市場において、この機能を担う主要事業者を見出すことまたは育成することが、アジア発展途上国でリサイクル産業と適切なリサイクル市場を開発するための鍵になる見込みだ。

再生、再製品化については、特に環境への懸念と労働安全に関する懸念の観点から、この機能が直面する持続可能性の課題は深刻である。この機能はより熟練した労働者を必要とするため、経済的成長の可能性がある。ただし、環境規制の強化のほかにも、能力開発、研究開発、および産業の集積・集中（すなわち、伝統的な産業政策と環境政策の融合）が必要とされる。

(5) まとめ

インフォーマル・リサイクルの果たしている機能を、既存の研究や調査に基づいて、循環資源の1)回収、ピッキング、および分別、2)貯蔵、取引、3)再生、再製品化に分類できることを示した。また、定性的な分析に限定されるものの、それぞれの機能ごとに、持続性に関わる懸念の強弱が異なっていることを示した。さらにこの分類を活用して、インフォーマル・リサイクルが中心を占める途上国の静脈経済の実態の類型化への貢献を提案した。また、それぞれのどの機能に着目するかによって、優先的な政策介入のありかたも異なることを示した。

4.1.3 インフォーマルセクターの実態把握のための方法論の検討と今後の課題

(1) インフォーマル・リサイクルの定量的実態把握の限界

現状では、インフォーマルセクターの実態を定量的に把握する試みは限定されている。そこでインフォーマルセクターをより深く理解していくためには、現地での聞き込み調査をすることでデータを収集していき、そのデータを分析するような研究を積み上げて行くことが今後必要であると考えられる。その一例として本節では、聞き込み調査によってインフォーマルセクターの実態を把握するための聞き込み調査の研究を提案したい。

途上国のインフォーマルセクターは、既存研究やこれまでのフィールド調査 (Medina 2007 ; Wilson et al. 2006 ; Ojeda-Benitez et al. 2002) を基にその機能の類型によって大きく分けると、「収集、ピッキング、分別」、「貯蔵、取引」、「再生、再製品化」の3つに分類することができる。冒頭で取り上げたように、廃棄物産業には情報の非対称性の問題、業者間の異質性の問題、不法投棄といった問題があり、インフォーマルセクターにおけるこれらの3つの類型で抱えている問題の性質は異なっていることが考えられる。そこで本節では聞き取り調査を使ってインフォーマルセクターにおける「収集、ピッキング、分別」、「貯蔵、取引」、「再生、再製品化」という3つの類型で、このセクターが持続可能な発展を遂げる際に、何が一番大きな問題となっているのかを明らかにし、各類型における政策的課題の優先度を把握することにつなげていけたらと考えている。特に今回のサーベイ調査では主に環境、労働、貧困、経済の4つの側面に焦点を置き、インフォーマルセクターの3つの類型が抱える問題にどのような違いがあるのかということについて有用な資料を提供することに貢献していけたらと考えている。

(2) インフォーマルセクターの直面している問題

インフォーマルセクターは、以下で簡単に紹介するように、環境、労働、貧困、経済の四つの側面で問題を抱えている。ここで提案する聞き込み調査では、これらの四つの問題に関して、「収集、ピッキング、分別」、「貯蔵、取引」、「再生、再製品化」という3つの類型でインフォーマルセクターで働く人々にとってどの問題が特に

足枷となっているのかを明らかにすることを目的としている。まずは、4つの問題について個別に見ていきたい。

環境問題

廃棄物から資源を抽出あるいは分解してリサイクルするための手段として、野焼き、酸浸出処理などがある。こういった過程では廃棄物に含まれる有害物質が発生する可能性が高く、そういった有害物質が大気、水中、土壌に流出した場合、直接労働に従事している雇用者だけでなく、その地域社会全体へ影響を及ぼすような環境汚染につながる危険性を秘めている。特に途上国にいけるインフォーマルセクターは政府に認識されていないため、こういった環境汚染を防ぐための法的規制手段が機能していない可能性が大きい。

労働問題

労働問題としては、有毒物質への接触、ガラスなどの鋭器を扱ったり廃棄物を運搬したりする際の身体的危険といった健康面でのリスクと、雇用の安定が得られないといったリスクなどがある。健康面でのリスクは労働条件の面で法整備が不十分なインフォーマルセクターでは深刻な問題となっている（Wilson et al. 2006）。雇用の安定が得られないというリスクに関しては、インフォーマルセクターで働く労働者の多くは社会保険や政府からの保護が得られにくく、職の安定とは程遠い状況下にあるという問題がある。

貧困・社会問題

インフォーマルセクターにおける労働者は、所得が低いという問題に加えて、安定した職を手にしにくく、銀行からの借り入れも難しいという問題に直面している。さらに、低所得であるため、スラムといった劣悪な居住環境に集まっていることが多く、社会からも阻害されているといった問題がある。また子供を学校に行かすことができず、児童労働を強いてしまうといった社会問題も発生している。

経済問題

リサイクル部門におけるインフォーマルセクターにおける収入は、廃棄物価格の不安定性が原因で不安定な場合が多い。したがってこのセクターの労働者の収入が安定的に上昇していくように産業全体を成長させていくことが大きな課題である。インフォーマルセクターが潜在的に経済発展を遂げることができれば、少なくとも上であげた労働問題、貧困・社会問題の解決にはつながっていくため、インフォーマルセクターを経済的な意味で成長させていくことは重要課題である。

これらの4つの問題に関してインフォーマルセクターの「収集、ピッキング、分別」、
「貯蔵、取引」、「再生、再製品化」という3つの類型には表4.1.1のような違いがある
ことを想定している。

表4.1.1 リサイクル部門の類型毎に各問題から受けると想定される影響の違い

	環境汚染	労働問題	貧困と社会問題	潜在的経済発展
収集、ピッキング、分別	低	高	高	低
貯蔵、取引	中から低	中から低	低から高	高
再生、再製品化	非常に高	高	低	高

環境汚染は主に野焼き、酸浸出処理などが原因となることが多い。そのため環境汚染の問題はこういった処理を多く行っている「再生、再製品化」の類型で特に顕著となっている可能性が高い。労働環境の安全性の問題では、直接廃棄物の収集に従事することが多くなる「収集、ピッキング、分別」の類型と、環境汚染によって身体的な害を被る可能性のある「再生、再製品化」の類型で大きな問題となっていることが予想される。貧困と社会問題に関しては、家族経営や比較的小規模経営で業務を営むことの多い「収集、ピッキング、分別」の類型で一番大きな問題となっていることが予想される。経済問題に関しては、比較的技術力が必要であり、業務経験者も多い「貯蔵、取引」、「再生、再製品化」の類型では安定的な収入が得やすく、潜在的に成長する可能性を秘めているが、「収集、ピッキング、分別」の類型では成長が難しく、大きな経済問題を抱えている可能性が高い。

(3) 聞き込み調査の方法の事例

表4.1.1のような各類型毎にインフォーマルセクターが抱える問題には違いがあるということに関しては、Medina (2007)、Wilson et al. (2006)、Ojeda-Benitez et al. (2002)といった論文をサーベイすることで議論できるものの、聞き取り調査によって得たデータを使ってこういった違いを数量的に明らかにする研究は、今のところほとんど行われていない。そこで、本節では以下で説明するような聞き込み調査を行う研究について提案したい。

聞き込み調査の対象に関しては、タイ、インドネシア、フィリピンといったアジア太平洋地域における途上国のインフォーマルセクターで働く人々を調査対象として考えている。ただし、表4.1.1の3つの類型にばらつきがでるくらいのサンプル数が得られないと本研究の目的は達成できないため、あらかじめある程度の類型のばらつきがでるように調査対象を設定することを想定している。

データ取得後の具体的分析方法に関しては、インフォーマルセクターに関する聞き取り調査によって得られるデータを基に、表1にある①「収集、ピッキング、分別」、②「貯蔵、取引」、③「再生、再製品化」、④その他の四つでTYPEというダミー変

数を作り、以下の4つのようなモデルを用いて、実際にこれらの部門が環境、労働、貧困、経済といった要素にどう反応するかを分析するという方法を提案したい。

環境汚染 = $a + b \times \text{TYPE} +$ 一人当たり所得などモデルの精度をあげる経済変数

労働問題 = $a + b \times \text{TYPE} +$ 一人当たり所得などモデルの精度をあげる経済変数

貧困と社会問題 = $a + b \times \text{TYPE} +$ 一人当たり所得などモデルの精度をあげる経済変数

潜在的経済発展 = $a + b \times \text{TYPE} +$ 一人当たり所得などモデルの精度をあげる経済変数

(a、bはともにデータ分析によって得られる係数項である。)

各変数に関するデータを得るためには以下のような質問項目を想定する。

- **TYPE**：各国のインフォーマルセクターが、①「収集、ピッキング、分別」、②「貯蔵、取引」、③「再生、再製品化」のどの形態に分類されるかに関する質問。
- **環境汚染**：インフォーマルセクターに携わる人々の環境汚染に接する度合、環境リスク、健康状態などに関する質問。
- **労働問題**：インフォーマルセクターに携わる人々の失業率、識字率、教育レベルといった項目に関する質問。
- **貧困と社会問題**：インフォーマルセクターに携わる人々の所得、財産、消費レベル、社会的差別、児童労働の有無といった項目に関する質問。
- **潜在的経済発展**：インフォーマルセクターに携わる人々の属する経営体の今後の収益性や成長率といった項目に関する質問。

(4) 聞き込み調査から期待される成果と今後の課題

ここで紹介したような調査研究が実施されれば、これまで文献やフィールド調査を行っている研究者の間で言われてきたインフォーマルセクターの「収集、ピッキング、分別」、「貯蔵、取引」、「再生、再製品化」という3つの類型の特徴をつかむことができるようになることが期待できる。また調査研究によって3つの類型毎に環境、労働、貧困、経済といった問題の度合いが異なっているということを実際のデータでも示すことができれば、各類型の抱える問題を数量的にも把握できるようになるであろう。このような調査研究が進めば、廃棄物産業全般として抱えている情報の非対称性の問題、業者間の異質性の問題といった問題への対処も可能となり、各類型により効果的な政策を実行していくことにも貢献できるであろう。

今後の課題としては、ここでの提案はインフォーマルセクターに対する聞き込み調査によるものであったが、こういった聞き込み調査を廃棄物産業全般の各セクターに行っていく、これまで既存のデータだけでは把握できなかった問題に対しても聞き込み調査によってより有用なデータを取得していくことの必要性をあげたい。廃棄物産

業を育成していくためには、デポジット制度、レイセンス制度、規制などの様々な経済政策が議論されているが、こういった政策を効果的に実施していくためにも、まずは各セクター毎の種類の違いを把握し、各セクター毎にどのような課題を抱えているかに関する理解の裾野を広げていくことが重要である。また、聞き込み調査によってこれまで入手が困難であったデータが集まっていくことで、廃棄物セクターにおける様々な政策の有効性について経済理論を使って分析しているFullerton and Kinnaman (1995)、Shinkuma and Managi (2011)、Ino (2011)といった既存研究に対しても、今後データによる実証研究を行っていくことが有効な資源循環政策を提案していく上で必要であると考えている。このように聞き込み調査を基にした実証研究と社会科学の分野で取り上げられている理論研究をどう融合させていくかが、アジア太平洋地域における資源循環政策を効果的に行っていく上での大きな課題であると言える。

4.2 金属スクラップの循環利用に関する分析

資源を安定的に調達するためには、各国が政策的に協力し、どのような形で国際的に循環利用していくかが大きな課題となっている。本節では、資源の希少性を見る上で価格が一つの重要な指標であるという立場から、資源循環を担う市場が国際的に効率的に価格情報を市場参加者に提供しているかを中心に検証していく。

本節では、ハイブリッドカー、太陽電池、自動車に設置される三元触媒などに使用され、世界的な需要が急増しているレアメタルの市場と、非鉄金属の中でも特にリサイクル率の高い銅の市場に着目し、これらの市場が国際的に効率的に価格情報を市場参加者に提供しているかについて分析する。まず、4.2.1でアメリカと日本の白金及びパラジウム市場の間に価格関係があるかを分析し、レアメタル市場に国際市場は存在するのかを検証する。次に4.2.2でスクラップ銅市場の価格連動性を分析し、スクラップ銅市場が銅市場全体の中でどのように価格形成をしているのかを明らかにする。

4.2.1 レアメタル国際市場は存在するか：日米の白金、パラジウム市場の検証

(1) 背景

ハイブリッドカー、太陽電池、自動車に設置される三元触媒などレアメタルの用途は様々であり、その世界的な需要は増え続けているが、依然としてこの資源の希少性は高い。したがってこの資源を安定的に調達するためには、各国が政策的に協力し、どのような形で国際的に循環利用していくかが大きな課題となっている。本節では、資源の希少性を見る上で価格が一つの重要な指標であるという立場から、レアメタルの市場が国際的に効率的に価格情報を市場参加者に提供しているかを中心に検証していく。

一般に、市場は様々な類似の財市場と価格の面での連動性があればあるほど、その市場では多くの情報が価格に反映されており、E. Fama (1970) の主張するところの効率的な市場であるとされる。そこで国際的な取引が活発なレアメタル市場が価格情報伝達機能という面において効率的かどうかを見る際は、国境を隔てた市場間で価格関係があるかどうか重要となってくる。本研究ではこういう問題意識を背景として、アメリカと日本の白金及びパラジウム市場の間に価格関係があるかを見ていく。そうした中で、レアメタル市場に国際市場は存在するのかを検証する。またレアメタルの国際市場が政策によってどう影響されるかということを見ながら、どのような国際政策がレアメタルの国際市場の安定には望ましいのかという点についても検討する。

こういった国際市場が存在するかどうかを価格の連動性から見る研究はこれまで小麦 (Goodwin 1992)、木材 (Nanang 2000)、天然ガス (Walls 1994) といった資源では行われているが、白金 (プラチナ) やパラジウムといったレアメタル資源に関しては今のところあまり研究が進んでいない。そういう意味でも本研究で白金、パラジウム資源に関して国際市場があるかどうかを検証することの意義は大きい。

レアメタルの先物市場の中でも、アメリカのニューヨーク商業取引所（NYMEX）と日本の東京工業商品取引所（TOCOM）の白金とパラジウムの先物市場は、世界的に取引量が多いことが知られている。そのため、これらの取引所の先物価格は現物市場においても世界的な指標と見なされている²⁷。そこで本節では、第一に、これらの取引所における白金とパラジウム市場の概要を説明するとともに、これらの市場における近年の価格動向について見た研究結果について報告する。第二に、レアメタルの国際市場が一国の政策によってどう影響されるかを見るために、日本のパラジウム市場に大きな影響を与えたと考えられる、平成17年の自動車排ガス規制が日本とアメリカのパラジウムの市場関係にどう影響を及ぼしたかについて研究した成果について報告する。第三に結びとしてこれらの研究によって得られた政策含意について言及する。

(2) 日本とアメリカの白金とパラジウムの先物市場の価格動向

表4.2.1と表4.2.2は、それぞれ日本とアメリカにおける白金とパラジウムの取引概要をまとめたものである。各取引所では、扱っている商品に関する取引要綱を公開している。表4.2.1と表4.2.2はこのような取引要綱を基にまとめたものだが、まず先物取引では取引対象となる標準品が定められており、限月に応じた取引の種類、取引する際の最小単位、価格の最小変動単位（呼値単位）なども決められている。

表4.2.1 日本とアメリカの白金先物市場の取引概要

	東京白金	NY白金
標準品	純度99.95%以上の白金地金	純度99.95%以上の白金地金
取引単位	500グラム	50トロイオンス
立会時間	日中：9:00～15:30 夜間取引：17:00～翌4:00	日中：8:20～13:05 電子取引：18:00～翌17:15
限月	新発会日の属する月の翌月から起算した12ヵ月以内の各偶数限月	当限および当限に続く2ヵ月、その後は1月、4月、7月、10月
呼値単位	1グラムあたり1円	1トロイオンス当たり0.1ドル
期限日	毎偶数月の末日	受渡の月の最終営業日から起算して3営業日前

出典：TOCOM、CME Groupホームページ

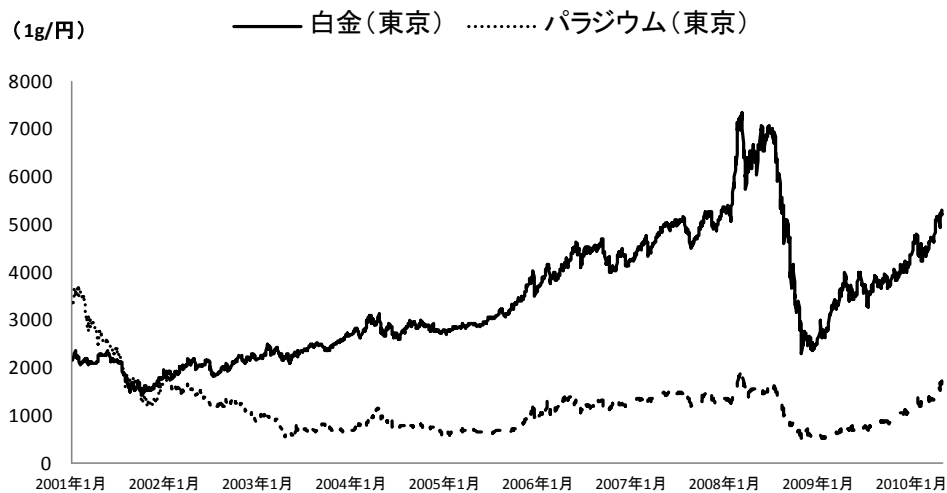
²⁷ NYMEXはNew York Mercantile Exchangeの略称であり、現在はCME（Chicago Mercantile Exchange）グループの一員となっている。

表4.2.2 日本とアメリカのパラジウム先物市場の取引概要

	東京パラジウム	NYパラジウム
標準品	99.95%以上のパラジウム地金	純度99.95%以上のパラジウム地金
取引単位	500グラム	100トロイオンス
立会時間	日中：9:00～15:30 夜間取引：17:00～翌04:00	日中：8:30～13:00 電子取引：18:00～翌17:15
限月	新発会日の属する月の翌月から起算した12ヵ月以内の各偶数限月	当限および当限に続く3ヵ月、その後は3月、6月、9月、12月
呼値単位	1グラムあたり1円	1トロイオンス当たり0.05ドル
期限日	毎偶数月の末日	受渡の月の最終営業日から起算して3営業日前

出典：TOCOM、CME Groupホームページ

表4.2.1と表4.2.2をみながら日本とアメリカの白金とパラジウムの先物市場の取引概要を比較すると、取引単位や貨幣単位の違い以外にはそれほど差がないことがわかる。電子取引を通じて夜間においても取引はできるようになっているが、両国とも表にある日中の立ち会い時間に取引がなされることが多いため、時差の関係から日本とアメリカでは違う時間帯で取引がされている。したがって日本の先物市場の参加者にとって、日中取引が始まる前の日本の夜間に定まるアメリカの先物市場価格は、重要な情報源となっている。他方、アメリカの市場参加者にとっても、日中取引前のアメリカの夜間に取引が行われている日本の先物市場で成立する価格は有用な情報となる。このように日本とアメリカの先物市場は、市場参加者が価格情報を相互に利用しあっているために、両国の先物市場は価格情報を共有していることが多い。そこで次に、具体例として、2001年以降の両国の白金とパラジウム市場の価格の動きを比較しながら、実際にアメリカと日本の先物市場がどう関係しているかを見ることにする。



出典：TOCOMホームページより著者作成

図4.2.1 東京工業商品取引所の白金とパラジウムの価格



出典：eoddata.comのデータを基に著者作成

図4.2.2 ニューヨーク商業取引所の白金とパラジウムの価格

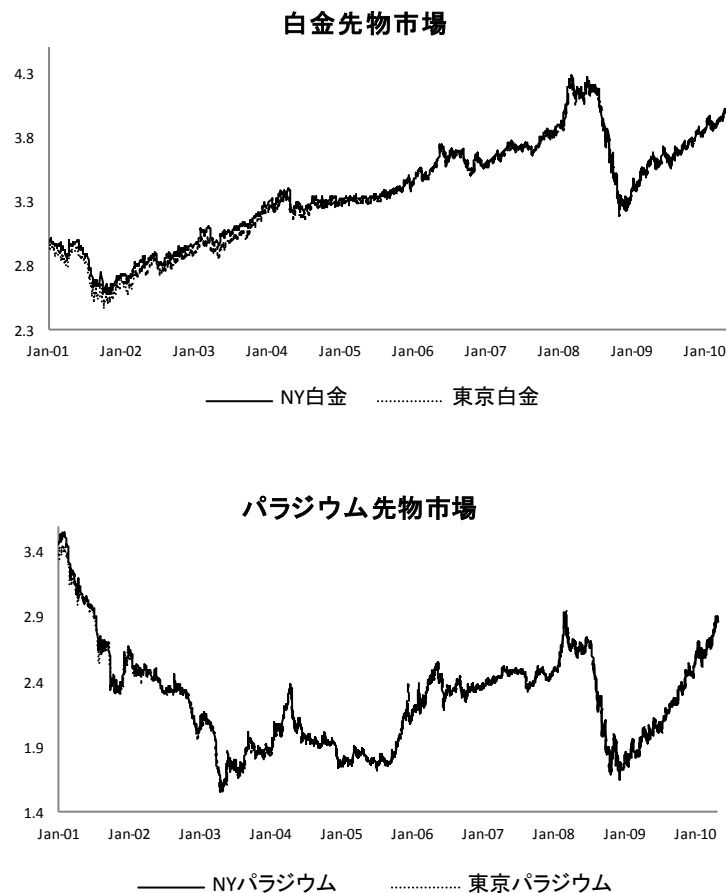


図4.2.3 単位を調整して対数表示にした時の日米先物市場価格

図4.2.1は東京工業商品取引所で取引されている2001年以降の白金とパラジウムの先物価格を表している。図4.2.2はニューヨーク商業取引所の白金とパラジウムの価格を図にしたものである。これらの図を比較すると、日本とアメリカのどちらの市場も白金、パラジウムともに同じような動きをしていることが見てとれる。

図4.2.3では日本とアメリカ（NY）の先物価格を比較しやすくするために、取引単位をグラム単位に変換し、さらに為替レートで日本の価格をドル建てにし、対数表示にしている。この図を見れば明らかなように、取引量が一緒で同じ貨幣単位に調整すれば、白金もパラジウムも日米でほとんど同じような価格で動いていることがわかる。このように異なる市場価格が一定のデータ区間で同じように価格変動をしているのかどうかを計量経済学的手法を用いて検証する方法として、Engel and Granger (1987) やJohansen and Juselius (1990) らによって発展した共和分検定 (cointegration test) がある。検定結果の詳細は省略するが、Aruga and Managi (2011) の研究では、図4.2.3のデータでJohansen and Juseliusの共和分検定を使って日米の2001年から2010年の期間内で日米の白金とパラジウム市場が同じような動きをしていることを検定した。この研究で、白金もパラジウムも日本とアメリカで同じような価格で変動しているという

結果が得られ、日本とアメリカの白金及びパラジウムの先物市場は価格情報を共有しているということが明らかとなっている。

一般に効率的な市場ほど多くの情報を市場価格に反映しており、ここで紹介した日米の白金とパラジウム市場のように、他の取引所の価格と同じように価格変動している市場ほど多くの市場参加者が市場価格を共有しているといえる。そういう意味で白金とパラジウムの国際先物市場では比較的効率的に価格形成がなされているといえる。

(3) 平成17年度自動車排ガス規制の日米のパラジウム国際市場への影響

前節で取り上げたAruga and Managi (2011)の研究結果から日本とアメリカの白金とパラジウム市場には価格連動性があり、国際市場が存在していることが明らかになっているが、ここではこの国際市場が規制といった国内政策によってどう影響されるかに関して見ていく。本研究では、一つの実証研究として、平成17年10月に日本で実施された自動車排ガス規制が日本とアメリカのパラジウムの市場関係に与える影響について検証した。

日本とアメリカのパラジウム需要の多くは、自動車に設置される三元触媒の部品として使われている²⁸。平成17年10月、日本政府は「平成17年排出ガス規制」を実施し、柴田(2004)の研究によると、この法律の施行後それまで各国でばらばらであった国際的な排ガス規制の水準は日本、アメリカ、ヨーロッパにおいて同等レベルになったとされている。したがって自動車産業からの需要に大きく左右されるパラジウム市場が、日本での排ガス規制強化で排ガス規制水準が国際的に統一されることでパラジウムの国際需要動向が同一化していくとすると、日本とアメリカにおけるパラジウム市場の価格連動性は強まる可能性があると考えられる。

そこで、我々は日本において自動車排ガス規制が強化された平成17年10月の1年前と1年後のデータを用い、排ガス規制が強化される前と後で日米間のパラジウム市場の価格連動性に変化が起こったかどうかを検証した。データに関しては、東京工業商品取引所(TOCOM)とニューヨーク商業取引所(NYMEX)のパラジウムの先物市場の価格を使った。分析方法としては、先で述べたJohansen and Juseliusの共和分分析に加えて、平成17年10月以降の時系列データをダミー変数として設定し、これを共和分分析を行う際に内生変数として考慮に入れるCarrion-i-Silvestre and Sanso(2006)の共和分分析の手法を用いた。

まずは、平成17年10月前後の計2年間の時系列価格データ(平成16年10月～平成18年9月)に対して、規制後の構造変化を考慮に入れるCarrion-i-Silvestre and Sansoの共和分分析で日本とアメリカのパラジウム市場に価格連動性があったかどうかを検証

²⁸ 白金も広く自動車の三元触媒の部品として使われているが、白金は宝石など三元触媒以外への利用も多く、パラジウムほどは自動車産業からの需要には影響されないと考えられている。

した²⁹。次に同様のデータ区間で規制後の構造変化を考慮にいれないJohansen and Juseliusの共和分分析を実行し、これらの結果を比較した。最後に、仮に二つの共和分分析で異なる結果がでた場合、規制によって日米パラジウムの価格連動性に変化があったと考えられるため、さらに詳しく規制前後の価格連動性の変化をみた。その手法として、規制前（平成16年10月～平成17年9月）と規制後（平成17年10月～平成18年9月）に価格データを分断し、それぞれのデータ区間に対してJohansen and Juseliusの共和分分析を行うという方法を取った。

表4.2.3 Carrion-i-Silvestre-Sanso の共和分検定

	LM-type test statistic	95% Critical values
Model 1	0.214*	0.155
Model 2	0.324*	0.106
Model 3	0.183*	0.073
Model 4	0.071*	0.056

Note: * represents significance at 5% level. The critical value for each model is taken from

Table 1 of Carrion-i-Silvestre and Sanso (2006) when $\lambda=0.5$, and $k=1$. The Oct. 2004 to Sept.

2006 period is used.

表4.2.4 Johansen and Juseliusの共和分検定

Period	Dates	$H_0: \text{rank}=r$	Trace test	Max test	Variables
Whole	Oct. 1, 04 - Sept. 29, 06	$r=0$	62.26*	61.34*	NYMEX
		$r \leq 1$	0.93	0.93	TOCOM
Before	Oct. 1, 04 - Sept. 30, 05	$r=0$	49.19*	39.84*	NYMEX
		$r \leq 1$	9.35*	9.35*	TOCOM
After	Oct. 3, 05 - Sept. 29, 06	$r=0$	20.26*	15.89*	NYMEX
		$r \leq 1$	9.16	9.16	TOCOM

Note: * represents significance at 5% level.

表4.2.3、4.2.4が二つの共和分分析の結果であるが、これによると規制後の構造変化を考慮に入れたCarrion-i-Silvestre and Sanso検定では日本とアメリカのパラジウム市場の間には価格連動性がないが、規制後の構造変化を考慮にいれないJohansen and Juseliusの検定では価格連動性がある（表4.2.4の全区間（Whole）を使った分析結果を参照）という結果が得られ、二つの検定では異なる分析結果となった。これらの分析結果から、少なからず平成17年10月の規制前後で日米のパラジウム市場の価格連動性には変化が起こったということが示唆される。このことを確認するために、規制前（Before）と規制後（After）のデータ区間に関してJohansen and Juselius検定を実施し

²⁹ 表でモデル1からモデル4はCarrion-i-Silvestre and Sanso（2006）が論文の中で指摘しているAn、A、B、Cの4つのモデルと対応している。

た。その分析によると、規制前は日米のパラジウム市場の間には価格連動性はないが、規制後は価格連動性があるという結果が得られた（表4.2.4参照）。

以上の結果から、日本での自動車排ガス規制強化により自動車排ガス規制水準が国際的に統一化された平成17年以降、日本とアメリカのパラジウム市場の価格連動性は強まったということが示唆される。したがって、パラジウム市場が国際市場として広く安定的に価格情報を伝達する機能を果たすようにし続けるには、各国のパラジウム市場に影響を及ぼすような政策は各国で同じような水準にすることが望ましく、そのためには国際的な連携によって各国間の政策の違いを減らしていくことが必要であると考えられる。

(4) まとめ

本節では主に日本とアメリカの白金とパラジウムといったレアメタルの国際市場の価格連動性の有無から、レアメタルには国際間で有効な価格情報が伝達されているのかという意味での国際市場の存在について検証した。分析によって、少なくとも2001年以降、日本とアメリカの白金とパラジウム市場の間には価格連動性があり、国際市場は存在するということが明らかとなった。また、レアメタルの国際市場へ一国の政策がどう影響するかという点について、その国の需要に影響を与えるような規制といった政策は、規制水準が国際的に同じようになるような政策の方が国際的な価格連動性の持続には有効であるということが示唆された。そういった意味で、レアメタルの国際市場の安定には、国際的な連携によって各国間の政策の違いを減らしていくよう国際協調していくことが、レアメタルの国際市場の管理には有効であるということが示唆される。

4.2.2 スクラップ銅市場の価格の連動性の検証

(1) はじめに

本節では非鉄金属の中でも特にリサイクル率の高い銅について、スクラップ銅市場が現状では電気銅市場と比べてどのように機能しているかということ、スクラップ銅市場が銅市場全体の中でどのように価格形成をしているのかという視点から分析する。具体的にはスクラップ銅市場の銅先物市場及び電気銅市場との価格連動性、さらにこれらの全てを含めた銅市場全体の中での価格の連動性について見る。

世界的に銅需要が高まる中、銅資源の循環利用の重要性は高まっている。Zeltner et al. (2007) では、今後も世界的に銅の消費が増え続ければ30年から50年後には銅が不足する可能性もあるというシナリオを描いており、銅資源の循環利用という意味でのスクラップ市場の役割はますます大きくなるであろう。そういう意味でも現状として銅のスクラップ市場が、銅市場全体の中でどのように機能しているかを見ることは、今後スクラップ市場を有効利用していくための政策を立案する際においても有用な資料となるであろう。

本研究では銅のスクラップ市場、先物市場、電気銅の時価市場の価格連動性について分析し、銅のスクラップ市場が先物市場、時価市場との間で代替市場としての機能を果たしているのかを見る。さらに今回の研究では、銅純度の異なる二つの銅スクラップ市場を扱うことで、スクラップ市場は純度の違いによって価格の連動性も異なってくるのかということも分析する。具体的には銅のスクラップ市場として、銅の純度の高い1号銅線、上銅といった純銅スクラップ市場及び、亜鉛との合金で銅純度の低い新黄銅、黄銅削粉といった黄銅スクラップ市場という純度の異なる二つの市場を扱うことで、純度の異なるスクラップ市場が価格の連動性という点でも異なってくるのかということを見る。このことがわかればスクラップ市場が電気銅の代替市場としての役割を果たすのかどうかを見る際に、スクラップの純度によって分けて考えていかなければならないということを示すことにつながる。

このような銅のスクラップ市場と銅の時価市場の価格連動性を分析した研究はあまり見当たらないが、先行研究としてあげるとすればXiarchos and Fletcher (2009)の研究があげられる。Xiarchos and Fletcher (2009)は、1984年から2001年のアメリカの月次データを使い、銅のスクラップ市場と時価市場の間には長期的にも短期的にも価格の連動性があることを示している。彼らの研究では鉛と亜鉛に関しても分析しており、これらの金属でもスクラップ市場と時価市場には価格連動性が存在するという結果を導き出している。ただし彼らの研究では財の市場価格を考える際に重要となる価格発見 (price discovery) の機能において重要となる先物市場との価格連動性については扱われていない。先物市場が価格発見の機能において大きな役割を果たすことは金融の分野では広く知られており (Carter 2002)、市場が正しくより多くの情報を反映しているかを見る際にも先物価格が時価価格に与える影響は大きい。

そこで本研究では先物市場も含めた銅市場における銅のスクラップ市場の役割をみていく。また先行研究とは違い、時価市場、スクラップ市場ともに日本の銅の月次データを用い、日本における銅のスクラップ市場の価格連動性を見る。ただし、銅の先物市場は日本にはまだ存在しないため、先物価格に関してはニューヨークの商品取引所 (COMEX) の価格データを使用する。日本の銅のスクラップ市場に関するこのような価格連動に関する分析はまだほとんどされておらず、今後銅のスクラップ市場がどう発展していくべきかを考える際にこのような研究分析の結果は大いに役立てることができるであろう。

(2) データ

本研究では2000年から2010年度の6つの銅市場の月次平均価格を使っている。これらの価格は大きく分けると先物価格、時価価格、純銅スクラップ価格、黄銅スクラップ価格に分類できる。表4.2.5のように先物価格はニューヨークの商品取引所 (COMEX) の月次平均価格を使用している。電気銅の時価、純銅スクラップ及び黄銅スクラップの価格は鉄鋼新聞社が発効している東京の月次平均価格を用いている。純銅スクラップのデータは1号銅線及び上銅の二つの市場の月次平均価格、黄銅スクラップは新黄

銅と黄銅削粉の市場の月次平均価格を使っている。価格は日米市場で統一するため1トン当たりのドル建て価格に変換したものをを用いている。

表4.2.5にあるように先物銅、電気銅、1号銅線、上銅は銅の純度が非常に高くこれらは主に電線、型材、電子材の原料として使われることが多い。これら4つの銅は全て電気銅の純銅であり、純銅スクラップにおいても銅の純度は97%以上と極めて高い。一方で黄銅スクラップである新黄銅及び黄銅削粉は銅以外に亜鉛も含む合金のスクラップであり、一般的には銅の含有率65%、亜鉛の含有率35%でありその純度は本研究で扱われた他の銅と比べて低い。用途としては、板材、バルブ、精密機械、コネクタ、文具、化粧品ケース、ライターのケースなどが多い。このように先物銅、電気銅、純銅スクラップと黄銅スクラップでは銅の純度が異なっており、その用途も異なっているため市場の価格連動性という面では先物銅、電気銅、純銅スクラップの市場間では連動性があることが予測される一方で、黄銅スクラップ市場はこれらの市場とは連動性がないことが予測される。

表4.2.5 本研究で扱った銅の種類の詳細

市場分類	銅の種類	説明	用途
先物	先物銅	電気精錬によって精製された銅でありその純度は99%以上でASTM（アメリカ材料試験協会）規格（B115-00）を満たしている。先物取引はニューヨーク商品取引所（COMEX）で行われている。	電線、型材、電子材
時価	電気銅	銅の純度は99.8%であり、精錬によって精製された銅であり、その導電性は非常に良く、電線や印刷配線としての利用度が高い。	
純銅スクラップ	1号銅線	銅の純度は97%以上である。JIS規格に基づくスクラップ銅であり、直径1.3mm以上の銅線で混入物のないものである。規格では、ビニール線をむいたものとあり、ぴかぴか光っているものが多いため別名「ピカ線」として取引されることも多い。	
	上銅	銅の純度は97%以上である。厚さ0.3mm以上、一辺の長さが10mm以上ある銅版、銅条、銅管などのスクラップ銅である。銅合金、銅覆鋼板といった異材あるいはメッキなどの異物を混入していないことも上銅の分類要件となっている。	
黄銅スクラップ	新黄銅	銅と亜鉛の合金である黄銅もしくは真鍮のスクラップである（銅含有量が65%、亜鉛含有量が35%位）。JIS規格では、厚さ0.2mm以上、一辺の長さは10mm以上であることが要件とされている。	板材、バルブ、精密機械、コネクタ、文具、化粧品ケース、ライターのケースなど
	黄銅削粉	新黄銅と同じく黄銅のスクラップであるが、厚さや長さなどの要件はなく、黄銅板、条、棒、及び管の削りくずなどがこれに分類される。ただし鉄やアルミニウムといった異物の混入がなく、油、及び水分の少ないものであることが要件とされている。別名「真鍮削粉」としても取引されている。	

図4.2.4は本研究で扱った価格データをグラフにしたものであるが、図のように先物銅、電気銅、1号銅線、上銅の間には価格差が比較的小さく価格連動性が強い可能性が高い。一方、新黄銅及び黄銅削粉を含む黄銅スクラップ市場の価格は他の四市場の価格よりも低く、若干異なる動き方をする場面も多くみられ、高純度の銅を扱う四市場とは異なる連動性を示すことが考えられる。このような予測の基に以下計量経済学的手法を使ったデータ解析を基に、これらの市場の価格連動性が実際どうなっているのかをみていく。

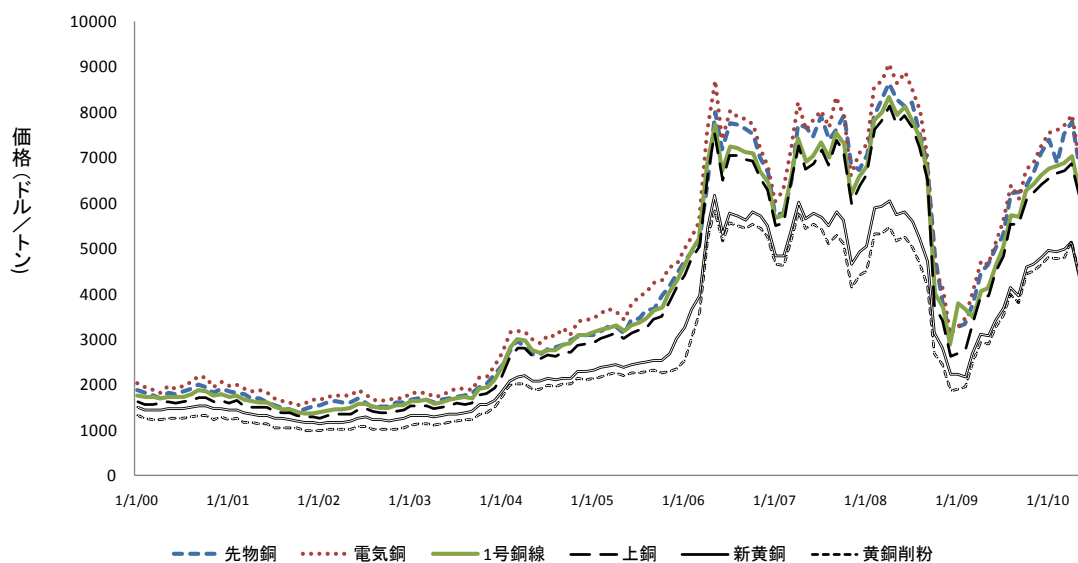


図4.2.4 銅価格のグラフ

(3) 分析手法

価格の連動性についてはJohansen and Juselius (1990) の共和分の分析手法を使っている。Gonzalo (1994) によると、共和分分析の中でもJohansenの手法は、最小二乗法を基とするEngel and Granger (1987) や非線形二乗法を用いるStock (1987) といった他の手法と比べ望ましい計測ができるという。共和分の分析には使用するデータ変数が全て同次元で定常になることが必要条件とされる。同次元で定常とは時系列データの差分を取った時に同じ次元でデータが定常になる場合を指す。データが同次元で定常であるかどうかは、単位根検定によって検証する。本研究ではDickey-Fuller (ADF) (1981)、Phillips-Perron (PP) (1988)、Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (1992) の三種類の単位根検定を用いている。ADF及びPPの検定では変数が非定常であるという帰無仮説を検定するのに対してKPSSでは定常であるという帰無仮説を検定する。

Johansen検定には以下の誤差修正モデル (VECM) を使用している。

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \mu + \varepsilon_t \quad (4.2.1)$$

ただし (4.2.1) 式において、 y_t は内生変数、 p はベクトル自己回帰部分の次数、 μ は係数部分のベクトル、 ε_t は誤差項部分のベクトルで正規分布に従うホワイトノイズであ

り、 $\Pi = -I + \sum_{i=1}^p \Pi_i$ 、 $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p \Pi_j$ である。分析対象となる時系列データに連動性が

あるかどうかは行列 Π の階数（ランク）に関わってくる。例えば仮に二つの時系列データが連動しているかどうかを見る場合、行列全体の階数は最大で2となるが、これら二つの変数間に共和分ベクトル存在するためには行列 Π の階数が1である必要がある。つまり階数が1であるかどうかを検定し、1である場合は二つの系列の間に価格の連動性があることを意味することになる。Johansenの手法ではこの検定は以下の最尤（Likelihood ratio: LR）統計量

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4.2.2)$$

$$\lambda_{Max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4.2.3)$$

に基づいて行われる（ r は行列 Π の階数、 T は検定で扱った変数の数を表している）。

(4.2.2) 式の統計量を用いる検定はトレース検定（trace test）、(4.2.3) 式の統計量は最大固有値検定（maximum eigenvalue test）と呼ばれており、本研究の分析結果もこの二つの統計量を使用している。

変数間に共和分ベクトルが存在する場合、 Π ベクトルは、一般に共和分ベクトルの行列 β と均衡への速度を調整するパラメータ α を用いて、 $\Pi = \alpha\beta'$ と表現することができる。Johansenの手法ではこれら α 、 β の行列を使うことで価格連動性がどの変数によって長期的均衡点へと価格調整されるのか、あるいはどの価格が共和分空間の中で除外できるかなどを検証することができる。本研究では特に銅のスクラップ市場の銅市場全体の中での役割を見るという視点から銅市場の価格連動性をみているため、純銅スクラップ及び黄銅スクラップの共和分空間からの除外性の検証を行う。この除外性の検証では、銅市場を研究対象で扱った個々の銅市場を全て含めた一つの市場と見なした場合、個々の銅市場が全体に対して影響を及ぼすことがなく除外できるかどうかを見ている。仮に、ある銅市場が除外できるという結果が得られた場合、この市場は銅市場全体の中での価格連動性が弱いということを意味する。

(4) 分析結果

単位根検定の結果は全ての価格データが1階差分データを取れば定常となるという結果が得られた。ADF検定及びPP検定ではデータが非定常であるという帰無仮説が検定されるが、表4.2.6にあるように差分を取る前のデータでは帰無仮説は棄却されな

ったが、1階差分を取った後は帰無仮説は棄却され定常であるという仮説が受諾されている。またKPSS検定ではこれらの検定とは逆でデータが定常であるかを帰無仮説として検定するが、この検定結果からも同様に全ての価格データが1階差分を取れば定常であるという結果が得られた。

表4.2.6 単位根検定

変数	価格データ			1階差分データ		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
先物銅	-1.171	-1.294	1.091*	-3.731*	-7.801*	0.057
電気銅	-1.300	-1.333	1.085*	-3.574*	-8.825*	0.056
1号銅線	-1.239	-1.290	1.088*	-3.590*	-9.140*	0.061
上銅	-1.316	-1.386	1.069*	-3.642*	-8.590*	0.055
新黄銅	-1.417	-1.403	1.000*	-8.799*	-8.883*	0.068
黄銅削粉	-1.693	-1.417	1.007*	-8.465*	-8.512*	0.061

(注) *は5%有意水準で有意であることを示す。全ての単位根検定には切片を含んでいる。

前述したように共和分検定を行うためには全ての価格データが同次元で定常であることが必要条件とされるが、この条件が満たされていることが単位根検定で示されたため、次に共和分検定を行った。この結果は表4.2.7と表4.2.8にまとめられている。表4.2.7では二変数間での価格連動性の検定、表4.2.8では研究で扱われた全ての価格間全体での価格連動性の検定を行った結果が示されている。

まず表4.2.7の結果から見ていきたい。表4.2.7では二変数間の価格連動性を検証しているため、先に述べた行列 Π 階数が1であれば価格連動性が成立することになる。表4.2.7では $r=0$ が棄却され、 $r \leq 1$ が受諾されれば二変数間に価格連動性が存在することを意味する。まず、純度及び用途の面で類似性の高い銅である、先物市場と時価市場の銅、純銅スクラップ市場に属する二種類の銅、黄銅スクラップ市場の2種類の銅の間の価格連動について見ていきたい。表4.2.7によると、先物銅と電気銅、先物銅と1号銅線、先物銅と上銅、電気銅と1号銅線、電気銅と上銅、1号銅線と上銅、新黄銅と黄銅削粉の間には価格連動性があるということが言える。したがって類似性の高い銅の間には価格連動性があるということがわかった。では次に、純度や用途が違う銅の間にも価格連動性があるのかということを表4.2.7の結果から見ていく。先にも述べたが新黄銅と黄銅削粉は、先物銅、電気銅、1号銅線、上銅と比べると純度が低くその用途も異なっている。これを踏まえた上で表3.2.3を見ると、先物銅、電気銅、1号銅線、上銅同士の組み合わせでは全て価格連動が見られるのに対し、これらの銅と新黄銅、黄銅削粉を含んだ場合の組み合わせでは全て価格連動がないという結果がでていることがわかる。つまり、図4.2.4からも予測されていたことではあったが銅の純度の異なる市場は、純度の高い銅市場とは価格連動性がなく長期的に異なる価格形成をしているということが言える。

表4.2.7 二変数共和分検定

変数	H0: rank=r	トレース検定	最大固有値検定
先物銅 vs 電気銅	r=0	18.36*	15.93*
	r<=1	2.44	2.44
先物銅 vs 1号銅線	r=0	30.44*	27.77*
	r<=1	2.67	2.67
先物銅 vs 上銅	r=0	20.08*	17.83*
	r<=1	2.26	2.26
先物銅 vs 新黄銅	r=0	4.08	3.69
	r<=1	0.38	0.38
先物銅 vs 黄銅削粉	r=0	11.61	8.86
	r<=1	2.75	2.75
電気銅 vs 1号銅線	r=0	40.09*	38.25*
	r<=1	1.84	1.84
電気銅 vs 上銅	r=0	27.74*	25.09*
	r<=1	2.65	2.65
電気銅 vs 新黄銅	r=0	6.86	4.70
	r<=1	2.16	2.16
電気銅 vs 黄銅削粉	r=0	11.64	9.36
	r<=1	2.28	2.28
1号銅線 vs 上銅	r=0	29.56*	28.15*
	r<=1	1.41	1.41
1号銅線 vs 新黄銅	r=0	6.61	4.04
	r<=1	2.57	2.57
1号銅線 vs 黄銅削粉	r=0	12.28	9.83
	r<=1	2.45	2.45
上銅 vs 新黄銅	r=0	9.07	6.45
	r<=1	2.62	2.62
上銅 vs 黄銅削粉	r=0	12.03	9.22
	r<=1	2.81	2.81
新黄銅 vs 黄銅削粉	r=0	15.83*	13.63*
	r<=1	2.20	2.20

(注) *は5%有意水準で有意であることを示す。

表4.2.7の結果により、先物市場、時価市場、純銅スクラップという電気銅市場との代替性のある市場間では価格連動があり情報の共有も可能であるのに対し、黄銅スクラップ市場のような純度が異なる市場は電気銅市場と価格連動性がなく、電気銅市場の代替市場としては機能していないということがわかった。では黄銅スクラップ市場

のような純度の低い銅は銅市場全体の中でも市場の連動性はないのだろうかということを見るために次に多変数の共和分検定を行った。

多変数の共和分検定では、仮に検定に含まれる変数が n であった場合、 $n - 1$ 個の共和分関係が見られれば市場内で強い価格連動性があるということになり、それ以外ならば価格連動性はそれほど強くないということになる。このことを視野に入れた上で表4.2.8を見ると、本研究で扱った全ての銅市場を一つの銅市場として扱った場合、共和分関係は二つまでしか存在していないため、この市場内での価格連動性はそれほど強くないという結果が得られていることがわかる。

このような結果が得られるのは多くの場合、分析対象で扱った変数が価格連動に寄与していないことが考えられるため次に本研究では除外性の検定を行っている。この検定では帰無仮説は検定対象の変数を除外できるというものであり、分析対象で扱った変数が価格連動性に寄与していると言えるためには帰無仮説が棄却されなければならない。表4.2.8によるとこの帰無仮説が棄却されているのは先物銅、上銅、1号銅線の三つの銅市場である。したがってそれ以外の電気銅、新黄銅、黄銅削粉の市場は銅市場全体の価格連動性には寄与していないということになる。この結果を踏まえると、多変数共和分検定でも黄銅スクラップ市場は他の銅市場との価格連動性がないということが示されたことになる。

表4.2.8 多変数共和分検定

変数	H0: rank=r	トレース検定量	最大固有値 検定量	除外性検定
先物銅	r=0	132.53*	50.55*	12.41*
電気銅	r<=1	81.99*	34.86*	2.42
1号銅線	r<=2	47.12	27.18	15.11*
上銅	r<=3	19.94	12.93	7.61*
新黄銅	r<=4	7.01	6.99	0.05
黄銅削粉	r<=5	0.02	0.02	0.00

(注) *は5%有意水準で有意であることを示す。

(5) まとめ

本研究では銅の先物市場、時価市場、純銅スクラップ市場、黄銅スクラップ市場という異なる銅市場を扱い、これらの中に価格連動性が存在するのかを検証することによって、銅スクラップ市場が現状として電気銅市場の代替市場としての役割を果たしているのかということについて見た。分析結果によると、電気銅純度が高く代替的關係にあると予測される先物市場、時価市場、純銅スクラップ市場の間には価格連動性があるのに対し、銅以外に亜鉛などを含む純度の低い黄銅スクラップとの間には価格連動性は存在しないということが示された。この結果から、純度の低いスクラップ市場は電気銅市場の代替市場としての機能を果たすことは難しいと考えられ、銅のスクラップ市場を有効的に活性化させていくためには、純度の違いによって異なる政策で

対処していかなければならないといえる。今後銅以外の鉄、アルミニウム、亜鉛、金、銀などの資源においてもスクラップ市場の重要性が高まる可能性があるが、本研究の結果は、これらの資源に関してもスクラップ市場を扱う際は純度によって個別の政策が必要であるということを示唆していると言えよう。

4.3 結論

本研究では、主に、国際資源循環政策をめぐる諸テーマについて、事例研究を含む定性的研究と、定量的研究の融合により、日本政府の取り得るべき政策オプションに示唆を得ることを目指した分析の結果を示した。それぞれの研究・分析結果からは、「バーゼルBan修正条項と国際資源循環」、「インフォーマルセクター」、さらには「レアメタルの国際的な需要の高まりへの対応」という行政ニーズにも関わるテーマについて、以下のような示唆を得ることが出来た。

4.3.1 バーゼル条約 Ban 修正条項と国際資源循環

本研究では、E-wasteなどの有用性と有害性を同時に有する循環資源の国際移動が途上国での環境上不適正なりサイクルや処理をもたらしている懸念に対し、その発効要件が最近になって緩和されたバーゼル条約Ban修正条項に見られるように、E-wasteのような有害であるが有用である循環資源のりサイクル目的での先進国から発展途上国への輸出禁止措置の政策的示唆を得ることを試みた。

E-wasteスクラップの主要な輸入国は中国であるため、中国におけるその他鉄スクラップ（HS コード720449）の輸出需要関数を推定し、日本の輸出規制あるいは国内リサイクル推進がなされると、日本国内需要が増加する結果として、日本の対中輸出減少をもたらすのではないかと仮説を検証した。すなわち、一国による単独アプローチでは、途上国での不適正なりサイクルや処理への懸念の解決には貢献しないという仮説を検証した。分析結果は、日本の輸出規制あるいは国内リサイクル推進がなされる場合でも、一部の例外を除いて日本の対中輸出価格の上昇が米国、香港の対中輸出を優位に増加させることを示唆しており、仮説は成り立たなかった。すなわち、予想に反し、途上国での不適正なりサイクルを問題とするのであれば、一国による輸出制限によっても一定の成果を上げることができるという示唆が得られた。

しかし、問題は国内由来や中古品由来のものも含む不適正なりサイクル一般にあるのであり、それらを解決する方法は輸出制限だけではない。スクラップ品の輸出禁止よりも、例えば、適正なりサイクルを認証し、適正リサイクル業者を育成するような仕組みづくりは、貿易の阻害要因とはならず、より効果的な政策である可能性がある。このような観点から、バーゼル条約の国家主導イニシアティブ（CLI）の下で、日本がリード国として作業することを表明している環境上適正な管理（ESM）に関するガイドラインの策定などは、政策的に意義があると考えられる。

4.3.2 インフォーマルセクターについて

途上国の廃棄物管理・資源循環メカニズムの改善を考える上で、インフォーマルセクターと効果的な連携もしくは状況改善に関する政策的な検討は避けて通れない課題である。

上記で議論したような認証の仕組み等を活用して、適正なりサイクル業者を育成するためには、途上国の静脈経済におけるインフォーマルセクターの実態を理解する必要がある。

そこで、既存の研究や調査に基づいて、廃棄物管理やリサイクルに従事するインフォーマルセクターの様々な機能を、主に廃棄物管理・リサイクルチェーンにおける物流の段階ごとに、あるいはこの物流に関与する主体ごとに、1) 回収、ピッキング、および分別、2) 貯蔵、取引、3) 再生、再製品化、の3類型への分類を試みた。

また、インフォーマルなりサイクルセクターは、環境、労働、貧困、経済の四つの側面で問題を抱えていると論じた。

これらの2軸を活用して、インフォーマル・リサイクルが中心を占める途上国の静脈経済の実態の類型化への貢献を提案した。また、それぞれのどの機能に着目するかによって、優先的な政策介入のありかたも異なることを図4.3.1のように整理した。

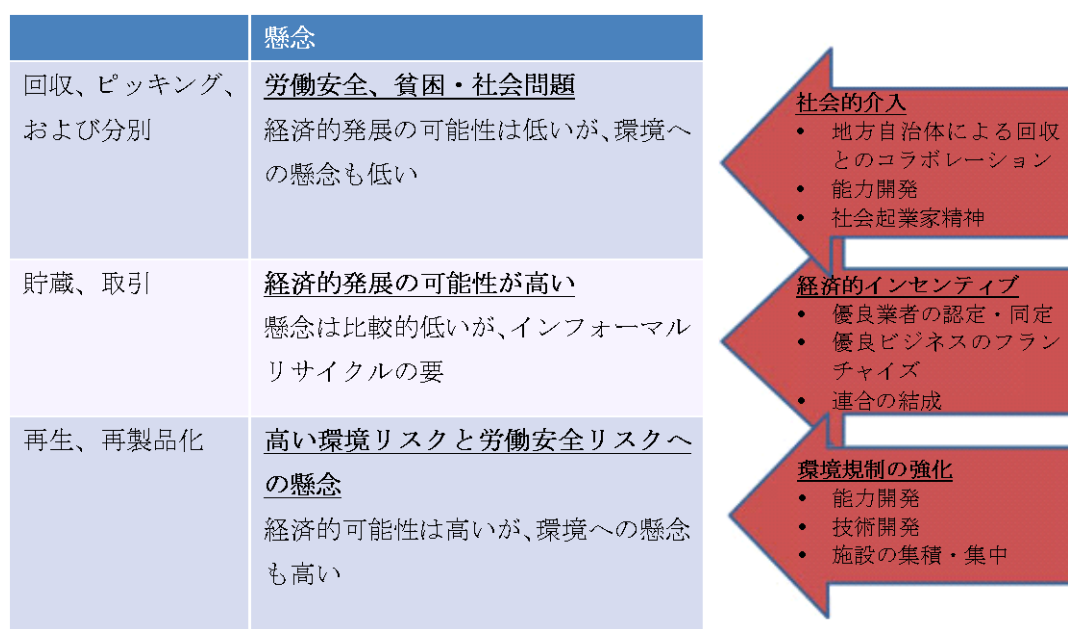


図4.3.1 インフォーマル・リサイクルの機能と、政策介入の類型モデル

さらに、これまで一般に定量的な把握が困難とされてきたインフォーマル・リサイクルの実態をさらに詳細に把握するために定性的調査と定量的調査の融合に資する方法論について考察を行った。これまで画一的に議論されてきたインフォーマル・リサイクルについて、静脈経済の実態の類型化を通じて、その改善へ向けた政策的検討を可能にする端緒となることが期待される。また、一般に定量的な把握が困難とされてきたインフォーマル・リサイクルの実態把握へ向けた定性的調査と定量的調査の融合に資する方法論開発に資することも期待される。

4.3.3 レアメタルの国際的な需要の高まりへの対応

レアメタルの国際的な需要増の高まりにより、レアメタルの国際循環利用の重要性が高まっている中、それに対応するためのレアメタルの国際市場への政策的示唆を得ることを目的として、白金とパラジウムの国際市場を事例に研究を実施した。

日本とアメリカの白金、パラジウムの国際市場の間には価格連動性があり、これらの資源には国際市場が存在するということが明らかとなった。

レアメタルの国際市場へ一国の政策がどう影響するかという点について、その国の需要に影響を与えるような規制といった政策は、規制水準が国際的に同じようになるような政策の方が国際的な価格連動性の持続には有効であるということが示唆された。

すなわち、レアメタルの国際市場の安定には、国際的な連携によって各国間の政策の違いを減らしていくよう国際協調していくことが、レアメタルの国際市場の管理には有効であるということが示唆された。

なお、レアメタルと同じ非鉄金属ではあるが、利用量が桁違いに大きく、またリサイクル率の高い銅に関する分析からは、純度の低いスクラップ市場は電気銅市場の代替市場としての機能を果たすことは難しいという示唆が得られた。したがって、銅のスクラップ市場を有効的に活性化させていくためには、純度の違いによって異なる政策で対処していかなければならないといえる。銅以外の鉄、アルミニウム、亜鉛、金、銀などの資源においてもスクラップ市場の重要性が高まる可能性があるが、これらの資源に関してもスクラップ市場を扱う際は純度によって個別の政策が必要であるという示唆が得られた。

参考文献

- Amin, ATM. N. 2010. *The Informal sector in Asia*, Saarbrücken: VDM Verlag.
- Amin, ATM. N. 2011. Aural Presentation. Presented at the 5th Workshop of “Asia Resource Circulation Policy Research” Typology of Informal Recycling and Possible Intervention. October 4th, 2011, Singapore.
- Aruga, K. and S. Managi. 2011. Testing the international linkage in the platinum-group metal futures markets. *Resources Policy* 36: 339-345.
- Arvin-Rad, H., A. K. Basu and M. Willumsen 2010. Economic reform, informal-formal sector linkages and intervention in the informal sector in developing countries: A paradox. IZA DP No. 5229.
- Bacchetta, M., E. Ernst and J. P. Bustamante. 2009. *Globalization and informal jobs in developing countries*. Geneva: International Labour Organisation and World Trade Organisation.

- Berglund, C., and P. Söderholm. 2003a. Complementing empirical evidence on global recycling and trade of waste paper. *World Development* 31: 743-754.
- Berglund, C., and P. Söderholm, 2003b. An econometric analysis of global waste paper recovery and utilization. *Environmental and Resource Economics* 26: 429-456.
- Blackman, A. 2000. Informal sector pollution control: What policy options do we have? *World Development* 28(12): 2067-2082.
- Buggs, J. 2009. International trade in hazardous waste. *Review of International Economics* 17: 1-16.
- Carrion-i-Silvestre, J. L. and A. Sanso. 2006. Testing the null of cointegration with structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 68(5):623-646.
- Carter, C. 2002. *Futures and options markets: An Introduction*. Toronto: Prentice Hall.
- Chi, X., M. Streicher-Porte, M. Y. L. Wang and M. A. Reuter. 2011. Informal electronic waste recycling: A Sector review with special focus on China. *Waste Management* 31: 731-742.
- CWG and GIZ. 2011. *The economics of the informal sector in solid waste management*. CWG Publication Series No.5. Frankfurt: CWG.
- Damanuhuri, E. 2010. Informal collectors of recyclable waste and used goods in Indonesia in Kojima, M. (ed.). *ERIA Research Project Report 2009, No. 10: 3R Policies in Southeast and East Asia*. Jakarta: ERIA.
- Damanhuri, E. 2011. *Typology of informal recycling: Waste management - waste recycling activity in Indonesia*. Presented at at the 5th Workshop of “Asia Resource Circulation Policy Research” Typology of Informal Recycling and Possible Intervention. October 4th, 2011, Singapore.
- Damanuhuri, E. and T. Padi. 2009. Current situation of waste recycling in Indonesia in Kojima, M. (ed.) *ERIA Research Project Report 2008, No. 6-1: 3R Policies in Southeast and East Asia*. Jakarta: ERIA
- Dickey, D. and W. Fuller. 1981. Likelihood ratio tests for auto regressive time series with a unit root. *Econometrica* 49: 1057-1072.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger. 1987. Co-integration and error correction, representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55: 251-276.

- Fama, E. F. 1970. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance* 25: 383-417.
- Fullerton, D., and T. C. Kinnaman. 1995. Garbage, recycling, and illicit burning or dumping. *Journal of Environmental Economics Management* 29: 78–91.
- GIZ and InWEnt. 2011. Recovering resources, creating opportunities: Integrating the informal sector into solid waste management. Eschborn: GIZ.
- Goodwin, B. K. 1992. Multivariate cointegration tests and the law of one price in international wheat markets. *Review of Agricultural Economics* 14: 117-124.
- Henly, A. and G. R. Arabsheibani. 2008. On defining and measuring the informal sector: Evidence from Brazil. *World Development* 37(5): 992-1003.
- Ino, H. 2011. Optimal environmental policy for waste disposal and recycling when firms are not compliant. *Journal of Environmental Economics and Management* 62(2): 290-308.
- International Labour Organisation (ILO). 2002. Decent work and the informal economy. Report of the Director General. Geneva: ILO.
- International Labour Organisation (ILO). 2011. Promoting decent work in a green economy. ILO background note to towards a green economy: Pathways to sustainable development and poverty eradication. Geneva: ILO.
- International Labour Organisation (ILO) and World Trade Organisation (WTO). 2009. Globalization and informal jobs in developing countries. Geneva: ILO and WTO.
- Jain, A. 2006. Perspective of electronic waste on South Asia: Current statues, issues, and application of 3Rs in ADB, IGES and UNEP. (eds.) Promoting reduce, reuse, and recycle in South Asia: Synthesis report of 3R South Asia Expert Workshop. 30 August-1 September, 2006, Kathmandu, Nepal.
- Johansen, S. and K. Juselius. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52: 169-210.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt and T. Y. Shin. 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics* 54: 159-178.
- MacKinnon, J., A. Haug and L. Michelis. 1996. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics* 14: 563-577.

- Medina, M. 2007. *The World's scavengers: Salvaging for sustainable consumption and production*. Plymouth: Altamira Press.
- Nanang, D. M. 2000. A multivariate cointegration test of the law of one price for Canadian softwood lumber markets. *Forest Policy and Economics* 1: 347-355.
- National Solid Waste Management Commission (NSWMC). 2009. *National framework plan for the informal waste sector in solid waste management*. Manila: NSWMC.
- Ojeda-Benitez, S., C. Armijo-de-Vega and M. E. Ramirez-Barreto. 2002. Formal and informal recovery of recyclables in Mexicali, Mexico: Handling alternatives. *Resources, Conservation and Recycling*, 34: 273-288.
- Phillips, P and B. Hansen. 1990. Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies* 57: 99-125.
- Phillips, P.C.B. and P. Perron. 1988. Testing for a unit Root in time series analysis. *Biometrika* 75: 335-346.
- Puerbo, H. 1991. Urban solid waste management in Bandung: towards an integrated resource recovery system. *Environment & Urbanization* 3 (1): 60-69.
- Saed, O. S., N. H. Hassan and M.A. Mujeebu. 2009. Assessment of municipal solid waste generation and recyclable materials potential in Kuala Lumpur, Malaysia. *Waste Management* 29: 2209-2213.
- Sang-Arun, J. 2011 Participatory recycling business model: where the informal and formal meets. Presented at ISWA GWM Workshop on 'Informal Sector Recycling': Integrating informal sector recyclers into waste management in developing country cities. June 22-23, 2011, Buenos Aires.
- Sembiring, E. and V. Nitivatananon. 2010. Sustainable solid waste management toward an inclusive society: Integration of the informal sector. *Resources, Conservation and Recycling* 54: 802-809.
- Sharma, V.K., P. V. Beukering and B. Nag. 1997 Environmental and economic policy analysis of paper trade and recycling in India. *Resources, Conservation and Recycling* 21: 55-70.
- 柴田芳昭. 2004. JCAPからみた日本の排気規制と大気汚染防止効果について. *国際交通安全学会誌* 29(2), 95-102頁。

- Shinkuma, T., and S. Managi. 2010a. On the effectiveness of a license scheme for E-waste Recycling: The challenge of China and India. *Environmental Impact Assessment Review* 30: 262-267.
- Shinkuma, T., and S. Managi. 2010b. Enforcement leverage of a licensing system in waste management. Paper presented at the Fourth World Congress of Environmental and Resource Economists. Montreal, Canada.
- Shinkuma, T., and S. Managi. 2011. License scheme: an optimal waste management policy under asymmetric information. *Journal of Regulatory Economics* 39: 143-168.
- Stock, J. H. 1987. Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors. *Econometrica* 55: 1035-1056.
- Stock, J., and M. Watson. 1993. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica* 61: 783-820.
- United Nations Environment Programme (UNEP). 2011. Resource efficiency: Economics and outlook for Asia and the Pacific. Nairobi: UNEP.
- Walls, W. D. 1994. A cointegration rank test of market linkages with an application to the U.S. natural gas industry. *Review of Industrial Organization* 9: 181-191.
- Wilson, D. C., C. Velis and C. Cheesemen. 2006. Role of informal sector recycling in waste management in developing countries. *Habitat International* 30: 797-808.
- Xiarchos, I. M. and J. J. Fletcher. 2009. Price volatility transmission between primary and scrap metal markets. *Resources, Conservation and Recycling* 53: 664-673.
- 吉田充夫. 2010. 廃棄物リサイクルに従事するインフォーマルセクターへの支援の課題. 国際開発学会第11回春季大会報告論文集. 218-219頁.
- Zeltner, C., H.-P. Bader and P. Baccini. 1999. Sustainable metal management exemplified by copper in the U.S.A. *Regional Environmental Change* 1: 31-46.

5. 全体の結論

本研究全体として、資源消費に伴う資源制約および環境制約に対処する政策策定に対し、以下のような政策含意を得た。

5.1 資源制約の経済影響に対する資源消費抑制の必要性

経済モデルである応用一般均衡（CGE）モデルを用いた鉄および銅を対象とした資源制約の経済影響評価の分析結果から、資源需要の急増が続いた場合、2020年において最大で鉄鉱石の産出価格は基準年の16倍、銅鉱石産出価格に至っては最大で53倍にも達することが分かった。また、世界GDPがわずかに減少したが、国・地域別にみると資源生産国での影響が比較的高い結果となり、鉄鉱石・銅鉱石の産出価格上昇ショックが主要生産国へ多大な負の影響を及ぼすことが示唆された。これらの結果から、リサイクルを促進させる政策が、資源供給制約の負の影響を緩和するためにも重要となることが示唆される。

CGEモデルの結果をマテリアルフロー・ストック分析で検証した結果、資源制約下での世界全体の経済活動を支えるだけのスクラップの供給は可能であるとの結論を得た。しかし、スクラップ供給量が供給可能量に近づいており、鋼材の生産がCGEモデルの分析結果を上回る場合にはスクラップの超過需要が発生し、マテリアルバランスが崩れてしまう可能性があることが明らかとなった。発展途上国は急速な発展を通じて生活水準が向上しており、中国やインドなど人口規模が大きい国々において鋼材需要が急増することが推測されることから、リサイクルの強化は不可欠であるがリサイクルのみでは不十分で、資源消費そのものを抑制することも視野に入れることも必要になる可能性を今回の分析結果は示唆している。

また、日本経済を対象としたCGEモデルによるレアアースの一つであるネオジムの供給制約の影響評価分析から、ネオジムの供給が途絶すると、年間最大で実質GDPが約2.1兆円、2005年から2015年の11年間の純現在価値ベースの実質GDPは約12兆円減少することが明らかとなった。一方で、財の代替が進むことで約2,000億円、国内財から輸入財へ代替が進むことで約2兆8,000億円もの実質GDPの損失が軽減されることも分かった。この結果は、代替財の開発やリサイクル強化のための研究開発が重要であり、それらに対する支援が求められることを示唆している。そして、その支援の経済効果は大きいと判断される。

5.2 国際政策協調を通じた資源消費抑制・資源循環政策の推進

アジアの発展途上国という観点からは、さらなる資源の効率的な利用や廃棄物の発生を抑制したうえで、貧困削減に必要なインフラ整備を進め経済発展を促進する必要がある。その中では、資源生産性・資源効率の向上というアプローチの拡大が期待される。一方、資源効率の改善に頼った資源循環および資源利用抑制政策は、リバウンド効果をはじめ総環境負荷を削減する上で限界があることが指摘されている。今後アジアでの資源需要急増などで世界的な資源制約がさらに厳しくなることが予想されることから、総環境負荷削減に向けたデカップリングのためにはさらに踏み込んだ方策が必要である。特に、技術面、資金面での能力に加えガバナンス面でも進んでいる先進国では、資源採取から最終処分までの製品ライフサイクルを通じた資源利用に伴う総環境負荷の削減に向けた強力なインセンティブメカニズムの導入が期待される。例えば、天然資源税、産業セクターの売り上げに課税しリサイクル部門への補助金へと活用する政策、廃棄物排出従量課徴金などの政策をパッケージとして運用することで、資源利用そのものの抑制、循環資源による代替の促進、循環資源の循環を促すために必要なリサイクル産業の育成と投資の増大、循環資源が最終処分へ行く量の抑制が期待できる。

一方で、これらの政策を単独で実施した場合、環境負荷の内部化の伴い生産セクターへの負担の増大し、生産セクターの国際競争力の減少、海外への産業セクターの移転などにつながる懸念される。また、こうした経済ツールの運用により、廃棄物管理費用が増大し不法投棄の増大へのインセンティブが働くこと、輸出税がなければ天然資源の海外輸出の増大すること、廃棄物輸出増大などが環境面での懸念として考えられる。さらに、社会的な懸念としては、天然資源の採掘に依存する発展途上国での雇用の減少や生産コストの増大や海外への産業移転に伴う雇用の減少などが考えられる。

以上のネガティブな効果を避けるためには、国際協力による政策協調を行うことで、政策パッケージが越境的なスピルオーバー効果を持つことを防ぐ必要がある。本研究で行った鉄鉱石および銅鉱石を事例とした定量分析では、日本一国で資源利用抑制政策を単独で実施する場合に比べ、資源生産国および資源輸出国と政策協調を行うことで双方にとって経済的便益が生じることが示唆された。また、日本が単独で鉄鉱石消費抑制・鉄の循環利用促進を行うと、鉄の循環利用率が極めて高くなり、スクラップの超過需要を引き起こしマテリアルバランスの破綻を招く可能性が高まるとの示唆を得た。このことから、国際的な政策協調の意義が示唆された。

これに加えて、資源の代替効果や、他の政策や税制などとの相殺効果、技術の変化の影響なども、資源循環政策の効果に影響を与えるであろうが、それについては本研究では分析していない。さらに、本研究では、地方自治体レベルでの取組の評価や地方自治体レベルでの競合関係は評価できない。また、課税額に環境負荷の大きさを正

確に反映することも難しい。例えば、環境負荷の大きいと思われる場所への課税を高くするのは難しいかもしれない。

一方で、こうした政策パッケージや国際協調をどのように資金面でバックアップするのかという課題もある。すなわち、税金をどのように使うかという観点も重要である。本研究では、天然資源税については家計への一括移転、廃棄物従量課徴金などの日本および韓国での資源利用抑制政策についてはリサイクル産業セクターへの補助金という形を取っている。しかし、こうした政策ツールの導入により、採掘や負荷が他の国に移転する可能性があるため、場合によっては国際的支援に活用することも検討されるべきであろう。そのため、将来的に、国際的な資源生産性基金の創設を提案している。

5.3 バーゼル条約 Ban 修正条項と国際資源循環

E-wasteに関する国際循環資源と国内リサイクル推進の比較分析結果から、途上国での不適正なリサイクルのみを問題とするのであれば、一国による輸出制限によっても一定の成果を上げることができるとの示唆を得た。しかし、問題は国内由来や中古品由来のものも含む不適正なリサイクル一般にあるのであり、それらを解決する方法は輸出制限だけではない。スクラップ品の輸出禁止よりも、例えば、適正なリサイクルを認証し、適正リサイクル業者を育成するような仕組みづくりは、貿易の阻害要因とはならず、より効果的な政策である可能性がある。すなわち、バーゼル条約の国家主導イニシアティブ（CLI）の下で、日本がリード国として作業することを表明している環境上適正な管理（ESM）に関するガイドラインの策定などは、政策的に意義があると考えられる。

5.4 インフォーマルセクターと効果的な連携もしくは状況改善に関する提言

途上国の廃棄物管理・資源循環メカニズムの改善を考える上で、インフォーマルセクターと効果的な連携もしくは状況改善に関する政策的な検討が必要となる。たとえば、途上国の静脈経済におけるインフォーマルセクターの実態を理解した上で、適切な認証制度を活用して適正なリサイクル業者を育成することが必要である。そのような検討を進める上で、インフォーマル・リサイクルが中心を占める途上国の静脈経済の実態を、廃棄物管理・リサイクルチェーンにおける物流の段階と、インフォーマル・リサイクルが抱える問題の2つの切り口から類型化することが有効である。この類型化に基づき、それぞれに優先的な政策介入のありかたを検討すべきである。

5.5 レアメタルの国際的な需要の高まりへの対応

白金とパラジウムの国際市場に関する事例研究から、日本とアメリカの白金、パラジウムの国際市場の間には価格連動性があり、これらの資源には国際市場が存在する

ということが明らかとなった。したがって、一国のレアメタル需要に影響を与えるような規制的政策について、規制水準が国際的に同じようになるような政策の方が国際的な価格連動性の持続には有効であるということが示唆された。すなわち、レアメタルの国際市場の安定には、国際的な連携によって各国間の政策の違いを減らしていくよう国際協調していくことが、レアメタルの国際市場の管理には有効であるということが示唆された。

5.6 金属スクラップ市場に対する純度による個別政策の必要性

レアメタルよりも利用量が桁違いに大きく、またリサイクル率の高い銅に関する分析からは、純度の低いスクラップ市場は電気銅市場の代替市場としての機能を果たすことは難しいという示唆が得られた。したがって、銅のスクラップ市場を有効的に活性化させていくためには、純度の違いによって異なる政策で対処する必要がある。銅以外の鉄、アルミニウム、亜鉛、金、銀などの資源においてもスクラップ市場の重要性が高まる可能性があるが、これらの資源に関してもスクラップ市場を扱う際は純度によって個別の政策が必要であるという示唆が得られた。

III. 添付資料

添付資料1

米国のエネルギー先物市場間の関連（英語論文）

Linkage among the U.S. energy futures markets

Kentaka Aruga ^{a,*} and Shunsuke Managi ^{a,b}

^a Institute for Global Environmental Strategies, Hayama, Japan

^b Graduate School of Environmental Studies, Tohoku University, Sendai, Japan

* Corresponding author. Tel.: +81 46 826 9572; fax: +81 46 855 3809.

E-mail addresses: kentka.aruga@gmail.com (K. Aruga), managi.s@gmail.com (S. Managi).

ABSTRACT

This study analyzes the price linkage among the U.S. major energy sources, considering structural breaks in time series. We use the Johansen cointegration method and find that only weak linkage sustains among the NYMEX WTI crude oil, Brent crude oil, gasoline, heating oil, coal, natural gas, uranium, and ethanol futures prices. Our tests reveal that the uranium and ethanol futures prices have very weak linkage with other U.S. major energy source prices. This indicates that the U.S. energy market is still at a stage where none of the probable alternative energy source market is playing the role as a substitute or a complement market for the fossil fuel energy market.

Keywords: Futures market; Structural breaks; Johansen cointegration method

1. INTRODUCTION

With climate change becoming one of our major concerns, it is becoming more important for the United States to reduce its current level of CO₂ emissions. In order to achieve this mission the U.S. will have to find ways to replace carbon-intensive fuels with lower-carbon fuels that do not emit much CO₂ such as hydropower, nuclear, wind, or solar power (Jean-Baptiste and Ducroux, 2003). However, nearly 80% of the energy consumed in the U.S. came from non-renewable energy sources such as petroleum, natural gas, and coal in 2008 (EIA, 2008). The use of nuclear power and renewable energy is increasing, but those sources still account for only a small portion of the total energy use in the U.S.¹

Understanding the major energy source markets and their relationships is helpful for constructing an effective policy to change the types of major energy sources and reduce the dependence on fossil fuels. If the prices of multiple energy sources follow similar time trends and that the energy markets in the U.S. have long-run linkage, those energy sources can be approached via the same policy because integrated markets often share price information. However, if energy

¹ Nuclear power and renewable energy accounted for about 8% and 7% of the total U.S. energy consumption in 2008 (EIA, 2008).

source prices move independently, there will be no information flows among the energy source markets and for policies to take effect on each market they need to be treated individually. Bachmeier and Griffin (2006) showed that the major U.S. energy source markets, such as crude oil, coal, and natural gas were very weakly linked and that there was not a primary energy market in the U.S. between 1991 and 2004. As shown in this study, the U.S. energy source markets may not be integrated as one market but it is likely that price linkage does exist between some of the major energy sources, such as between crude oil and coal or between natural gas and coal. However, at present, such price linkage among the current U.S. major energy sources has not been characterized in detail.

To fill this gap this study examines and identifies the overall price linkage among the major energy source markets in the U.S. Along with testing the linkage among the U.S. energy source markets, the study considers effects of structural break in times series. To find the market linkage among the major U.S. energy sources, we test the price relationships among crude oil, gasoline, heating oil, coal, natural gas, uranium, and ethanol futures contracts traded at the New York Mercantile Exchange (NYMEX). To our knowledge, there are no previous studies testing the overall linkage among the major U.S. energy source prices in

which uranium and ethanol prices are included in the model. Furthermore, all of the data used in this study come from a single institution – NYMEX – whereas most previous studies use data from various local regions of the U.S. or from multiple countries. Hence, this study minimizes the effects of spatial differences, regulation differences among market institutions, and other factors that influence energy source prices.

We also tested the price relationship under the effects of structural breaks because it is known that considering the effects of structural breaks in natural resource prices is important for proper econometric estimation of the series (Lee et al., 2006). Recently, several studies have addressed structural breaks when using time-series data. For example, Maslyuk and Smyth (2009) allowed the structural break when testing the price relationships among various grades of WTI (West Texas Intermediate) and Brent crude oil spot and futures prices. They found that spot and futures prices were cointegrated during the period of 2001-2009 but they suggest that their study is limited because they included only one structural break when testing the cointegration between the spot and futures prices. This study overcomes that limitation by using the Bai-Perron (1998) test, which can test for multiple structural breaks, and applying cointegration tests to each period

created from the break dates determined by the Bai-Perron test. We treat the structural breaks differently from Maslyuk and Smyth (2009). This is because in our study the breaks are identified exogenously while Maslyuk and Smyth (2009) take the breaks as endogenous in the cointegration model. This study uses data from the 2001-2010 period, a period that includes Hurricane Katrina in August 2005 and the global financial crisis in September 2008. We study whether the break dates identified by the Bai-Perron test are related to the dates on which those events occurred and to determine how the break dates affected the price linkage among the major U.S. energy sources.

The following section provides a brief literature review of studies testing the price relationships among various energy markets. In the third section, the empirical methods used in this study are explained. Details of the data are presented in the fourth section, and the results are presented in the fifth section. In the last section, conclusions and implications are discussed.

2. PREVIOUS STUDIES

Several studies have tested the long-term relationships among prices of crude oil, natural gas, and coal (Asche et al., 2006; Bachmeier and Griffin, 2006;

Mohammadi, 2009). It is known that crude oil and its refined products exhibit long-run relationships. For example, Asche et al. (2003) find cointegration relationships between crude oil and refined oil products in the U.K. market using monthly price data collected between 1995 and 1998. However, only weak price linkage seems to hold among the crude oil, coal, and natural gas markets. Bachmeier and Griffin (2006) discover that crude oil, coal, and natural gas do not belong to one economic market and that they are linked only superficially. They argue that substitution between these energy sources is limited to the number of facilities that can burn multiple fuels. Brown and Yucel (2008) show that since the year 2000, the price of natural gas has moved independently of the price of crude oil. Hartley et al. (2008) suggest that the natural gas and petroleum markets are moving together in the long run, but they find that variables such as weather, inventories, and hurricanes could affect their relationship in the short run.

The U.S. may soon increase its use of non-fossil fuels, such as nuclear or biofuel, to reduce the effect of energy consumption on climate change. However, few studies have included uranium and ethanol, which are important components of nuclear fuel and biofuel, when testing the market linkage among the major energy sources.

The study by Mjelde and Bessler (2009) is one of the few that include the price of uranium to test the market integration among the U.S. electricity wholesale price and the major fuel source prices. They test the dynamic price information flows among U.S. electricity and major fuel source prices and found that crude oil, coal, natural gas, and uranium markets in the U.S. were not fully integrated. However, they did not identify the individual long-run relationships among the price of uranium and other energy sources because their study conducted only a multivariate cointegration analysis. Amavilah (1995) tests the price relationships between uranium, crude oil, and coal between 1965 and 1989 using a structural model and finds that the price of uranium is significantly affected by the price of coal.

Among studies on renewable energy prices, Zhang et al. (2010) and Peri and Baldi (2010) analyze the price relationships between petroleum-related products and vegetable oils, but those studies focus only on the price flows among the oil and vegetable oil products. Therefore, coal, natural gas, and uranium prices were not considered in those studies.

3. METHODOLOGY

The Johansen method (Johansen and Juselius, 1990) is used for testing the price linkage among the NYMEX energy source futures prices. Many studies have used the Engle and Granger test for examining the price linkage (see Goodwin and Schroeder, 1991), but this study uses the Johansen method. Johansen method is more efficient when analyzing the variables of interest as endogenous in the model and is more useful in a multivariate framework. Darrat (1998) suggests that the Johansen test has an advantage over the Engle and Granger test even in a bivariate cointegration framework because the Johansen test does not require Gaussian errors.

All price series used in this study need to be integrated at the same order for the series to be cointegrated (Quan, 1992). Before performing the cointegration tests, all price series are tested for their stationarity by the augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), and Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) unit root tests. The ADF and PP unit root tests test for the null hypothesis of non-stationarity of the price series, while the KPSS tests for the stationarity of the series. Once it is confirmed by these tests that the variables are integrated of the same order, multivariate and bivariate

Johansen tests are conducted among the energy prices.²

Let Y_t be the $n \times 1$ vector of the non-stationary variables and k be the order of the vector autoregressive process. Then, the vector autoregressive model used for the Johansen cointegration test is denoted as follows:

$$Y_t = \sum_{i=1}^k \Pi_i Y_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

where Y_t are the endogenous variables of interest (prices of the energy sources), Π_i is a $n \times n$ matrix of parameters, Φ is a coefficient parameter, D_t is a deterministic term that includes a constant and a linear time trend, and ε_t denotes a normally distributed n -dimensional white noise process. Converting this model into the error correction model leads to:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

where $\Pi = -I + \sum_{i=1}^k \Pi_i$ and $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k \Pi_j$. Because the Y_t variables are integrated of the same order by assumption, whether the variables of interest become cointegrated depends on the rank of the Π matrix. The rank of a matrix is equal to its number of significantly positive characteristic roots, which is called

² As explained in the next section, the period used for the cointegration tests is different when ethanol and uranium prices are included in the model. This is due to the data availability of the NYMEX uranium and ethanol futures prices.

the eigenvalue. Using this eigenvalue, the trace and maximum eigenvalue tests are performed among the price series.

The Bai-Perron (1998) test is used to identify the structural breaks in the series. The Chow (1960) test has long been the major method for determining structural change in time-series data, but it is inadequate when the break date is unknown (Rapach and Wohar, 2006). Quandt (1960) and Andrews and Ploberger (1994) developed a method based on the Chow test for testing structural breaks when the break is unknown, but those methods were limited to testing one structural break and deficient in identifying the breakpoints when the series were nonstationary (Hansen, 2000). The Bai-Perron test overcomes these problems and is useful for finding breaks when the potential break date is unknown and the series tend to have more than one break.

The first stage of the Bai-Perron test considers whether the price series contains unknown breaks using the “double maximum tests” (UD max and WD max tests) (see Bai and Perron, 1998). Those tests use the maximum F-statistic that is calculated from the global minimum of the sum of squared residuals of the m -partitioned multiple regression models:

$$y_t = z_t' \delta_j + u_t \quad \text{where } j = 1, \dots, m + 1 \quad (3)$$

where y_t is the dependent variable at time t , z_t is a vector of covariates, δ_j is the corresponding vector of coefficients, m is the number of breaks, and u_t is the disturbance at time t . When the double maximum tests do not reject the null hypothesis of having no structural breaks in the series, there will be no significant evidence of a break in the series.

In the second stage, if the results of the double maximum tests suggest that there is at least one break in the price series, the number of appropriate potential breaks is identified by testing the null of l breaks versus the alternative of $l + 1$ breaks. The null hypothesis of l breaks is rejected in favor of $l + 1$ breaks if the overall minimum value of the sum of squared residuals of a model with $l + 1$ breaks is sufficiently smaller than that of the l breaks model (Bai and Perron, 1998). Because this test uses the $\text{supF}(l + 1|l)$ test statistic, this test is called the supF test, and the critical values are provided in Bai and Perron (1998).

The natural logarithm of ratios between the energy prices is used for the Bai-Perron test because this test is specifically tested on single series. For example, the log of the price ratio between the prices of WTI crude oil and unleaded gasoline is used for testing whether breaks existed in the relationship of the two price series. The price ratios are obtained for all combinations of the eight

price series used in the study, and the Bai-Perron test is conducted for all of those price ratios.³

After the breaks are determined by the Bai-Perron test, the two price series that will be used to test the price linkage are split into periods using the break dates. Then, the bivariate Johansen cointegration tests are performed on all combinations of energy prices for each period separated by the break dates. Unit root tests are performed on every energy price for each period that was identified as explained above. If those tests suggest that the price variables are not integrated of the same order during the test period, it would mean that those variables are not cointegrated because cointegration tests require the test variables to be integrated of the same order (Quan, 1992).

The bivariate cointegration tests conducted on each period identified by the breaks are useful for understanding if the cointegration relationships between the two energy source prices changed before and after each break date. If the results suggest that the cointegration relationship differed between the periods before and after the breaks, it would imply that the breaks found by the

³ Here, too, the period used for the Bai-Perron test is different when the prices of uranium and ethanol are included due to data availability.

Bai-Perron tests influenced the relationship between the two energy price series during the test period.

4. Data

The daily futures prices traded on the NYMEX are used for each price series. The daily price data is the continuation data created by taking the highest traded volume contract for each commodity and is obtained from the EODData, LLC. For all energy price series except for the uranium and ethanol futures markets, the period of the study is from July 2001 to May 2010. That term was selected because the coal futures market on the NYMEX opened in July 2001. The NYMEX launched the uranium futures market in May 2007 and started to trade ethanol in April 2008, so the terms used for these price series are from May 2007 to May 2010 and from April 2008 to May 2010, respectively. Hence, the cointegration and the Bai-Perron tests are conducted only after May 2007 and April 2008, when uranium and ethanol prices are involved.

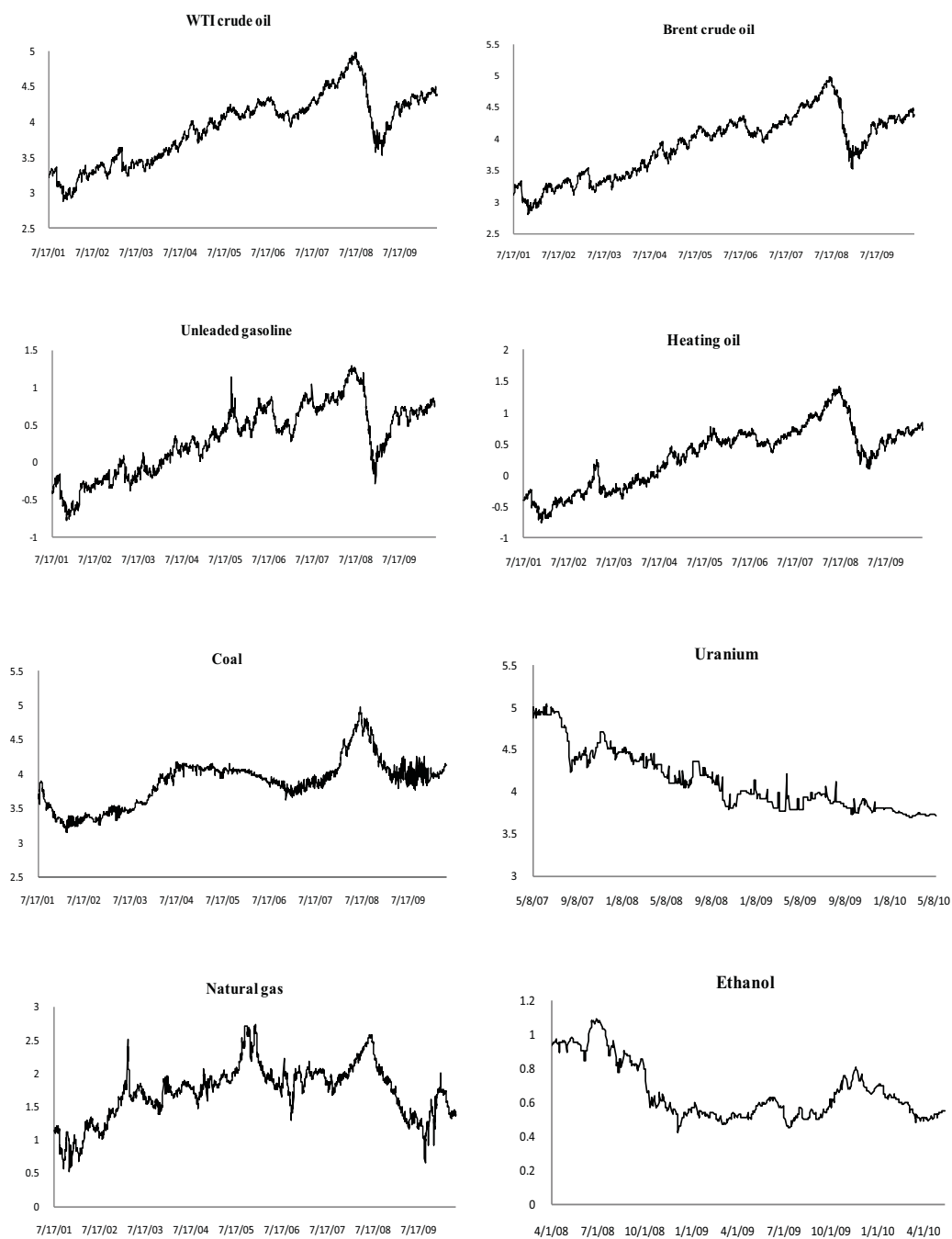


Fig. 1. Time series plots of natural log futures prices for WTI crude oil, Brent crude oil, unleaded gasoline, coal, uranium, natural gas, and ethanol traded at the NYMEX.

Two crude oil futures prices are used in the analysis. One is the futures price of WTI crude oil, which is also known as Texas Light Sweet. The other is the price of Brent crude oil. This is based on a light sweet North Sea crude oil. They are very similar in product but differ in that WTI crude oil is mostly used in the U.S., while Brent is demanded more in Europe. Unleaded gasoline and heating oil are both refined products of crude oil, and both prices are for physical delivery at the New York Harbor. The NYMEX futures price for coal is based on Central Appalachian Coal; the price for natural gas is based on physical delivery at the Henry Hub in Louisiana; the uranium price is based on the UxC index published by Ux Consulting Company; and the ethanol price is based on physical delivery at the New York Harbor.

Fig. 1 plots the natural logarithms of futures prices for all energy sources used in this study. As explained above, the time periods considered are different for uranium and ethanol prices versus the other energy sources, but it appears that after mid-2008 all of the energy source prices decreased dramatically. This price drop may have resulted from the global financial crisis that began in September 2008. It is also noticeable from the graph that the petroleum related-products (WTI crude oil, Brent crude oil, unleaded gasoline, and heating oil) all seem to

show similar trends. The graph for coal seems to be smoother compared to that of petroleum products and is slower to recover after the price decline in mid-2008. Natural gas shows a different pattern from those of all other energy sources. It exhibits a spike in 2005 in addition to the spike in 2008. The spike in 2005 may be related to the effects of Hurricane Katrina, from which the Henry Hub suffered a direct hit. For the graphs of uranium and ethanol, no data are available before May 2007 and April 2008, respectively. The uranium price seems to show a downward trend, while the ethanol price spikes around mid-2008 and late 2009.

5. RESULTS

Table 1

Unit root tests

Variable	Log Level			First difference of log level		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
WTI crude oil	-1.448	-1.410	4.508*	-8.332*	-50.178*	0.065
Brent crude oil	-1.455	-1.426	4.619*	-53.017*	-53.005*	0.044
Unleaded gasoline	-1.810	-1.796	4.328*	-49.822*	-49.885*	0.028
Heating oil	-1.453	-1.454	4.518*	-51.239*	-51.232*	0.071
Coal	-1.123	-2.013	3.186*	-10.452*	-93.073*	0.054
Uranium	-2.036	-2.151	3.048*	-20.653*	-40.817*	0.107
Natural gas	-2.287	-2.671	1.542*	-11.390*	-49.227*	0.081
Ethanol	-1.759	-1.773	1.381*	-23.943*	-23.937*	0.120

Notes: * denotes significance at 1%. All the unit root tests for the level and first differences include a constant. Lag orders for the ADF tests are determined by the AIC and the bandwidth for the PP and KPSS tests are identified by Newey-West using Bartlett kernel (Siliverstovs et al., 2005). July 17, 2001 to May 11, 2010 period is used for the WTI crude oil, Brent crude oil, unleaded gasoline, heating oil, coal, and natural gas price series. May 8, 2007 to May 11, 2010, and April 1, 2008 to May 11, 2010 periods are used for the uranium and ethanol price series respectively.

The natural logarithms of the price series are used for all statistical tests conducted in this paper. Table 1 shows the results of the ADF, KPSS, and PP unit root tests using the data between July 2001 and May 2010 for all price series except those for uranium and ethanol. The unit root tests are conducted for the May 2007 through May 2010 period for the uranium prices and the April 2008 through May 2010 period for the ethanol prices. The results indicate that all price series are integrated of order one during those periods. Thus, multivariate and bivariate cointegration tests are appropriate tests for finding price linkage among the energy source prices.

Table 2 Multivariate cointegration tests

Test A. Model with all variables (CL, SC, UG, HO, QL, UX, NG, QB)			Test B. Model without ethanol (CL, SC, UG, HO, QL, UX, NG)		
Tested period (April 2008 - May 2010)			Tested period (May 2007 - May 2010)		
$H_0: \text{rank}=\text{r}$	Trace test	Max test	$H_0: \text{rank}=\text{r}$	Trace test	Max test
$\text{r}=0$	184.88**	66.01**	$\text{r}=0$	160.34**	63.66**
$\text{r}\leq 1$	118.87	33.99	$\text{r}\leq 1$	96.69**	36.45
$\text{r}\leq 2$	84.88	27.66	$\text{r}\leq 2$	60.24	27.64
$\text{r}\leq 3$	57.22	21.10	$\text{r}\leq 3$	32.60	15.95
$\text{r}\leq 4$	36.12	18.27	$\text{r}\leq 4$	16.65	10.01
$\text{r}\leq 5$	17.85	9.98	$\text{r}\leq 5$	6.64	3.87
$\text{r}\leq 6$	7.87	4.77	$\text{r}\leq 6$	2.77	2.77
$\text{r}\leq 7$	3.10	3.10			

Test C. Model without uranium and ethanol (CL, SC, UG, HO, QL, NG)			Test D. Model with oil related products (CL, SC, UG, HO)		
Tested period (July 2001 - May 2010)			Tested period (July 2001 - May 2010)		
$H_0: \text{rank}=\text{r}$	Trace test	Max test	$H_0: \text{rank}=\text{r}$	Trace test	Max test
$\text{r}=0$	199.37**	93.19**	$\text{r}=0$	134.01**	67.23**
$\text{r}\leq 1$	106.18**	50.41**	$\text{r}\leq 1$	66.78**	38.12**
$\text{r}\leq 2$	55.77**	30.02**	$\text{r}\leq 2$	28.66**	26.09**
$\text{r}\leq 3$	25.75	13.70	$\text{r}\leq 3$	2.58	2.58
$\text{r}\leq 4$	12.05	9.52			
$\text{r}\leq 5$	2.53	2.53			

Note: ** represents significance at 5% level. CL, SC, UG, HO, QL, UX, NG, and QB are the WTI crude oil, Brent crude oil, unleaded gasoline, heating oil, coal, uranium, natural gas and ethanol log futures prices.

Initially, the following four multivariate cointegration tests are conducted to see the overall linkage among the energy source markets in the U.S. (tests A, B, C, and D). Test A includes all eight energy prices, test B does not include the ethanol price, test C does not include the uranium and ethanol prices, and finally in test D, only the four oil-related price series are included. The results of those tests are presented in Table 2. Tests A and B have only one or two cointegration

relationships. Their results imply that energy prices are very weakly linked during the examined period. Test C has three cointegration relationships but here too the overall linkage among these markets is not so strong since the test was performed for six energy prices. Finally, test D resulted in three cointegration relationships, suggesting that the oil-related energy markets have strong overall linkage. Because the only difference between tests C and D is the inclusion of the coal and natural gas prices along with the oil prices, the test results indicate that the coal and natural gas futures markets are not integrated with the oil markets and that they show different trends from the oil markets.

Table 3 Bivariate Cointegration tests without breaks

Variables	H ₀ : rank=r	Trace test	Max test	Variables	H ₀ : rank=r	Trace test	Max test
CL and SC	r=0	61.89**	59.87**	UG and QL	r=0	13.72	11.17
	r<=1	2.02	2.02		r<=1	2.55	2.55
CL and UG	r=0	38.61**	36.51**	UG and UX	r=0	6.76	4.41
	r<=1	2.10	2.10		r<=1	2.35	2.35
CL and HO	r=0	33.03**	31.03**	UG and NG	r=0	12.14	8.66
	r<=1	1.99	1.99		r<=1	3.48	3.48
CL and QL	r=0	11.95	9.85	UG and QB	r=0	6.24	4.56
	r<=1	2.10	2.10		r<=1	1.68	1.68
CL and UX	r=0	7.28	5.90	HO and QL	r=0	12.07	10.18
	r<=1	1.39	1.39		r<=1	1.89	1.89
CL and NG	r=0	10.12	8.26	HO and UX	r=0	7.08	5.80
	r<=1	1.86	1.86		r<=1	1.28	1.28
CL and QB	r=0	7.64	5.45	HO and NG	r=0	10.73	8.53
	r<=1	2.19	2.19		r<=1	2.20	2.20
SC and UG	r=0	32.26**	30.35**	HO and QB	r=0	10.99	8.39
	r<=1	1.91	1.91		r<=1	2.60	2.60
SC and HO	r=0	31.62**	29.37**	QL and UX	r=0	7.99	5.29
	r<=1	2.25	2.25		r<=1	2.69	2.69
SC and QL	r=0	11.35	9.18	QL and NG	r=0	15.08	11.87
	r<=1	2.18	2.18		r<=1	3.21	3.21
SC and UX	r=0	7.07	5.55	QL and QB	r=0	15.72**	12.52
	r<=1	1.52	1.52		r<=1	3.20	3.20
SC and NG	r=0	9.82	7.84	UX and NG	r=0	7.67	6.04
	r<=1	1.98	1.98		r<=1	1.63	1.63
SC ad QB	r=0	6.80	4.76	UX and QB	r=0	15.62**	11.88
	r<=1	2.05	2.05		r<=1	3.74	3.74
UG and HO	r=0	25.30**	22.72**	NG and QB	r=0	13.28	10.13
	r<=1	2.58	2.58		r<=1	3.15	3.15

Note: ** represents significance at 5% level. CL, SC, UG, HO, QL, UX, NG, and QB are the WTI crude oil, Brent crude oil, unleaded gasoline, heating oil, coal, uranium, natural gas and ethanol log futures prices.

Bivariate cointegration tests are also conducted on all possible combinations of energy prices. As seen in Table 3, the pairs among the four oil-related prices, WTI crude oil, Brent crude oil, unleaded gasoline, and heating

oil prices are all cointegrated of order one, which is consistent with the result of the multiple cointegration test (see test D of table 2). However, the bivariate tests among the prices of oil products, coal, uranium, natural gas, and ethanol indicate that no price relationships exist among these prices, except between coal and ethanol and between uranium and ethanol. Although cointegration relationships are found among coal, uranium, and ethanol, these relationships are very weak. The maximum eigenvalue statistics reject the cointegration relationships among those products, and the results of the trace tests became statistically insignificant when tested at the 10% significance level. From Table 3, we see that price linkage persists only among the oil-related energy sources and that inter-fuel price linkage is weak among the major U.S. fuel sources.

Table 4

Bai-Perron tests

	ln(CL/SC)	ln(CL/UG)	ln(CL/HO)	ln(CL/QL)	ln(CL/UX)	ln(CL/NG)	ln(CL/QB)
Test	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic
UDmax	117.66**	23.53**	6.39	25.10**	11.74**	17.32**	12.41**
WDmax	117.66**	27.12**	7.81	28.06**	14.58**	17.32**	12.41**
sup-F(2 1)	24.90**	21.16**		9.48	4.99	8.43	13.16**
sup-F(3 2)	6.51	4.95					5.71
	ln(SC/UG)	ln(SC/HO)	ln(SC/QL)	ln(SC/UX)	ln(SC/NG)	ln(SC/QB)	ln(UG/HO)
Test	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic
UDmax	47.39**	18.22**	27.62**	15.26**	17.38**	8.27	11.66**
WDmax	47.39**	25.53**	30.35**	15.26**	17.52**	12.62**	11.66***
sup-F(2 1)	15.35**	27.76**	6.32	6.76	9.31		4.66
sup-F(3 2)	4.49	5.39					
	ln(UG/QL)	ln(UG/UX)	ln(UG/NG)	ln(UG/QB)	ln(HO/QL)	ln(HO/UX)	ln(HO/NG)
Test	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic
UDmax	18.66**	19.01**	17.90**	17.08**	28.28**	16.30**	21.21**
WDmax	23.95**	19.01**	18.03**	17.08**	34.58**	21.34**	21.21**
sup-F(2 1)	7.77	3.59	7.88	4.80	31.18**	19.69**	8.62
sup-F(3 2)					3.92	8.43	
	ln(HO/QB)	ln(QL/UX)	ln(QL/NG)	ln(QL/QB)	ln(UX/NG)	ln(UX/QB)	ln(NG/QB)
Test	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic
UDmax	9.83***	87.68**	28.49**	61.26**	13.77**	20.32**	21.00**
WDmax	15.09**	87.68**	28.49**	63.76**	17.51**	20.32**	21.00**
sup-F(2 1)	9.08	31.97**	7.95	49.55**	5.65	12.58**	7.72
sup-F(3 2)		7.10		3.03		3.27	

Note: **, and *** denote significance at 5%, and 10% respectively. CL, SC, UG, HO, QL, UX, NG, and QB are the WTI crude oil, Brent crude oil, unleaded gasoline, heating oil, coal, uranium, natural gas and ethanol futures prices.

To test whether the price series contain structural breaks and how such breaks affect the relationships among the energy source prices, Bai-Perron tests are conducted on the series.⁴ The results of this test are enumerated in Table 4.

The tests are conducted for every price ratio among the energy source prices. If the double maximum tests are both rejected, the tests continue to determine the

⁴ The maximum number of breaks (m) and the trimming value (ϵ) are set to 3 and 0.20 (see Bai and Perron (1998) for more technical details).

appropriate number of potential breaks using the supF tests. As seen in the table, most of the price ratios contained structural breaks, except for the price ratios between WTI crude oil and heating oil ($\ln(\text{CL}/\text{HO})$) and between Brent crude oil and ethanol ($\ln(\text{SC}/\text{QB})$). The appropriate number of breaks is either one or two, and none of the price ratios were identified to have three breaks.

Table 5
Bivariate Cointegration tests with breaks

Period	CL and SC	R	CL and UG	R	CL and QL	R	CL and UX	R
1	Jul. 17, 01 - Feb. 21, 05	y	Jul. 17, 01 - Jul. 31, 03	y	Jul. 17, 01 - May 19, 05	n	May 8, 07 - Mar. 27, 09	n
2	Feb. 22, 05 - Feb. 21, 07	n	Aug. 1, 03 - Jul. 10, 07	y	May 20, 05 - May 11, 10	n	Mar. 30, 09 - May 11, 10	n
3	Feb. 22, 07 - May. 11, 10	y	Jul. 11, 07 - May 11, 10	y				
Period	CL and NG	R	CL and QB	R	SC and UG	R	SC and HO	R
1	Jul. 17, 01 - Dec. 19, 05	n	Apr. 1, 08 - Sept. 4, 08	n	Jul. 17, 01 - Aug. 1, 03	y	Jul. 17, 01 - Aug.22, 06	y
2	Dec. 20, 05 - May 11, 10	n	Sept. 5, 08 - Feb. 11, 09	n	Aug. 4, 03 - Jul. 10, 07	y	Aug. 23, 06 - Aug. 5, 08	y
3			Feb. 12, 09 - May 11, 10	n	Jul. 11, 07 - May 11, 10	y	Aug. 6, 08 - May 11, 10	n
Period	SC and QL	R	SC and UX	R	SC and NG	R	UG and HO	R
1	Jul. 17, 01 - May 12, 05	n	May 8, 07 - Jul. 15, 09	n	Jul. 17, 01 - Dec. 20, 05	n	Jul. 17, 01 - Dec. 19, 05	y
2	May 13, 05 - May 11, 10	n	Jul. 16, 09 - May 11, 10	n	Dec. 21, 05 - May 11, 10	n	Dec. 20, 05 - May 11, 10	n
Period	UG and QL	R	UG and UX	R	UG and NG	R	UG and QB	R
1	Jul. 17, 01 - May 19, 05	n	May 8, 07 - Mar. 27, 09	n	Jul. 17, 01 - Feb. 09, 06	y	Apr. 1, 08 - Dec. 25, 08	n
2	May 20, 05 - May 11, 10	n	Mar. 30, 09 - May 11, 10	n	Feb. 10, 06 - May 11, 10	n	Dec. 26, 08 - May 11, 10	n
Period	HO and QL	R	HO and UX	R	HO and NG	R	HO and QB	R
1	Jul. 17, 01 - Feb. 21, 06	n	May 8, 07 - Nov. 13, 08	n	Jul. 17, 01 - Dec. 19, 05	n	Apr. 1, 08 - Oct. 1, 08	n
2	Feb. 22, 06 - Jul. 23, 08	y	Nov. 14, 08 - Jul. 15, 09	n	Dec. 20, 05 - May 11, 10	n	Oct. 2, 08 - May 11, 10	n
3	Jul. 24, 08 - May 11, 10	n	Jul. 16, 09 - May 11, 10	n				
Period	QL and NG	R	QL and QB	R	QL and UX	R	UX and NG	R
1	Jul. 17, 01 - Jul. 22, 08	n	Apr. 1, 08 - Feb. 18, 09	n	May 8, 07 - Nov. 13, 08	n	May 8, 07 - Sep. 4, 09	n
2	Jul. 23, 08 - May 11, 10	n	Feb. 19, 09 - Oct. 9, 09	y	Nov. 14, 08 - Oct. 1, 09	n	Sep. 7, 09 - May 11, 10	n
3			Oct. 12, 09 - May 11, 10	n	Oct. 2, 09 - May 11, 10	n		
Period	UX and QB	R	NG and QB	R				
1	Apr. 1, 08 - Jan. 2, 09	n	Apr. 1, 08 - Nov. 12, 09	n				
2	Jan. 5, 09 - Sep.11, 09	n	Nov. 13, 09 - May 11, 10	n				
3	Sep. 14, 09 - May 11, 10	n						

Note: CL, SC, UG, HO, QL, UX, NG, and QB are the WTI crude oil, Brent crude oil, unleaded gasoline, heating oil, coal, uranium, natural gas, and ethanol log futures prices. The column labeled R gives the cointegration test results based on the 5% significance level using the trace statistic: y represents the existence of a cointegration between the two price series and n means that there is no cointegration. n is also applied when unit root tests conducted for different periods for each variable suggest that they are not integrated of the same order.

The unit root tests are first performed on each period before conducting

the bivariate cointegration tests for every period identified by the breaks. If this test result indicates that the price series are integrated at different orders, these variables are not cointegrated. If the result suggests that they were integrated of the same order, the bivariate Johansen test is performed. The results of this cointegration test with breaks are presented in Table 5. The dates in the table represent the time period used for the cointegration tests. Because the Bai-Perron test identified different numbers of breaks for different price ratios, the number of periods and the time period used for the cointegration tests depend on the type of price relationships tested.

Here, too, it is noticeable that a cointegration relationship existed between the oil-related products for most of the periods identified by the Bai-Perron test. However, as seen in the test results between WTI and Brent crude oil (CL and SC) and between unleaded gasoline and heating oil (UG and HO), the break that occurred in 2005 changed the cointegration relationships for those price series. Both of the price relationships had cointegration relationships before the break in 2005, but they ceased to be cointegrated after the breaks identified in 2005 (February 22, 2005, and December 20, 2005). Another break that appeared in the price ratio between Brent crude oil and heating oil (SC and HO) in August

2008 also changed the cointegration relationship between those price series. Brent crude oil and heating oil were cointegrated before August 6, 2008, but that price relationship disappeared after the break occurred. As explained before, the four oil prices had strong linkage over the whole test period. Thus, these changes in the cointegration relationships during the break periods imply that the breaks that occurred during 2005 and 2008 had large impacts on the price relationships among the U.S. major energy sources.

For the non-oil-related energy sources, no significant linkage exists between the pairs of energy prices based on the results in Table 5. Coal (QL) was cointegrated with heating oil (HO) and ethanol (QB) in one of the periods identified by the breaks, but these cointegrations were not present during other periods. It is likely that these energy sources are not cointegrated in general, as indicated in the test result without breaks in Table 3 and that the cointegration observed in one period reflects the effects of structural breaks in the series.

No cointegration with uranium prices were observed in any of the periods identified by the breaks, and none of the breaks affected the price relationships between uranium and other energy sources. Uranium also showed no cointegration relationship when tested without breaks (see Table 3). Hence, the

test results with breaks in Table 5 suggest that the uranium market is very independent from other energy markets and that its price relationship with other energy markets is not affected even by structural breaks.

The results in Table 5 suggest that natural gas prices did cointegrate with unleaded gasoline (UG) prices between July 2001 and February 2006. As seen in Fig. 1, natural gas prices experienced a spike during 2005, which is likely to be related to the effects of Hurricane Katrina. Thus, the break found for the price ratio between natural gas and unleaded gasoline in February 2006 may be associated with this spike. Because that break changed the cointegration relationship between natural gas and unleaded gasoline, the results indicate that the natural gas market was strongly influenced after the break in February 2006. It is likely that this break caused the independent movement of the natural gas market throughout the study period.

Finally, the ethanol market did not have strong linkage with any of the energy source markets. As seen in Table 5, ethanol prices were only cointegrated with coal prices during the period from February 2009 to October 2009 and did not exhibit a cointegration relationship in other periods. The result of the bivariate cointegration test without the consideration of structural breaks also indicated that

ethanol prices are very weakly linked with other energy source markets. Therefore, the cointegration with coal prices that occurred for a short period in 2009 is likely to be an effect of the structural break in the series.

6. CONCLUSIONS

This study investigated whether market linkage exists among the major energy source markets in the U.S. when structural breaks are considered in price series. We showed that strong price linkage exists among the NYMEX WTI crude oil, Brent crude oil, gasoline, and heating oil futures markets but only weak linkage holds among these four oil-related markets, coal, natural gas, uranium, and ethanol futures markets. The price linkage among the four oil-related markets is not surprising because it is known from a previous study that price linkage exists among oil-related products (Asche et al., 2003) and it is common to find price relationships between input and output prices (Mjelde and Bessler, 2009) such as between crude oil and gasoline and heating oil prices. However, our finding that only weak linkage exists among the four oil-related products, coal, natural gas, uranium, and ethanol markets provides important empirical evidence that at the moment no primary energy source market exist in the U.S. and the

major U.S. energy markets move independently. This implies that when applying market intervention policies for the U.S. energy market every U.S. major energy source market will have to be treated individually.

The test on price linkage when structural breaks are considered also suggested that the price linkage only exists among the oil-related energy markets and only weak linkage exists among the U.S. major energy source markets. Especially we found from this test that the uranium and ethanol futures prices have very weak linkage with other U.S. major energy source prices. This indicates that the U.S. energy market is still at a stage where none of the probable alternative energy source market plays the role as a substitute or a complement market for the fossil fuel energy market.

REFERENCES

- Amavilah, V.H.S., 1995. The capitalist world aggregate supply and demand model for natural uranium. *Energy Economics* 17, 211-220.
- Andrews, D.W.K., W. Ploberger, W., 1994. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica* 62, 1383-1414.
- Asche, F., Gjolberg, O., Volker, T., 2003. Price relationships in the petroleum market: an analysis

- of crude oil and refined product prices. *Energy Economics* 25, 289-301.
- Asche, F., Osmundsen, P., Sandsmark, M., 2006. The UK market for natural gas, oil, and electricity: are the prices decoupled? *Energy Journal* 27, 27-40.
- Bachmeier, L., Griffin, J.M., 2006. Testing for market integration: crude oil, coal, and natural gas. *Energy Journal* 27, 55-71.
- Bai, J., Perron, P., 1998. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica* 66, 47-78.
- Brown, S.P.A., Yucel, M.K., 2008. What drives natural gas prices? *Energy Journal* 29, 45-60.
- Chow, G.C., 1960. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica* 28, 591-605.
- Darrat, A.F., 1998. Tax and spend, or spend and tax? An inquiry into the Turkish budgetary process. *Southern Economic Journal* 64, 940-956.
- Energy Information Administration (EIA)., 2008. *Annual Energy Review 2008*.
www.eia.doe.gov/aer/pdf/aer.pdf.
- Goodwin, B.K., Schroeder, T.C., 1991. Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets. *American Journal of Agricultural Economics* 73, 452-464.
- Hansen, B.E., 2000. Testing for structural change in conditional models. *Journal of Econometrics* 97, 93-115.

Hartley, P.R., Medlock, K.B., Rosthal, J.E., 2008. The relationship of natural gas to oil prices.

Energy Journal 29, 47-65.

Jean-Baptiste, P., Ducroux, R., 2003. Energy policy and climate change. Energy Policy 31,

155-166.

Johansen, S., Juselius, K., 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration:

with applications to the demand for money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics

52, 169-210.

Lee, J., List, J.A., Strazicich, M.C., 2006. Non-renewable resource prices: deterministic or

stochastic trends? Journal of Environmental Economics and Management 51, 354-370.

Maslyuk, S., Smyth, R., 2009. Cointegration between oil spot and future prices of the same and

different grades in the presence of structural change. Energy Policy 37, 1687-1693.

Mjelde, J., Bessler, D., 2009. Market integration among electricity markets and their major fuel

source markets. Energy Economics 31, 482-491.

Mohammadi, H., 2009. Long-run relations and short-run dynamics among coal, natural gas and oil

prices. Applied Economics iFirst, 1-9.

Quan, J., 1992. Two-step testing procedure for price discovery role of futures prices. Journal of

Futures Markets 12, 139-149.

Quandt, R.E., 1960. Tests of hypothesis that a linear regression system obeys two separate

regimes. *Journal of American Statistical Association* 55, 324-330.

Rapach, D.E., Wohar, M.E., 2006. Structural breaks and predictive regression models of aggregate U.S. stock returns. *Journal of Financial Econometrics* 4, 238-274.

Siliverstovs, B., L'Hegaret, G., Neumann, A., Hirschhausen, C.V., 2005. International market integration for natural gas? A cointegration analysis of prices in Europe, North America and Japan. *Energy Economics* 27, 603-615.

添付資料2

ライセンス制度：非対称情報下での最適廃棄物管理政策（英語論文）

License scheme: an optimal waste management policy under asymmetric information

Takayoshi Shinkuma · Shunsuke Managi

© Springer Science+Business Media, LLC 2010

Abstract A system requiring a waste management license from an enforcement agency has been introduced in many countries. A license system is usually coupled with fines, a *manifest*, and a disposal tax. However, these policy devices have not been integrated into an optimal policy. In this paper we derive an optimal waste management policy by using those policy devices. Waste management policies are met with three difficult problems: asymmetric information, the heterogeneity of waste management firms, and non-compliance by waste management firms and waste disposers. The optimal policy in this paper overcomes all three problems.

Keywords Waste management · License · Non-compliance · Asymmetric information

JEL Classification Q50 · Q53 · K42

1 Introduction

In a market for waste management, we are confronted with three characteristics: asymmetric information, heterogeneity of waste management firms (WMFs), and non-compliance. Waste is worthless both for disposers and WMFs. Disposers of waste

T. Shinkuma (✉)
Faculty of Economics, Kansai University, 3-3-35 Yamate-cho, Suita-shi, Osaka 564-8680, Japan
e-mail: shinkuma@kansai-u.ac.jp

S. Managi
Graduate School of Environmental Studies, Tohoku University, Sendai, Japan

S. Managi
Institute for Global Environmental Strategies, Kanagawa, Japan

Published online: 16 November 2010

 Springer

are unconcerned and are unaware of how their waste is treated and how it damages the environment (i.e., asymmetric information). Competitiveness in the waste management market has not resulted in improving the quality of waste management but in lowering waste management fees. As a result, waste has been treated with a minimum level of technology and the environment has been seriously damaged. The lower level of technology makes it easier for firms to enter the waste management market. Indeed, various types of WMFs operate in the market (i.e., heterogeneity of WMFs). Although regulators have made efforts at improvement by setting standards for how waste must be treated, the unconcern on the part of disposers has encouraged non-compliance by WMFs. In addition, disposers may dump waste by themselves.

A representative standard-based regulation scheme, a license system, has been introduced in the US, several countries in the EU, Japan, and elsewhere. Table 1 shows how many different policy options there are in the world. A license from an enforcement agency is generally required for all waste-related activities involving large volumes of material and material that poses a significant risk to the environment.¹ Disposers of waste are prohibited from having a contract with firms without a license. Operations by the latter (such as informal and clandestine backyard recycling) are also prohibited. WMFs need to undergo periodic inspections. A disposer of waste must receive a verification letter, called a *manifest*, for proper waste treatment from a licensed WMF. In addition, several developed countries have introduced a disposal tax.

However, these license systems coupled with fines, a *manifest*, and a disposal tax have not been integrated into an optimal policy. The way these policy devices are mutually related has not been recognized. Indeed, several of these policy devices have often been introduced independently of one another. The object of this paper is to derive the optimal license system. By characterizing the optimal policy, we can see these devices as an integral package in a waste management policy and we better understand the roles of these policy devices.

In this paper we handle two sources of distortion: the possibility of non-compliance by WMFs and disposers, and *asymmetric information* about the types of WMFs. The latter means that both the government and disposers do not know the treatment costs of WMFs. To make the role of each policy device clear, we derive an optimal policy for three cases. The first one is a benchmark case where there is no possibility of non-compliance by WMFs and disposers under *symmetric information*. In the second case, relaxing one of the two assumptions in the first case, we assume that there is the possibility of non-compliance by WMFs and disposers under *symmetric information*. The third case is the most realistic one, and we derive the optimal policy assuming the possibility of non-compliance and *asymmetric information*.

¹ More precisely, a firm is required to have a waste management license if it stores waste that it did not produce, treats waste (including recycling it), and disposes of waste. When a firm holds a waste management license, it must comply with all of the conditions contained in its license and with any formal notices that its environmental regulator issues to it, and pay the annual renewal charge for the license.

Table 1 Options in waste management policy

	US	Canada	UK	France	Germany	The Netherlands	Denmark	
Manifest requirement	**	**	**	**	**	**	**	
License requirement	**	**	**	**	**	**	**	
Fines on disposers for their own illegal disposal	**	**	**	*	**	**	**	
Fines on improper waste treatment by a waste management firm	**	**	**	*	—	**	**	
Fines on disposers for contracting with non-licensed WMFs	**	**	**	*	**	**	**	
Waste disposal tax	**	*	**	**	**	**	**	
	Japan	Korea	China	Taiwan	Philippines	Vietnam	Thailand	Malaysia
Manifest requirement	**	**	**	*	**	*	**	**
License requirement	**	**	*	**	**	**	**	*
Fines on disposers for their own illegal disposal	**	**	**	**	**	—	**	**
Fines on improper waste treatment by a waste management firm	**	—	**	*	*	—	**	—
Fines on disposers for contracting with non-licensed WMFs	**	*	**	*	*	**	**	**
Waste disposal tax	**	**	—	**	—	—	—	—

Notes: (**) Functions well/clear regulations; (*) does not function well/regulated partially/ready to implement new law; (—) not regulated. Sources of the information are based on our surveys on each country's responsible ministry of environment, industry, or economy, and/or its environmental agency

There are few theoretical studies on licensing systems in environmental economics, even though the literature in this field includes analyses of emission charges (or disposal taxes), subsidies for reducing emissions, standard-based regulation such as command-and-control, and an emission permit trading system (see, for example, Hanley et al. 1997).

In addition, environmental regulation focusing on enforcement and compliance has been studied intensively. The literature that originated from Becker (1968) extends Becker's model. Some authors look at restriction of penalties (e.g., Shavell 1986) or

consider a situation in which offenders are able to obstruct the enforcement process and challenge regulatory decisions through various channels (e.g., Heyes 1993; Khambu 1989). Others examine several new types of regulation, including state-dependent regulation (Harrington 1988) and self-reporting (Kaplow and Shavell 1994; Malik 1993; Sandmo 2002). An excellent survey on enforcement and compliance is provided by Heyes (2000).

A license scheme is a standard-based method of regulation, but it is similar to a self-reporting system if a license specifies a required action for the environment. Obtaining a license is equivalent to self-reporting a specified action. Three key works related to the topic of this paper analyze the role of self-reporting. Malik (1993) proposes a scheme that makes *homogeneous* firms self-report their true state. Using a similar model to that of Malik (1993), Kaplow and Shavell (1994) propose an incentive-compatible mechanism that makes *heterogeneous* firms self-report their actions where asymmetric information exists. Because Kaplow and Shavell (1994) assume that the type of each *heterogeneous* firm is determined by the potentially available action of each, the authors can concentrate on how to make those firms self-report their true types (or actions). If, however, the type of each *heterogeneous* firm is determined by other characteristics (e.g., treatment costs) and if each *heterogeneous* firm can choose its actions freely, the regulator would be met with non-compliance by firms. That is, the true actions would differ from what is self-reported. Sandmo (2002) proposes a self-reporting scheme that overcomes non-compliance by *homogeneous* firms. Sandmo (2002) shows that the regulator can achieve the social optimum by imposing a Pigouvian tax on self-reported emissions and imposing a (nonlinear) fine on detected non-compliance (the difference between the self-reported and true emissions). There exists little literature that deals with all three characteristics in the waste management market (i.e., asymmetric information, heterogeneity of WMFs, and non-compliance). In this paper, we indicate the characteristics of an optimal policy, a license scheme, for an enforcement agency to manage the waste problem.

However, in this paper it can be shown that self-reporting cannot attain the social optimum, since the regulator must know the true type of each WMF in advance under a self-reporting system. This implies that in addition to a license we need other policy devices (fines, a *manifest*, and disposal taxes) to attain the social optimum.

The outline of this paper is as follows. In the next section we present our model and derive optimal policy under perfect compliance and symmetric information. In Sect. 3, while keeping the assumption of symmetric information, we characterize an optimal license policy under the possibility of non-compliance. In Sect. 4, we derive an optimal policy under asymmetric information and the possibility of non-compliance. In Sect. 5 we derive the second-best policy when there exists the maximum possible fine. In Sect. 6 we compare a license scheme with a self-reporting system. Section 7 comprises our conclusion.

2 Symmetric information and perfect compliance model

In this section, we present our model, derive the socially optimal conditions, and then characterize the optimal policy under symmetric information and perfect compliance.

We consider a competitive waste management market consisting of a single disposer,² n types of WMFs, and the government. It is assumed that the single disposer does not have any technology for waste treatment.

A technology level is represented by some level of environmental care³ that is taken for one unit of waste. The extent to which the environment is damaged by treatment of one unit of waste depends on the actual environmental care C that is taken for the unit of waste. The environmental damage resulting from the one unit of waste is represented by $E(C)$. It is assumed that $E'(C) < 0$ and $E''(C) > 0$. Let θ stand for the cost of one unit of environmental care.

In general, the unit cost of environmental care differs among WMFs. A technologically inferior firm should pay more to acquire a waste treatment technology than a technologically superior one, but this depends on financial accessibility, which differs from firm to firm.

The n types of WMFs differ from one another in regard to parameter θ . Without loss of generality, we assume that $\theta_1 < \dots < \theta_n$. The number of type- i WMFs is denoted by α_i .⁴ The volume of waste treated by each WMF is fixed at 1. The volume of waste emitted by the single disposer is assumed to be fixed at A . We assume that the government knows the total volume of waste and the capacity of each WMF.⁵

In addition, we assume that

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i > A.$$

It is socially optimal that only the cost-efficient firms treat waste. There exists the number k such that

$$\sum_{i=1}^{k-1} \alpha_i < A < \sum_{i=1}^k \alpha_i.$$

The type k represents the marginal WMFs.

We can characterize the social optimality as follows. The social cost can be written as

² Strictly speaking, the assumption of the single disposer contradicts a competitive economy in the sense that there is a monopsonistic buyer of waste management services. However, this problem can be solved by assuming that there are many competitive buyers. Although this modification makes the model slightly more complex, it does not affect our results at all.

³ Environmental care refers to how waste is treated or disposed of (e.g., whether it is preprocessed for mitigating harmful effects, incinerated, or recycled before final disposal or not—that is, landfilled directly—and whether the polluted water from preprocessing and final disposal is controlled or not).

⁴ The distribution of WMFs (or the magnitude of α_i) does not affect our theoretical results at all. Although our model implicitly assumes that the government knows α_i , this information is not necessary. In fact, the government can present $k' (> k)$ types of licenses when α_i is not known, where k' is a sufficiently large number. Some of the licenses (from type $k + 1$ to k') will be inactive, and these license holders choose to exit the market.

⁵ The government can know the total volume of waste if an information system is constructed for collecting production and consumption data.

$$\sum_{i=1}^{k-1} \alpha_i (\theta_i C_i + E(C_i)) + \left(A - \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_i \right) (\theta_k C_k + E(C_k)).$$

The government minimizes the social cost. The FOC for the socially optimal environmental care C_i can be represented by

$$\theta_i + E'(C_i) = 0 \quad i = 1, \dots, k \tag{1}$$

The government is supposed to attain the social optimum represented by (1) through a licensing system. The government sets a standard for the technology level to be applied in the waste treatment process for each type of license. The standard for environmental care is denoted by \hat{C}_i . A type i license can be successfully assigned to type i WMFs, because we assume that the government knows the true type of each WMF. In addition, we assume perfect compliance by WMFs and the disposer. Then the government can attain the social optimum by simply setting the standard as $\hat{C}_i = C_i(\theta_i), i = 1, \dots, k$. Note that $C_i(\theta_i)$ is defined implicitly by (1). No policy devices (fine, *manifest*, or disposal tax) other than a license are needed.

3 Non-compliance and symmetric information model

3.1 How to set standards

While keeping one of the assumptions in the previous section, symmetric information, we relax the other one, that is, perfect compliance. The government can still correctly assign k type licenses ($\hat{C}_i, i = 1, \dots, k$) to WMFs. However, WMFs can violate the standard by, for example, skipping some processes required by the standard or by using less costly but more harmful waste-treatment methods prohibited by the law. If x stands for the non-compliance rate, the actual environmental care C is calculated as $C = \hat{C}(1 - x)$. Let us introduce a fine on non-compliance. When an i th-license holder does not comply with the required standard \hat{C}_i and its non-compliance is detected, the government can impose a fine (denoted by z) on the firm. The non-compliance rate is denoted by x_i . The probability of detection is represented by r , which depends on non-compliance rate x_i . It is assumed that $r'(x_i) > 0, r''(x_i) > 0$, and $r(1) \leq 1$.

The profit of a WMF (type i) can be expressed as

$$\Pi_i = P - \theta_i \hat{C}_i (1 - x_i) - r(x_i)z.$$

The firm decides on non-compliance rate x_i so that Π_i can be maximized. The FOC for the optimal non-compliance rate x_i can be represented by

$$\theta_i \hat{C}_i - r'(x_i^*)z = 0. \tag{2}$$

The government must decide on standards \hat{C}_i so that the *ex-post* environmental care can be equal to the socially optimal level. In this case, the government must choose a standard \hat{C}_i that satisfies the following equation:

$$\hat{C}_i(1 - x_i^*) = C_i(\theta_i), \quad (3)$$

where $C_i(\theta_i)$ and x_i^* are defined implicitly by (1) and (2) respectively.

We can easily see that the social optimum can be attained if the government sets each standard such that x_i^* and \hat{C}_i satisfy both of (2) and (3). How can we set a standard for each type of WMF? Although it is socially optimal to relax the required environmental care for cost-inefficient WMFs, it does not mean that standards also must be lowered for cost-inefficient WMFs. The rule for setting the standards is slightly complicated.

To see this, let us define two elasticities, ρ and σ . The first one, ρ , is defined as

$$\rho = -\frac{\partial E' C}{\partial C E'}.$$

This ρ is the rate of increment of marginal environmental damage when environmental care decreases by 1%. The larger the value, the more hazardous the waste is. We can calculate ρ by (1) and (3).

$$\rho = \frac{E'' \hat{C}(1 - x^*)}{\theta}. \quad (4)$$

Another important elasticity is σ , defined as

$$\sigma = \frac{\partial x^*}{\partial y} \frac{y}{x^*},$$

where $y = \theta \hat{C}$ represents the compliance cost. Therefore, σ is the rate of increment of the non-compliance rate when the compliance cost increases by 1%. We can calculate σ by (2);

$$\sigma = \frac{1}{r''} \frac{\theta \hat{C}}{zx}. \quad (5)$$

We can obtain the following results on comparative statics of (2) and (3). These results show how the relationships between the standards and the targeted non-compliance rates depend on hazardousness of waste.

Lemma 1 (i) $\rho < 1$. $d\hat{C}/d\theta < 0$, if and only if $x^* \in (0, 1/(1 + \sigma)) \cup (1/(1 + \rho\sigma), 1)$. In addition, $dx^*/d\theta < 0$ and $d(\theta\hat{C})/d\theta < 0$, if and only if $x^* \in (0, 1/(1 + \sigma))$. (ii) $\rho > 1$. $d\hat{C}/d\theta < 0$, if and only if $x^* \in (0, 1/(1 + \rho\sigma)) \cup (1/(1 + \sigma), 1)$. In addition, $dx^*/d\theta > 0$ and $d(\theta\hat{C})/d\theta > 0$, if and only if $x^* \in (0, 1/(1 + \sigma))$.

Proof See Appendix A. □

However, the participation constraints represented by $\Pi_i \geq 0 (i = 1, \dots, k)$ are violated if $d(\theta\hat{C})/d\theta < 0$. To see this, note that in the competitive equilibrium the profit of the marginal firm (type k) must be zero.

$$\Pi_k = P - \theta_k \hat{C}_k(1 - x_k^*) - r(x_k^*)z = 0 \quad (6)$$

If $d(\theta\hat{C})/d\theta < 0$, it can be easily shown that $\Pi_i < \Pi_k = 0$ for $i < k$. Therefore, the inequality $d(\theta\hat{C})/d\theta < 0$ violates the participation constraints. Therefore, by modifying Lemma 1 to the next proposition, we can see how the standards must be set under symmetric information and the possibility of non-compliance.

Proposition 1 (The optimal standards for the environmental care in the case of non-compliance and symmetric information) *The standards for the environmental care must be set non-monotonically as follows. (i) $\rho < 1$. The standards must be set as follows: $d\hat{C}/d\theta > 0$ in the lower values of θ and then $d\hat{C}/d\theta < 0$ in the higher values. The targeted non-compliance rate must satisfy $dx^*/d\theta > 0$ and $x_i^* > 1/(1 + \sigma)$ for all i . (ii) $\rho > 1$. The standards must be set as follows: $d\hat{C}/d\theta < 0$ in the lower values of θ and then $d\hat{C}/d\theta > 0$ in the higher values. The targeted non-compliance rate must satisfy $dx^*/d\theta > 0$ and $x_i^* < 1/(1 + \sigma)$ for all i .*

Proof Suppose that $\rho < 1$. Note that $d(\theta\hat{C})/d\theta < 0$ violates the participation constraints. When we exclude the range of x^* in Lemma 1 corresponding to $d(\theta\hat{C})/d\theta < 0$, we can see that $x_i^* > 1/(1 + \sigma)$ for all i . In this range of x^* , as stated in the proposition, we can see $dx^*/d\theta > 0$. In addition, we can state that $d\hat{C}/d\theta > 0$ in the same range if and only if $1/(1 + \sigma) < x^* < 1/(1 + \rho\sigma)$. This implies that $d\hat{C}/d\theta > 0$ in the lower values of θ and then $d\hat{C}/d\theta < 0$ in the higher values because $dx^*/d\theta > 0$. We can also prove the statement in case (ii) in a similar way. \square

Figures 1 and 2 illustrate the results of the proposition. If two curves representing (2) and (3) crossing each other twice or we have two candidates for the solutions of those equations, we are indifferent between them because both can attain the social optimum. One of the two candidates is a combination of a high standard and a high non-compliance rate, and the other combines a low standard with a low non-compliance rate. However, one of them violates the participation constraints, as stated above. In addition, the proposition shows that the optimal targeted non-compliance rate is lower (higher) if waste is more (less) hazardous.

Contrary to our result, Sandmo (2002) shows that direct regulation (interpreted as a standard) cannot attain the social optimum where non-compliance is a possibility. One major reason for this is that he sets the standard at the socially optimal level ($C_i(\theta_i)$). We can easily see from Eq. 3 that where non-compliance is a possibility the standard must be set at a higher level than the social optimum (i.e., $\hat{C}_i > C_i$).

3.2 How to set a fine

At what level should a fine be set to support the optimal standards stated in Proposition 1? To answer this question we need an additional function or $\hat{z}_i(x_i^*)$. Note that the social optimum can be attained at any x_i^* by adjusting z . Indeed, for a given x_i^* , we can define the level of z that assures that the socially optimal care can be attained, or \hat{C}_i and x_i^* satisfy both (2) and (3).

Definition of $\hat{z}_i(x_i^*)$: For a given x_i^* , define $\hat{z}_i(x_i^*)$ such that each type i WMF chooses the targeted non-compliance rate x_i^* and the socially optimal care. We can easily calculate $\hat{z}_i(x_i^*)$ by using (2) and (3):

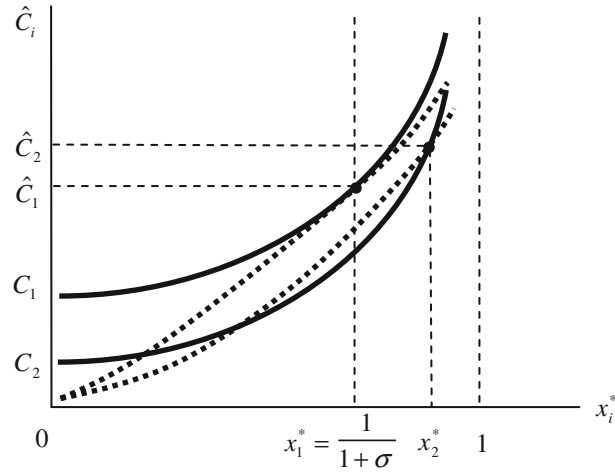


Fig. 1 The optimal policy for the case $\rho < 1$ and $k = 2$ (symmetric information case). The *solid curves* and the *dotted curves* represent (3) and (2) respectively

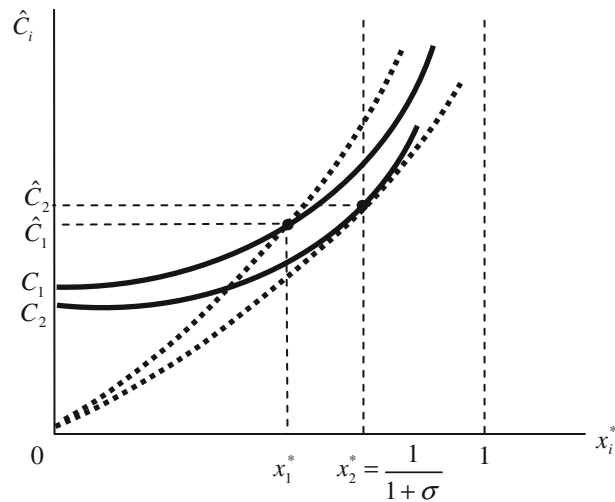


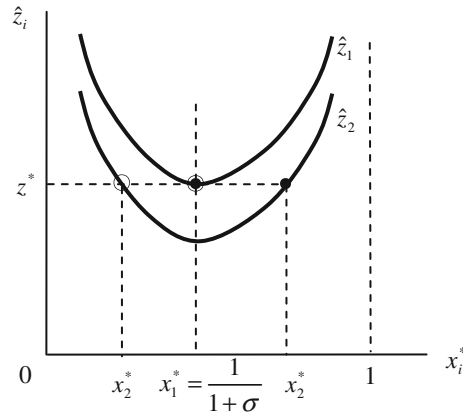
Fig. 2 The optimal policy for the case $\rho > 1$ and $k = 2$ (symmetric information case). The *solid curves* and the *dotted curves* represent (3) and (2) respectively

$$\hat{z}_i(x_i^*) = \frac{\theta_i \hat{C}_i}{r'(x_i^*)} = \frac{\theta_i C_i(\theta_i)}{(1 - x_i^*)r'(x_i^*)}$$

Then we can obtain the next lemma.

Lemma 2 $\hat{z}_i(x_i^*)$ is minimized at $x_i^* = 1/(1 + \sigma)$.

Fig. 3 The optimal policy for the case $\rho < 1$ and $k = 2$ (symmetric and asymmetric information case). The symbols *filled circle* and *open circle* represent the first-best outcomes under symmetric and asymmetric information case, respectively



Proof The derivative of the denominator of $\hat{z}_i(x_i^*)$ can be calculated by (2) and (5) as

$$\frac{\partial(1 - x_i^*)r'(x_i^*)}{\partial x_i^*} = \frac{r'(x_i^*)}{\sigma x_i^*}(1 - (1 + \sigma)x_i^*). \quad \square$$

This lemma shows that curves representing (2) and (3) in the $(x - \hat{C})$ plane can only be tangent to each other at $x^* = 1/(1 + \sigma)$ (see Figs. 1 or 2). In addition, we can obtain the following lemma, which states that whether \hat{z} is a decreasing or an increasing function of θ depends on the magnitude of the hazardousness of the waste (ρ).

Lemma 3 (i) $\rho < 1$. For any x , \hat{z} is a decreasing function of θ , i.e., $\hat{z}_1 > \dots > \hat{z}_k$.
 (ii) $\rho > 1$. For any x , \hat{z} is an increasing function of θ , i.e., $\hat{z}_1 < \dots < \hat{z}_k$.

Proof By differentiating the numerator of $\hat{z}(x^*)$ with respect to θ at any given x^* , we can obtain $\frac{\partial \theta C(\theta)}{\partial \theta} = C(\theta) + \theta C'(\theta) = C(\theta)(1 - \frac{1}{\rho})$. The calculation is done by following by (1), (3), and (4). \square

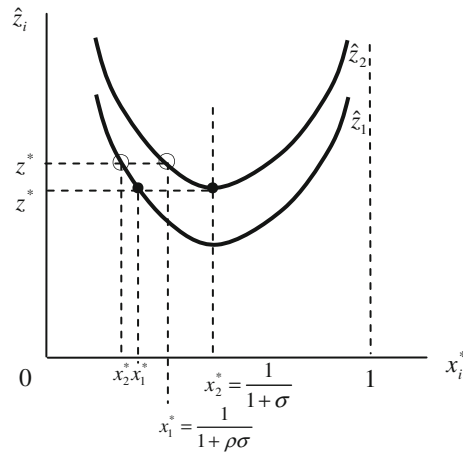
From Lemmas 2 and 3 we can draw $\hat{z}_i(x_i^*)$ in the $(x_i^* - z)$ plane as illustrated by Figs. 3 and 4. Figure 3 illustrates a situation in which the fine is set at the minimum required level such that type 1 WMFs provide the socially optimal care and it is larger than that for type 2 WMFs⁶ (or $z = \hat{z}_1(1/(1 + \sigma)) > \hat{z}_2(1/(1 + \sigma))$). On the other hand, Fig. 4 illustrates the opposite case, where the fine is minimized for type 2 WMFs and it is superfluous for type 1 (or $z = \hat{z}_2(1/(1 + \sigma)) > \hat{z}_1(1/(1 + \sigma))$). Note that these figures correspond to Figs. 1 and 2, respectively.

From these results, we can immediately state how to set the fine z . The statement is summarized in the following proposition:

Proposition 2 (The optimal fine z^* in the case of non-compliance and symmetric information)

⁶ The government can make type 2 WMFs provide the socially optimal care under an even lower fine.

Fig. 4 The optimal policy for the case $\rho > 1$ and $k = 2$ (symmetric and asymmetric information case). The symbols *filled circle* and *open circle* represent the first-best outcomes under symmetric and asymmetric information case, respectively



(i) $\rho < 1$. Any level of fine that is equal to or larger than $\hat{z}_1/(1 + \sigma)$ can attain the social optimum. (ii) $\rho > 1$. Any level of fine that is equal to or larger than $\hat{z}_k/(1 + \sigma)$ can attain the social optimum.

Proof (i) $\rho < 1$. Suppose that $z^* \geq \hat{z}_1/(1 + \sigma)$. Then it follows from Lemma 3 that $z^* > \hat{z}_j/(1 + \sigma)$, $j = 2, \dots, k$. From Lemma 2, Eqs. 2 and 3 have two solutions for x_j^* ($j = 2, \dots, k$). One is larger and the other is smaller than $1/(1 + \sigma)$ (see Fig. 3). The larger one must be chosen because the other violates $x^* > 1/(1 + \sigma)$ and $dx^*/d\theta > 0$ (see Proposition 1). We can also prove the statement in case (ii) in a similar way. □

It is socially optimal to relax the required or *ex-post* environmental care for cost-inefficient WMFs. This means that the curve represented by (3) must be pushed down to the southeast in the $(x - \hat{C})$ plane as θ increases (see Figs. 1 and 2). If waste is not hazardous, the required environmental care can be further relaxed. In this case, cost-inefficient WMFs confronted with a laxer requirement or *ex-post* environmental care can easily satisfy the requirement even if the fine is set at a lower level. Therefore, the government can focus on compliance by the most cost-efficient WMFs. On the other hand, if waste is hazardous, the government needs to focus on compliance by the most cost-inefficient WMFs.

3.3 The role of the manifest

We have shown that the license system can make licensed WMFs (from type 1 to type k) provide the socially desirable environmental care if symmetric information is assumed. However, in addition to WMFs, the disposer can also adopt non-compliant courses of action. Then we need an additional policy device: a *manifest* requirement. When the disposer deposes waste to a WMF, the government obliges the disposer to receive a verification letter (*manifest*) from the WMF and submit it to the government.

Even under such a *manifest* requirement the disposer might ask a licensed WMF to issue a false verification letter (*pseudo-manifest*) in exchange for a rebate in order to dump the waste by himself.⁷ It can be shown that a *manifest* requirement prevents the disposer from dumping waste.

To see this, note that, in the symmetric information case, only license holders can issue a *manifest* because the government can identify the type of every WMF. Note also that the government knows the total volume of waste and the waste-treatment capacity of each WMF (i.e., one). Consequently, each WMF can issue at most the amount of verification letters that corresponds to its capacity. From the point of view of profit maximization, each WMF issues verification letters to the maximum. Let w stand for the proportion of false verification letters issued. Then the profit of a type i WMF can be written as

$$\Pi_i = (1 - w_i)P + q_i w_i - \theta_i \hat{C}_i (1 - w_i)(1 - x_i) - r(x_i + w_i - w_i x_i)z, \quad (7)$$

where q_i represents the rebate that the WMF receives from the disposer. Note that in this case the non-compliance rate is $x_i + w_i - w_i x_i$ and the probability of detection is represented by $r(x_i + w_i - w_i x_i)$. By simple arrangements of the FOCs we can easily see that $q_i = P$.

Now suppose that the disposal firm asks a type i firm to issue a *pseudo-manifest* and intends to dump the waste by itself. Then the marginal benefit of a false verification letter for the disposer is P . However, the disposer needs to pay the rebate $q_i = P$ to the type i firm for the latter to issue a false verification letter. Then the *marginal net benefit* of the disposer vanishes. This result can be stated as the following proposition.

Proposition 3 *If the government knows the total amount of waste and the waste-treatment capacity of each WMF, no fine needs to be imposed on the disposer in a system that requires a manifest.*

It has been considered that a *manifest* requirement can deter non-compliance by WMFs. However, according to the argument stated above, it discourages non-compliance by the disposer rather than by the WMFs because the former must pay a rebate that is equivalent to the price for waste treatment by licensed WMFs.

In addition, a *manifest* requirement can prevent the operation of non-licensed WMFs. Note that more cost-inefficient WMFs than the marginal license holders (type k WMFs) do not hold any license under the symmetric information case. If a WMF without a license operates, he also must pay the same rebate to a license holder. Then the profit is clearly negative and he chooses to exit the market.

Note that the license scheme still does not need any disposal tax in the case of symmetric information.

⁷ It has been reported that disposers of waste have conspired with WMFs and as a result not a few false verification letters (*pseudo-manifests*) have been issued (Ishiwata 2002).

4 Non-compliance and asymmetric information model

4.1 Introducing discriminatory disposal taxes in a screening mechanism

In this section, we assume that only WMFs can know their true type. We need a screening mechanism. Discriminatory disposal taxes are the key driver in the mechanism.

The government presents k types of licenses and sets the standard for environmental care represented by \hat{C}_i ($i = 1, \dots, k$). The license scheme is similar to that presented in the previous sections except that here each WMF can choose any type of license. If a WMF obtains the i th license, the holder must take environmental care \hat{C}_i .

The government also introduces the following disposal tax (denoted by t_i). The manager of the disposal firm can contract with any type of registered WMF. When he chooses an i th-license holder, he must pay a tax represented by t_i in addition to the market price P_i . The government also obliges the disposer to receive a verification letter from the WMF that treats his waste (i.e., the *manifest* requirement).

In the competitive equilibrium the disposer must be indifferent with regard to each type of licensed WMF and, therefore, the following equation must be satisfied:

$$P_i + t_i = P_j + t_j. \quad (8)$$

The profit of a WMF (type i) taking the j th license can be expressed as

$$\Pi_{ij} = P_j - \theta_i \hat{C}_j (1 - x_{ij}) - r(x_{ij})z.$$

The subscript ij implies that the cost parameter of the firm is θ_i and the firm obtains the j th license.

To guarantee that the type i firm chooses the i th standard \hat{C}_i voluntarily, the following inequality must be satisfied:

$$P_i - \theta_i \hat{C}_i (1 - x_{ii}^*) - r(x_{ii}^*)z > P_j - \theta_i \hat{C}_j (1 - x_{ij}^*) - r(x_{ij}^*)z \quad (9)$$

$$P_j - \theta_j \hat{C}_j (1 - x_{jj}^*) - r(x_{jj}^*)z > P_i - \theta_j \hat{C}_i (1 - x_{ji}^*) - r(x_{ji}^*)z \quad \text{for all } i \neq j. \quad (10)$$

The inequality (9),(10) shows that the profit of each type $i(j)$ WMF can be maximized when applying the $i(j)$ th license.⁸ We can obtain the following relation from these inequalities.

$$\begin{aligned} & \left\{ \theta_i \hat{C}_i (1 - x_{ii}^*) + r(x_{ii}^*)z \right\} - \left\{ \theta_i \hat{C}_j (1 - x_{ij}^*) + r(x_{ij}^*)z \right\} < P_i - P_j \\ & = t_j - t_i < \left\{ \theta_j \hat{C}_i (1 - x_{ji}^*) + r(x_{ji}^*)z \right\} - \left\{ \theta_j \hat{C}_j (1 - x_{jj}^*) + r(x_{jj}^*)z \right\} \end{aligned} \quad (11)$$

⁸ (9) and (10) are not both necessary, but for the derivation of the inequality (11) or (12), it is more convenient to present them both.

It is convenient to transform (11) to a reduced form (the incentive-compatible conditions):

$$\begin{aligned} & \left\{ \theta_i \hat{C}_i (1 - x_{ii}^*) + r (x_{ii}^*) z \right\} - \left\{ \theta_i \hat{C}_j (1 - x_{ij}^*) + r (x_{ij}^*) z \right\} \\ & < \left\{ \theta_j \hat{C}_i (1 - x_{ji}^*) + r (x_{ji}^*) z \right\} - \left\{ \theta_j \hat{C}_j (1 - x_{jj}^*) + r (x_{jj}^*) z \right\} \end{aligned} \quad (12)$$

The next lemma shows how we can set standards such that they satisfy the incentive-compatible conditions (12).

Lemma 4 *Suppose that $\theta_i < \theta_j$ and $\hat{C}_j < \hat{C}_i$ (or that \hat{C} is a decreasing function of θ). To guarantee that inequality (12) is satisfied, it must be that $x_i^* < 1/(1 + \sigma)$ for all i . Alternatively, suppose that $\theta_i < \theta_j$ and $\hat{C}_j > \hat{C}_i$ (or that \hat{C} is an increasing function of θ). To guarantee that inequality (12) is satisfied, it must be that $x_i^* > 1/(1 + \sigma)$ for all i .*

Proof Suppose that $\theta_i < \theta_j$ and $\hat{C}_j < \hat{C}_i$. To guarantee that (12) is satisfied, it is sufficient to prove that the following inequality can always be satisfied:

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \frac{\partial}{\partial \hat{C}} \left\{ \theta \hat{C} (1 - x^*) + r (x^*) z \right\} > 0. \quad (13)$$

The left-hand side of (13) can be calculated as follows:

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial \theta} \frac{\partial}{\partial \hat{C}} \left\{ \theta \hat{C} (1 - x^*) + r (x^*) z \right\} &= \frac{\partial}{\partial \theta} \left\{ \theta (1 - x^*) \right\} = \frac{\partial \left\{ \theta (1 - r'^{-1} (\theta \hat{C} / z)) \right\}}{\partial \theta} \\ &= 1 - r'^{-1} (\theta \hat{C} / z) - r'^{-1'} (\theta \hat{C} / z) \times (\theta \hat{C} / z) = 1 - (1 + \sigma) x^*. \end{aligned}$$

The first equality is obtained by applying the envelope theorem and the second equality is obtained by (2). Therefore, the desired result can be obtained.

Alternatively, suppose that $\theta_i < \theta_j$ and $\hat{C}_j > \hat{C}_i$. Note that inequality (13), which is required for (12), must be replaced by $\frac{\partial}{\partial \theta} \frac{\partial}{\partial \hat{C}} \left\{ \theta \hat{C} (1 - x^*) + r (x^*) z \right\} < 0$. Then the desired result can be obtained in a similar way. \square

Inequality (13) corresponds to the Spence–Mirrlees condition (Bolton and Dewatripont 2005). The following corollary derived from the lemma is useful in characterizing the optimal policy.

Corollary 1 *To guarantee that (12) is satisfied, it must be either that $d\hat{C}/d\theta < 0$ and $x_i^* < 1/(1 + \sigma)$ for all i or that $d\hat{C}/d\theta > 0$ and $x_i^* > 1/(1 + \sigma)$ for all i .*

Putting all the results derived in Lemma 1 and Corollary 1 together, we can obtain the following proposition. Note that Lemma 1 can also be applied to the asymmetric information case.

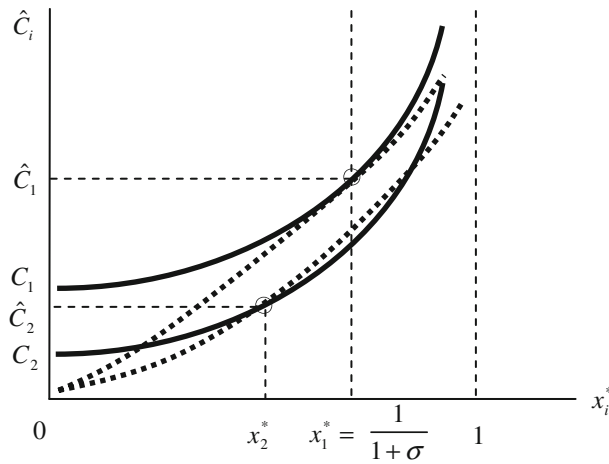


Fig. 5 The optimal policy for the case $\rho < 1$ and $k = 2$ (asymmetric information case). The *solid curves* and the *dotted curves* represent (3) and (2) respectively

Proposition 4 (The optimal standards for the environmental care in the case of non-compliance and asymmetric information) (i) $\rho < 1$. The optimal policy can be characterized by $d\hat{C}/d\theta < 0$, $dx^*/d\theta < 0$, $d(\theta\hat{C})/d\theta < 0$ and $x_i^* < 1/(1 + \sigma)$ for all i . (ii) $\rho > 1$. The optimal policy can be characterized by $d\hat{C}/d\theta < 0$, $dx^*/d\theta > 0$, $d(\theta\hat{C})/d\theta > 0$ and $x_i^* < 1/(1 + \rho\sigma)$ for all i .

Remark The proposition excludes the case that $\rho < 1$, $d\hat{C}/d\theta > 0$, $dx^*/d\theta > 0$, $d(\theta\hat{C})/d\theta > 0$ and $x_i^* \in (1/(1 + \sigma), 1/(1 + \rho\sigma))$ for all i , because there is a possibility that the targeted non-compliance rate cannot be restricted in the domain represented by $(1/(1 + \sigma), 1/(1 + \rho\sigma))$.

Although both Propositions 1 and 4 are derived from Lemma 1, the former and the latter are also consistent with the participation constraints and Corollary 1, respectively. It makes several differences between those propositions. Firstly, in the asymmetric information case (Proposition 4), standards must be set monotonically; they are to be decreased as θ increases. This monotonicity of the optimal policy cannot be seen in the case of symmetric information (Proposition 1).

Secondly, the targeted non-compliance rates in the asymmetric information case are smaller than those in the symmetric information case (see Figs. 3 and 4). In addition, the asymmetric case requires x^* to be smaller than an upper bound regardless of the degree of waste hazardousness. This feature makes it easier for the government to design the license scheme. Figures 5 and 6 illustrate Proposition 4.

4.2 The fine and taxes and their role in the screening mechanism

In this section, we derive the optimal fine and disposal taxes which support the license scheme stated in Proposition 4. The following proposition characterizes the optimal fine.

Proposition 5 (i) $\rho < 1$. *The fine z^* imposed on WMFs must satisfy*

$$z^* \geq \hat{z}_1(1/(1 + \sigma)). \tag{14}$$

(ii) $\rho > 1$. *The fine z^* imposed on WMFs must satisfy*

$$z^* \geq \hat{z}_k(1/(1 + \rho\sigma)). \tag{15}$$

Proof (i) $\rho < 1$. Because Proposition 4 requires $x^* < 1/(1 + \sigma)$ and $dx^*/d\theta < 0$, we must set the fine such that it is equal to or larger than the maximum value of $\hat{z}_i(1/(1 + \sigma))$. By Lemma 3 we can easily see that it is $\hat{z}_1(1/(1 + \sigma))$. What is different from Proposition 2 is that the smaller solution for x_j^* ($j \geq 2$) must be chosen (see Figs. 3 and 5). We can also prove the statement in case (ii) in a similar way (see Figs. 4 and 6). \square

Again we can compare the case of asymmetric information with the case of symmetric information. Figure 3 shows that the minimum required fine is the same under the two cases when the hazardousness is relatively low. When the waste is more hazardous, however, the asymmetric information case requires a higher fine than that in the symmetric information case (see Fig. 4).

Proposition 6 *The optimal tax is given by t_j^* ($j \geq 2$), which is determined sequentially by⁹*

$$t_j^* = \left\{ \theta_{j-1} \hat{C}_{j-1} (1 - x_{j-1j-1}^*) + r(x_{j-1j-1}^*)z \right\} - \left\{ \theta_{j-1} \hat{C}_j (1 - x_{j-1j}^*) + r(x_{j-1j}^*)z \right\} + t_{j-1}^*. \tag{16}$$

Note that t_1^ is an arbitrary nonnegative number.*

Proof See Appendix B. \square

As a general rule, all WMFs prefer laxer standards, although it is socially optimal for cost-efficient WMFs to obtain higher-grade licenses. Disposal taxes result in price discrimination. It follows from (8) and (16) that $P_1 > P_2 > \dots > P_k$. This price discrimination, however, induces not only cost-efficient but also cost-inefficient WMFs to obtain higher-grade licenses. In order to prevent cost-inefficient WMFs from applying for higher-grade licenses, the regulator needs to impose fines on non-compliant courses of actions by WMFs. The total cost to cost-inefficient WMFs is higher than that to cost-efficient WMFs when fines are imposed on non-compliant WMFs. As a result, cost-inefficient WMFs give up applying for higher licenses.

In addition, the discriminatory disposal taxes have another important role in the optimal policy. In the symmetric information case (discussed in the previous section),

⁹ Strictly speaking, the tax schedule $\{t_j^*\}$ given by (16) does not satisfy (11). Note, however, that this inequality can hold by setting tax t_j at a level that is slightly smaller than t_j^* .

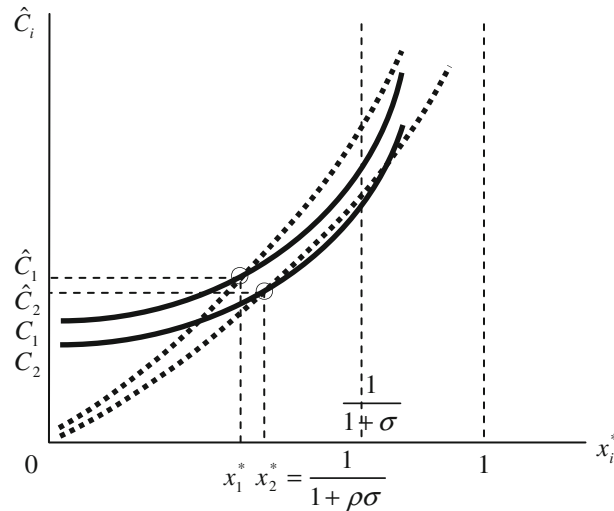


Fig. 6 The optimal policy for the case $\rho > 1$ and $k = 2$ (asymmetric information case). The *solid curves* and the *dotted curves* represent (3) and (2) respectively

note that $d(\theta\hat{C})/d\theta < 0$ violates the participation constraints (see Proposition 1). In the asymmetric information case, however, $d(\theta\hat{C})/d\theta < 0$ in the optimal policy when $\rho < 1$ (see Proposition 4 (i)). In this case, the discriminatory disposal taxes proposed in Proposition 5 also make the participation constraints always satisfied even if $d(\theta\hat{C})/d\theta < 0$.

To see this, we calculate the difference between Π_{ii} and Π_{i-1i-1} .

$$\begin{aligned} \Pi_{i-1i-1} - \Pi_{ii} &= P_{i-1} - P_i - \{\theta_{i-1}\hat{C}_{i-1}(1 - x_{i-1i-1}^*) + r(x_{i-1i-1}^*)z\} \\ &\quad + \{\theta_i\hat{C}_i(1 - x_{ii}^*) + r(x_{ii}^*)z\} = \{\theta_i\hat{C}_i(1 - x_{ii}^*) + r(x_{ii}^*)z\} \\ &\quad - \{\theta_{i-1}\hat{C}_{i-1}(1 - x_{i-1i-1}^*) + r(x_{i-1i-1}^*)z\} > 0 \end{aligned}$$

The second equality follows from (8) and (16). Note that in the competitive equilibrium the profit of the marginal WMFs is equal to zero, or $\Pi_{kk} = 0$. Therefore, we can assert that the participation constraints are always satisfied in the optimal policy. In addition, the argument stated above means that less cost-efficient WMFs than the marginal WMFs or type k WMFs always choose to exit the market.¹⁰

Note that the government needs to focus on the compliance by the most cost-(in)efficient WMFs when waste is less (more) hazardous (see Proposition 5). These characteristics are similar to the symmetric information case (see Proposition 2). The *manifest* also functions to discourage the disposer from illegally dumping even in the asymmetric information case. Proposition 3 is still valid in this case.

¹⁰ Consider two WMFs; one is a type i WMF and the other is a type j WMF. We assume that $i < k$ and $j > k$. The screening mechanism of the license system assures that $\Pi_{ki} < \Pi_{kk} = 0$. By the envelope theorem, we can show that $\Pi_{ji} < \Pi_{ki}$. Therefore, a type j WMF chooses to exit the market, because $\Pi_{ji} < 0$.

5 The maximum possible fine and the second-best policy

It is difficult to set the fine on a particular non-compliant behavior at an extremely high level, because every penalty imposed on murder, theft, illegal dumping, or any other crime is adjusted to the severity of the non-compliant behavior. In this sense, it is useful to incorporate a restricted fine in our model of the second-best policy.

Firstly, suppose that $\rho < 1$. Note that $\hat{z}_1 > \dots > \hat{z}_k$ by Lemma 3. In addition, suppose that the maximum possible fine level denoted by \bar{z} satisfies the inequality $\hat{z}_i/(1 + \sigma) > \bar{z} > \hat{z}_{i+1}/(1 + \sigma)$. Fix the fine at any level that satisfies $\bar{z} \geq z \geq \hat{z}_{i+1}/(1 + \sigma)$. Note that by the definition of \hat{z} the government can make some WMFs (from type $i + 1$ to k) provide the first-best care (see Proposition 5 (i)). However, the government fails to make the other WMFs (from type 1 to i) provide the first-best care even though z is set at the maximum \bar{z} . This situation also corresponds to the case where two curves representing (2) and (3) have no common point for those WMFs. How should the standards for those WMFs (from type 1 to i) be set?

This second-best problem can be formulated as how the standard \hat{C}_j ($j = 1, \dots, i$) should be set when each WMF chooses the non-compliance rate x_j optimally. Formally, this problem can be written as¹¹

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{\hat{C}_j, x_j} \hat{C}_j(1 - x_j) \\ & \text{subject to } \theta_j \hat{C}_j - r'(x_j)z = 0 \end{aligned} \tag{2}$$

$$x_j \leq 1/(1 + \sigma), \tag{17}$$

and

$$\hat{C}_j > \hat{C}_{j+1}, \quad j = 1, \dots, i. \tag{18}$$

Note that for $j = i + 1, \dots, k$ we obtain the first-best outcome and Proposition 4 (i) is applicable, which requires $d\hat{C}/d\theta < 0, dx^*/d\theta < 0$ and $x_j^* < 1/(1 + \sigma)$ ($j = i + 1, \dots, k$). Even Proposition 4 (i) is not applicable for $j = 1, \dots, i$, the screening mechanism (represented by Corollary 1) requires that $d\hat{C}/d\theta < 0$ and $x_j^* < 1/(1 + \sigma)$ for all j including from type 1 to i (see (17) and (18)).

Let us solve the problem while ignoring the two constraints (17) and (18). We then obtain a candidate for the second-best solution $x_j^* = 1/(1 + \sigma)$ and $\hat{C}_j = r'(1/(1 + \sigma))z/\theta_j$ for $j = 1, \dots, i$. By Proposition 4 (i) we can state that $1/(1 + \sigma) > x_{i+1}^* > \dots > x_k^*$. Then it can be asserted that $x_1^* = \dots = x_i^* = 1/(1 + \sigma) > x_{i+1}^* > \dots > x_k^*$, or constraint (17) is satisfied. We can also state that constraint (18) is satisfied for all j , because for $j = i$ it can be shown that $\hat{C}_i = r'(1/(1 + \sigma))z/\theta_i > \hat{C}_{i+1} = r'(x_{i+1}^*)z/\theta_{i+1}$ and for $j < i$ it is obvious that $\hat{C}_j > \hat{C}_{j+1}$. Note that this solution implies that the optimal fine is the maximum possible level, or $z^* = \bar{z}$, because

¹¹ It follows from Proposition 4(i) that $x_j < 1/(1 + \sigma)$. For a technical reason, however, we relax this constraint (see (17)).

the second-best environmental care is an increasing function of z for $j = 1, \dots, i$. From this we can obtain the following proposition.

Proposition 7 (i) $\rho < 1$. Suppose that $\hat{z}_i(1/(1+\sigma)) > \bar{z} > \hat{z}_{i+1}(1/(1+\sigma))$. Then the optimal fine z^* is given by \bar{z} . The standards for comparatively more cost-inefficient WMFs (from $i+1$ to k) must (and can) be set at the first-best levels satisfying (2) and (3). On the other hand, for comparatively more cost-efficient WMFs (from 1 to i) the standards \hat{C}_j must be set as follows:

$$\hat{C}_j = \frac{r'(1/(1+\sigma))\bar{z}}{\theta_j}, \quad j = 1, \dots, i. \quad (19)$$

Secondly, suppose that $\rho > 1$. This case is more complicated and the second-best policy can be characterized as in the second half of the proposition.

Proposition 7 (ii) $\rho > 1$. Suppose that $\hat{z}_i(1/(1+\rho\sigma)) < \bar{z} < \hat{z}_{i+1}(1/(1+\rho\sigma))$. The optimal fine z^* is also given by \bar{z} . The standards for comparatively more cost-efficient WMFs (from 1 to i) must (can) be set at the first-best levels satisfying (2) and (3). On the other hand, for comparatively more cost-inefficient WMFs (from $i+1$ to k) the standards \hat{C}_j must be set as follows:

$$\hat{C}_j = \begin{cases} \frac{r'(x_i^*)\bar{z}}{\theta_i}, & j = i+1, \dots, m-1 \\ \frac{r'(1/(1+\sigma))\bar{z}}{\theta_j}, & j = m, \dots, k \end{cases} \quad (20)$$

where m is a number such that $\frac{r'(1/(1+\sigma))\bar{z}}{\theta_{m-1}} > \hat{C}_i = \frac{r'(x_i^*)\bar{z}}{\theta_i} > \frac{r'(1/(1+\sigma))\bar{z}}{\theta_m}$.

Proof See Appendix C. □

The government can focus on compliance by the most cost-efficient WMFs if waste is not hazardous and compliance by the most cost-inefficient WMFs is crucial otherwise (see Proposition 5). The second-best policy reflects those features of the regulation. For example, Proposition 7 (ii) states that the government should give up the first-best compliance of some cost-inefficient WMFs when waste is hazardous.

Note that the optimal tax schedule $\{t_j^*\}$ is also given by (16) when there is the restriction of a fine. Proposition 6 is still valid because the proof does not depend on the magnitude of z (see Appendix B).

6 License scheme versus self-reporting

A license scheme is similar to a self-reporting system. Obtaining a license is equivalent to self-reporting a specified action required by the license. In this section we show, however, that the social optimum cannot be attained by self-reporting. To show this, we begin by restructuring our model to represent a self-reporting system. In a

self-reporting system WMFs self-report their environmental care levels and the regulator has to subsidize self-reported environmental care.¹²

The profit of a type i WMF can be represented by

$$\Pi_i = P - \theta_i H(\hat{C}_i(1 - x_i)) + s\hat{C}_i - r(x_i)z,$$

where the subsidy for self-reported environmental care is denoted by s . For a technical reason, it is assumed that the cost for environmental care is represented by a nonlinear function H and it is also assumed that $H' > 0$ and $H'' > 0$. The FOCs for \hat{C}_i and x_i can be represented by

$$-\theta_i(1 - x_i)H' + s = 0 \tag{21}$$

$$\theta_i \hat{C}_i H' - r'(x_i)z = 0. \tag{22}$$

If the government sets s and z , x_i and \hat{C}_i are determined uniquely. However, it must set s^* and z^* carefully so that the solutions for x_i and \hat{C}_i satisfy the following equation in order to attain the social optimum¹³:

$$\hat{C}_i(1 - x_i) = C_i(\theta_i) \tag{23}$$

Generally, such a policy represented by s^* and z^* depends on θ_i . This contradicts the assumption that the regulator does not have any information about θ_i . Therefore, a self-reporting system cannot attain the social optimum.

Under a self-reporting system, it is necessary to make each WMF self-report a specified environmental care \hat{C} . This in turn requires that the regulator knows the true type of each WMF. In a license scheme, however, the regulator does not need any information about the true type of each WMF, because each WMF must choose a license in the list of environmental care options that is presented in advance. As a result, the regulator can induce each WMF to obtain a specified license by an incentive-compatible mechanism that is supported by the discriminatory disposal taxes and fines on non-compliance by WMFs. In [Kaplow and Shavell \(1994\)](#) self-reporting functions well, but the theoretical result relies on their assumption that heterogeneous firms cannot choose their actions freely and their choice is restricted to a limited number of actions, which is what we can expect in a license scheme.

¹² If the self-reported variable is the emission level, it is required to impose a tax on the self-reported emission level ([Macho-Stadler and Pérez-Castrillo 2006](#); [Sandmo 2002](#)).

¹³ Note that $C_i(\theta_i)$ is the solution for the social optimization problem:

$$\text{Min}_{C_i} \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_i (\theta_i H(C_i) + E(C_i)) + \left(A - \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_i \right) (\theta_k H(C_k) + E(C_k)).$$

7 Concluding remarks

A license scheme has been introduced in environmental policies, especially in the area of waste management. It is required for all waste-related activities in some countries. Almost all of them at present use only one type of license, or a single license. Although the introduction of a license scheme has mitigated the problems associated with illegal disposal or with improper treatment of waste, a considerable amount of waste still continues to be treated improperly or disposed of illegally.¹⁴ One of the significant defects of the existing license schemes is that they employ only one type of license.

We characterize an optimal waste management policy and recommend a multi-license scheme that includes a *manifest* requirement, discriminatory disposal taxes, and a fine imposed for improper waste treatment by WMFs. The recommended multi-license scheme adds a slight but important modification to a self-reporting system. It overcomes three difficult problems in waste management policy: the heterogeneity of WMFs, asymmetric information, and non-compliance by WMFs and disposers.

The number of licenses required in the optimal policy depends on the industrial structure in the waste management market in each country. In 2005 Japan added a new criterion to the original single-license scheme for selecting better licensed firms. The criterion consists of three conditions: (1) applicants have not been detected for non-compliance for at least 5 years; (2) they must disclose information about such things as their waste treatment methods and the annual volume of waste treated, and provide financial statements; (3) they must be environmentally friendly, which may be verified by acquisition of ISO14001 (Ministry of the Environment, Japan 2005). We may consider this policy in Japan to be a double-license scheme, although its effect on illegal or improper waste treatment has not been ascertained yet.

In the recommended multi-license scheme we find a role for the *manifest* and disposal taxes that has not been noted before. Although the *manifest* has been seen as a deterrent to non-compliance by WMFs, it is the behavior not of WMFs but of disposers that the *manifest* can effectively control. Disposal taxes have been seen as reducing waste generation and encouraging recycling, but the results described in this paper add a new role to disposal taxes. Discriminatory disposal taxes can provide a screening mechanism that induces WMFs to reveal their true types, and, though disposal taxes are seen as giving disposers of waste the incentive to illegally dump waste—Sigman (1998) finds that state policies that increased the treatment costs of used oil substantially increased the frequency of dumping—the optimal license policy derived in this paper solves this problem. The key driver of this mechanism is provided by the *manifest* requirement.

At the first glance, the optimal licensing policy seems too complicated to implement. To find the optimal standards, non-compliance rates, fine, and disposal taxes, the regulator can assume a quadratic function for the probability of detection. The simulation helps the regulator to calculate the optimal policy variables and to implement each policy device optimally. In addition, the regulator can easily examine the effectiveness of a licensing policy due to the monotonicity of the standards and the

¹⁴ In Japan, 102,000 tons of waste were illegally disposed of in 2007 (Ministry of the Environment, Japan 2008).

targeted non-compliance rate. The regulator can concentrate on either the compliance of the most cost-efficient WMFs or that of the most cost-inefficient WMFs.

The final note is related to the restriction of the license system. The license scheme recommended in this paper assumes that the government knows the total amount of waste of disposers and the waste treatment capacity of each WMF. However, it is difficult for the government to know, who emitted waste and how much and what kind of waste is supposed to be disposed of. To collect the necessary information, the integrated control might be needed on the material flow from the production and sale of goods to disposal.

Acknowledgments We are grateful to the anonymous referee of this journal, the editor of this journal, Yoshifusa Kitabatake, Shingo Ishiguro, Ryoichi Nagahisa, Kenji Takeuchi, Akihiko Yanase, and Yumi Skrzypczak for their many helpful comments. This research was funded by the Ministry of Environment and a Grant-in-Aid for Scientific Research (B) from the Ministry of Education, Science, and Culture, Japan.

Appendix A

Proof of Lemma 1 By totally differentiating (2) and (3), we can obtain

$$\begin{pmatrix} \theta & -r''z \\ 1-x & -\hat{C} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} d\hat{C}/d\theta \\ dx/d\theta \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -\hat{C} \\ C' \end{pmatrix}.$$

Solving them, we obtain

$$\frac{d\hat{C}}{d\theta} = \frac{\hat{C}^2 + C'r''z}{-\theta\hat{C} + r''z(1-x^*)} \tag{A1}$$

$$\frac{dx^*}{d\theta} = \frac{\theta C' + \hat{C}(1-x^*)}{-\theta\hat{C} + r''z(1-x^*)}. \tag{A2}$$

If we substitute (4) and (5) into (A1) and (A2), they can be rewritten, respectively, as

$$\frac{d\hat{C}}{d\theta} = -\frac{\hat{C}}{\rho\theta} \left\{ \frac{1 - (1 + \rho\sigma)x^*}{1 - (1 + \sigma)x^*} \right\} \tag{A3}$$

$$\frac{dx^*}{d\theta} = \frac{\sigma x^*(1-x^*)(\rho-1)}{\rho\theta(1-(1+\sigma)x^*)}. \tag{A4}$$

By applying (A3), we can obtain

$$\frac{d\theta\hat{C}}{d\theta} = \theta \frac{d\hat{C}}{d\theta} + \hat{C} = \frac{\hat{C}}{\rho} \left\{ \frac{(\rho-1)(1-x^*)}{1-(1+\sigma)x^*} \right\}. \tag{A5}$$

Note that $1/(1+\sigma) < 1/(1+\rho\sigma)$, if $\rho < 1$. The desired result follows directly from (A3) to (A5). In similar fashion we can prove the desired result in case (ii).

Appendix B

Proof of Proposition 6 (i) $\rho < 1$. We must show that the disposal tax schedule $\{t_j^*\}$ given by (16) satisfies (11).

It is convenient to rewrite (16) as follows:

$$t_j^* = U(\theta_{j-1}, \hat{C}_{j-1}) - U(\theta_{j-1}, \hat{C}_j) + t_{j-1}^* \quad j \geq 2, \quad (\text{B2})$$

where we define a function $U(\theta, \hat{C})$ as $U(\theta, \hat{C}) = \theta \hat{C}(1 - x^*) + r(x^*)z$ and note that $U(\theta, \hat{C})$ is always minimized by adjusting x^* . To show the statement of the proposition, it is sufficient to see that (11) holds for any $j \in (2, \dots, k)$ and $i < j$. It is also convenient to rewrite (11) as follows:

$$U(\theta_i, \hat{C}_i) - U(\theta_i, \hat{C}_j) \leq t_j - t_i \quad (\text{B3})$$

$$t_j - t_i \leq U(\theta_j, \hat{C}_i) - U(\theta_j, \hat{C}_j). \quad (\text{B4})$$

Firstly, we prove that the tax schedule $\{t_j^*\}$ given by (B2) always satisfies (B3). It is clear that, by the definition of t_j^* , (B3) holds for $i = j - 1$ with equality. Suppose that it holds for $i = j - m$ ($m \geq 1$). Then we obtain

$$t_j^* - t_{j-m}^* = \sum_{v=1}^m (t_{j-v+1}^* - t_{j-v}^*) \geq U(\theta_{j-m}, \hat{C}_{j-m}) - U(\theta_{j-m}, \hat{C}_j). \quad (\text{B5})$$

For $i = j - m - 1$ we have to show the following inequality holds:

$$t_j^* - t_{j-m-1}^* = t_{j-m}^* - t_{j-m-1}^* + \sum_{v=1}^m (t_{j-v+1}^* - t_{j-v}^*) \geq U(\theta_{j-m-1}, \hat{C}_{j-m-1}) - U(\theta_{j-m-1}, \hat{C}_j).$$

By (B2) and (B5), however, it is sufficient to show

$$U(\theta_{j-m}, \hat{C}_{j-m}) - U(\theta_{j-m}, \hat{C}_j) > U(\theta_{j-m-1}, \hat{C}_{j-m}) - U(\theta_{j-m-1}, \hat{C}_j). \quad (\text{B6})$$

Since we have already proved $\frac{\partial}{\partial \theta} \frac{\partial}{\partial \hat{C}} U(\theta, \hat{C}) > 0$ in the proof for Lemma 4, we can state that (B6) holds. Note that $\hat{C}_{j-m} > \hat{C}_j$ and $\theta_{j-m} > \theta_{j-m-1}$. By induction, we can also state that (B3) always holds.

Secondly, we can prove (B4) in similar fashion. Note that it holds for $i = j - 1$, because we have already proved that (12) holds. Suppose that (B4) holds for $i = j - m$ ($m \geq 1$). Then we obtain

$$t_j^* - t_{j-m}^* = \sum_{v=1}^m (t_{j-v+1}^* - t_{j-v}^*) \leq U(\theta_j, \hat{C}_{j-m}) - U(\theta_j, \hat{C}_j). \quad (\text{B7})$$

For $i = j - m - 1$ we have to show the following inequality holds:

$$t_j^* - t_{j-m-1}^* = t_{j-m}^* - t_{j-m-1}^* + \sum_{v=1}^m (t_{j-v+1}^* - t_{j-v}^*) \leq U(\theta_j, \hat{C}_{j-m-1}) - U(\theta_j, \hat{C}_j).$$

By (B2) and (B7), it is sufficient to show

$$U(\theta_j, \hat{C}_{j-m-1}) - U(\theta_j, \hat{C}_{j-m}) > U(\theta_{j-m-1}, \hat{C}_{j-m-1}) - U(\theta_{j-m-1}, \hat{C}_{j-m}). \tag{B8}$$

However, note that we have already proved this inequality (see (B6)). By induction, (B4) is proved to hold.

- (ii) $\rho > 1$. The proof for this is quite similar to that for the previous case and can be omitted.

Appendix C

Proof of Proposition 7 (ii) If the fine is set at any level that satisfies $\bar{z} \geq z \geq \hat{z}_i(1/(1 + \rho\sigma))$, the government can make some WMFs (from type 1 to i) provide the first-best care. Therefore, Proposition 4 (ii) is applicable for $j = 1, \dots, i$. However, the government fails to make the other WMFs (from type $i + 1$ to k) provide the first-best care. The second-best problem for those WMFs can be written as

$$\begin{aligned} & \text{Max } \hat{C}_j(1 - x_j) \\ & \hat{C}_{j,x_j} \\ & \text{subject to } \theta_j \hat{C}_j - r'(x_j)z = 0 \end{aligned} \tag{2}$$

$$x_j \leq 1/(1 + \sigma), \tag{C1}$$

and

$$\hat{C}_{j-1} \geq \hat{C}_j, \quad j = i + 1, \dots, k. \tag{C2}$$

Proposition 4 (ii) requires that $d\hat{C}/d\theta < 0$, $dx^*/d\theta > 0$ and $x_j^* < 1/(1 + \rho\sigma)$ for $j = 1, \dots, i$. Then the screening mechanism (represented by Corollary 1) requires that $d\hat{C}/d\theta < 0$ and $x_j^* < 1/(1 + \sigma)$ for all j including from type $i + 1$ to k (see (C1) and (C2)).

When the constraints (C1) and (C2) are ignored, the candidate for the second-best solution is $x_j = 1/(1 + \sigma)$. It depends on the distribution of θ whether this solution does or does not violate (C2). If the solution does not violate (C2) for $j = i + 1$, the

second-best solution is given by $x_j^* = 1/(1 + \sigma)$ and $\hat{C}_j = \frac{r'(1/(1+\sigma))z}{\theta_j}$. We can easily check that this solution satisfies (C2) for $j = i + 1, \dots, k$.

Alternatively, suppose that $\hat{C}_i < \hat{C}_{i+1}$ when $x_{i+1} = 1/(1 + \sigma)$ or that $\hat{C}_i = \frac{r'(x_i^*)z}{\theta_i} < \frac{r'(1/(1+\sigma))z}{\theta_{i+1}}$. In this case the constraint (C2) is binding for $j = i + 1$, and x_{i+1}^* and \hat{C}_{i+1} are implicitly determined by $\frac{r'(x_{i+1}^*)z}{\theta_{i+1}} = \frac{r'(x_i^*)z}{\theta_i}$ and $\hat{C}_{i+1} = \hat{C}_i = \frac{r'(x_i^*)z}{\theta_i}$ respectively, where x_i^* and \hat{C}_i are determined by (2) and (3) simultaneously because the first-best solutions can be obtained for type 1 to i WMFs. We can see that $x_i^* < x_{i+1}^* < 1/(1 + \sigma)$, because $\hat{C}_i = \frac{r'(x_i^*)z}{\theta_i} < \frac{r'(1/(1+\sigma))z}{\theta_{i+1}}$ by the supposition and $\frac{r'(x_{i+1}^*)z}{\theta_{i+1}} = \frac{r'(x_i^*)z}{\theta_i}$.

If the constraint (C2) is also binding for $j = i + 2$ or $\hat{C}_i = \frac{r'(x_i^*)z}{\theta_i} < \frac{r'(1/(1+\sigma))z}{\theta_{i+2}}$, x_{i+2}^* is given by $\hat{C}_{i+2} = \frac{r'(x_{i+2}^*)z}{\theta_{i+2}} = \hat{C}_i = \frac{r'(x_i^*)z}{\theta_i}$. Again we obtain $x_i^* < x_{i+1}^* < x_{i+2}^* < 1/(1 + \sigma)$, which satisfies (C1). However, there may exist a number m such that $\hat{C}_i = \frac{r'(x_i^*)z}{\theta_i} > \frac{r'(1/(1+\sigma))z}{\theta_m}$ or (C2) is not binding. Then for $j = m, \dots, k$ the constraint (C1) is binding and the second-best solution is given by $x_j^* = 1/(1 + \sigma)$ and $\hat{C}_j = \frac{r'(1/(1+\sigma))z}{\theta_j}$ ($j = m, \dots, k$). Note that $\hat{C}_i = \frac{r'(x_i^*)z}{\theta_i} = \dots = \hat{C}_{m-1} = \frac{r'(x_{m-1}^*)z}{\theta_{m-1}} > \hat{C}_m = \frac{r'(1/(1+\sigma))z}{\theta_m} > \dots > \hat{C}_k = \frac{r'(1/(1+\sigma))z}{\theta_k}$, which satisfies (C2).

Finally, we prove that $z^* = \bar{z}$. For $j = 1, \dots, i$, any z satisfying $\bar{z} \geq z \geq \hat{z}_i(1/(1 + \rho\sigma))$ can attain the first-best care. Because the second-best care is an increasing function of z for $j = m, \dots, k$, it is better to raise the fine. However, it is ambiguous whether raising the fine can increase the second-best care for $j = i + 1, \dots, m - 1$. For $j = i + 1, \dots, m - 1$ (the constraint (C2) is binding), the increment of z makes the constraint (C2) stricter. To see this, note that

$$\frac{\partial \hat{C}_i}{\partial z} = -\frac{r'(x_i^*)\hat{C}_i}{\theta_i \hat{C}_i + r''(x_i^*)z(1 - x_i^*)} = -\frac{r'(x_i^*)\sigma x_i^*}{\theta_i(1 - (1 + \sigma)x_i^*)} < 0, \tag{C3}$$

which can be obtained from comparative statics of (2) and (3) with respect to z . Therefore, it is ambiguous whether the environmental care can be increased by raising the fine z . However, we can show that a slight change of z satisfying $\bar{z} \geq z \geq \hat{z}_i(1/(1 + \rho\sigma))$ also increases the maximized care level for $j = i + 1, \dots, m - 1$. To see this, the following result can be obtained:

$$\frac{\partial \hat{C}_j(1 - x_j^*)}{\partial z} = (1 - x_j^*)\frac{\partial \hat{C}_i}{\partial z} - \hat{C}_i \frac{\partial x_j^*}{\partial z} \tag{C4}$$

by differentiating the objective function of the second-best problem for $j = i + 1, \dots, m - 1$. Note that $\partial \hat{C}_j/\partial z = \partial \hat{C}_i/\partial z$ because the constraint (C2) is binding. Note also that by comparative statics of (2) with respect to z we can obtain

$$\frac{\partial x_j^*}{\partial z} = \frac{-r'(x_j^*) + \theta_j \partial \hat{C}_j/\partial z}{r''(x_j^*)z} = \frac{\sigma x_j^*}{\theta_j \hat{C}_i} \left(-r'(x_j^*) + \theta_j \partial \hat{C}_i/\partial z\right). \tag{C5}$$

By substituting (C3) and (C5) into (C4), we can calculate it as follows:

$$\frac{\partial \hat{C}_j(1 - x_j^*)}{\partial z} = \frac{\sigma r'(x_i^*)}{\theta_i} \left\{ - \left(\frac{1 - (1 + \sigma)x_j^*}{1 - (1 + \sigma)x_i^*} \right) x_i^* + x_j^* \right\} > 0.$$

Note that $x_i^* < x_j^* < 1/(1 + \sigma)$ for $j = i + 1, \dots, m - 1$. Therefore, we can conclude that $z^* = \bar{z}$.

References

- Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *Journal of Political Economy*, 76, 169–217.
- Bolton, P., & Dewatripont, M. (2005). *Contract theory*. Cambridge: The MIT Press.
- Hanley, N., Shogren, J. F., & White, B. (1997). *Environmental economics in theory and practice*. Oxford: Oxford University Press.
- Harrington, W. (1988). Enforcement leverage when penalties are restricted. *Journal of Public Economics*, 37, 29–53.
- Heyes, A. (1993). Environmental enforcement when inspectability is endogenous. *Environmental & Resource Economics*, 4, 479–494.
- Heyes, A. (2000). Implementing environmental regulation: Enforcement and compliance. *Journal of Regulatory Economics*, 17, 107–129.
- Ishiwata, M. (2002). *The industrial waste connection (in Japanese)*. Tokyo: Wave Publishers.
- Kaplow, L., & Shavell, S. (1994). Optimal law enforcement with self-reporting of behavior. *Journal of Political Economy*, 102, 583–606.
- Khambu, J. (1989). Regulatory standards, compliance and enforcement. *Journal of Regulatory Economics*, 1, 103–114.
- Macho-Stadler, I., & Pérez-Castrillo, D. (2006). Optimal enforcement policy and firms' emissions and compliance with environmental taxes. *Journal of Environmental Economics and Management*, 51, 110–131.
- Malik, A. S. (1993). Self-reporting and the design of policies for regulating stochastic pollution. *Journal of Environmental Economics and Management*, 24, 241–257.
- Ministry of the Environment, Japan. (2005). *The criteria for superior industrial waste management firms (in Japanese)*. Ministry of the Environment, Tokyo. <http://www.env.go.jp/recycle/report/h17-01.pdf>.
- Ministry of the Environment, Japan. (2008). *Annual reports on illegal disposal or improper treatment of industrial waste in Japan (in Japanese)*. Ministry of the Environment, Tokyo. <http://www.env.go.jp/press/press.php?serial=10609>.
- Sandmo, A. (2002). Efficient environmental policy with imperfect compliance. *Environmental and Resource Economics*, 23, 85–103.
- Shavell, S. (1986). The judgement proof problem. *International Review of Law and Economics*, 6, 45–58.
- Sigman, H. (1998). Midnight dumping: Public policies and illegal disposal of used oil. *RAND Journal of Economics*, 29, 157–178.

添付資料3

廃棄物管理におけるライセンス制度の強制効果（英語論文）

Enforcement Leverage of a Licensing System in Waste Management

Takayoshi Shinkuma^{a,*} and Shunsuke Managi^b

^aFaculty of Economics, Kansai University, 3-3-35 Yamate-cho, Suita-shi, Osaka 564-8680 JAPAN

^bGraduate School of Environmental Studies, Tohoku University, 6-6-20 Aramaki-Aza Aoba, Aoba-Ku, Sendai, 980-8579, JAPAN

Abstract

Our objective is to analyze the effectiveness, against the illegal disposal of waste, of a licensing system that has been introduced in a waste management policy. We theoretically find enforcement leverage in the licensing system, then examine the theoretical result empirically in a three-stage estimation. The results in the final stage of our estimation suggest that extending liability to disposers, which forms the basis of the enforcement leverage, deters illegal disposal more effectively than increasing penalties for illegal disposal. We also obtain evidence (in the first stage) of transboundary movement of illegal disposal, and find (in the second stage) how the court determines penalties for illegal disposal.

JEL: Q58; K42; H23

Keywords: Environmental regulations; Enforcement leverage; Disposers and waste management

Acknowledgements:

We are grateful to Yoshifusa Kitabatake, Toshiaki Sasao, Tomohiro Tasaki, Yoichi Furukawa, and Hiroyoshi Fujiwara for their many helpful comments. We would like to thank Masashi Yamamoto and Daisuke Ichinose in particular for providing us with their database.

^{a,*} Corresponding author. Tel.: +81 6 6368 0591; fax: +81 6 6339 7704.

E-mail addresses: shinkuma@kansai-u.ac.jp (T. Shinkuma), managi.s@gmail.com (S. Managi).

1. Introduction

In recent times, considerable attention has been paid to compliance with environmental regulations. Illegal disposal of waste in particular is one of the most serious problems. Our objective is to examine the effectiveness of a licensing system that has been introduced in waste management. We first develop a theory that is empirically testable and then examine it.

There are two problems in a waste management market: asymmetric information and noncompliance. These problems followed from the simple fact that waste is worthless to both waste disposers and waste management firms (WMFs). Waste disposers are unconcerned about, and unaware of, how their waste is treated and how it damages the environment (i.e., asymmetric information). Although stringent regulations have been introduced to set a standard for how waste must be treated, the lack of interest on the part of disposers has encouraged noncompliance or illegal disposal on the part of WMFs.

To address these problems, a license (or permit) to conduct waste management has been introduced into the industrial-waste management policies of many developed countries.¹ Waste treatment by unlicensed WMFs is prohibited under such a system. One of the most significant features of this policy is that it extends liability to the disposers. As a result of asymmetric information, disposers cannot know which WMFs treat waste properly and which WMFs dispose of waste illegally. To remedy this, disposers are obligated to consign their waste to a licensed WMF. We are calling this the consignment obligation. A second feature of the licensing system is that it is a

¹ The Resource Conservation and Recovery Act (RCRA) Permit Program in the United States prohibits treatment, storage, or disposal of hazardous waste by any person who has not received an RCRA permit. The European Union has adopted a number of Directives aimed at harmonizing waste disposal policies throughout Europe. The Waste Framework Directive requires member states of the EU to establish both a network of disposal facilities and competent authorities with responsibility for issuing waste management licenses.

two-group state-dependent regulation; WMFs are classified into two groups: licensed or unlicensed. Licensed WMFs can have their licenses suspended if they are caught disposing of waste illegally. Still, if a WMF whose license has been suspended does not operate illegally for a certain number of years, the license is returned to it.

Extending liability in a licensing system to the disposer via a consignment obligation can deter illegal disposal through the enforcement leverage that was originally advocated by Harrington (1988) and Harrington and Heyes (2001). Becker (1968) held that criminal activities can be deterred only if the noncompliance cost, including penalties, exceeds the compliance cost. But Harrington (1988) and Harrington and Heyes (2001) show that, in a two-group state-dependent model, firms may have an incentive to comply with the regulation even though the cost of compliance exceeds the expected penalty. This property has been called enforcement leverage. In Harrington's model, firms move between two groups that differ in the treatment they receive from enforcement officials as regards frequency of inspection and severity of fines, with inspections more frequent and higher fines imposed on firms in the frequently offending group (the bad group) than in the case of firms in the more law-abiding group (the good group). Firms with intermediate compliance costs in the bad group will comply with the regulations in order to move out of the bad group even though compliance costs may exceed noncompliance costs. This is how enforcement leverage works in his model. From the regulator's point of view, too, enforcement leverage has its benefits in cost efficiency, since conditional audit rules or a state-dependent policy can achieve regulatory compliance with fewer inspections than are required by random auditing. Harrington's model has been extended or reexamined by several later studies, for example Harford and Harrington (1991), Heyes and Rickman

(1999), Raymond (1999), and Friesen (2003).

The structure of our licensing model of waste management is similar to that of Harrington (1988) and Harrington and Heyes (2001). We investigate a license policy that is a two-group state-dependent regulation; the first group is one of license holders and the second group is of those who do not hold licenses. We theoretically show that enforcement leverage occurs in a licensing system—as in Harrington (1988) and Harrington and Heyes (2001)—but for a different reason.² In our model, it is extending liability to disposers that creates the enforcement leverage.

We examine the enforcement leverage of a licensing system in waste management using 47 regional panel data in Japan covering the years 1995-2005. We obtain several interesting results in a three-stage estimation. In the first stage we find a transboundary movement of illegal disposal whereby waste tends to be illegally disposed of where there is less population, more available space, in a location closer to the original source of the waste. In the second stage we find how the court determines penalties for illegal disposal and for violation of the consignment obligation; penalties increase with the volume of dumped waste and the hazardousness of the waste. In the third stage we find that the licensing system is effective in deterring illegal disposal. Not simply imposing penalties on WMFs for dumping waste but also extending liability to disposers (i.e., the consignment obligation) is significantly effective in reducing the volume of illegal disposal. As a result, we find evidence of enforcement leverage in a licensing system.

An effective licensing system thus includes two mechanisms to deter illegal disposal: punishing illegal disposal and extension of liability to a third party. Examining the

² We note that the results of previous models such as those of Harrington (1988) and Friesen (2003) may not be robust in the presence of asymmetric information (see Raymond, 1999).

effectiveness of such a licensing policy both theoretically and empirically enables us to decide which policy can reduce illegal disposal more effectively — increasing penalties for illegal disposal, or extending liability to other parties involved. The latter choice is enshrined in the Comprehensive Environmental Response, Compensation, and Liability Act (CERCLA—commonly known as Superfund) in the United States.³

Our estimation results show that the penalty imposed for violations of the consignment obligation is more effective than the penalty on illegal disposal itself, although the deterrent effect of increasing both penalties is not as large as expected; if the expected actual penalty on illegal disposal is increased by about \$100 per ton, the rate of illegal disposal can be decreased by from 0.052% to 0.93%, while if the expected actual penalty imposed on disposers violating the consignment obligation is increased by about \$100 per ton, the rate of illegal disposal would decrease by from 0.052% to 2.07%. This suggests that extending liability to related parties can deter illegal disposal more effectively than increasing the penalty on illegal disposal.

This paper is organized so that Section 2 sets out the background to our study; a theory of a licensing system and the methodology used for an empirical analysis are provided in Section 3; we implement the empirical analysis in Section 4. Section 5 contains our conclusion.

³ Under CERCLA, the Environmental Protection Agency can require liable parties to conduct cleanups of a contaminated property. Section 107 of CERCLA defines a liable party as: (1) the current owner and operator; (2) any owner or operator at the time of disposal of any hazardous substances; (3) any person who arranged for the disposal or treatment of hazardous substances, or arranged for the transportation of hazardous substances for disposal or treatment; and (4) any person who accepts hazardous substances for transport to the property and selects the disposal site. In some cases, banks that hold mortgages on property as secured lenders are included among CERCLA's liable parties.

2. Background

2.1. Review of the literature on empirical studies

2.1.1. Enforcement leverage of state-dependent regulation

Direct empirical evidence on enforcement leverage is scarce and only a few empirical studies use field observation; among them are Helland (1998) and Eckert (2004). Helland (1998) examines the effect of a targeting policy, similar to the state-dependent enforcement of Harrington (1988), in which firms judged most likely to violate a regulation are targeted for inspection. Helland tests whether or not environmental regulators audit and fine firms according to Harrington's model. He finds that firms that are found to be violating the regulations are subjected to more frequent inspections for a period of three months or six months. He concludes, however, that targeting does not deter violations, although it encourages firms to report violations. Eckert (2004) investigates the role of warnings in environmental policy. Issuing a warning rather than prosecuting violators is a common practice in the United States and Canada; its role is considered to be similar to that of the state-dependent enforcement discussed by Harrington (1988). Eckert finds that warnings can deter future violations through the threat of stronger enforcement, but the effect is small.

On the other hand, a few laboratory experiments directly examine enforcement leverage. Clark et al. (2004) find that conditional audit rules (Harrington's "Past-Compliance Targeting" and Friesen's "Optimal Targeting" (Friesen 2003)) achieve regulatory compliance with fewer inspections than required by random auditing. However, Cason and Gangadharan (2006) reexamine Harrington's model through an experiment and conclude that enforcement leverage is not as strong as the model predicts.

2.1.2. The effect of increased penalties on noncompliance with environmental regulations

Becker (1968) supported the deterrent effect of penalties on noncompliance. More recent theoretical literature has thrown doubt on such an effect, notably Leung (1991), Bose (1995), Kadambe and Segerson (1998), Lear and Maxwell (1998), Heyes (1996), and Livernois and McKenna (1999). While a few empirical studies, such as those of Sigman (1998), Stafford (2002), and Shimshack and Ward (2005), have included penalties explicitly in their analysis of environmental enforcement and compliance,⁴ there is no consensus on the deterrent effect of penalties.

Sigman (1998) investigates the effect of enforcement and penalties on illegal disposal and concludes that there is no evidence that the state's maximum criminal penalty for hazardous waste violations affects the number of reported dumpings. Stafford (2002) shows that an increase in the maximum penalty led to fewer violations for hazardous waste pollutants. However, the study concludes that increasing penalties was not as successful as expected in increasing compliance. This conclusion is based on the observation that the estimated increase in compliance appears to be somewhere between 10% and 20%, even though some penalties were increased tenfold. On the other hand, Shimshack and Ward (2005) point out that previous empirical literature focused only on the responses of the sanctioned plants (firms) and may have underestimated the efficacy of penalties; they argue that fines have a deterrent effect both on the fined plant (the plant-specific effect) and on the other plants regulated by the same authority (the

⁴ Many empirical studies have focused primarily on the relationship between compliance and enforcement; see Magat and Viscusi (1990), Grey and Deily (1996), Laplante and Rilstone (1996), Nadeau (1997), Helland (1998), and Earnhart (2004).

regulator reputation effect), and find that the regulator reputation effect induces a 64% reduction in the statewide probability of a violation.

2.2. *Licensing policy for industrial waste management in Japan*

Japan's basic law for waste management was enacted in 1970. The most important feature of the law is licensing. Waste management services are restricted to licensed WMFs, and operating without a license is prohibited by the law. If a licensed WMF is caught violating the regulations (for example, through illegal disposal), a penalty is imposed on the WMF and its license is suspended for several years. A similar licensing system has been adopted in the United States and in EU countries.⁵

To reinforce the licensing system, liability has been extended to the actual disposers by making them legally obliged to consign their waste to licensed WMFs. If a disposer violates this consignment obligation and the violation is detected, that disposer is penalized. The flow of waste from disposers to licensed WMFs is also reinforced by the introduction of a *manifest* system. The manifest is a ticket that has information on the flow of waste, including who emitted the waste, who transported it, who treated it, how it was treated, who finally disposed of it, and the name of the final disposal site.

Since 1970 the law has been revised several times, and the penalties increased. At present, the maximum penalty that can possibly be imposed for illegal disposal is the equivalent of about \$100,000 for individuals and \$1,000,000 for corporations. Table 1

⁵ In the RCRA Permit Program of the US, owners or operators of hazardous waste treatment, storage, or disposal facilities are required to apply for RCRA permits. Those who generate waste must not pass on their hazardous waste to unauthorized treatment, storage, or disposal facilities. In the EU, operators of industrial and waste installations covered by the Integrated Pollution Prevention and Control Directive are required to obtain an authorization (environmental permit) from relevant authorities in EU countries. There, too, those who generate waste are prohibited from contracting with unauthorized WMFs.

gives a brief history of changes to the law. Other penalties not included in the table are those for illegal burning of waste, reassignment of waste to other WMFs, transporting waste for the purpose of illegal disposal, and issuing a pseudo manifest.

3. Methodology

3.1. Framework of our analysis

We investigate the effect of a license scheme on illegal dumping. Our data includes the volume of waste emitted (denoted by w_i) and waste illegally disposed of (denoted by x_i) in prefecture i . However, we do not have data on how much of the waste emitted in prefecture i (w_i) is illegally dumped (it is not necessarily equal to x_i) and where it is dumped. This data restriction makes it quite difficult to analyze illegal dumping empirically.

The supply of illegal dumping in prefecture i is represented by $I(C_d, P_r, f, f', \mu)w_i$, where I represents the rate of illegal disposal. The proportion of illegal dumping (or the rate of illegal disposal) is, as shown below, an increasing function of the final disposal cost (C_d), a decreasing function of the scrap price (P_r), the probability of detection of violating regulations (μ), and fines for such violations (f, f'), where f and f' represent fines imposed on the WMF and the disposer, respectively.

On the other hand, the demand of illegal dumping in prefecture i is represented by x_i , if there is neither transboundary illegal disposal nor illegal dumping in other prefectures. Suppose that all of the illegally dumped waste in prefecture i is supplied in the same prefecture; in such a case it is possible to make the following illegal dumping estimation:

$$x_i = I(C_d, P_r, f, f', \mu)w_i.$$

In reality, however, there is the possibility of waste being brought from other prefectures. That is, there is a demand of illegal disposal from other prefectures. Denote by b_{ij} the proportion of the waste volume originally emitted in prefecture i among the total sum of waste illegally dumped in prefecture j . Then the demand of illegal disposal in prefecture i from prefecture j is represented by $b_{ij}x_j$. The total demand in prefecture i from other prefectures is represented by $\sum_j^n b_{ij}x_j$. Therefore, the equation to be estimated is:

$$I(C_d, P_r, f, f', \mu)w_i = \sum_j^n b_{ij}x_j. \quad (1)$$

See Table 2 for the list of variables in this paper.

Unfortunately, we cannot directly estimate the above equation because data on b_{ij} is not available, and so we need to estimate b_{ij} in the first stage. In addition, we need to estimate f and f' . Although we have data on the maximum penalties (Table 1), we need to know the penalties that are actually determined by the courts, so in the second stage we estimate the predicted value of actual penalties. In the third stage of our estimation we are finally able to estimate equation (1). Figure 1 provides a sketch of the analytical framework of our study.

3.2. Supply of illegal dumping

Before the empirical analysis, we theoretically derive the rate of illegal disposal function $I(C_d, P_r, f, f', \mu)$. We develop a simple model to examine the effectiveness of a licensing scheme for waste management. This produces the structure of the waste management law described in Section 2.

Suppose the government sets an environmental standard for proper waste treatment. We assume that the waste management cost per ton (denoted by θ) required to attain that standard will differ from one WMF to another. We also assume θ is distributed between $\theta_{av} - \delta$ and $\theta_{av} + \delta$ where θ_{av} denotes the average cost. For simplicity's sake, it is assumed that the capacity of each WMF is fixed at 1 ton.

Suppose that the government introduces the following license scheme. Any WMF is able to obtain a license for proper waste management if it applies for it. Both illegal dumping and for a WMF to operate without a license are prohibited by law. The probability of the detection of illegal dumping or operations by an unlicensed WMF is denoted by μ .⁶ If illegal dumping (or operating without a license) is detected by the regulator, a fine f is imposed on the WMF. In addition, if the WMF that is caught for illegally dumping is a license holder, the license must be suspended for a prescribed period. At the end of that period, the suspended license is returned to the WMF as long as it has not been caught operating without a license in the meantime.

The law prohibits disposers of waste from consigning it to unlicensed WMFs. If a transaction with an unlicensed WMF is detected, a fine f' is imposed on the disposer. We assume that if illegal dumping by the unlicensed WMF is detected, the disposer is also detected. Therefore, the probability of detection of a violation of the consignment obligation is also represented by μ .

WMFs have two options: proper waste treatment, or illegal dumping. Intuitively, WMFs that are licensed and have a relatively lower value of θ will comply with the required standard for waste treatment. On the other hand, WMFs with a higher value

⁶ As stated in the Appendix, unlicensed WMFs have no incentive to comply with the standard and always dump waste because operating without a license is prohibited by law. So the probability of detection of operating without a license is assumed to be equal to that of illegal disposal.

of θ will violate the standard. In our setting, the critical value of θ that is represented by $\hat{\theta}$ can be calculated as follows:

$$\hat{\theta} = \mu f + \mu^2 f' \quad (2)$$

See the Appendix for the derivation of (2). Note that an increment of $\hat{\theta}$ implies that the proportion of compliant WMFs increases, thereby decreasing illegal dumping. Becker (1968) stated that crime can be deterred only if the noncompliance cost (μf) exceeds the compliance cost (θ). However, according to (2), some WMFs whose compliance costs exceed the noncompliance costs do comply with the standard. Therefore, the second term at the right-hand side of (2) represents the enforcement leverage of the licensing policy. Note that it is extending liability to disposers that creates the enforcement leverage.

For further analysis, assume that θ is distributed uniformly between $\theta_{av} - \delta$ and $\theta_{av} + \delta$. Then the rate of illegal dumping $I(C_d, P_r, f, f', \mu)$ can be calculated as:

$$I(C_d, P_r, f, f', \mu) = \frac{\theta_{av} + \delta - \hat{\theta}}{2\delta} = \frac{1}{2} + \frac{\theta_{av}}{2\delta} - \frac{\hat{\theta}}{2\delta} = \frac{1}{2} + \frac{\theta_{av}}{2\delta} - \frac{\mu f + \mu^2 f'}{2\delta} \quad (3)$$

This equation shows that illegal disposal is encouraged by higher legal disposal cost θ_{av} , as Sigman (1998) argued. Proper waste treatment includes recycling part of the waste before disposing of the residual at a dump site. Thus the average cost for proper waste treatment θ_{av} can be considered a decreasing function of the scrap price denoted by P_r and an increasing function of the final disposal cost denoted by C_d . In the empirical analysis in Section 4 we assume a specific function $\theta_{av}(C_d, P_r)$:

$$\theta_{av}(C_d, P_r) = c_0 + c_1 C_d - c_2 P_r \quad (4)$$

Substituting (4) into (3), we obtain the following equation for supply of illegal disposal:

$$I(C_d, P_r, f, f', \mu)w_i = \left(\frac{\theta_{av} + \delta - \hat{\theta}}{2\delta} \right) w_i = (\phi_1 + \phi_2 C_d - \phi_3 P_r - \phi_4 \mu f - \phi_5 \mu^2 f') w_i. \quad (5)$$

Note that we expect all ϕ_i parameters to be positive.

Substituting (5) into (1), we obtain the equation to be estimated:

$$(\phi_1 + \phi_2 C_d - \phi_3 P_r - \phi_4 \mu f - \phi_5 \mu^2 f') w_i = \sum_j^n b_{ij} x_j. \quad (6)$$

3.3. Demand of illegal dumping

To estimate (6), we need to take into account the transboundary movement of illegal disposal and estimate b_{ij} (i.e., the proportion of the volume of waste originally emitted in prefecture i included in the total volume of waste illegally dumped in prefecture j).

Note that the following relation must be satisfied:

$$\sum_{i \neq j}^n b_{ij} = 1 - b_{jj} \quad (7)$$

We estimate this equation directly.

We expect illegal disposals to be made in places that involve lower transportation costs and that offer less chance of being seen following gravity modeling. Suppose that $i \neq j$. We hypothesize that, on average, the illegal disposal demand of prefecture i from prefecture j is expected to be large when: a) prefecture j is close to prefecture i (= less costly); b) the population density of prefecture j is relatively small (=less chance of being seen); and c) the volume of waste illegally dumped the previous year in prefecture j is relatively small (= fewer patrols).⁷ Therefore, the function b_{ij} is a decreasing function of the distance between prefecture i and j (denoted by d_{ij}), an increasing

⁷ If the amount of waste illegally dumped in a prefecture the year before decreased, patrols and other precautions in that area tend to become laxer, which then could make it easier to successfully cover up illegal dumping in the present year.

function of the difference in population (denoted by pop_i-pop_j), a decreasing function of the difference in area (denoted by $area_i-area_j$), and an increasing function of the difference in the previous year's illegal dumping of waste (denoted by pre_i-pre_j):

$$b_{ij} = \alpha d_{ij} + \beta(pop_i - pop_j) + \gamma(area_i - area_j) + \delta(pre_i - pre_j). \quad (8)$$

The expected signs of the parameters are: $\alpha < 0$, $\beta > 0$, $\gamma < 0$, and $\delta > 0$.

Next, let us consider the case of $i = j$. It is natural to assume that the larger the volume of waste emitted in prefecture j (w_j), the smaller will be the proportion of the volume of waste carried from other prefectures i ($i \neq j$) to prefecture j for dumping, out of the total volume of waste dumped in prefecture j (or $\sum_{i \neq j}^n b_{ij}$). We then expect b_{jj} to increase with w_j , and then, if we use a simple relation,

$$b_{jj} = \varepsilon w_j. \quad (9)$$

Note that the expected sign of ε is positive. By a simple arrangement, equation (7) can be rewritten as:

$$\alpha \sum_{i \neq j}^n d_{ij} + \beta(total_pop - n \times pop_j) + \gamma(total_area - n \times area_j) + \delta(total_pre - n \times pre_j) + \varepsilon w_j = 1 \quad (10)$$

The expected signs of the parameters are; $\alpha < 0$, $\beta > 0$, $\gamma < 0$, $\delta > 0$, and $\varepsilon > 0$.

By applying the maximum likelihood method, we estimate the five parameters $\alpha, \beta, \gamma, \delta$, and ε .

4. Empirical application

4.1. The first stage: where to throw away the waste?

This subsection estimates demand equation (10). For this study we used data on illegal activity compiled by 47 prefecture panels covering the years from 1995 to 2005. For the distance variable we use the distances between prefectural capital cities as set out

in a road distance table compiled by Logistics Support & Partners. Co., Ltd. Data on waste emissions and on illegal activity used for the following estimation (except for scrap price and the price for final disposal discussed below) are taken from the relevant issues of the *Annual Report on Illegal Disposal of Industrial Waste* of the Ministry of Environment, Japan. The population and area data are obtained from the Bureau of Statistics and the Director-General for Policy Planning, Japan.⁸

Table 3 shows the estimation result. For Specification 1, the sign of the distance (α_1) is not negative. One of the reasons is that d_{ij} is always positive, while the right-hand side of (10) is always the positive value of one. To solve this problem we also estimate (10) by replacing d_{ij} with $1/d_{ij}$.⁹ The result is shown as Specification 2. Note that the expected sign of $1/d_{ij}$ (or α_2) is positive. In Specification 2 all estimated parameters except γ (area) are significant. The results show that there is a transboundary movement of illegal disposal and that illegal waste is transferred to prefectures that are located relatively close to the emission site, where the population is relatively low and where the volume of waste dumped the previous year was not large—where, in other words, monitoring is more relaxed and detection less probable.

Substituting the estimated parameters into (8) and (9), we obtain the predicted value of $b_{ij}(t)$. For further analysis, we use the predicted value of $b_{ij}(t)$ estimated from

⁸ We studied 132 recorded cases of violation (discussed on the next page) through an online search of Kikuzo II Visual, a news database retrieval service of The Asahi Shimbun. In these cases, the courts dealt with dumping activities whose detection took about three years (i.e., the summation of waste over year t , $t-1$, $t-2$ equals waste detected and reported in the news of year t). Hence we assume detected illegal wastes are accumulated equally over three years for all prefectures and years.

⁹ When $i=j$, we assume $1/d_{ij}=0.1$. We also tried using the values 0.01 and 0.2, and the results are robust when the value is so changed.

specifications 1 and 2: $b_{ij1}(t)$ and $b_{ij2}(t)$, respectively. We are then ready for the third stage, the estimation of (6) using these values.

4.2. The second stage: what determines the actual penalty?

To estimate (6) we also need to obtain the predicted value of actual penalties, f and f' , which are explanatory variables of (6). The licensing policy includes penalties imposed both for illegal disposal and for violation of the consignment obligation. As stated in Section 2, the maximum penalties for both violations have been increased several times, but the actual penalties differ from the maximum possible penalties. This is because actual penalties are determined by a court that relies on previous court decisions. Since firms are expected to respond to the expected actual penalties to be imposed rather than the maximum possible penalties, we use the estimated actual penalties in our third-stage estimation.

To obtain a predicted value of actual penalties each year (per ton), we studied 132 recorded cases of violations written up in major national newspapers over the years 1996 to 2008 (through an online search of Kikuzo II Visual). The data includes the year of the court decision, the type of violation, the volume of waste dumped, the type of waste dumped, the classification of the offenders (whether individual or a corporation), and the size of the penalty. We estimated the penalties using ordinary least squares (OLS). Independent variables were the year of the court decision, the volume of waste dumped, the type of violation (dummy variable for violation of the consignment obligation), the type of waste dumped (dummy variable for hazardous waste), the classification of offenders (dummy variable for a corporation), and dummy variable for large-scale illegal disposal (i.e., dummy variable for waste greater than

10,000 tons).

Tables 4 and 5 show the descriptive statistics and the estimation results, respectively. All financial variables are adjusted to year 2000 real terms based on the domestic corporate goods price index provided by the Bank of Japan. Because maximum penalties have been raised, the actual penalties have been increasing over time, as shown in Table 5. In addition, they increase with the volume of dumped waste and with the hazardousness of the waste. These results are consistent with Hamilton (1996), Kleit et al. (1998), and Oljaca et al. (1998), who also find that penalties increase with the severity of the environmental damage.

To predict penalties for dumping and for violating the consignment obligation from Table 5, we use additional data from the 132 cases studied (see Table 4). The rates of offenses by corporations among all incidents of illegal disposal are 44.7% for dumping and 40% for violating the consignment obligation; the rates of large-scale incidents are 0.08% for dumping and 0% for violating the consignment obligation; and the rates of hazardous waste are 15.4% for dumping and 40% for violating the consignment obligation. The average volume of dumped waste per incident for the period studied is 438.9 tons. Using the estimated results reported in Table 5, we estimate the predicted actual penalties for dumping and violating the consignment obligation *per incident*, and by then dividing this value by the average volume of waste per incident (438.9 tons), we obtain the predicted values for the penalties *per ton*.

4.3. The third stage: to extend liability to disposers, or to increase the penalty for illegal disposal?

Next we proceed to the final step in estimating the supply-demand equation for illegal

disposal (6) derived in Section 3:

$$(\phi_1 + \phi_2 C_d - \phi_3 P_r - \phi_4 \mu f - \phi_5 \mu^2 f') w_i = \sum_j^n b_{ij} x_j \quad (6)$$

We use the average price for final disposal in the Kanto region (which includes Tokyo) as the proxy for the final disposal cost (C_d) because this region, where one-third of Japan's population lives, is the only region for which sufficient data is available. The price for final disposal depends on the type of waste, so we weight each of the 19 types of waste to obtain a weighted average price per ton; the weight data is taken from *Emissions and Treatment for Industrial Waste*, a report compiled by the Ministry of Environment.

Various materials can be recovered from industrial waste. Rubble can be recycled into cement, metal scrap (ferrous bars in ferroconcrete, scrapped machinery, etc.) can be recycled into iron, and waste plastics and bark residue can be recycled into fuel. Each of these accounted for 56.7%, 17.2%, and 3.8%, respectively, of all illegally disposed waste, according to data from a 2007 survey by the same Ministry of Environment. As a result, as a proxy for the scrap price we use the price of pre-oxide iron published by The Japan Ferrous Raw Materials Association, the price of cement recorded in the *Annual Cement Yearbook*, and the contract price of C-heavy oil fuel published by Tokyo Electric Power Co. We measure the scrap price per ton (P_r) both by simply averaging these prices and by weighting by annual emissions data taken from the *Emissions and Treatment for Industrial Waste* report. The simple average price and the weighted average price are represented by P_{r1} and P_{r2} , respectively. Table 6 shows

our data on the cost for final disposal (C_d), scrap price (P_r), and the actual probability of detection (μ).¹⁰

We estimate (6) for four cases. These results are shown in tables 7 to 10. Tables 7 and 8 show the estimation results for the case of $b_{ij}=b_{ij1}$, while tables 9 and 10 show the results for the case of $b_{ij}=b_{ij2}$ (see Section 4.1. for b_{ij1} and b_{ij2}). In tables 7 and 9, P_{r1} is used as the average scrap price but replaced by P_{r2} in tables 8 and 10. In addition, parameters associated with two penalties (f and f') are estimated simultaneously in Specification 4 in Table 7, while those parameters are estimated separately in specifications 4a and 4b. We estimate them separately because there is a strong correlation between these two penalties.

Decreasing the final disposal cost and increasing the scrap price are both expected to decrease illegal disposal (Sigman, 1998). And in most of the four cases, increasing the scrap price is indeed significantly effective in deterring illegal disposal. Contrary to expectations, however, increasing the final disposal cost does not increase illegal disposal significantly, and in some cases the parameters are even positive.

Our results on the deterrent effect of penalties also seem to be robust. Both penalties significantly deter illegal disposal if they are estimated separately, with the exception of specifications 6b and 7a. If they are estimated simultaneously, only the penalty for violation of the consignment obligation significantly deters illegal disposal in most cases (see specifications 4, 5, and 7). Though correlation causes one of the variables to be insignificant, we are able to say that the penalty for violation of the

¹⁰ The data on detected illegal disposal (tons) and the waste dumped are available in the *Annual Report on Illegal Disposal of Industrial Waste*. The probability of detection is calculated on the basis of these data.

consignment obligation more effectively deters dumping than the penalty for dumping itself. That is, our results show evidence of the presence of enforcement leverage.

Although increasing the penalties is statistically effective in deterring dumping, the magnitude is unfortunately not as large as expected. If the expected actual penalty for illegal disposal is increased by \$100, the rate of illegal disposal would decrease by from 0.052% to 0.93%. The deterrent effect of a penalty for violation of the consignment obligation is also limited, though it is larger than that of a penalty for dumping. An increase in the expected penalty by \$100 decreases the rate of illegal disposal by from 0.052% to 2.07%. These results are consistent with those obtained in Stafford (2002). Several implications for industrial waste management policy can be established from our results. Firstly, a subsidy for recycling could mitigate illegal disposal problems. Our results show that increasing the scrap price has a significant effect on deterring dumping. Secondly, our results imply that further extension of liability to related parties can be an added deterrent to illegal disposal.

5. Conclusion

We examine the enforcement leverage of a licensing system in waste management. Several interesting results are obtained. We find a transboundary movement of illegal disposal whereby waste tends to be illegally disposed of in places of lower population, larger area, and closer proximity to the original source of the waste. In the second stage we find how the court determines penalties for illegal disposal and for violation of the consignment obligation; penalties increase with the volume of dumped waste and the hazardousness of the waste. In the third stage of our estimation we find that not simply imposing penalties on WMFs but also extending liability to disposers (i.e., the

consignment obligation) is significantly effective in reducing the volume of illegal disposal.

Our estimation results also suggest that the consignment obligation more effectively deters illegal disposal than increasing the penalty for illegal disposal. Further extension of liability to other related parties—for example, producers that supply goods to (future) disposers, or banks that lend money to WMFs—can deter illegal disposal even more.

Appendix. Derivation of (2): The waste management cost of a marginal WMF that is indifferent as to compliance or noncompliance ($\hat{\theta}$)

In the equilibrium, disposers must be indifferent as to the choice of consigning waste to licensed WMFs or to unlicensed WMFs. If we represent by p_1 and p_0 the waste price per ton offered by a licensed and an unlicensed WMF, respectively, the following equation must be satisfied in the equilibrium.

$$p_0 = p_1 + \mathcal{F}' \quad (\text{A1})$$

Consequently, the waste management fee charged by an unlicensed WMF (p_0) is lower than that offered by a licensed WMF (p_1).

WMFs have two options: proper waste treatment, or illegal dumping. Intuitively, WMFs that are licensed and have a relatively lower value of θ will comply with the required standard for waste treatment. On the other hand, WMFs with a higher value of θ will violate the standard. Note that all WMFs want to be licensed because the fee for waste treatment is higher for a licensed WMF (see equation A1). Therefore, in the stationary state, there are three types of WMFs: licensed WMFs that will comply with the standard (let us call them *compliant licensed WMFs*), licensed WMFs that will violate the standard or illegally dump the waste but will still keep their licenses (*noncompliant licensed WMFs*), and WMFs whose licenses are suspended (*unlicensed WMFs*). Note that *unlicensed WMFs* have no incentive to comply with the standard, because any operations of an unlicensed WMF are themselves illegal.

To obtain the steady-state equilibrium, we have to compare the current-value profits from proper waste treatment and illegal dumping with each other. Before calculating them, we need to look at the following list of notations.

π_1^p : The current value of the total amount of profit that a *compliant licensed WMF* can earn from the current period to an indefinite future period. The superscript p and the subscript 1 represent proper waste treatment and the licensed WMF, respectively.

π_0^i : The current value of the total amount of profit that an *unlicensed WMF* can earn from the current period to an indefinite future period. The superscript i and the subscript 0 represent illegal dumping and the unlicensed WMF, respectively.

π_1^i : The current value of the total amount of profit that a *noncompliant licensed WMF* can earn from the current period to an indefinite future period.

β : The discount factor.

First we derive the current value of profit for proper waste treatment (π_1^p). A *compliant licensed WMF* earns $p_1 - \theta$ every period. Then the following equation must be satisfied:

$$\pi_1^p = p_1 - \theta + \beta\pi_1^p. \quad (\text{A2})$$

We can easily calculate π_1^p as follows:

$$\pi_1^p = \frac{p_1 - \theta}{1 - \beta} \quad (\text{A3})$$

Next, the current value of profit for illegal dumping can be derived as follows. The profit of an *unlicensed WMF*, π_0^i , must satisfy the following equation:

$$\pi_0^i = p_0 - \mu f + \beta \{ \mu \pi_0^i + (1 - \mu) \pi_1^i \} \quad (\text{A4})$$

Note that the expected fine imposed for illegal dumping is denoted by μf . In addition, if an *unlicensed WMF* is not caught operating without a license during the current period, the suspended license is returned to the WMF at the beginning of the next period and the firm becomes a *noncompliant licensed WMF* in that same period (the probability is $1 - \mu$). Otherwise, the license of the WMF continues to be suspended during the next period. Therefore, the expected profit earned by an *unlicensed WMF* from the next period to an indefinite future period can be written as the bracket in the second term of (A4).

Similarly, for π_1^i (the current value of profit of a *noncompliant licensed WMF*), we can obtain the following equation:

$$\pi_1^i = p_1 - \mu f + \beta \{ (1 - \mu) \pi_1^i + \mu \pi_0^i \}. \quad (\text{A5})$$

Note that a *noncompliant licensed WMF* has to pay a fine (f) and loses its license in the next period if illegal dumping is detected (the probability is μ), but otherwise it can keep its license in the next period, as shown in the bracket of equation (A5).

By (A4) and (A5) we can calculate π_0^i and π_1^i .

$$\pi_1^i = \frac{(1 - \beta\mu)(p_1 - \mu f) + \beta\mu(p_0 - \mu f)}{1 - \beta} \quad (\text{A6})$$

$$\pi_0^i = \frac{1}{1 - \beta} \left[\frac{1}{\mu} (p_0 - \mu f) + \beta(1 - \mu) \pi_1^i \right] \quad (\text{A7})$$

Improper WMFs include both *noncompliant licensed WMFs* and *unlicensed WMFs*. Denote by α and $1 - \alpha$ the relative proportion of *unlicensed WMFs* and *noncompliant licensed WMFs* among all WMFs illegally dumping waste, respectively. In the steady state, α must stay at a unique value. Note that *unlicensed WMFs* can

apply for and obtain a license in the next period if they are not caught operating without a license during the current period. In the steady-state equilibrium, then, the proportion of *unlicensed WMFs* that will acquire licenses in the next period $((1 - \mu)\alpha)$ must be equal to the proportion of the *noncompliant licensed WMFs* that lose their licenses in the same period $(\mu(1 - \alpha))$. We can, therefore, obtain the steady-state value of α .

$$\alpha = \mu \quad (\text{A8})$$

The expected profit of a WMF that illegally dumps waste represented by $E(\pi^i)$ in the steady state can be calculated as

$$E(\pi^i) = \alpha\pi_0^i + (1 - \alpha)\pi_1^i. \quad (\text{A9})$$

As stated above, whether WMFs choose proper or illegal dumping depends on the level of θ . In other words, only licensed WMFs with a lower value of θ comply with the standard for proper recycling. We can now derive the critical value of θ that is represented by $\hat{\theta}$. Since the marginal licensed WMF with $\hat{\theta}$ must be indifferent as to compliance or noncompliance, the following equation must hold:

$$\pi_1^p = E(\pi^i) \quad (\text{A10})$$

By substituting (A6), (A7), and (A8) into (A9) and solving (A10), we can derive the critical value of θ (or $\hat{\theta}$). The result is represented by (2) in Section 3.2.

References

- A. Alberini and D. Austin (2002), Accidents waiting to happen: Liability policy and toxic pollution releases, *The Review of Economics and Statistics* 84, 729-741.
- G. Becker (1968), Crime and punishment: An economic approach, *Journal of Political Economy* 76, 169-217.
- P. Bose (1995), Regulatory errors, optimal fines and the level of compliance, *Journal of Public Economics* 56, 467-484.
- T. N. Cason and L. Gangadharan (2006), An experimental study of compliance and leverage in auditing and regulatory enforcement, *Economic Inquiry* 44, 352-366.
- J. Clark, L. Friesen, and A. Muller (2004), The good, the bad, and the regulator: An experimental test of two conditional audit schemes, *Economic Inquiry* 42, 69-87.
- D. Earnhart (2004), Regulatory factors shaping environmental performance at publicly-owned treatment plants, *Journal of Environmental Economics and Management* 48, 655-681.
- H. Eckert (2004), Inspections, warnings and compliance: The case of petroleum storage regulation, *Journal of Environmental Economics and Management* 47, 232-259.
- L. Friesen (2003), Targeting enforcement to improve compliance with environmental regulations, *Journal of Environmental Economics and Management* 46, 72-86.
- W. Gray and M. Deily (1996), Compliance and enforcement: Air pollution regulation in the U.S. steel industry, *Journal of Environmental Economics and Management* 31, 96-111.
- J. T. Hamilton (1996), Going by the (informal) book: The EPA's use of informal rules in enforcing hazardous waste laws, in *Advances in the Study of Entrepreneurship, Innovation, and Growth*, Vol. 7, pp.109-156.
- J. D. Harford and W. Harrington (1991), A reconsideration of enforcement leverage when penalties are restricted, *Journal of Public Economics* 45, 391-395.
- W. Harrington (1988), Enforcement leverage when penalties are restricted, *Journal of Public Economics* 37, 29-53.
- W. Harrington and A. Heyes (2001), The theory of penalties: "Leverage" and "dealing", in A. Heyes (ed.), *The Law and Economics of the Environment*, Edward Elgar: Cheltenham, UK, pp. 185-197.
- E. Helland (1998), The enforcement of pollution control laws: Inspections, violations, and self-reporting, *Review of Economics and Statistics* 80, 141-153.
- A. Heyes (1996), Cutting environmental penalties to protect the environment, *Journal of Public Economics* 60, 151-165.

- A. Heyes and N. Rickman (1999), Regulatory dealing – revisiting the Harrington paradox, *Journal of Public Economics* 72, 361-378.
- S. Kadambe and K. Segerson (1998), On the role of fines as an environmental enforcement tool, *Journal of Environmental Planning and Management* 41, 217-226.
- A. N. Kleit, M. A. Pierce, and R. C. Hill (1998), Environmental protection, agency motivations, and rent extraction: The regulation of water pollution in Louisiana, *Journal of Regulatory Economics* 13, 121-137.
- B. Laplante and P. Rilstone (1996), Environmental inspections and emissions of the pulp and paper industry in Quebec, *Journal of Environmental Economics and Management* 31, 19-36.
- K. K. Lear and J. W. Maxwell (1998), The impact of industry structure and penalty policies on incentives for compliance and regulatory enforcement, *Journal of Regulatory Economics* 14, 127-148.
- S. F. Leung (1991), How to make the fine fit the corporate crime? An analysis of static and dynamic optimal punishment theories, *Journal of Public Economics* 45, 243-256.
- J. Livernois and C. J. McKenna (1999), Truth or consequences: Enforcing pollution standards with self-reporting, *Journal of Public Economics* 71, 415-440.
- W. A. Magat and W. K. Viscusi (1990), Effectiveness of the EPA's regulatory enforcement: The case of industrial effluent standards, *Journal of Law and Economics* 33, 331-360.
- L. W. Nadeau (1997), EPA effectiveness at reducing the duration of plant-level noncompliance, *Journal of Environmental Economics and Management* 34, 54-78.
- N. Oljaca, A. G. Keeler, and J. Dorfman (1998), Penalty functions for environmental violations: Evidence from water quality enforcement, *Journal of Regulatory Economics* 14, 255-264.
- M. Raymond (1999), Enforcement leverage when penalties are restricted: Areconsideration under asymmetric information, *Journal of Public Economics* 73, 289-295.
- J. P. Shimshack and M. B. Ward (2005), Regulator reputation, enforcement, and environmental compliance, *Journal of Environmental Economics and Management* 50, 519-540.
- H. Sigman (1998), Midnight dumping: Public policies and illegal disposal of used oil, *RAND Journal of Economics* 29, 157-178.
- S. L. Stafford (2002), The effect of punishment on firm compliance with hazardous waste regulations, *Journal of Environmental Economics and Management* 44, 290-308.

Table 1. Penalties in Waste Control in Japan

(1) Penalties for illegal disposal of industrial waste

Revision year	Maximum possible fine	Maximum possible imprisonment period
1970	\$500	—
1976	\$3,000	6 months
1991	\$10,000 for hazardous waste \$5,000 for other waste	1 year for hazardous waste 6 months for other waste
1997	\$100,000 for individuals (for all waste) \$1,000,000 for corporations	3 years (for all waste)
2000	\$100,000 for individuals \$1,000,000 for corporations	5 years

(2) Penalties for operating without a license

Revision year	Maximum possible fine	Maximum possible imprisonment period
1970	\$1,000	1 year
1976	\$5,000	1 year
1991	\$30,000	3 years
1997	\$100,000	3 years
2000	\$100,000	5 years
2005	\$100,000 for individuals \$1,000,000 for corporations	5 years

(3) Penalties for violation of the consignment obligation

Revision year	Maximum possible fine	Maximum possible imprisonment period
1976	\$3,000	6 months
1991	\$10,000	1 year
1997	\$30,000	1 year
2000	\$100,000	5 years
2005	\$100,000 for individuals \$1,000,000 for corporations	5 years

Note: \$1=100 yen (average exchange rate between June 2008 and May 2009)

Table 2. List of variables

Variable	Explanation	Data source
w_i	Waste emission in prefecture i	<i>Annual Report on Illegal Disposal of Industrial Waste</i> (Ministry of Environment, Japan)
x_i	Waste illegally disposed of in prefecture i	<i>Annual Report on Illegal Disposal of Industrial Waste</i>
b_{ij}	Proportion of volume of waste emitted in prefecture i among total volume of waste illegally dumped in prefecture j	Estimated from equations(7) to (10) using data from road distance table compiled by Logistics Support & Partners. Co.,Ltd; <i>Annual Report on Illegal Disposal of Industrial Waste</i> ; the Bureau of Statistics and the Director-General for Policy Planning, Japan
f	Actual penalty for illegal disposal (per ton)	Estimated by using data taken from Kikuzo II Visual of The Asahi Shimbun
f'	Actual penalty for violating the consignment obligation (per ton)	Estimated by using data taken from Kikuzo II Visual of The Asahi Shimbun
μ	Probability of detection of illegal disposal	<i>Annual Report on Illegal Disposal of Industrial Waste</i>
C_d	Final disposal cost (per ton)	National Federation of Industrial Waste Management Association, <i>Emissions and Treatment for Industrial Waste</i> (Ministry of Environment, Japan)
P_r	Scrap price (per ton)	The Japan Ferrous Raw Materials Association; <i>Annual Cement Yearbook</i> ; Tokyo Electric Power Co.; <i>Emissions and Treatment for Industrial Waste</i>

Table 3. Transboundary movement of illegal disposal:

Estimation of b_{ij}

Specification	1	2
$\alpha_1 : d_{ij}$	0.0000 (0.69)	—
$\alpha_2 : 1/d_{ij}$	—	3.3579 * (2.15)
$\beta : \ln w_j$	0.0471 * (2.19)	0.0184 * (2.21)
$\gamma : area_j - area_i$	0.0000 (0.26)	0.0000 (0.31)
$\delta : pre_j - pre_i$	-0.3233 * (-2.21)	-0.1098 * (-2.23)
$\varepsilon : w_j$	0.9370 * (2.20)	0.2526 * (2.15)
Log-likelihood	0.3316	1.5344
# Observations	517	517

Note: * Significant at the 5% level. Values in parentheses are t-values.

Table 4. Descriptive statistics for actual penalty estimation

	Obs	Average	Std error	Min.	Max.
Illegal disposal (ton)	132	3172.00	39.98	1	135000
Penalty (\$100)	132	414.62	1402.41	28.45	9786.33
Reported year	132	2001.85	3.36	1996	2008

Table 5. Estimation results for actual penalties

Specification	3	
Dependent variable: Penalty (\$100)		
Illegal disposal (ton)	0.079	***
	(31.47)	
Dummy: violation of the consignment obligation	-212.725	*
	(-1.93)	
Reported year	0.042	**
	(2.01)	
Dummy: corporation	278.979	***
	(4.75)	
Dummy: hazardous waste (sulfate pitch, acids, oil, medical waste, etc.)	140.299	*
	(1.82)	
Dummy: large-scale incidents (larger than 10,000 tons)	-6197.750	***
	(-13.27)	
Number of observations	132	
R^2	0.921	
$AdjR^2$	0.917	
F test	244.560	***

Note: * Significant at the 10% level. ** Significant at the 5% level. *** Significant at the 1% level. Values in parentheses are t-values.

Table 6. Data on final disposal cost, scrap price, and probability of detection

	Final disposal cost	Scrap price (simple average)	Scrap price (weighted average)	Probability of detection of illegal disposal
	C_d	P_{r1}	P_{r2}	μ
1995	0.54	1.24	1.01	0.70
1996	0.64	1.37	1.08	0.70
1997	0.55	1.42	1.10	0.70
1998	0.61	1.10	0.94	0.72
1999	0.71	1.18	0.95	0.79
2000	0.75	1.36	1.01	0.74
2001	0.82	1.30	0.99	0.66
2002	0.92	1.50	1.05	0.71
2003	1.02	1.68	1.09	0.61
2004	1.00	1.95	1.19	0.61
2005	1.10	2.39	1.44	0.67

Note: Unit of \$100 per ton.

Table 7. Estimation results for rate of illegal disposal ($b_{ij}=b_{ij1}$ and $P_r=P_{r1}$)

Specification	4	4a	4b
Dependent variable: $\sum_j b_{ij1}x_j$			
ϕ_1 : intercept	0.000504 (0.21)	0.000000 (1.01)	0.000504 (1.35)
ϕ_2 : final disposal cost(C_d)	0.000600 (1.02)	0.000512 (1.21)	0.000600 (1.35)
ϕ_3 : scrap price (simple average)(P_{r1})	0.000852 (1.56)	0.000935 (2.31)	* 0.000852 (1.61)
ϕ_4 : expected actual penalty for illegal disposal (μf)	0.000000 (1.42)	0.006671 (2.33)	* —
ϕ_5 : expected actual penalty for violation of the consignment obligation($\mu^2 f'$)	0.019297 (2.21)	* —	0.019297 (2.18)
Log-likelihood	−3.6444	−3.6448	−3.6444
Number of observations	517	517	517

Note: * Significant at the 5% level. Values in parentheses are t-values.

Table 8. Estimation results for rate of illegal disposal ($b_{ij}=b_{ij1}$ and $P_r=P_{r2}$)

Specification	5	5a	5b
Dependent variable: $\sum_j b_{ij1}x_j$			
ϕ_1 : intercept	0.001385 (0.22)	0.000000 (1.02)	0.001385 (1.54)
ϕ_2 : final disposal cost(C_d)	0.000143 (1.01)	0.000159 (1.22)	0.000143 (1.34)
ϕ_3 : scrap price (weighted average) (P_{r2})	0.001767 (2.29)	* 0.001861 (2.34)	* 0.001767 (2.31)
ϕ_4 : expected actual penalty for illegal disposal (μf)	0.000000 (1.46)	0.009297 (2.24)	* —
ϕ_5 : expected actual penalty for violation of the consignment obligation($\mu^2 f'$)	0.020730 (2.21)	* —	0.020730 (2.21)
Log-likelihood	−3.6441	−3.6442	−3.6441
Number of observations	517	517	517

Note: * Significant at the 5% level. Values in parentheses are t-values.

Table 9. Estimation results for rate of illegal disposal ($b_{ij}=b_{ij2}$ and $P_r=P_{r1}$)

Specification	6	6a	6b
Dependent variable: $\sum_j b_{ij2}x_j$			
ϕ_1 : intercept	0.0010 (0.17) *	0.0000 (1.05)	0.0002 (1.21)
ϕ_2 : final disposal cost(C_d)	0.0001 (1.31)	0.0002 (1.34)	0.0002 (1.51)
ϕ_3 : scrap price (simple average) (P_{r1})	0.0002 (2.45) *	0.0003 (2.67) *	0.0002 (2.31) *
ϕ_4 : expected actual penalty for illegal disposal (μf)	0.0001 (1.39)	0.0019 (2.31) *	—
ϕ_5 : expected actual penalty for violation of the consignment obligation($\mu^2 f'$)	0.0048 (1.43)	—	0.0048 (1.39)
Mean log-likelihood	-2.3524	-2.3526	-2.3524
Number of observations	517	517	517

Note: * Significant at the 5% level. Values in parentheses are t-values.

Table 10. Estimation results for rate of illegal disposal ($b_{ij}=b_{ij2}$ and $P_r=P_{r2}$)

Specification	7	7a	7b
Dependent variable: $\sum_j b_{ij2}x_j$			
ϕ_1 : intercept	0.000462 (0.55)	0.000049 (1.42)	0.000462 (1.40)
ϕ_2 : final disposal cost(C_d)	0.000026 (1.33)	0.000038 (1.42)	0.000026 (1.26)
ϕ_3 : scrap price (weighted average) (P_{r2})	0.000507 (2.20) *	0.000519 (2.19) *	0.000507 (2.18) *
ϕ_4 : expected actual penalty for illegal disposal (μf)	0.000000 (1.28)	0.002473 (1.27)	—
ϕ_5 : expected actual penalty for violation of the consignment obligation($\mu^2 f'$)	0.005204 (2.19) *	—	0.005204 (2.21) *
Log-likelihood	-2.3522	-2.3523	-2.3522
Number of observations	517	517	517

Note: * Significant at the 5% level. Values in parentheses are t-values.

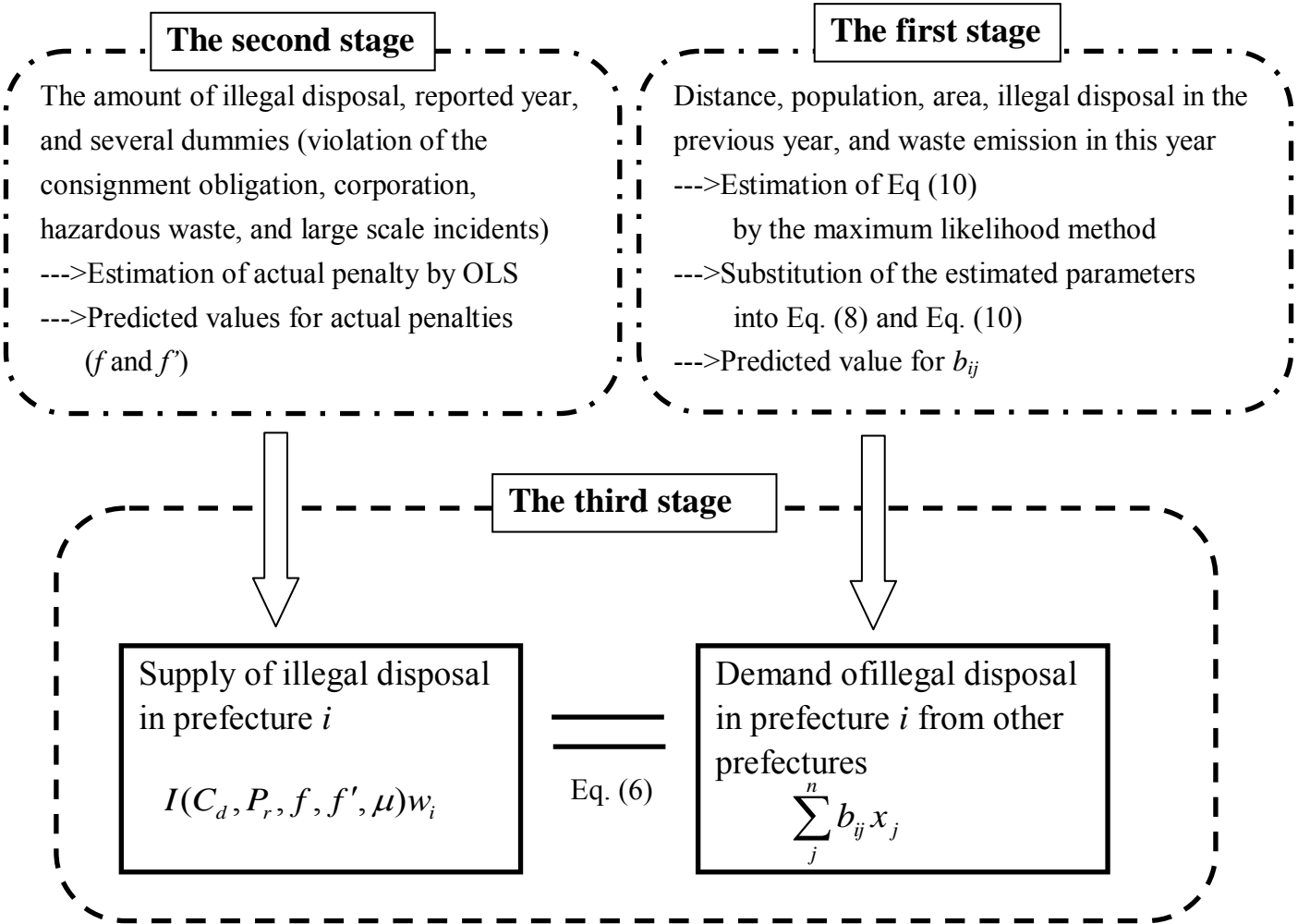


Figure. 1 Brief sketch of our three-stage estimations

添付資料4

エネルギー代替は二酸化炭素と所得の関係に影響を与えるか？（英語論文）



Contents lists available at ScienceDirect

Journal of The Japanese and International Economies

journal homepage: www.elsevier.com/locate/jjie



Does energy substitution affect carbon dioxide emissions – Income relationship?

Tetsuya Tsurumi^a, Shunsuke Managi^{a,b,*}

^a Graduate School of Environmental Studies, Tohoku University, 6-6-20 Aramaki-Aza Aoba, Aoba-Ku, Sendai 980-8579, Japan

^b Institute for Global Environmental Strategies, 2108-11 Kamiyamaguchi, Hayama, Kanagawa 240-0115, Japan

ARTICLE INFO

Article history:

Received 1 March 2008

Revised 11 January 2010

Available online 6 February 2010

JEL classification:

O40

Q01

Keywords:

Economic growth

Carbon dioxide

Environmental Kuznets curve

Use of energy

Coal

ABSTRACT

Tsurumi, Tetsuya, and Managi, Shunsuke—Does energy substitution affect carbon dioxide emissions – Income relationship?

Considerable discussion has taken place during the last decade regarding the role of economic growth in determining environmental quality. Using data from 30 OECD countries for the period 1960–2003 and the nonparametric method of generalized additive models, which enables us to use flexible functional forms, this paper examines the environmental Kuznets curve hypothesis for carbon dioxide (CO₂). We find that the reduction of coal share in energy use has a significant effect on CO₂. Our results imply that economic growth is not sufficient to decrease CO₂ emissions. *J. Japanese Int. Economies* 24 (4) (2010) 540–551. Graduate School of Environmental Studies, Tohoku University, 6-6-20 Aramaki-Aza Aoba, Aoba-Ku, Sendai 980-8579, Japan; Institute for Global Environmental Strategies, 2108-11 Kamiyamaguchi, Hayama, Kanagawa 240-0115, Japan.

© 2010 Elsevier Inc. All rights reserved.

1. Introduction

The role of economic growth in determining environmental quality has been explored in the last decade (e.g., Copeland and Taylor, 2004). The environmental Kuznets curve (EKC) posits an inverted

* Corresponding author. Address: Graduate School of Environmental Studies, Tohoku University, 6-6-20 Aramaki-Aza Aoba, Aoba-Ku, Sendai 980-8579, Japan. Fax: +81 22 795 4309.

E-mail address: managi.s@gmail.com (S. Managi).

U-shaped relationship between environmental quality and per capita income (Grossman and Krueger, 1995).¹ The EKC is supported if the income elasticity of environmental degradation turns from positive at lower levels of per capita income to negative at higher levels. It is striking that the *ad hoc* parametric specifications of linear, quadratic, and cubic polynomials in GDP per capita have been used in the literature on EKCs (see Millimet et al., 2003). However, popular parametric applications have been criticized because different parametric specifications can lead to significantly different conclusions (Harbaugh et al., 2002; Stern, 2004). Although this concern has invoked recent papers using nonparametric techniques, there are a few applications of nonparametric specifications (see Azomahou et al., 2006; Van and Azomahou, 2007; Auffhammer and Carson, 2008).

This paper studies carbon dioxide (CO₂) emissions because they play a crucial role in the debate on sustainable development and climate change. While CO₂ emissions are directly and positively related to the use of energy, reductions in energy use are not easy to effect because energy is a vital factor in the economy. The International Energy Agency (IEA, 2007) reported that if governments maintain their current policies, the world's energy needs in 2030 will be more than 50% higher than they were in 2005. The IEA calls this the reference scenario. It forecasts that fossil fuels such as coal and oil will account for 84% of the increase in global energy consumption between 2005 and 2030. Coal is more carbon-intensive and contributes more to climate change than oil and gas. Additionally, coal is much more abundant than are oil and gas in the earth reserves and the future price of coal is expected to be lower. Therefore, coal will be a key energy source once remaining oil deposits are used, even though the share of coal has been decreasing. The IEA (2007) forecasts that coal's share in global commercial energy will rise from 25% to 28% between 2005 and 2030. The share of coal in energy use, therefore, is expected to have a significant effect on CO₂ emissions. Here, we should note that coal's share in all energy is correlated with GDP. To consider a tradeoff between economic growth and environmental quality, it is important to take into consideration an omitted variable problem, wherein the share of coal is correlated with GDP and its omissions will bias the coefficient of GDP. In this study, we consider the effect of including coal share into our model on the functional form of CO₂.² Although Azomahou et al. (2006) offer the first nonparametric study of CO₂, the determinants of the shape of the EKC apart from GDP are not identified statistically. In their study, Azomahou et al. focus on the shape of the relationship between CO₂ and GDP and the effect of determinants that are correlated with GDP is captured as the effect of GDP.

Additionally, understanding why some countries have negative (or non-positive) income elasticity with respect to the EKC provides fruitful information regarding the shape of the EKC. In this paper, we identify common features of the countries with negative income elasticity. Because of the data limitation of the coal intensity variable in non-OECD countries, we focus our analysis on 30 OECD countries during the period 1960–2003 to consider the cause of non-positive elasticity via country-level estimation using a nonparametric smoothing method. We use nonparametric estimation of generalized additive models. Unlike the other nonparametric methods, this method overcomes the difficulty of including multiple independent variables in nonparametric specifications. Using this method, we are able to explore the effect of variables other than income on a generic EKC.

The remainder of the paper is organized as follows. In Section 2, we briefly review the literature. In Section 3, we describe the research methods. Section 4 presents the data and econometric results. Section 5 concludes.

¹ Simon Kuznets postulated that economic growth and income inequalities follow an inverted U-curve (Kuznets, 1955). The same relation to income has been claimed for environmental quality. One simple explanation of the EKC is as follows: economic growth exhibits a scale effect that has a negative effect on the environment in the early stages of economic development. However, economic growth also has positive impacts on the environment through a composition effect. As income grows in the later stages of development, the structure of the economy changes and there is an increase in cleaner activities that produce less emissions. See Brock and Taylor (2006) for a review of the theoretical literature. Many studies have investigated whether the EKC exists. Starting with the seminal work of Grossman and Krueger (1995), a number of empirical studies examined this relationship for various pollutants, regions and time periods.

² We consider index of coal share as proxy of energy substitution. Because oil is also a carbon-intensive fuel next to coal (for instance, old-type diesel generators might not be a desirable option), the problem is much more complicated in reality.

2. Literature

In general, the EKC patterns are more likely to appear for short-term and local impact pollutants than for more global, indirect, and long-term impact pollutants (see Arrow et al., 1995; Managi, 2006). It is striking that the EKC literature on CO₂ is largely inconclusive. Table 1 summarizes these results.

For example, although Shafik (1994) concluded that CO₂ has a monotonically increasing trend, Holtz-Eakin and Selden (1995) found an EKC. However, their turning point was excessively high, and therefore the EKC hypothesis could not be confirmed. In addition, Schmalensee et al. (1998) used the same data as Holtz-Eakin and Selden (1995) and found a negative income elasticity at high-income levels within the sample using spline regression. Bertinelli and Strobl (2005) used a semiparametric regression estimator for a panel of countries for 1950–1990 for CO₂ and sulfur dioxide (SO₂), and their study found a positive relationship for low incomes, that flattened out before increasing again at high-incomes.

Recent empirical studies have used updated and revised data, and these studies found that common EKC results are highly sensitive to changes in sample, specification, or functional forms (e.g., Stern et al., 1996; Stern and Common, 2001; Harbaugh et al., 2002). The econometric applications have been criticized because of a lack of robust econometric methods (Stern, 2004). This concern has inspired recent studies using nonparametric techniques. Nonparametric specifications have been used to test the robustness of previous studies because they are more flexible than popular parametric functional forms (see Azomahou et al., 2006; Van and Azomahou, 2007). Azomahou et al. (2006) rejected parametric functional estimation, investigated world CO₂ emissions using the nonparametric estimation of local linear kernel regressions, and they found that emissions are rising at high-income levels.

3. Methodology

Several nonparametric methods can be used to estimate the regression line. However, many nonparametric approaches do not perform well with more than two explanatory variables in the model. There are two obstacles to usual nonparametric multiple regressions. First, as the number of explanatory variables increases, the sparseness of data inflates the variance of the estimates, and massive amounts of data are required for accurate estimation. This problem of rapidly increasing variance is called the curse of dimensionality. Second, because a nonparametric regression does not provide an equation relating the average response to the independent variables, we need to display the response surface graphically by slicing the surface. When the number of explanatory variables exceeds three, the shape of the sliced surface becomes difficult to interpret (see Hastie and Tibshirani, 1990).

These problems led to the development of additive regression models (Stone, 1985). First, because each of the individual additive terms is estimated using a univariate smoother, the curse of dimensionality is avoided at the cost of an inability to approximate universally. Second, the interpretation of additive models is relatively simple because a two-dimensional plot suffices to examine the estimated partial regression function holding the other independent variables constant.

Table 1
Previous studies on EKC applied in CO₂.

	Data	Method	Result
Shafik (1994)	1960–1989 (153 countries)	Panel regression (fixed time and country effects)	Monotonous relation
Holtz-Eakin and Selden (1995)	1951–1986 (130 countries)	Panel regression (fixed time and country effects)	Inverted-U (outside-sample peak)
Cole et al. (1997)	1960–1991 (7 countries)	Panel regression (fixed time and country effects)	Inverted-U (outside-sample peak)
Schmalensee et al. (1998)	1950–1990 (141 countries)	Nonparametric regression (linear spline) (fixed time and country effects)	Inverted-U (within-sample peak)
Bertinelli and Strobl (2005)	1950–1990 (108 countries)	Semiparametric regression (fixed time and country effects)	Monotonous relation (except for middle income)
Azomahou et al. (2006)	1960–1996 (100 countries)	Nonparametric regression (country-specific effect)	Monotonous relation

In this study, we use generalized additive models (Hastie and Tibshirani, 1990).³ Especially, we apply cubic spline smoothing⁴ iteratively to minimize the partial residuals, which are the residuals after removing the influence of the other variables in the model. In this iteration, the estimation loop stops when the model fit cannot be improved.

4. Estimation results

4.1. Categorizing three patterns of EKC: country-level estimation

Several studies have concluded that generic empirical specifications such as the parametric panel model might yield biased results because the shapes of the emissions–income relationships may be country specific (see Stern et al., 1996; Barbier, 2001; Coondoo and Dinda, 2008; Deacon and Norman, 2006). In fact, Deacon and Norman (2006) found various emissions–income relationships among countries for SO₂, smoke, and particulates. Hilton and Levinson (1998), Harbaugh et al. (2002), and Stern and Common (2001) also indicated that EKC results are sensitive to sampling. Additionally, Lopez and Mitra (2000) and Brock and Taylor (2004) indicated that a single EKC function need not fit all economies. Therefore, we estimate within-country emissions–income relationships using generalized additive models⁵, as follows:

$$E_{it} = \alpha_1 + f_1(I_{it}) + \varepsilon_{1it}, \quad (1)$$

where E_{it} is the log of CO₂ emissions per capita for country i in year t , I_{it} is the log of income per capita (GDP per capita), α_1 is a constant term, and ε_{1it} is an error term.⁶ $f_1(\cdot)$ is a generic flexible functional form allowing a potentially non-linear non-monotonic relationship.⁷

In this country-level estimation, income is the only explanatory variable. Therefore, the effect of the determinants, which are correlated with GDP, will be captured in the effect of GDP by including the GDP variable. See Azomahou et al. (2006) for more discussion focusing only on the effects of GDP. Data on per capita CO₂ emissions are from *World Development Indicators*. CO₂ emissions are those stemming from the burning of fossil fuels and the manufacture of cement. They include CO₂ produced during the consumption of solid, liquid, and gas fuels as well as gas flaring. Per capita income, which is defined as real GDP per capita (2000 \$), is from the *Penn World Table 6.2*. Table 2 shows descriptive statistics for the data used in this study.

Figs. 1a–c show the estimated graphs for each country's emissions–income relationship over the 1960–2003 period. We classify 30 OECD countries into three groups. The first group (Fig. 1a) has a negative slope for the high-income levels, the second group (Fig. 1b) has a monotonically increasing trend at all income levels, and the third group (Fig. 1c) displays other trends or has confidence intervals that are too wide to interpret.⁸ The middle curve represents the estimated results. The upper and lower curves correspond to the upper and lower bootstrap 95% pointwise confidence intervals. We use the wild bootstrap to construct the confidence intervals and to account for heteroskedasticity and unrestricted correlation over time between observations for a given country.

What determines the shapes in Figs. 1a–c? To answer this question, we explore the possible effect of shifts in primary energy demand from carbon-intensive energy to cleaner energy. The US Congress, Office of Technology Assessment, 1990 indicated that energy substitution has a large effect on CO₂ emissions. In addition, Grubler et al. (2002) also concluded that induced innovation is likely to be a less powerful factor in implementing climate change policies than energy substitution. These previous

³ Auffhammer and Carson (2008) also use generalized additive models in EKC to analyze the CO₂–income relationship using province-level data from China.

⁴ When we used the loess function in place of the cubic spline function, the results were almost the same.

⁵ We use the normal distribution for estimation. The link function is the identity.

⁶ We use the log-linear model because of statistical fit to the data. Schmalensee et al. (1998) support using log-linear specification to analyze the relationship between GDP per capita and CO₂ emissions in nonparametric estimation.

⁷ Smoothing parameters are determined to minimize the generalized cross validation (GCV).

⁸ We show only the representative figures of each group because of space limitations. The countries that are not included in the figures in this paper have almost the same tendency as represented figures of the group. We present all countries listed in Table 3. All figures are available upon request from the authors.

Table 2
Descriptive statistics.

Variables	Unit	Time span	Obs.		Mean	Std. Dev.	Min	Max
CO ₂ emissions per capita	Metric tons	1960–2003	1211	Overall	8.993	5.712	0.611	40.155
				Between	5.250	1.958	28.765	
				Within	2.084	–2.548	20.382	
GDP per capital	\$2000	1960–2003	1211	Overall	15745.17	7174.982	2250.397	49262.13
				Between	5358.228	3968.584	25746.72	
				Within	4952.074	2918.245	39260.58	
Coal share	–	1960–2003	1211	Overall	0.226	0.175	0	0.931
				Between	0.160	0.018	0.746	
				Within	0.095	–0.193	0.718	
30 countries, 44 years								

conclusions that substitution has a large impact on emissions are largely consistent with our result for the first group. Table 3 reports each country's coal share. We calculated the coal share (period-average values) with data on energy balance. These data were obtained from the *IEA/OECD Energy Balance of OECD Countries*.⁹ The data are expressed in a common energy unit of tons of oil equivalent (toe). With some exceptions, Group 1 countries, which have negative income elasticities, have reduced their coal shares the most among the three groups over the past 50 years.

To test the hypothesis that the reduction in coal's share has a large effect on each country's functional form of CO₂, we analyze another specification. We include, as an additional explanatory variable, the share of coal as follows:

$$E_{it} = \alpha_2 + f_2(I_{it}) + f_3(C_{it}) + \varepsilon_{2it}, \quad (2)$$

where C_{it} is the coal share.

Fig. 2 shows the representative estimated graphs for each country's emissions–income relationship over the period 1960–2003. It is notable that we are not able to find the country with negative income elasticity.¹⁰ This indicates that substitution has a remarkable effect on reducing per capita CO₂ emissions.¹¹ In Section 4.2, we investigate how large the substitution effect is on average.

4.2. Effect of coal share in OECD countries

4.2.1. Average trend without coal share

We examine the average emissions–income relationship using data from 30 OECD countries. We estimate a generic EKC following the generalized additive models¹² for EKC:

$$E_{it} = \alpha_3 + f_4(I_{it}) + \mu_{3i} + \nu_{3t} + \varepsilon_{3it}, \quad (3)$$

⁹ These data consider the following factors: energy supply, the transformation sector, the energy sector and distribution losses, as well as the final consumption. Energy supply comprises the production of primary energy (i.e., hard coal; lignite/brown coal; peat; crude oil; NGLs; natural gas; combustible renewable energy and waste; nuclear, hydro, geothermal and solar energy; and the heat from heat pumps that is extracted from the ambient environment), imports, exports, international marine bunkers, stock changes, transfers, and statistical differences. The transformation sector consists of the conversion of primary forms of energy to secondary forms and further transformation. The energy sector considers the amount of fuels used by the energy producing industries. The final consumption is equal to the sum of the amounts of consumption in the end-use sectors. Energy used for transformation and for the energy producing industries' own use is excluded. We use the final consumption data to obtain the coal intensity variable by calculating the share of coal in the final consumption figure. For more information concerning data definition, see International Energy Agency (2009).

¹⁰ Although we do not present all figures because of space limitations, we find monotonous increasing trends for all OECD countries.

¹¹ Although we are not able to show the graphs for each country's emissions–coal relationship because of space limitations, we find that most countries have positive relationships between per capita CO₂ emissions and coal share, which implies that reducing share of coal results in a reduction in per capita CO₂ emissions.

¹² We use the normal distribution for estimation. The link function is the identity.

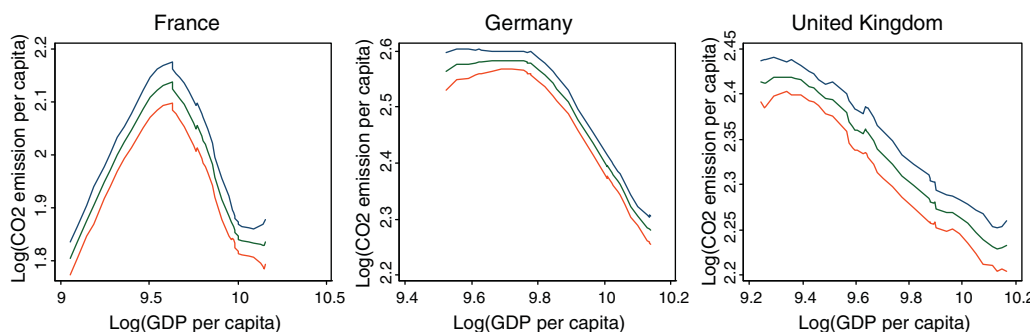


Fig. 1a. Within-country relationship between CO₂ emissions per capita and GDP per capita. This group (Group 1) has negative elasticity in high-income range. *Note:* The middle curve represents the estimated line and upper and underneath curves correspond to upper and lower bootstrap 95% pointwise confidence intervals. We show only the representative figures because of space limitations. The countries that are not included in the figures have almost the same tendency as the group. We present all countries list in Table 3. All figures in this group are available upon request from the authors.

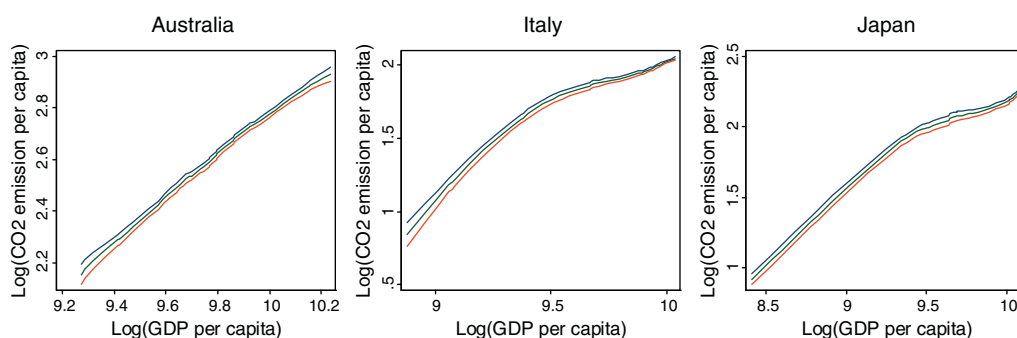


Fig. 1b. Within-country relationship between CO₂ emissions per capita and GDP per capita. This group (Group 2) has monotonic increasing trends in all income range. *Note:* The middle curve represents the estimated line and upper and underneath curves correspond to upper and lower bootstrap 95% pointwise confidence intervals. We show only the representative figures because of space limitations. The countries that are not included in the figures have almost the same tendency as the group. We present all countries list in Table 3. All figures in this group are available upon request from the authors.

where E_{it} is log of CO₂ emissions per capita for country i in year t , I_{it} is the log of income per capita (GDP per capita), α_1 is a constant term, μ_{1i} is the country fixed effect, ν_{1t} is the time fixed effect, and ε_{1it} is the error term.¹³ $f_4(\cdot)$ is a generic flexible functional form allowing a potentially non-linear non-monotonic relationship.¹⁴

Fig. 3 plots the graph of the nonparametric estimation of the relationship between CO₂ emissions per capita and GDP per capita using data from 30 OECD countries data from 1960–2003.

We obtain a flat trend in the high-income range. This implies that, as we saw in Figs. 1a–c, some countries have negative income elasticities and some have positive income elasticities in the high-income range. The overall elasticity averages out to close to zero. Our OECD result is inconsistent with the previous nonparametric study by Azomahou et al. (2006), which found that emissions rise. This difference might exist because we include data that are more recent, where the share of coal in energy use is relatively low, as discussed below. Although the figures are not presented here due

¹³ We include country dummy and year dummy to take into consideration individual and time fixed effects.

¹⁴ Smoothing parameters are determined to minimize the generalized cross validation (GCV).

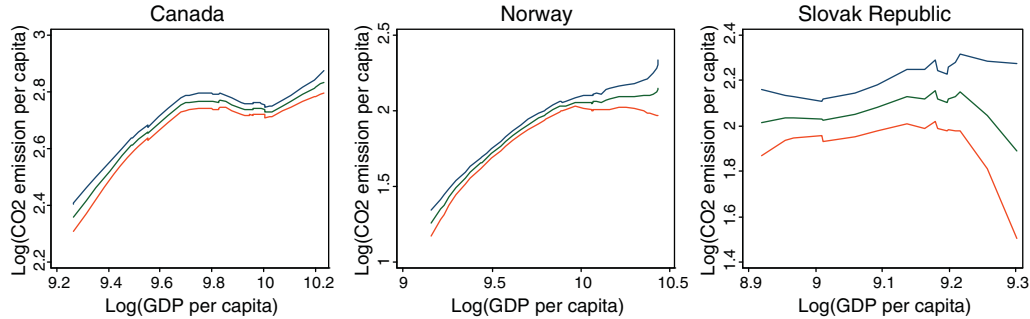


Fig. 1c. Within-country relationship between CO₂ emissions per capita and GDP per capita. This group (Group 3) has the other trend from Group 1 to Group 2 or confidence intervals that are too wide to interpret. *Note:* The middle curve represents the estimated line and upper and underneath curves correspond to upper and lower bootstrap 95% pointwise confidence intervals. We show only the representative figures because of space limitations. The countries that are not included in the figures have almost the same tendency as the group. We present all countries list in Table 3. All figures in this group are available upon request from the authors.

to space limitations, our sensitivity analysis shows that the fewer recent years we include in the estimation, the greater the monotonically increasing trend.

4.2.2. Average trend with coal share

We explore the possible energy substitution effect for a generic EKC, which is suggested by the results of Fig. 2 in Section 4.1. With generalized additive models, we are able to remove the effect of energy substitution from the EKC specification by controlling for the share. If the shape of the emissions–income relationship changes dramatically through the inclusion of the coal share in the model, this implies that the effect is large.

We use the following generalized additive model:

$$E_{it} = \alpha_4 + f_5(I_{it}) + f_6(C_{it}) + \mu_{4it} + \nu_{4t} + \varepsilon_{4it}, \quad (4)$$

where C_{it} is the coal share.

Figs. 4 and 5 show the estimated shapes of the emissions–income relationship and the emissions–coal relationship, respectively. The shape of the emissions–income relationship in Fig. 4 greatly differs from that in Fig. 3, especially in the high-income range. That is, the slope in the high-income range in Fig. 4 is monotonically increasing rather than flat. This implies that the negative effect in Fig. 3 in the high-income range stems from a reduction in the coal share in high-income countries,¹⁵ and there is an omitted variable problem in Eq. (4).¹⁶ It is notable that economic growth is not sufficient to decrease CO₂ emissions if the effect of energy substitution on CO₂ emissions is removed.¹⁷

5. Discussion and conclusion

In this paper, we examine the EKC hypothesis using a nonparametric method of generalized additive models, which enables us to use more flexible functional forms and includes several independent

¹⁵ This is clearly supported by the evidence in Fig. 5, where the relationship between per capita emissions and the coal share has a positive correlation.

¹⁶ To consider the relationship between coal intensity and income, we apply another specification as follows: $C_{it} = \alpha_5 + f_7(I_{it}) + \mu_{5it} + \nu_{5t} + \varepsilon_{5it}$. The estimated graph is shown in Appendix A as Fig. A.1. The estimated slope displays a monotonically decreasing trend and becomes steeper at high-income levels. This relationship is expected to affect the emission–income relationship.

¹⁷ We note that there are possibilities of other omitted variables being similar to the one we discuss with coal intensity, which would argue for a biased coefficient in our regression. These can include technological changes and price-induced effects. Although it is important to consider whether these other variables cause an omitted variable problems, this study focuses on the effect of energy substitution.

Table 3
Coal share in primary energy.

Group 1	Belgium	Denmark	France	Germany	Hungary	Luxembourg	Poland	Sweden	Switzerland	United Kingdom	Average
1960–1969	0.540	0.299	0.437	0.586	0.549	0.776	0.899	0.092	0.122	0.596	0.490
1970–1979	0.243	0.123	0.177	0.411	0.348	0.533	0.796	0.043	0.017	0.350	0.304
1980–1989	0.230	0.327	0.125	0.397	0.272	0.425	0.780	0.053	0.019	0.316	0.294
1990–1999	0.166	0.341	0.070	0.282	0.187	0.181	0.713	0.056	0.007	0.222	0.223
2000–2005	0.110	0.219	0.052	0.244	0.138	0.023	0.607	0.053	0.005	0.162	0.161
Group 2	Australia	Greece	Ireland	Italy	Japan	Korea, Rep.	New Zealand	Portugal	Spain	Turkey	Average
1960–1969	0.468	0.164	0.498	0.139	0.410	-	0.255	0.171	0.397	0.265	0.308
1970–1979	0.387	0.202	0.253	0.071	0.181	0.345	0.138	0.062	0.176	0.216	0.203
1980–1989	0.398	0.310	0.303	0.102	0.184	0.366	0.096	0.081	0.237	0.272	0.235
1990–1999	0.416	0.348	0.269	0.077	0.172	0.206	0.073	0.160	0.186	0.297	0.220
2000–2005	0.435	0.308	0.168	0.081	0.202	0.226	0.089	0.131	0.153	0.275	0.207
Group 3	Austria	Canada	Czech	Finland	Iceland	Mexico	Netherlands	Norway	Slovak	United States	Average
1960–1969	0.365	0.145	-	0.151	0.014	-	0.308	0.091	-	0.208	0.183
1970–1979	0.184	0.103	0.756	0.138	0.001	0.033	0.051	0.063	0.483	0.185	0.200
1980–1989	0.168	0.127	0.685	0.163	0.027	0.025	0.097	0.052	0.390	0.228	0.196
1990–1999	0.129	0.117	0.566	0.191	0.026	0.037	0.120	0.040	0.313	0.234	0.177
2000–2005	0.121	0.113	0.487	0.179	0.028	0.046	0.106	0.033	0.242	0.236	0.159

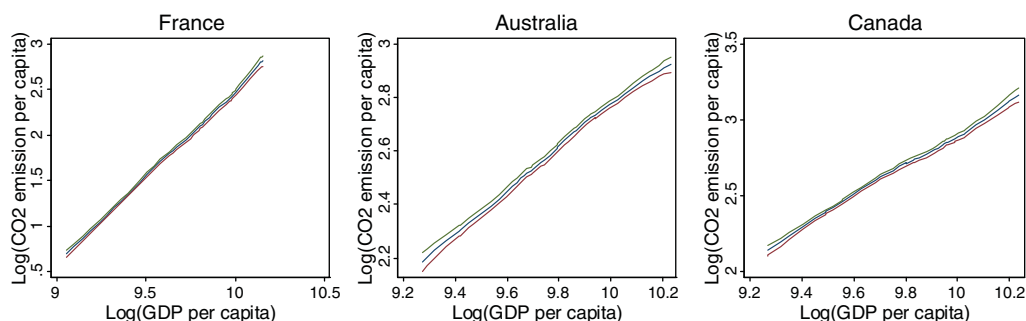


Fig. 2. Within-country relationship between CO₂ emissions per capita and GDP per capita (coal share is also included in this specification). *Note:* The middle curve represents the estimated line and upper and underneath curves correspond to upper and lower bootstrap 95% pointwise confidence intervals. We show only the representative figures because of space limitations. The countries that are not included in the figures have almost the same tendency as these graphs. All figures in this group are available upon request from the authors.

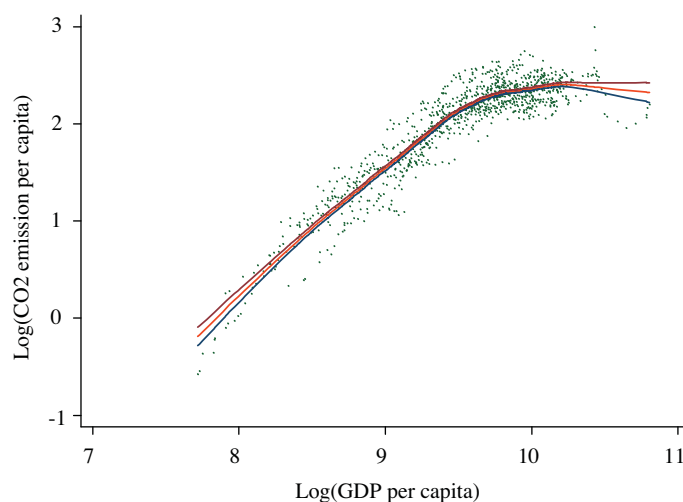


Fig. 3. Relationship between CO₂ emissions per capita and GDP per capita (coal share is not included in this specification). *Note:* The middle curve represents the estimated line and upper and underneath curves correspond to upper and lower bootstrap 95% pointwise confidence intervals.

variables in the model. Using OECD emission data for CO₂ for the period 1960–2003, we find that economic growth is not sufficient to decrease CO₂ emissions, and the reduction of the coal share has a significant effect on the emissions–income relationship especially in the high-income range, which indicates that the omitted variable problem cannot be ignored.

The IEA (2007) forecasts that between 2005 and 2030, coal will show the largest increase in demand in absolute terms among all primary energy sources. The IEA (2007) also reported that the share of coal will rise from 25% to 28% between 2005 and 2030, while the shares of natural gas and oil would change from 21% to 22% and 35% to 32%, respectively. If the coal share continues to increase, it will be difficult to reduce per capita emissions.¹⁸

¹⁸ Under the reference scenario of IEA (2007), CO₂ emissions will increase by 57% between 2005 and 2030.

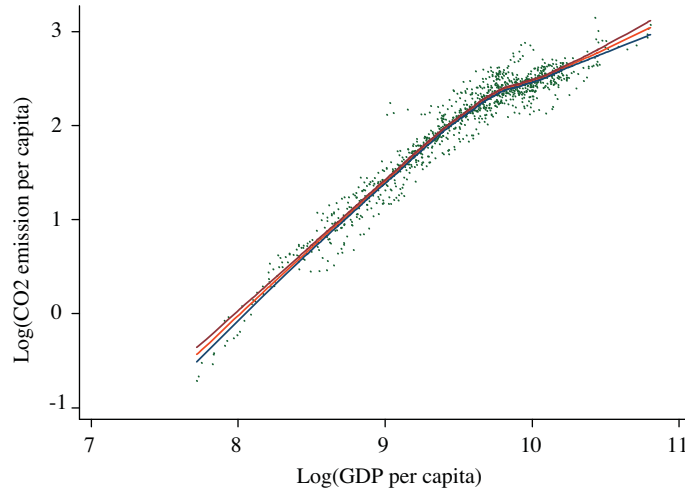


Fig. 4. Relationship between CO₂ emissions per capita and GDP per capita (coal share is also included in this specification). *Note:* The middle curve represents the estimated line and upper and underneath curves correspond to upper and lower bootstrap 95% pointwise confidence intervals.

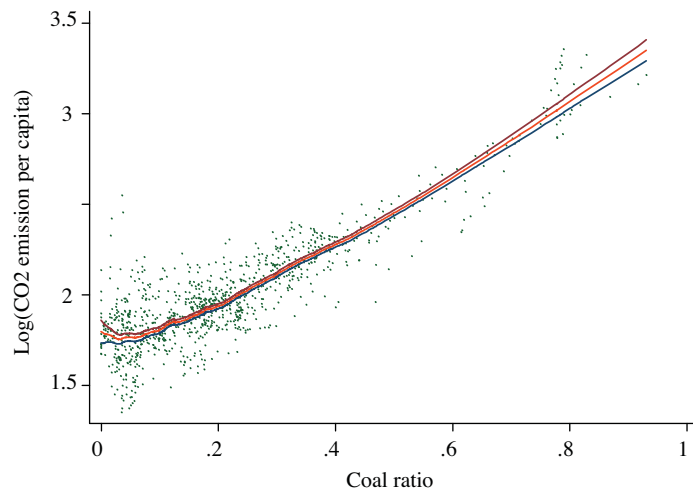


Fig. 5. Relationship between CO₂ emissions per capita and coal share (GDP per capita is also included in this specification). *Note:* The middle curve represents the estimated line and upper and underneath curves correspond to upper and lower bootstrap 95% pointwise confidence intervals.

In a situation where a tradeoff between economic growth and per capita CO₂ emissions does not exist, we have to consider other effort to reduce emissions. For instance, we need to devote more efforts towards the development of less carbon-intensive technology and the diffusion of technology, even though there are studies indicating that induced innovation is likely to be a less powerful factor in implementing climate change policies than substitution (see Grubler et al., 2002).

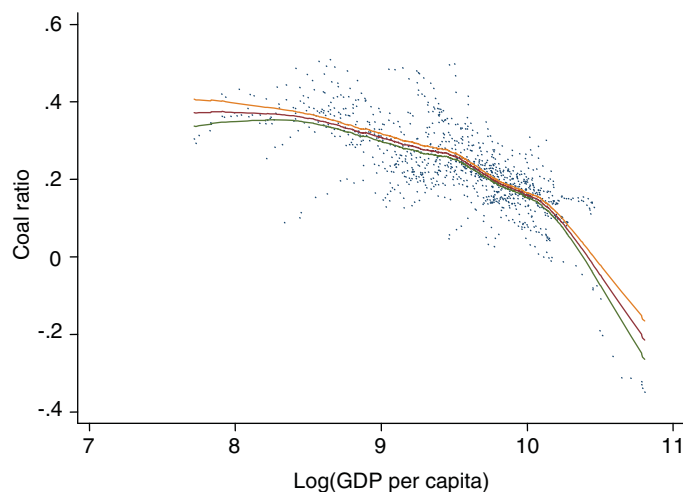


Fig. A.1. Relationship between coal intensity and income (country and year fixed effects are also included in this specification). Note: The middle curve represents the estimated line and upper and underneath curves correspond to upper and lower bootstrap 95% pointwise confidence intervals.

Acknowledgments

The authors thank the anonymous referee for helpful comments. This research was funded by the Japanese Ministry of Environment and a Grant-in-Aid for Scientific Research from the Japanese Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology (MEXT). The results and conclusions of this paper do not necessary represent the views of the funding agencies.

Appendix A

See Fig. A.1.

References

- Arrow, K., Bolin, B., Costanza, R., Folke, C., Holling, C.S., Janson, B., Levin, S., Maler, K., Perrings, C., Pimental, D., 1995. Economic growth, carrying capacity, and the environment. *Ecological Economics* 15, 91–95.
- Auffhammer, M., Carson, R.T., 2008. Forecasting the path of China's CO₂ emissions using province-level information. *Journal of Environmental Economics and Management* 55, 229–247.
- Azomahou, T., Laisney, F., Van, P.N., 2006. Economic Development and CO₂ emissions: a nonparametric panel approach. *Journal of Public Economics* 90 (6–7), 1347–1363.
- Barbier, E.B., 2001. The economics of tropical deforestation and land use: an introduction to the special issue. *Land Economics* 77, 155–171.
- Bertinelli, L., Strobl, E., 2005. The environmental kuznets curve semi-parametrically revisited. *Economics Letters* 88, 350–357.
- Brock, W., Taylor, M.S., 2004. The Green Solow Model. Working Paper No. 10557, NBER, Cambridge, MA.
- Brock, W., Taylor, M.S., 2006. Economic growth and the environment: a review of theory and empirics. In: Durlauf, S., Aghion, P. (Eds.), *The Handbook of Economic Growth*. Elsevier Science Publishers, Amsterdam.
- Cole, M.A., Rayner, A.J., Bates, J.M., 1997. The environmental kuznets curve: an empirical analysis. *Environment and Development Economics* 2 (4), 401–416.
- Coondoo, D., Dinda, S., 2008. Carbon dioxide emission and income: a temporal analysis of cross-country distributional patterns. *Ecological Economics* 65, 375–385.
- Copeland, B., Taylor, S., 2004. Trade, growth and the environment. *Journal of Economic Literature* 42 (1), 7–71.
- Deacon, R.T., Norman, C.S., 2006. Does the environmental kuznets curve describe how individual countries behave? *Land Economics* 82 (2), 291–315.
- Grossman, G.M., Krueger, A.B., 1995. Economic growth and the environment. *The Quarterly Journal of Economics* 110, 353–377.
- Grubler, A., Nakicenovic, N., Nordhaus, W.D. (Eds.), 2002. *Technological Change and the Environment*. Resources for the Future Press, Washington, DC, USA.
- Harbaugh, W., Levinson, A., Wilson, D., 2002. Reexamining empirical evidence for an environmental kuznets curve. *Review of Economics and Statistics* 84 (3), 541–551.

- Hastie, T.J., Tibshirani, R.J., 1990. *Generalized Additive Models*. Chapman and Hall, New York.
- Hilton, F.G.H., Levinson, A.M., 1998. Factoring the environmental kuznets curve: evidence from automotive lead emissions. *Journal of Environmental Economics and Management* 35 (2), 126–141.
- Holtz-Eakin, D., Selden, T.M., 1995. Stoking the fires? CO₂ emissions and economic growth. *Journal of Public Economics* 57, 85–101.
- International Energy Agency, 2007. *World Energy Outlook 2007: China and India Insights*. International Energy Agency, OECD, Paris.
- International Energy Agency, 2009. *Energy Balances of Energy Balances of OECD Countries 2009*. International Energy Agency, OECD, Paris.
- Kuznets, S., 1955. Economic growth and income inequality. *American Economic Review* 45, 1–28.
- Lopez, R., Mitra, S., 2000. Corruption, pollution, and the kuznets environmental curve. *Journal of Environmental Economics and Management* 40 (2), 137–150.
- Managi, S., 2006. Pollution, natural resource and economic growth: an econometric analysis. *International Journal of Global Environmental Issues* 6 (1), 73–88.
- Millimet, D.L., List, J.A., Stengos, T., 2003. The environmental kuznets curve: real progress or misspecified models? *Review of Economics and Statistics* 85, 1038–1047.
- Schmalensee, R., Stoker, T.M., Judson, R.A., 1998. World carbon dioxide emissions: 1950–2050. *Review of Economics and Statistics* 80, 15–27.
- Shafik, N., 1994. Economic development and environmental quality: an econometric analysis. *Oxford Economic Papers* 46, 757–773.
- Stern, D.I., 2004. The rise and fall of the environmental kuznets curve. *World Development* 32, 1419–1439.
- Stern, D.I., Common, M.S., 2001. Is there an environmental kuznets curve for sulfur? *Journal of Environmental Economics and Management* 41, 162–178.
- Stern, D.I., Common, M., Barbier, E., 1996. Economic growth and environmental degradation: the environmental kuznets curve and sustainable development. *World Development* 24 (7), 1151–1160.
- Stone, C.J., 1985. Additive regression and other nonparametric models. *Annals of Statistics* 13, 689–705.
- US Congress, Office of Technology Assessment, 1990. *Energy Use and the US Economy*. OTA-BP-E-57. Government Printing Office, Washington DC.
- Van, P.N., Azomahou, T., 2007. Nonlinearities and heterogeneity in environmental quality: an empirical analysis of deforestation. *Journal of Development Economics* 84, 291–309.

添付資料5

廃棄物を導入した効率性指標（英語論文）

Efficiency measures incorporating waste generation

Makiko NAKANO

Shunsuke MANAGI

Abstract

This study measures the efficiency and productivities incorporating waste generation.

We compare several models using directional distance functions. We find the heterogeneity of the abatement factor has the impact on the frontier shift rather than efficiency change. The results also show that there are wide variations in the efficiency scores among regions.

Keyword: efficiency, waste generation, data envelopment analysis, Luenberger productivity indicator, undesirable output

JEL classification: Q53, C61

1. Introduction

The increase in the generation of waste has caused serious concern in many countries including U.S., Europe and Japan (see Powell et al., 2001). One of the main reasons for the concern is the shortage of final landfill areas. For example, the landfill areas for municipal waste and industrial waste are expected to be used up in the next 15.5 years (according to a 2008 estimate) and 7.7 years (according to a 2006 estimate) in Japan, respectively.

Therefore, it is important to take waste emissions into account and analyze whether the region is generating less waste. We intend to analyze all regions in Japan. Although the disaggregated data such as firms or cities would be preferred, many previous studies on Japanese productivity used the prefecture level data because of the data availability (See Yamano and Ohkawara, 2000; Managi, 2003; Nemoto and Goto, 2005; Nakano and Managi, 2010 forthcoming) In addition, these studies do not include waste. Therefore in the context of studies on Japanese prefecture level productivity analysis, the study takes waste generation into account.

We analyze the efficiency and productivity measures in Japan. Efficient production activities are considered to increase our welfare. However, when environmental externalities (i.e., undesirable output) are generated, welfare measures focusing on only marketable output (desirable output) and inputs (capital and labor) are not an adequate index to show our welfare. No matter how efficient the production of marketable goods, when the production process emits huge environmental burdens, the process is not

successful in terms of social welfare. Therefore, we incorporate waste generation in efficiency and productivity measurement.

We use directional distance function by modified data envelopment analysis (DEA), which is a mathematical programming technique, to measure efficiency. Methodologies to incorporate undesirable output into efficiency calculation have been investigated in the literature. Färe et al. (1989) first introduced the assumption of the weak disposability on undesirable output. Weak disposability implies that firms can decrease undesirable outputs by decreasing the activity level. Currently there are two major methodologies in the literature. One is advocated by Färe and Grosskopf (2003, 2009) and the other is advocated by Kuosmanen (2005) and Kuosmanen and Podinovski (2009). However no empirical comparison has been reported other than Nakano and Managi (2010, forthcoming) in which the difference of the two technologies including CO₂ emissions is examined. Applying these recently discussed two methodologies, we compute efficiency with the weak disposability assumption on the undesirable output and incorporate waste generation as the undesirable outputs.

In calculating efficiency, we assume the variable returns to scale (VRS) production frontier. There is a debate over the form of the output set when using VRS frontier with undesirable outputs. The debate is regarding the assumption on the abatement factor. Färe and Grosskopf (2003, 2009) advocate the use of a uniform abatement factor across decision-making units. On the other hand, Kuosmanen (2005) and Kuosmanen and Podinovski (2009) suggest different abatement factors across decision-making units.

Therefore, we calculate the efficiencies with both assumptions on the abatement factor. If we find the values are similar, the results imply that the heterogeneity of the abatement factor is not important in Japanese regional level analysis for waste management. However, it is crucial to model the heterogeneity of the abatement factor in policy analysis.

After formulating the output set, we choose the measurements of the distance between each prefecture and the frontier (i.e., inefficiency). This study uses two orientations, “undesirable output orientation” and “input, desirable and undesirable output orientation.” In the undesirable output orientation model, we measure the distance based on the undesirable output reduction. On the other hand, in the “input, desirable and undesirable output orientation,” the distance is measured based on the proportional reduction in input and undesirable output and the proportional increase in desirable output. If two are found to be significantly different, the choice of orientation has a profound effect on the efficiency.

Not only the efficiency analysis, we calculate the Luenberger productivity indicator. Using the indicator, we can examine the productivity change incorporating both the efficiency change and technological change (i.e., frontier shift).

Our results show that there are wide variations in the efficiency scores between the two orientations. However, we find that the heterogeneity of the abatement factor has the impact on the frontier shift rather than efficiency change.

This paper is structured as follows. Section 2 describes the

background. Section 3 describes the efficiency and productivity measures, while Section 4 presents the data. Section 5 describes the results. Finally, Section 6 provides concluding remarks.

2. Background

This paper uses DEA to calculate efficiency (see Managi et al. (2004) for intuitive explanation of DEA). The advantage of this approach is that the production technology is described without specifying functional forms. This mathematical programming technique was originally developed by Charnes et al. (1978) and Banker et al. (1984). In early studies, DEA deals only with desirable outputs. However, most production processes emit environmental burdens. As a result of increasing concern about environmental issues, some studies have examined the environmental externalities.

Shephard (1970) introduced the notion of the weak disposability of outputs. Applying this notion, Färe et al. (1989) propose several approaches for considering undesirable outputs. One of the approaches is to impose a weak disposability assumption on undesirable outputs and a strong disposability assumption on desirable outputs. This approach has been adopted in many studies (Yaisawarng and Klein, 1994; Färe et al., 1996; Tyteca, 1997; Taskin and Zaim, 2001; Picazo-Tadeo et al., 2005; Kumar and Managi, 2010).

We calculate the Luenberger productivity indicator introduced by Chambers et al. (1996) and Chambers and Pope (1996) using directional distance functions developed by Luenberger (1992a,b). While the Luenberger

productivity indicator was originally developed without considering the undesirable outputs, we take account of both desirable and undesirable outputs. Chung et al. (1997) and Ball et al. (2001) use directional distance functions to calculate efficiency and productivity¹ with undesirable outputs on which a weak disposability assumption is imposed.

As for studies on Japan, some previous studies estimated the productivity of Japanese prefectures. Yamano and Ohkawara (2000), Managi (2003) and Nemoto and Goto (2005) estimated productivity using prefecture-level data. However, they do not include the emissions of environmental burdens. Nakano and Managi (2010, forthcoming) considers CO₂ emissions but not include waste emissions.

We measure efficiency and productivity with the focus on Japanese prefectures using data from 2000 to 2003, including waste generation as the undesirable output. Our efficiency measures allow us to obtain more precise information on our welfare while not being biased toward the economic aspect.

3. Model of efficiency and productivity measurement

The production process assumes that the inputs are used to yield the desirable and undesirable outputs.

Let $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_N) \in \mathbf{R}_+^N$ be the vectors of inputs. $\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_M) \in \mathbf{R}_+^M$ and $\mathbf{b} = (b_1, \dots, b_J) \in \mathbf{R}_+^J$ are the vectors of desirable and undesirable outputs, respectively. Expression (1) defines the outputs sets that represent the

technology:

$$P(\mathbf{x}) = \{(\mathbf{y}, \mathbf{b}) : \mathbf{x} \text{ can produce } (\mathbf{y}, \mathbf{b})\} \quad (1)$$

We assume that the output set is convex. We also assume the weak disposability of undesirable outputs which is expressed as:

$$\text{If } (\mathbf{y}, \mathbf{b}) \in P(\mathbf{x}) \text{ and } 0 \leq \theta \leq 1 \text{ then } (\theta \mathbf{y}, \theta \mathbf{b}) \in P(\mathbf{x}). \quad (2)$$

When reducing undesirable outputs is achieved through decreasing the activity level, θ is interpreted as the abatement factor. On the other hand, as for inputs and desirable outputs, we assume strong disposability. The strong disposability of desirable outputs is expressed as:

$$\text{if } (\mathbf{y}, \mathbf{b}) \in P(\mathbf{x}) \text{ and } \mathbf{y}' \leq \mathbf{y} \text{ then } (\mathbf{y}', \mathbf{b}) \in P(\mathbf{x}) \quad (3)$$

The strong disposability of inputs is expressed as:

$$\text{if } (\mathbf{y}, \mathbf{b}) \in P(\mathbf{x}) \text{ and } \mathbf{x} \leq \mathbf{x}' \text{ then } (\mathbf{y}, \mathbf{b}) \in P(\mathbf{x}') \quad (4)$$

This means that desirable outputs and inputs can be discarded without using additional resources. We assume the VRS technology. Here we assume that at each time period, there are $k=1, \dots, K$ observations of inputs, desirable and undesirable outputs: $(\mathbf{x}_t^k, \mathbf{y}_t^k, \mathbf{b}_t^k)$. Therefore, using the Kuosmanen technology (Kuosmanen, 2005; Kuosmanen and Podinovski, 2009), we define the output set at time t as follows:

$$\hat{\mathbf{P}}_t^K(\mathbf{x}_t) = \left\{ \begin{array}{l} (\mathbf{y}_t, \mathbf{b}_t) : \sum_{k=1}^K \theta_t^k z_t^k y_{mt}^k \geq y_{mt}, \quad m = 1, \dots, M \\ \sum_{k=1}^K \theta_t^k z_t^k b_{jt}^k = b_{jt}, \quad j = 1, \dots, J \\ \sum_{k=1}^K z_t^k x_{nt}^k \leq x_{nt}, \quad n = 1, \dots, N \\ \sum_{k=1}^K z_t^k = 1, \\ z_t^k \geq 0, \\ 0 \leq \theta_t^k \leq 1, \quad k = 1, \dots, K \\ \text{for some } z_t^1, \dots, z_t^K, \theta_t^1, \dots, \theta_t^K \end{array} \right\} \quad (5)$$

The directional distance function is defined as follows:

$$D_{T(t)}^W(\mathbf{x}_t, \mathbf{y}_t, \mathbf{b}_t; -\mathbf{g}_{x_t}, \mathbf{g}_{y_t}, -\mathbf{g}_{b_t}) = \max\{\beta : (\mathbf{y}_t + \beta \mathbf{g}_{y_t}, \mathbf{b}_t - \beta \mathbf{g}_{b_t}) \in \hat{\mathbf{P}}_t^K(\mathbf{x}_t - \beta \mathbf{g}_{x_t})\} \quad (6)$$

where $\mathbf{g} = (-\mathbf{g}_{x_t}, \mathbf{g}_{y_t}, -\mathbf{g}_{b_t})$ is a direction vector. β is the maximum proportional amount that desirable outputs can be expanded in the direction of \mathbf{g}_{y_t} , while inputs and undesirable outputs can be reduced in the direction of $-\mathbf{g}_{x_t}$ and $-\mathbf{g}_{b_t}$, respectively, given the technology at time t , $T(t)$ which is defined by $\hat{\mathbf{P}}_t^K(\mathbf{x}_t)$. The superscript W means that the directional distance function is calculated under the assumption of weak disposability of undesirable outputs.

To obtain the efficiency score β , we solve the mathematical programming problem. In “input, desirable and undesirable output

orientation” measurement, the direction vector is set to $\mathbf{g} = (-\mathbf{g}_{x_t}, \mathbf{g}_{y_t}, -\mathbf{g}_{b_t}) = (-\mathbf{x}_t, \mathbf{y}_t, -\mathbf{b}_t)$. Therefore, expression (7) gives us the efficiency score for production unit k' at time t :

$$D_{T(t)}^{W(Kuosmanen1)} \left(\mathbf{x}_t^{k'}, \mathbf{y}_t^{k'}, \mathbf{b}_t^{k'} ; -\mathbf{x}_t^{k'}, \mathbf{y}_t^{k'}, -\mathbf{b}_t^{k'} \right) = \text{Max } \beta^{k'}$$

$$s.t. \quad \sum_{k=1}^K \theta_t^k z_t^k y_{m_t}^k \geq (1 + \beta^{k'}) y_{m_t}^{k'}, \quad m = 1, \dots, M$$

$$\sum_{k=1}^K \theta_t^k z_t^k b_{j_t}^k = (1 - \beta^{k'}) b_{j_t}^{k'}, \quad j = 1, \dots, J$$

$$\sum_{k=1}^K z_t^k x_{n_t}^k \leq (1 - \beta^{k'}) x_{n_t}^{k'}, \quad n = 1, \dots, N$$

$$\sum_{k=1}^K z_t^k = 1$$

$$z_t^k \geq 0, \quad 0 \leq \theta_t^k \leq 1, \quad k = 1, \dots, K$$

(7)

On the other hand, in “undesirable output orientation” measurement, the direction vector is set to $\mathbf{g} = (-\mathbf{g}_{x_t}, \mathbf{g}_{y_t}, -\mathbf{g}_{b_t}) = (\mathbf{0}_t, \mathbf{0}_t, -\mathbf{b}_t)$. Therefore, expression (8) gives us the efficiency score for production unit k' at time t :

$$\begin{aligned}
D_{T(t)}^{W(Kuosmanen2)}(\mathbf{x}_t^{k'}, \mathbf{y}_t^{k'}, \mathbf{b}_t^{k'}; \mathbf{0}, \mathbf{0}, -\mathbf{b}_t^{k'}) &= Max \beta^{k'} \\
s.t. \quad \sum_{k=1}^K \theta_t^k z_t^k y_{mt}^k &\geq y_{mt}^{k'}, \quad m = 1, \dots, M \\
\sum_{k=1}^K \theta_t^k z_t^k b_{jt}^k &= (1 - \beta^{k'}) b_{jt}^{k'}, \quad j = 1, \dots, J \\
\sum_{k=1}^K z_t^k x_{nt}^k &\leq x_{nt}^{k'}, \quad n = 1, \dots, N \\
\sum_{k=1}^K z_t^k &= 1 \\
z_t^k \geq 0, \quad 0 \leq \theta_t^k &\leq 1, \quad k = 1, \dots, K
\end{aligned} \tag{8}$$

While Kuosmanen (2005) and Kuosmanen and Podinovski (2009) suggest different abatement factors for different decision-making units, Färe and Grosskopf (2003, 2009) advocate the same abatement factor among all the decision-making units. Based on Färe and Grosskopf technology (Färe and Grosskopf 2003, 2009), the output set is defined as follows:

$$\begin{aligned}
\hat{\mathbf{P}}_t^F(\mathbf{x}_t) &= \left\{ (\mathbf{y}_t, \mathbf{b}_t) : \theta_t \sum_{k=1}^K z_t^k y_{mt}^k \geq y_{mt}, \quad m = 1, \dots, M \right. \\
&\quad \theta_t \sum_{k=1}^K z_t^k b_{jt}^k = b_{jt}, \quad j = 1, \dots, J \\
&\quad \sum_{k=1}^K z_t^k x_{nt}^k \leq x_{nt}, \quad n = 1, \dots, N \\
&\quad \sum_{k=1}^K z_t^k = 1 \\
&\quad z_t^k \geq 0, \quad k = 1, \dots, K \\
&\quad \left. \begin{aligned} 0 \leq \theta_t \leq 1, \quad k = 1, \dots, K \\ \text{for some } z_t^1, \dots, z_t^K \end{aligned} \right\}
\end{aligned} \tag{9}$$

The directional distance function is defined as follows:

$$D_{T(t)}^W(\mathbf{x}_t, \mathbf{y}_t, \mathbf{b}_t; -\mathbf{g}_{x_t}, \mathbf{g}_{y_t}, -\mathbf{g}_{b_t}) = \max\{\beta : (\mathbf{y}_t + \beta\mathbf{g}_{y_t}, \mathbf{b}_t - \beta\mathbf{g}_{b_t}) \in \hat{\mathbf{P}}_t^F(\mathbf{x}_t - \beta\mathbf{g}_{x_t})\} \quad (10)$$

To obtain the efficiency score β , we solve the mathematical programming problem. In the “input, desirable and undesirable output orientation” measurement, solving (11) gives us the efficiency score for production unit k' at time t :

$$\begin{aligned} D_{T(t)}^{W(\text{Färe1})}(\mathbf{x}_t^{k'}, \mathbf{y}_t^{k'}, \mathbf{b}_t^{k'}; -\mathbf{x}_t^{k'}, \mathbf{y}_t^{k'}, -\mathbf{b}_t^{k'}) &= \text{Max } \beta^{k'} \\ \text{s.t.} \quad \theta_t \sum_{k=1}^K z_t^k y_{mt}^k &\geq (1 + \beta^{k'}) y_{mt}^{k'}, \quad m = 1, \dots, M \\ \theta_t \sum_{k=1}^K z_t^k b_{jt}^k &= (1 - \beta^{k'}) b_{jt}^{k'}, \quad j = 1, \dots, J \\ \sum_{k=1}^K z_t^k x_{nt}^k &\leq (1 - \beta^{k'}) x_{nt}^{k'}, \quad n = 1, \dots, N \\ \sum_{k=1}^K z_t^k &= 1, \quad z_t^k \geq 0, \quad k = 1, \dots, K \\ 0 &\leq \theta_t \leq 1 \end{aligned} \quad (11)$$

In the “undesirable output orientation” measurement, solving (12) gives us the efficiency score for production unit k' at time t :

$$D_{T(t)}^W(\text{Färe2}) (\mathbf{x}_t^{k'}, \mathbf{y}_t^{k'}, \mathbf{b}_t^{k'}; \mathbf{0}, \mathbf{0}, -\mathbf{b}_t^{k'}) = \text{Max } \beta^{k'}$$

$$\begin{aligned} s.t. \quad & \theta_t \sum_{k=1}^K z_t^k y_{mt}^k \geq y_{mt}^{k'}, \quad m = 1, \dots, M \\ & \theta_t \sum_{k=1}^K z_t^k b_{jt}^k = (1 - \beta^{k'}) b_{jt}^{k'}, \quad j = 1, \dots, J \\ & \sum_{k=1}^K z_t^k x_{nt}^k \leq x_{nt}^{k'}, \quad n = 1, \dots, N \\ & \sum_{k=1}^K z_t^k = 1, \quad z_t^k \geq 0, \quad k = 1, \dots, K \\ & 0 \leq \theta_t \leq 1 \end{aligned}$$

(12)

For each combination of technology and orientation (Table 1 summarizes the combination), we calculate the Luenberger productivity indicator. based on the decomposition by Chambers et al. (1996), the Luenberger productivity indicator is defined as:

$$\begin{aligned} TFP^W = & \left\{ D_{T(t)}^W(\mathbf{x}_t, \mathbf{y}_t, \mathbf{b}_t; \mathbf{g}_t) - D_{T(t+1)}^W(\mathbf{x}_{t+1}, \mathbf{y}_{t+1}, \mathbf{b}_{t+1}; \mathbf{g}_{t+1}) \right\} \\ & + \frac{1}{2} \left[\left\{ D_{T(t+1)}^W(\mathbf{x}_{t+1}, \mathbf{y}_{t+1}, \mathbf{b}_{t+1}; \mathbf{g}_{t+1}) - D_{T(t)}^W(\mathbf{x}_{t+1}, \mathbf{y}_{t+1}, \mathbf{b}_{t+1}; \mathbf{g}_{t+1}) \right\} \right. \\ & \left. + \left\{ D_{T(t+1)}^W(\mathbf{x}_t, \mathbf{y}_t, \mathbf{b}_t; \mathbf{g}_t) - D_{T(t)}^W(\mathbf{x}_t, \mathbf{y}_t, \mathbf{b}_t; \mathbf{g}_t) \right\} \right], \end{aligned} \quad (13)$$

$$\text{where } \mathbf{g}_t = (-\mathbf{g}_{x_t}, \mathbf{g}_{y_t}, -\mathbf{g}_{b_t}).$$

the first difference represents efficiency change (EC) and the second arithmetic mean represents technological change (TC). EC measures

changes in the position of a production unit relative to the production frontier. TC measures shifts in the frontier. The superscript W means that the directional distance function is estimated under the assumption of weak disposability of undesirable outputs.

4. Data

This study uses data from 47 Japanese prefectures. The efficiencies are calculated from the years 2000 to 2003. The analysis uses two inputs, one desirable output and one undesirable output.

The inputs are labor and private capital stock. In this study, we are not able to add material input because of the data unavailability. It is important to consider eco-efficiency defined by environmental load per material input (see Huppes and Ishikawa, 2007). Our study, however, intends to apply production function approach. In production function, traditionally, capital and labor are the most essential inputs. The environmental load is a by-product of production. The importance of considering these inputs with desirable outputs production for analyzing environmental efficiency is discussed in Managi and Kaneko (2010). However, eco-efficiency is also important to examine efficiency and adding material is very important for future study.

We calculated the labor by multiplying the number of workers by working hours. We obtained the data of the number of workers for each prefecture from the *Annual Report on Prefectural Accounts* published by the

Cabinet Office, Government of Japan. The data of the working hours for each prefecture is obtained from the *Monthly Labor Statistical Survey* published by the Ministry of Health, Labor and Welfare. We obtained the data of private capital stock from the *CRIEPI Regional Economic Database* estimated by the Socio-economic Research Center, Central Research Institute of Electric Power Industry, Tokyo.

The desirable output is the annual real production by each prefecture, which is estimated in Kainou (2006, 2007). These studies calculate the annual real production based on the *Annual Report on Prefectural Accounts* published by the Cabinet Office, Government of Japan (The base year of the statistics is 1995).

The undesirable output is waste generation. In the Basic Act in Establishing a Sound Material-Cycle Society (promulgated in 2000) , the priority of material cycle measures is explained. In the law, reducing waste generation is given the top priority followed by reuse, reclamation, heat recovery and proper disposal. The lower priority measures require energy or lands that are scarce in Japan. Therefore, this study focuses on waste generation. In this study, the waste consists of industrial waste and general waste from business activities. We obtained prefectural waste generation data from *the Industrial Waste Generation and Disposal* and *the Survey on the General Waste Disposal* published by the Ministry of the Environment. As for the industrial waste, the prefectural surveys on industrial waste generation are not carried out every year. The timing of the implementation of the survey is different among prefectures. Therefore the data includes

estimates from output or labor. From the nature of the data, we have to keep in mind that the comparison of efficiencies and productivities among prefectures or periods includes the limitations.

5. Results

We summarized the model specifications in Table 1. The average efficiency scores for each sample period are shown in Table 2. In DEA analysis, the efficiency score means the difference from the frontier activities. Therefore, a zero efficiency score means that a prefecture is on the frontier and a large score implies that there are large differences between the performance of top runner and the prefecture. When we focus on only waste (Model B and D), the scores are larger than those of Model A and C. Large scores mean that some prefectures lag behind the advanced prefectures in waste reduction.

In Japan, in the law of the Basic Act for Establishing a Sound Material-Cycle Society, the reduction of waste generation is most important followed by reuse and recycle activities. In this study, waste generation is used as the undesirable output. Therefore, we can examine the effect of the reduction in waste generation. However, these scores are large. This means that the production activities in Japan have a large variance and there is a huge difference in the performance between the advanced prefectures and others. On the other hand, for input, desirable and undesirable output orientation model (Model A and C), the scores are much smaller than those of Model B and D. Model A and C examine the room for proportional increase in desirable output and proportional decrease in inputs and undesirable

output. Therefore, the constraints of the measurement are stricter than those in Model B and D. This is considered to result in the smaller scores in Model A and C.

The comparison of the efficiency scores from the viewpoints of time, we need to take the frontier shift into consideration. Therefore, we calculated the productivity indicators called Luenberger productivity indicator². Using this indicator, we can consider both the frontier shift and efficiency change. Figure 1, 2 and 3 indicate the productivity change, technological change and efficiency change, respectively. The year 2000 is set to the standard. The cumulative mean values of their indicators with a base year of 2000 are presented in each figure. According to figure 1, compared with the 2000, all models show the productivity decrease in 2003. This trend comes from the technological change and efficiency change. According to figure 2 and 3, as for model A, B and C, the frontier shifts inside and the efficiency was decreased in 2003 for model B and D. Both of these results show negative change in the trend.

From the above investigation, we found that there are some inefficient prefectures in all models. How much waste generation should be reduced for lagged behind prefectures to achieve the frontier? We calculated the necessary reduction in waste generation. The results are summarized in Table 3. We need to keep in mind that the results are not necessary related to the feasibility. According to table 3, the figures in Model A and C are smaller than those in Model B and D. In Model A and C, the inputs, desirable and undesirable outputs should be changed in a proportional manner.

Therefore when the management of inputs and desirable output does not have much room to improve, waste generation cannot be reduced much. Therefore the small figures in Model A and C show the relatively efficient activities in inputs and desirable output. On the other hand, Model B and D show relatively large figures because they focus on only waste management activities. This means that there is a wide variance in waste management activities among the prefectures.

For the investigation of the differences in areas, Figures 4, 5, 6 and 7 show the average efficiency scores of each prefecture during the sample period under Model A, B, C, and D, respectively. As for the Kuosmanen technology, Hokkaido, Saitama, Tokyo, Shiga, Nara and Tottori prefectures are efficient in both orientations. However, Chiba, Yamaguchi, Ehime and Miyazaki prefectures are efficient in “input, desirable and undesirable output orientation”, while inefficient in “undesirable output orientation”. This is same for the Färe and Grosskopf technologies.

According to *the Annual Report on Prefectural Accounts* in 2003, as for the industrial sector’s production amount, Tokyo ranked first and Tottori ranked last (The share of each prefecture relative to the whole of Japan is 18.37% and 0.38%, respectively). Since both of them are on the frontier, the size of the economic activities is not related to the efficiency. This is the advantage of using variable returns to scale technologies.

Some prefectures are interpreted as efficient using “input, desirable and undesirable output orientation”, while inefficient in “undesirable output orientation”. For example, Chiba constructed eco-town in west-central area

in the prefecture in 1999. The concept of eco-town is based on the zero-emission initiative, that is, all the waste emitted from an industry are used as materials in the other industries. The eco-town project was started in 1997 in Japan. Plans made by prefectures or cities and approved by the Ministry of the Environment and the Ministry of Economy, Trade and Industry are able to obtain support from the government. In the eco-town in Chiba, there are many facilities such as eco-cement production facilities, weld facilities, methane fermentation facilities, and many kinds of recycle facilities. These facilities are cooperating with each other and aiming at zero emissions as a whole. Using this eco-town, Chiba has been reducing waste emissions. This eco-town concept is aiming at doing efficient production activities making cooperative relationship with related industries. Therefore, Chiba seems to be on the frontier in “input, desirable and undesirable output orientation”. In Chiba, although the share of the manufacturing sector is high (20.7%) in the total industry sector, the agriculture, forestry and fisheries industries are also doing production activities. As for the content of waste, the animal excreta and rubbles account for about 20 % of waste emissions. These kinds of waste are not dealt with in the eco-town. Therefore, in Chiba, there are the advanced sectors and lagged sectors in waste management. In advanced sectors (manufacturing industry, especially, chemistry industry and ceramic industry), whole production processes are improved, however the lagged sectors in waste management (agriculture and construction industries) emits large amounts of waste emissions. This is considered to be the reason why Chiba is not located on the frontier in the

undesirable output orientation models. Therefore, when a prefecture includes both the advanced and lagged sectors, the results of “input, desirable and undesirable output orientation” model might differ from the results of “undesirable output orientation” model. To examine the efficiency in more detail, we need to conduct the industry level analysis.

To examine whether there are differences in the results between the “Kuosmanen technology” and “Färe and Grosskopf technology”, we conducted the Wilcoxon signed rank test. We calculate the average efficiency scores and productivity change rate of each prefecture and conducted the test. The results are shown in Table 4. The null hypothesis is that there is no difference between “Kuosmanen technology” and “Färe and Grosskopf technology” in population. According to Table 4, there is a difference in the frontier shift effect (technological change) between “Kuosmanen technology” and “Färe and Grosskopf technology”. This difference in frontier shift effect caused the difference in productivity change.

6. Conclusion

This study calculated Japanese prefectures’ efficiency and productivity measures from 2000 to 2003 taking waste generations into consideration. We used several measures and compared the results. Our results show that there are wide differences in the efficiency scores among prefectures. We also find the heterogeneity of the abatement factor has the impact on the frontier shift rather than efficiency change.

In this study, we apply production function approach where labor and private capital stock are inputs and desirable and undesirable outputs are produced. For the future work of efficiency in terms of environmental issues, material input plays an important role. Therefore it is crucial to analyze the eco-efficiency defined by environmental load per material input. Using both our efficiency scores and eco-efficiency scores, we are able to better judge totally the production process.

Notes.

1. They calculate the Malmquist–Luenberger productivity indicator.
2. In calculating mixed periods distance functions, we found that some mathematical programming problems are infeasible. We excluded the infeasible observations from calculating the cumulative means.

References

- Ball V.E., Färe R., Grosskopf S., Nehring R. (2001) Productivity of the U.S. agricultural sector: the case of undesirable outputs. In: Hulten CR, Dean ER, Harper MJ (eds) *New developments in productivity analysis*. University of Chicago, Chicago
- Banker R.D., Charnes A., Cooper W.W. (1984) Some models for estimating technical and scale inefficiencies in Data Envelopment Analysis. *Management Science* 30: 1078–1092
- Chambers R.G., Färe R., Grosskopf S. (1996) Productivity growth in APEC countries. *Pacific Economic Review* 1: 181–190
- Chambers R.G., Pope R.D. (1996) Aggregate productivity measures. *American Journal of Agricultural Economics* 78: 1360–1365
- Charnes A., Cooper W.W., Rhodes E. (1978) Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research* 2: 429–444
- Chung Y.H., Färe R., Grosskopf S. (1997) Productivity and undesirable outputs: a directional distance function approach. *Journal of Environmental Management* 51: 229–240
- Färe R., Grosskopf S., Lovell C.A.K., Pasurka C. (1989) Multilateral productivity comparisons when some outputs are undesirable: a nonparametric approach. *The Review of Economics and Statistics* 71: 90–98

- Färe R., Grosskopf S., Tyteca D. (1996) An activity analysis model of the environmental performance of firms – application to fossil-fuel-fired electric utilities. *Ecological Economics* 18: 161–175
- Färe R., Grosskopf S. (2003) Nonparametric productivity analysis with undesirable outputs: comment. *American Journal of Agricultural Economics* 85: 1070-1074
- Färe R., Grosskopf S. (2009) A comment on weak disposability in nonparametric production analysis. *American Journal of Agricultural Economics* 91: 535-538
- Huppes G. and Ishikawa M. (2007) *Quantified eco-efficiency an introduction with applications*, Springer, Dordrecht, Netherlands.
- Kainou K. (2006) *The analysis of the estimation results of the prefectural energy consumption statistics I*. Research Institute of Economy, Trade and Industry, Japan
- Kainou K. (2007) *The explanation of the prefectural energy consumption statistics*. Research Institute of Economy, Trade and Industry, Japan
- Kumar, S. and Managi, S. (2010) Environment and Productivities in Developed and Developing Countries: The Case of Carbon Dioxide and Sulfur Dioxide. *Journal of Environmental Management* 91 (7): 1580-1592

- Kuosmanen T. (2005) Weak disposability in nonparametric production analysis with undesirable outputs. *American Journal of Agricultural Economics* 87: 1077-1082
- Kuosmanen T., Podinovski V. (2009) Weak disposability in nonparametric production analysis: reply to Färe and Grosskopf. *American Journal of Agricultural Economics* 91:539-545
- Luenberger D.G. (1992a) Benefit functions and duality. *Journal of Mathematical Economics* 21: 461–481
- Luenberger D.G. (1992b) New optimality principles for economic efficiency and equilibrium. *Journal of Optimization Theory and Applications* 75: 221–264
- Managi S. (2003) Luenberger and Malmquist productivity indices in Japan, 1955–1995. *Applied Economics Letters* 10: 581–584
- Managi, S. and S. Kaneko (2010). *Chinese Economic Development and Environment*. Edward Elgar Publishing Ltd, Cheltenham, UK.
- Managi S., J.J. Opaluch, D. Jin, and T.A. Grigalunas. (2004) Technological Change and Depletion in Offshore Oil and Gas. *Journal of Environmental Economics and Management* 47 (2): 388–409
- Nakano M. Managi S. (2010 forthcoming) Productivity analysis with CO₂ emissions in Japan. *Pacific Economic Review* 15.

- Nemoto J., Goto M. (2005) Productivity, efficiency, scale economies and technical change: a new decomposition analysis of TFP applied to the Japanese prefectures. *Journal of the Japanese and International Economies* 19: 617–634
- Picazo-Tadeo A.J., Reig-Martínez E., Hernández-Sancho F. (2005) Directional distance functions and environmental regulation. *Resource and Energy Economics* 27: 131–142
- Powell, J.C. Turner, R.K. and Bateman, I.J. (eds.) (2001) *Managing the Environment for Sustainable Development: Waste Management and Planning*, Edward Elgar, Cheltenham.
- Shephard R.W. (1970) *Theory of cost and production function*. Princeton University Press, Princeton, NJ
- Taskin F., Zaim O. (2001) The role of international trade on environmental efficiency: a DEA approach. *Economic Modelling* 18: 1-17
- Tyteca D. (1997) Linear programming models for measurement of environmental performance of firms – concepts and empirical results. *Journal of Productivity Analysis* 8: 83–97
- Yaisawarng S., Klein J.D. (1994) The effects of sulfur dioxide controls on productivity change in the US electric power industry. *The Review of Economics and Statistics* 76: 447–460

Yamano N., Ohkawara T. (2000) The Regional allocation of public investment: efficiency or equity? *Journal of Regional Science* 40: 205–229

Table1 Model specifications

	Model A	Model B	Model C	Model D
Orientation	Input, desirable and undesirable output	Undesirable output	Input, desirable and undesirable output	Undesirable output
Technology as abatement factor	Different	Different	Same	Same
Calculated Expression	(7)	(8)	(11)	(12)

Note: Kuosmanen technology assumes heterogeneous abatement factor while Färe and Grosskopf technology assumes uniform abatement factor.

Table 2 The average efficiency scores for each year

	Model A	Model B	Model C	Model D
2000	0.04598	0.50333	0.04601	0.49212
2001	0.04702	0.49681	0.04702	0.47729
2002	0.04533	0.48841	0.04532	0.47062
2003	0.03833	0.50974	0.03834	0.49764

Table 3 The possible reduction in waste generation (1,000 tons)

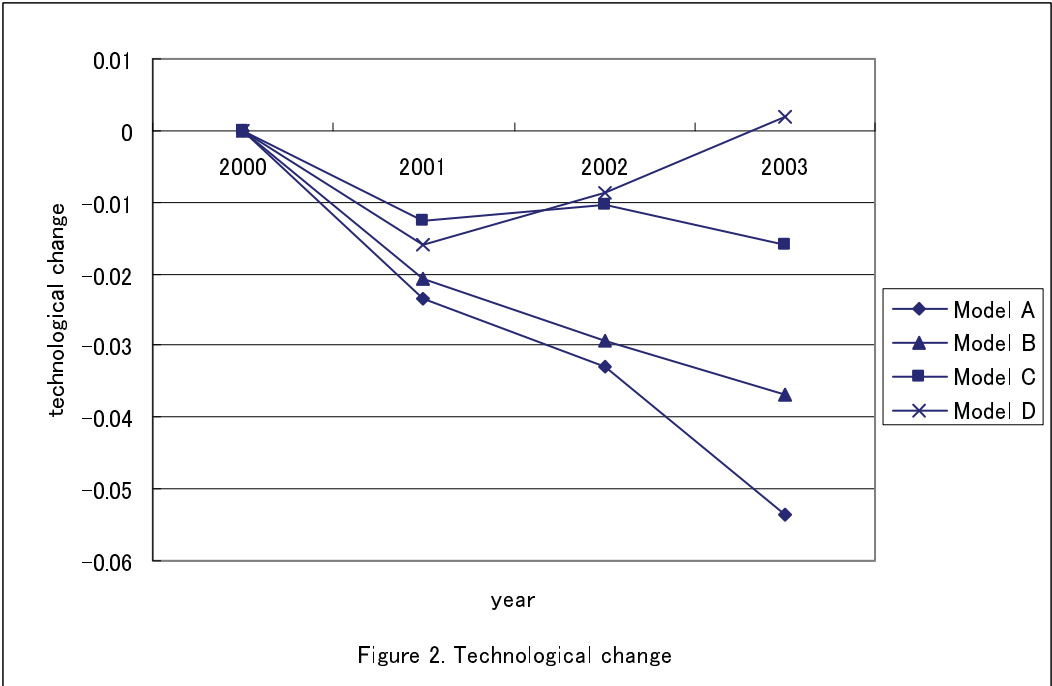
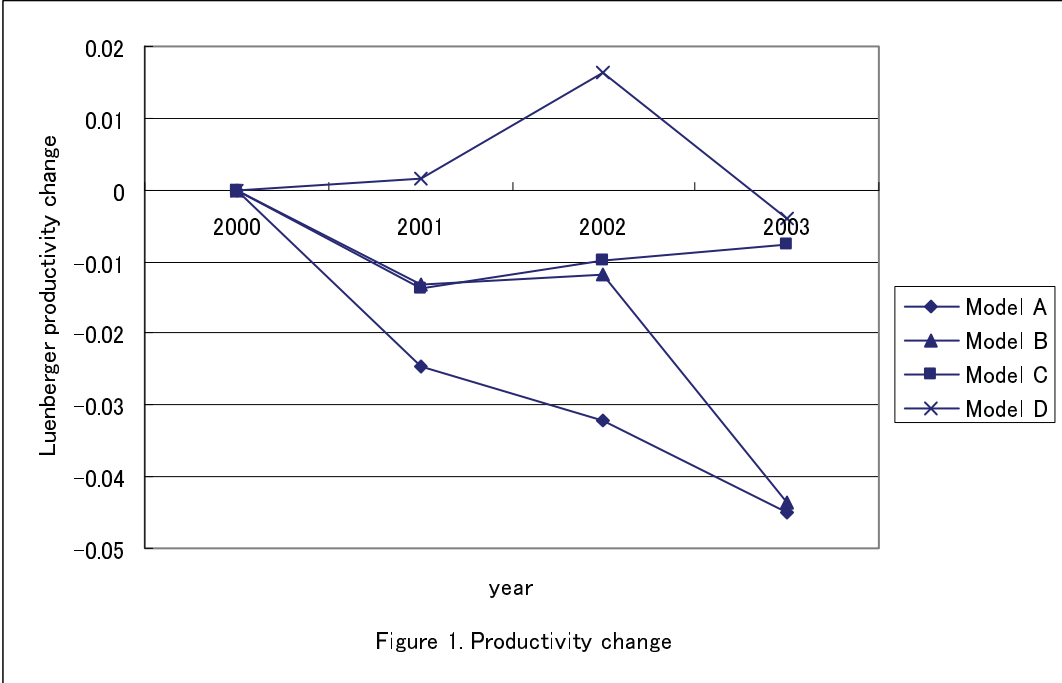
	Model A	Model B	Model C	Model D
2000	15,897	202,479	15,921	199,220
2001	16,579	200,625	16,579	194,330
2002	15,843	190,281	15,851	184,985
2003	14,170	211,787	14,184	207,514

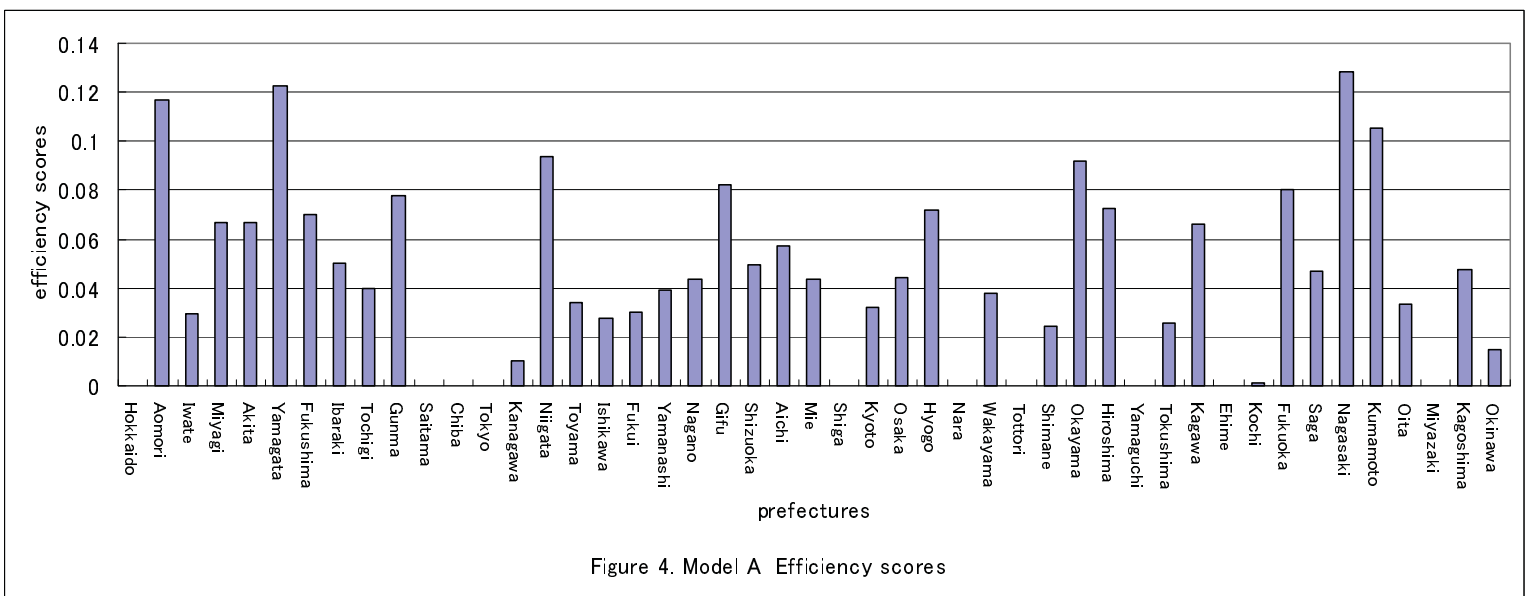
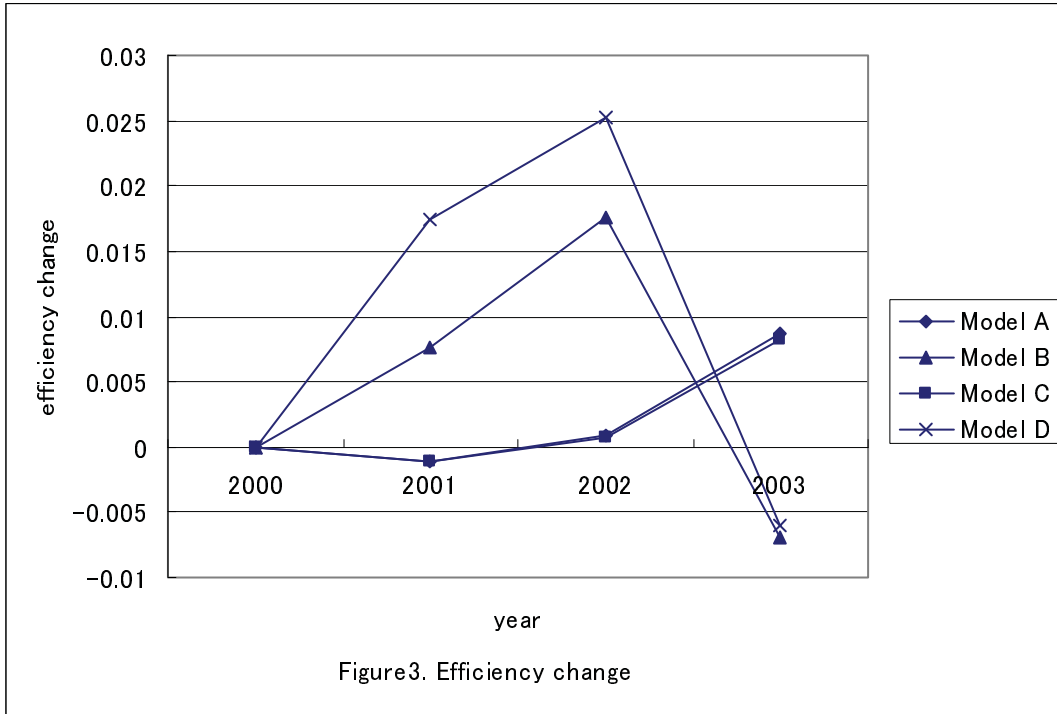
Table 4 The Wilcoxon signed rank test (※1)

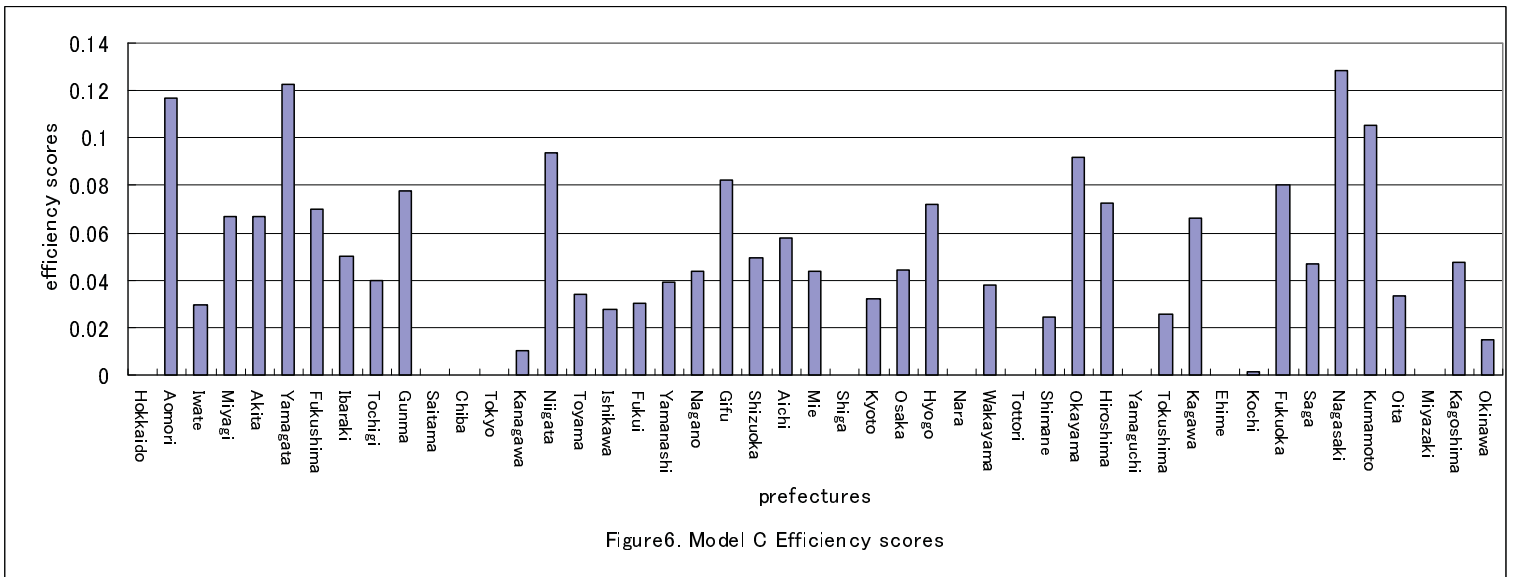
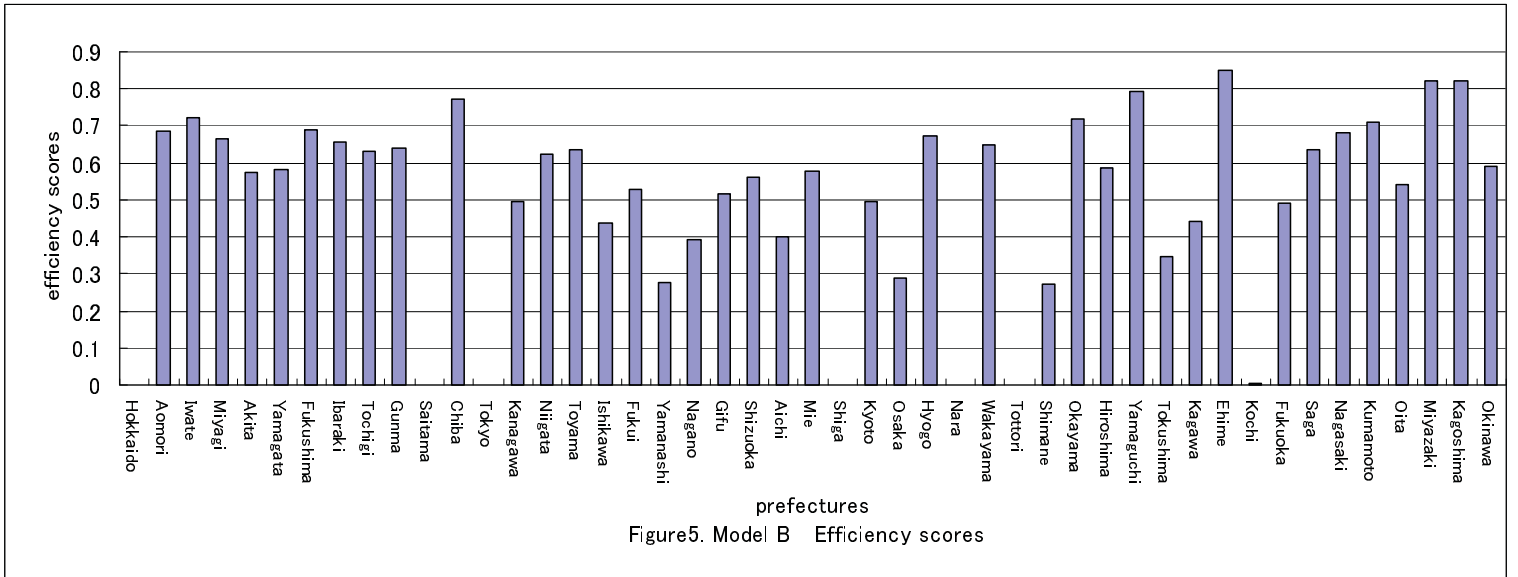
	Test statistic
Efficiency score	
input, desirable and undesirable output orientation	13
undesirable output orientation	861
Productivity	
input, desirable and undesirable output orientation	
Productivity change	71**
Technological change	71**
Efficiency change	6 (※2)
undesirable output orientation	
Productivity change	164**
Technological change	234**
Efficiency change	267

※1 The test is conducted with 5% level of significance. ** means significant at 5% level.

※2 This statistic is tested with one-sided test, while all the other statistics are tested with two-sided test. Because many of efficiency change rate take the same value between the two technologies, we could not conduct the two-sided test.







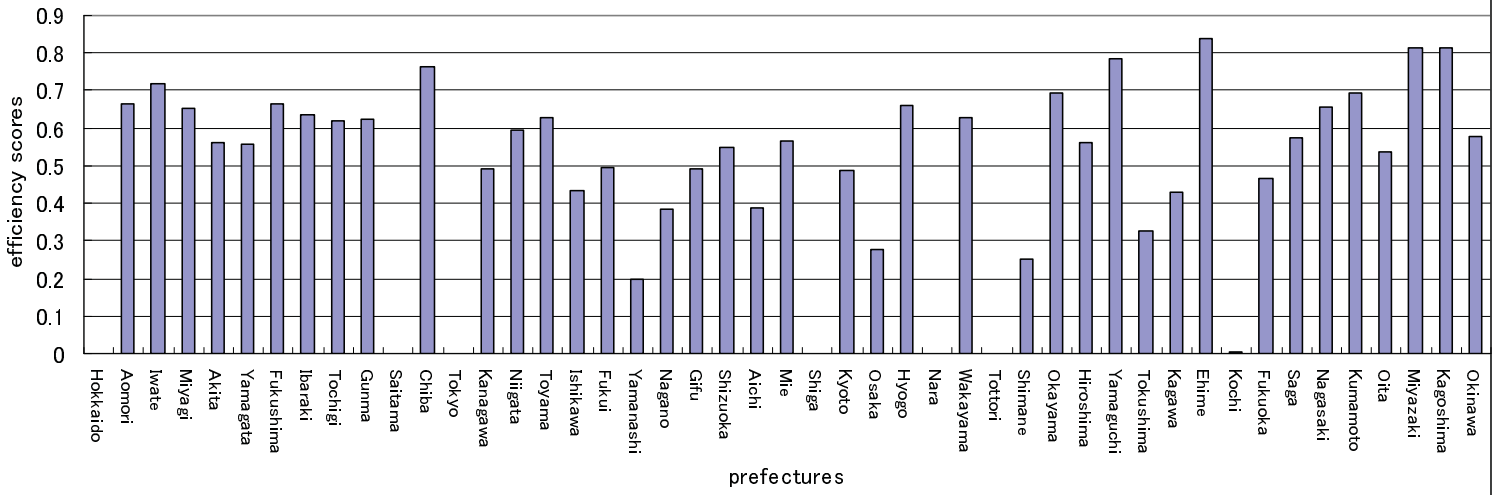


Figure 7. Model D Efficiency scores

添付資料6

化石燃料・金属鉱物資源の効率的利用可能性：資源生産性推計の提案

化石燃料・金属鉱物資源の効率的利用可能性： 資源生産性推計の提案

馬奈木俊介¹・田中 健太²・鶴見哲也³

¹ 非会員 財団法人地球環境戦略研究機関 (IGES) (〒240-0115 神奈川県三浦郡葉山町上山口2108-11)

E-mail: managi.s@gmail.com

² 非会員 東北大学大学院 環境科学研究科 (〒240-8501 宮城県仙台市青葉区荒巻字青葉6-6-20)

E-mail: tanaka59_tin@yahoo.co.jp

³ 非会員 東京大学 新領域創成科学研究科 (千葉県柏市柏の葉5-1-5)

E-mail: tsurumi@k.u-tokyo.ac.jp

近年,途上国の急速な経済成長により,資源利用が急速に伸びている.とくに化石燃料及び,金属鉱物資源は経済成長に重要な資源であり,今後の世界的な資源の効率的利用が重要となってくる.それに伴い,資源の効率的な利用を測る指標として「資源生産性」の概念が重要となってきた.日本においても,政府主導で資源生産性の向上を目指している.しかし現実の経済活動において,いくつかの投入生産要素の変化が産出であるGDPの変化に大きく影響するものの,現時点ではそうしたいくつかの生産要素を考慮した資源生産性は測られていない.そこで本研究では世界の各国データをもとに資源生産性を複数の生産要素を考慮できる非放射型距離推計 (Non-Radial Directional Performance Measurement) 手法を用い,各国レベルでの資源生産性の推計方法を提案するとともに,実際に提案した手法により各国の資源生産性の測定を試みる.

Key Words: Mineral resource, Fossil fuel, Resource productivity, Non-Radial Directional Performance Measurement

1 はじめに

化石燃料や金属鉱物資源は経済活動,経済成長には欠かせない枯渇性資源である.とくに近年ではレアメタルを代表として,工業製品に必要なレアメタルやその他の金属資源の消費量は急激に増加しており,金属鉱物資源の安定的な確保を先進国や発展著しい中国などの途上国も重要視している.安定的な確保の一方で先進国では資源の効率的利用にも着目している.つまり,金属資源を消費するだけでなく,再利用やリサイクルを通じ,国内の

潜在的な資源を有効活用したり,製品自体の製造段階で使用する資源の節約を通じ,国内での資源の効率的活用をすすめることである.例えば廃棄される家電製品などには再利用できる金属資源が多量に残っており,「都市鉱山」とも呼ばれるほど,潜在的な利用可能性が高いとされており,その有効活用が注視されている.

実際に日本においても循環型社会形成推進基本計画が策定され,資源の効率的利用を促進することを政府主導でめざしている.こうした状況において,資源の効率的利用がどの程度促されているか示す指標が重要となる.そ

の代表的なものが「資源生産性」である。

資源生産性はGDPなど経済の規模を表す指標を生産のために投入した資源の量で割った値を使われている。循環型社会形成推進基本計画でもこの資源生産性の向上をひとつの目標としている。

しかし現実の生産活動において他の投入生産要素（資本ストック、労働力など）の変化により、産出であるGDPなどの経済指標は大きく影響を受けるため、こうした複数の生産要素を考慮した資源生産性を測る必要がある。これまで環境効率性、エネルギー効率性の議論はひろく行われてきた（例えばWBCSD¹⁾）。一方、金属鉱物資源などの資源効率性・生産性は十分に議論されてこなかった。

そこで本研究ではこれまで環境効率性や生産性の測定手法として用いられてきた非放射型距離推計（Non-Radial Directional Performance Measurement）の手法を用いる資源生産性の測定手法の提案と、提案した手法による資源生産性の推計を行う。

2 分析手法

本研究では前述の通り、複数のインプットを考慮した資源生産性を測るために非放射型距離推計の手法を用い、資源の効率的利用がどの程度促されているか指標化する。

非放射型距離推計はDEA手法を拡張したものである。DEAは企業の経営効率の測定に用いられる手法であるが複数のインプット、アウトプットを考慮し、各経済主体の効率性の評価を行えるために、エネルギー効率や環境効率の分野でも広く用いられてきた（例えばZhang et al²⁾., 2008; 馬奈木・田中, 2008³⁾）。とくにDEAは最も効率的な経済主体のパフォーマンスから効率的生産フロンティアを推計し、そのフロンティアからどの程度離れているかで各経済主体の非効率性を測定する。

本分析ではとくにDEAの手法のなかでも我々の共同研究の成果であるChen et al.,(2010)⁴⁾のWeighted Russell Directional Distance Model (WRDDM: 重み付け非放射型指向性距離関数)を用いる。通常のDEAによる生産効率性の分析で

は主にインプットを一定としたときのアウトプットの増加可能性、もしくは逆にアウトプットを一定としたときのインプットの節約可能性から生産効率性を推計する場合（Output・Input Oriented model）が多い。また近年では指向性距離関数と呼ばれる関数を用いることにより、アウトプットの増加可能性とインプットの節約可能性を同時に考慮できる生産性の測定手法（Both Oriented model）が用いられることもある。

しかしOutput・Input Oriented modelではアウトプットの増加可能性とインプットの節約可能性の両方を考慮できず、単純なBoth Oriented modelでは指向性距離関数を用いるためにアウトプットがどれほどの比率で増加可能であるか、またインプットがどれほどの比率で節約可能か分析することができない。

一方でWRDDMは単純な指向性距離関数ではなく、各インプット、アウトプットの非効率性をはかる際に、それぞれの変数に重みづけを行うことにより、前述の2つの問題を解決することができる。

そのため本研究では各国のアウトプットとインプットの変化を適切にとらえるため、WRDDMを資源の効率的な利用を測るために利用する

3 データ

本分析では1995年から2003年の世界レベルの各国データを用いる。アウトプット変数としては各国のGDPを用いる。インプット変数としては各国の資本ストック、労働人口、資源の消費量を用いる。本分析ではとくに現在、入手可能であり、かつひろくつかわれている金属鉱物資源（鉄、銅、鉛）及び化石燃料（各化石燃料を熱量に変換し、合計した熱量合計）をそれぞれインプット変数として、利用する。化石燃料に関しては25カ国、銅は13カ国、鉄は14カ国のデータを用いる。鉛は15カ国を対象とした。

各国のGDP、資本ストック、労働者数はPenn

World table 6.1⁵⁾ のデータを利用した。資源の消費量はWorld Bureau of Metal Statistics⁶⁾のデータより計算を行い使用した。

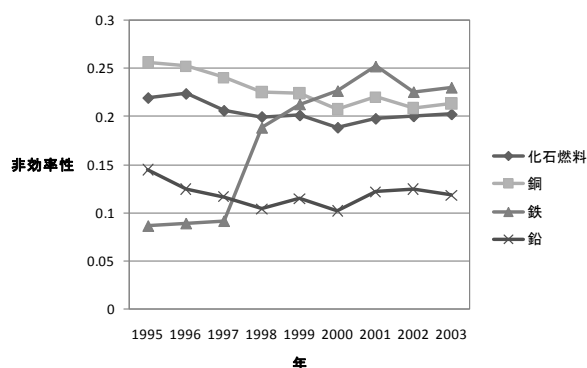
4 推計結果

(1) 世界平均での非効率性の年推移

各資源の非効率性の推計結果は表1,及び図1である。表1は地域ごとの1995年から2003年間の非効率性の平均であり,図1は経年での非効率性の推移の世界平均を示している。本分析では地域平均をヨーロッパ(銅:6カ国,鉄:7カ国,鉛:9カ国),アジア(銅:2カ国,鉄:4カ国,鉛:2カ国)を示し,資源の産出消費の最大国である中国,経済規模の大きいアメリカ,日本を結果に示す。

まず図1の世界全体の非効率性の経年変化をみると,化石燃料と銅に関しては非効率性が減少傾向である一方,鉄は1998年以降,急激に非効率性が上昇していることがわかる。とくに東南アジア地域(インドネシア,マレーシアなど)での非効率性の上昇が世界全体の非効率性の平均上昇に影響を与えている。一方で鉛に関しては経年変化が少なく,かつ非効率性自体が他の資源対して低い傾向がみられる。

図1 世界平均での非効率性の推移



(2) 主要地域・国における非効率性

表1は各地域の平均非効率性を示したものであ

る。とくに日本,アメリカの非効率性は分析対象の資源の全てにおいて低いことが示され,資源が効率的に利用されていることがわかる。ヨーロッパの化石燃料に対する非効率性も高いが,この原因はとくに東欧諸国の非効率性の高さが影響している。アジアにおいては鉛以外の資源,とくに銅について非効率性が高いことが示された。アジアの銅の資源利用の非効率性を上昇させている国はとくにインドネシア,フィリピンなどであった。ただしアジアのなかでも韓国の非効率性は全般的に低い。中国においては全ての資源において非効率性が他の地域・国と比べて高い。

表1 主要地域・国の平均非効率性

	化石燃料	銅	鉄	鉛
ヨーロッパ	0.237	0.190	0.185	0.108
アジア	0.263	0.413	0.218	0.051
日本	0.000	0.000	0.016	0.000
アメリカ	0.000	0.000	0.036	0.000
中国	0.223	0.256	0.273	0.268

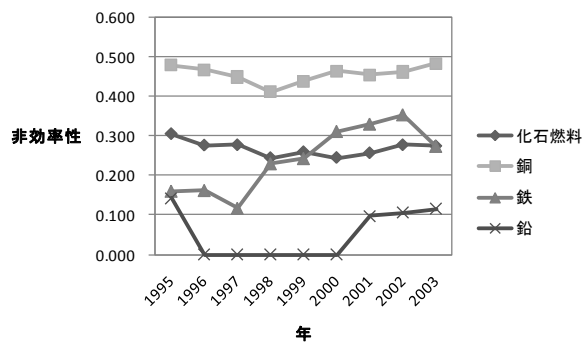
(3) アジア及び中国における非効率性の年推移

アジア地域はとくに90年代,経済成長が著しい地域であり,本分析でもインドネシアなどの東南アジア諸国,韓国などを対象としており,現在の世界経済のなかで主要な役割を果たす国が対象となっている。そうした国々の非効率性の推移を分析することは重要である。そこで本節では第一にアジアにおける非効率性の推移を分析する。図2はアジア地域における各資源利用の非効率性の推移である。

傾向としては化石燃料,銅の非効率性の推移はあまり変化がみられない。また鉛に関しては非常に非効率性が低いことがわかる。一方で鉄に関しては年を経るごとに非効率性が大きくなっていることがわかる。

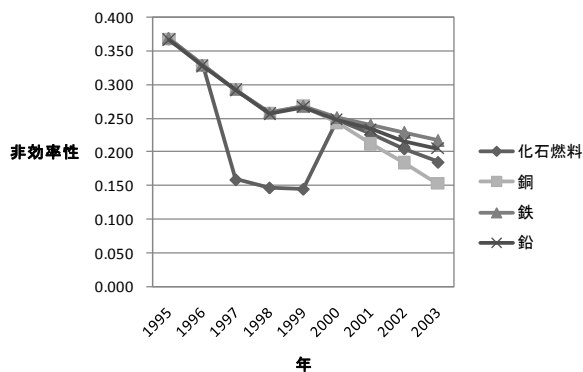
5 考察

図2 アジア地域の非効率性の推移



アジア地域につき、中国の非効率性の推移を分析する。図3が中国の非効率性の推移を示している。

図3 中国の非効率性の推移



中国は前述の通り、世界最規模の資源産出国のひとつであり、消費量も世界で最大である。そのため、世界の資源循環に大きな影響を与えることは必須であり、中国の資源利用の推移を分析する必要がある。

非効率性の推移を見ると、今回の分析対象となった全ての資源の非効率性が年を追うごとに減少している。とくに2003年の非効率性をみてみると銅や化石燃料は0.2以下のまで非効率性が減少している。しかしながら、鉄、鉛はまだ非効率性が若干高い状況にある。

今回のWRDDMによる資源の効率的利用の計測により、大きく3つの特徴がみられる。第一に先進国と途上国では資源の有効利用に大きな差があることである。とくに日本やアメリカと比べ、アジア地域、中国の資源利用の非効率性は高い。

この違いの大きな要因は法制度、資源の利用技術など多岐にわたるが、例えば、資源のリサイクル利用が大きな理由としてあげられると考えられる。

とくに鉄において、日本企業の再利用化率は極めて高い。今回の分析対象期間の初年度である1995年には日本の鉄鋼産業における産業廃棄物の再資源化は96%にも達している。

一方で途上国では再資源化の取り組みが不十分である。同様に鉄に関してアジアの途上国では急速な経済発展により、鉄の消費量が急激に増えた。その結果、その消費量に対して、再資源化がおいつかず、結果として資源の利用効率が減少したと考えられる。このような技術的要員がひとつとして、非効率性の大きさに影響していると考えられる。

第二の特徴として、鉛の利用に関しては途上国においても非効率性が低い傾向であったという点である。鉛は工業製品や蓄電池の材料としてひろく用いられてきた。しかし近年のEUでの規制のみならず、鉛の有害性はすでに分析期間内でも周知されている。実際に途上国においても(例えばインドネシア)、90年代に鉛蓄電池の輸入が規制されている国が多数ある。無鉛化の世界的な流れが反映された結果といえる。

第3に途上国のなかでも資源効率のかなり違いがあることがみうけられる。アジア地域の非効率性は鉛以外に関しては非効率性が大きく、とくに鉄に関しては非効率性が増加傾向にある。一方で同様に急速な経済発展をしている中国は分析期間初期の非効率性は全般的に高い一方で、年経過とともに減少傾向にあることが分かる。

このような非効率性の差にはその国の産業構造や環境・資源関連への政府対応の違いなど多種多様な要因が考えられる。本研究の課題としてこのような要因を考慮したモデルの作成、また各種要因の影響力などの分析が必要であると考えられる。

6 まとめ

本研究ではDEAの手法を用いることにより、生産関数に基づいた複数の生産投入を考慮し、資源の効率的な利用がどの程度促されているのか、化石燃料および、銅、鉄、鉛の3つの金属資源に関して計測を行い、分析を試みた。

測定された非効率性をもとに行った分析では先進国の資源利用の優位性、世界的な鉛の効率的利用の流れ、途上国間での資源利用効率の違いなど多くの有用ある分析結果を得ることができた。

こうした分析により今後の世界レベルでの資源の有効性を目指す施策を考えることができる。例えば、鉄の非効率な利用が進んでいるアジア地域に対して日本やアメリカの再利用技術の提供の重要性が考えられる。化石燃料の効率的利用に関しては現状のCDM(クリーン開発メカニズム)などの施策があるが、資源の利用効率向上の技術に関しては世界での技術共有、普及の体制がほとんどできていない。

本分析で提案したDEAを用いることにより、各地域の資源効率の違いが明確に分析することができ、その結果に基づき、各地域、世界レベルでみた資源効率的利用の施策を考えることができると考えられる。

現在、世界ではレアメタル、化石燃料など多くの資源を自国で確保しようと競争が激化している。しかし資源の効率的利用は未だに十分ではないことは本分析や過去の資源循環に関する研究でも明白である。世界レベルで資源の有効的な利用

を行うための施策を行うためには資源生産性のような同一指標で各国を比較することが重要となり、本分析で提案するような測定は今後、さらに重要性を増すと考える。

謝辞: また本研究は、環境省「環境経済の政策研究」から支援を頂いたことを僭越ながら示させていただきます。

参考文献

- 1) WBCSD (1989), "Eco-efficient Leadership for improved Economic and Environmental Performance", Geneva.
- 2) Zhang, B., Bi, J., Fan, Z., Yuan, Z., Ge, J. (2009) "Eco-efficiency analysis of industrial system in China: A data envelopment analysis approach", *Ecological economics*, 68, 1-2, pp306-316.
- 3) 馬奈木俊介, 田中健太 「環境効率性」, 竹中康治編著 都市ガス産業の総合分析, pp213-228, NTT出版.
- 4) Chen, P., Yu, M., Managi, S., Chang, C. (2010) "Non-Radial Directional Performance Measurement with Undesirable Output", Working Paper, Tohoku University.
- 5) Pen World table 6.1. (http://pwt.econ.upenn.edu/php_site/pwt_index.php)
- 6) World Bureau of Metal Statistics (<http://www.world-bureau.com/>)

(2009.7.21 受付)

Possibility of efficient use of fossil fuel and metal resources:
Proposal of resource productivity measurement

Kenta Tanaka, Shunsuke Managi, Tetsuya Tsurumi

Developing countries has been increasing consumption of fossil fuel and metal resources rapidly. The stable use of resources is one of the most important problems for each country. Moreover, effective use of resources is one of the ways to mitigate resource depletion. The typical index to evaluate of effective use of resources is resource productivity. Recently, government of Japan focuses to improve the resource productivity. However when we try to evaluate the resource productivity, we need to consider the change of several production input factor. But there are few studies to propose the measurement of resource productivity which consider such a problem. In this study, we propose new measure of the resource productivity by applying non-radial directional performance method. In addition, we measure the inefficient using of resources by our proposal method.

添付資料7

日米の金銀先物市場間の価格連動性の検証（英語論文）

Volume 31, Issue 2

Tests on price linkage between the U.S. and Japanese gold and silver futures markets

Kentaka Aruga
Institute for Global Environmental Strategies

Shunsuke Managi
Tohoku University

Abstract

We tested the price linkage, the law of one price (LOP) condition, and the causality of the price linkage between the U.S. and Japanese gold and silver futures markets with consideration of structural breaks in the price series. The LOP condition did not hold for both the gold and silver markets when structural breaks were not considered but it sustained in some periods when it was tested for the break periods. We found from the causality test that the price linkage between the U.S. and Japanese gold and silver futures markets were led by the U.S. market.

This research was funded by the Ministry of the Environment, Government of Japan. The results and conclusions of this paper do not necessarily represent the views of the funding agency.

Citation: Kentaka Aruga and Shunsuke Managi, (2011) "Tests on price linkage between the U.S. and Japanese gold and silver futures markets", *Economics Bulletin*, Vol. 31 no.2 pp. 1038-1046.

Submitted: Feb 28 2011. **Published:** April 06, 2011.

1. Introduction

Whether international linkage exists for the gold and silver futures markets is an important issue. This is because gold and silver have been historically considered as asset to hedge against economic uncertainty. International linkage among futures markets has been studied for agricultural commodities such as wheat (Goodwin, 1992) and soybean meal (Yang et al., 2000) but there are not many studies examining this for gold and silver futures markets. To fill this gap we analyze the price relationship between the U.S. and Japanese gold and silver futures markets. The study identifies if the U.S. and Japanese gold and silver futures markets move together in the long-run, examines the law of one price (LOP) condition, and tests the causality of the long-run relationships. We use the 2001-2010 daily data, which includes the global financial crisis of 2008. Hence, we test the price linkage when effects of structural breaks in the price series are considered as well.

The results of the study will reveal whether international linkage exists for the gold and silver futures markets, the degree of the linkage, and the cause of the linkage. Therefore, the study will be useful when constructing effective global risk management strategies for investors and industries involved in the gold and silver markets.

In the next section the methods used in the study are explained. The third section describes the data. Results are shown in the fourth section. Section five provides the conclusion of the study.

2. Methods

The long-run price linkage, the LOP condition, and the causality of the long-run relationship between the U.S. and Japanese gold and silver futures prices are tested under the Johansen cointegration method (Johansen and Juselius, 1990). Cointegration requires all price series to be integrated of the same order so initially unit root tests are performed on all price series used in the study. We use the augmented Dickey-Fuller (1979), Phillips-Perron (1988), and Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) unit root tests for this purpose. If we find that the price series are integrated of the same order from the unit root tests, we perform the Johansen test between the U.S. and Japanese gold and silver futures prices. The Johansen test is performed using the following vector error correction model:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{q-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \mu + \varepsilon_t \quad (1)$$

where Y_t is the $n \times 1$ vector $(Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt})'$ of futures prices, q is the order of the vector autoregressive process, $\Pi = -I + \sum_{i=1}^q \Pi_i$ and $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^q \Pi_j$ where Π_i

and Π_j are the $n \times n$ matrix of parameters, μ is a constant, and ε_t is a normally distributed n -dimensional white noise process. When cointegration relationship is found between the price series it is known that the Π matrix in equation (1) can be decomposed as $\Pi = \alpha\beta'$ (Johansen, 1991).

The LOP condition and the causality of the long-run relationship are tested by imposing restrictions on the Π matrix. Thus it is necessary that a cointegration relationship holds between the U.S. and Japanese gold and silver futures prices. The LOP condition is tested under the following equation:

$$P_t^{US} = a + bP_t^{JP} + e_t \quad (2)$$

where P_t^{US} and P_t^{JP} are the prices of the U.S. and Japanese gold and silver futures contracts at time t , a is a constant, b is a coefficient, and e_t is the error term.¹ In this study we tested whether $b = 1$ holds in equation (2), which is called the weak version of the LOP test (see Asche et al, 2004).² This test is performed by putting a restriction on the β part of the Π matrix. The causality test is performed by incorporating a restriction to the α part of the Π matrix. The hypothesis tested in the causality test is that the U.S. price leads the gold or silver futures prices to reach the long-run relationship.

The Bai-Perron test (Bai and Perron, 1998) is used to identify whether structural breaks exists in the price relationship between the U.S. and Japanese gold and silver futures prices. This test is useful for identifying multiple structural breaks in the price series when breaks are unknown. First the test performs the un-weighted and weighted maximum tests to find out whether at least one break exists in the price series. Once the existence of one break is confirmed by these double maximum tests, the Bai-Perron test goes further to statistically identify the appropriate number of breaks by the $supF(l + 1|l)$ test. The $supF(l + 1|l)$ test tests the null hypothesis of having l breaks in the price series against the alternative hypothesis of having $l + 1$ breaks. The price ratio between the U.S. and Japanese futures prices for gold and silver (P_t^{US}/P_t^{JP}) is used for the Bai-Perron test.³

After the breaks are determined by the Bai-Perron test the whole gold and silver price series are separated into break periods using the break dates identified by the Bai-Perron test. Then the same unit root tests, Johansen cointegration test, LOP test, and causality tests are tested for each break period to see if the price relationship between

¹ The prices of Japanese gold and silver futures contracts are converted into U.S. dollars.

² In the strong version of the LOP it also requires $a = 0$ to hold in equation (2) (see Asche et al., 2004).

³ We followed Kristofersson and Anderson (2006) of using the price ratio to identify the structural breaks in the price relationship between the two price series. In the Bai-Perron test we set the maximum number of breaks to five and the trimming value to 0.15 (see Bai and Perron (1998) for details).

the U.S. and Japanese gold and silver futures markets changed before and after the break dates.

3. Data

For the U.S. gold and silver futures prices the daily continuous futures prices of Commodity Exchange Inc. (COMEX) gold and silver futures contracts are used in the study. The daily continuous price data for these COMEX futures prices are obtained from the EODData, LLC.⁴ The Japanese gold and silver futures prices are taken from the Tokyo Commodity Exchange (TOCOM). The furthest contracts are the most active contracts at the TOCOM market so the daily continuous TOCOM gold and silver futures prices are created using the prices for the furthest contracts. January 2001 to June 2010 period is covered for the COMEX and TOCOM gold and silver futures prices.

To match the minimum price units, all daily gold and silver futures prices are converted to U.S. dollars per gram. The TOCOM gold and silver prices are converted to U.S. dollars by using the daily currency rate between the U.S. dollars and Japanese yen. The daily currency rate is obtained from the OANDA Corporation.

⁴ The futures prices for the most active contracts were used for the continuous price data.

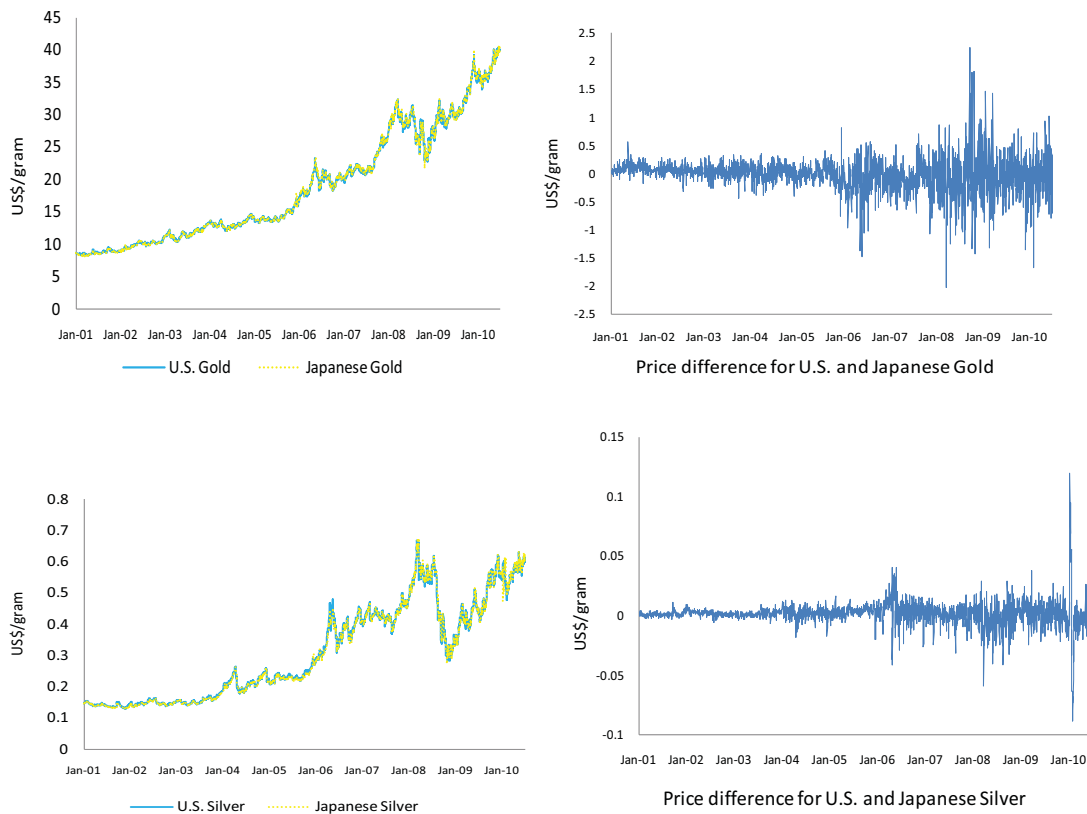


Figure 1: Plots of U.S. and Japanese gold and silver futures prices and their price differences

Figure 1 presents the plots of U.S. and Japanese gold and silver futures prices and the price difference between the U.S. and Japanese prices for gold and silver. In both the gold and silver futures markets the U.S. and Japanese prices seem to move together during the period used in this study so it is likely that the U.S. and Japanese prices will have a cointegration relationship in these markets.

4. Results

Before performing the Johansen test we performed the unit root tests to check if all price series used in the study are integrated of the same order. The unit root tests conducted for the whole test period revealed that all price series are integrated of order one (see Table 1). Hence, we performed the Johansen test between the U.S. and Japanese futures prices for the gold and silver futures markets.

Table 1: Unit root tests

Variable	Log Level			First difference of log level		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
U.S. Gold	-1.978	-2.121	1.025*	-11.454*	-46.632*	0.020
U.S. Silver	-3.252	-3.367	0.324*	-11.197*	-48.093*	0.026
Japanese Gold	-1.965	-2.312	0.996*	-13.096*	-52.365*	0.018
Japanese Silver	-3.021	-3.253	0.327*	-15.931*	-50.583*	0.029

Notes: * denotes significance at 1%. All the unit root tests for the level and first differences include constant and trend. Lag orders for the ADF tests are determined by the AIC and the bandwidth for the PP and KPSS tests are identified by Newey-West method (Newey and West, 1994).

Table 2: Cointegration tests without breaks

Test variables	$H_0: \text{rank}=r$	Trace test	Max test	LR test statistic for the law of one price	Variables	LR test statistic for the causality test
U.S. Gold vs Japanese Gold	$r=0$	104.80**	104.03**	22.75**	U.S.	1.58
	$r \leq 1$	0.77	0.77		Japanese	94.23**
U.S. Silver vs Japanese Silver	$r=0$	247.25**	246.75**	20.02**	U.S.	0.00
	$r \leq 1$	0.50	0.50		Japanese	214.07**

Note: ** represents significance at 5% level.

As seen from Table 2, for both the gold and silver futures markets, the U.S. and Japanese prices have a cointegration relationship and there is a long-run price linkage between the gold and silver futures markets of the two countries. However, for both the gold and silver markets, the LOP condition did not hold between the U.S. and Japanese futures prices. The causality test showed that in both the gold and silver futures markets it is the U.S. price that binds the U.S. and Japanese prices to move together in the long-run.

Table 3: Bai-Perron tests

Test	Gold	Silver
	Statistic	Statistic
UDmax	153.17**	49.84**
WDmax	165.97**	55.73**
sup-F(2 1)	117.73**	12.99**
sup-F(3 2)	20.23**	11.46**
sup-F(4 3)	10.17	2.67

Note: ** denotes significance at 5% level.

The Bai-Perron test revealed that three breaks exist in the January 2001 to June 2010 period covered in this study (see Table 3). Hence this whole period was split into four break periods using the break dates identified by the Bai-Perron tests. The details of the break dates for gold and silver markets are presented in Tables 4 and 5. The same above mentioned unit root tests, the Johansen test, the LOP test, and the causality test are performed on these break periods. Tables 4 and 5 show these results for the gold and silver futures markets.⁵

Table 4: Cointegration tests with breaks for the U.S. and Japanese gold futures markets

Period	Dates	H ₀ : rank=r	Trace test	Max test	LOP	Variables	Causality test
1	Jan. 4, 2001 - Jun. 3, 2002	r=0	23.96**	23.88**	2.88	U.S.	1.83
		r≤1	0.08	0.08		Japan	15.70**
2	Jun. 4, 2002 - Oct. 7, 2005	r=0	73.86**	73.42**	2.23	U.S.	1.94
		r≤1	0.44	0.44		Japan	71.84**
3	Oct. 11, 2005 - Aug. 14, 2008	r=0	39.77**	37.78**	0.35	U.S.	2.21
		r≤1	2.00	2.00		Japan	35.23**
4	Aug. 15, 2008 - Jun. 30, 2010	r=0	192.00**	191.39**	9.29**	U.S.	0.06
		r≤1	0.62	0.62		Japan	160.00**

Note: ** represents significance at 5% level.

Table 5: Cointegration tests with breaks for the U.S. and Japanese silver futures markets

Period	Dates	H ₀ : rank=r	Trace test	Max test	LOP	Variables	Causality test
1	Jan. 4, 2001 - Jul. 18, 2002	r=0	20.13**	18.05**	0.96	U.S.	3.17
		r≤1	2.09	2.09		Japan	9.57**
2	Jul. 19, 2002 - May 2, 2005	r=0	209.36**	207.62**	17.70**	U.S.	0.62
		r≤1	1.74	1.74		Japan	188.03**
3	May 6, 2005 - Dec. 13, 2006	r=0	41.74**	41.50**	0.36	U.S.	12.45**
		r≤1	0.24	0.24		Japan	16.18**
4	Dec. 14, 2006 - Jun. 30, 2010	r=0	123.87**	120.84**	13.20**	U.S.	0.02
		r≤1	3.03	3.03		Japan	99.18**

Note: ** represents significance at 5% level.

Tables 4 and 5 reveal that in both the gold and silver futures markets in every period the U.S. and Japanese markets have cointegration relationships. This implies that the price linkage between the two countries for the gold and silver futures markets was not affected by the breaks. However, the results in the tables suggest that the LOP condition and the causality of the cointegration relationship are affected by the structural breaks in the price series. Table 4 shows that the LOP condition holds for the gold market until August 2008 but this condition did not meet in the fourth period. The LOP condition also did not hold for the second and fourth period for the silver market

⁵ The results of the unit root tests suggested that in all break periods the price series used in the test periods are integrated of the same order.

(see Table 5). For the silver market, Table 5 shows that the causality of the cointegration relationship between the U.S. and Japanese markets are also affected in the third period. These results imply that although the price relationship between the U.S. and Japanese gold and silver markets sustained even with the effects of structural breaks, the level of arbitrage and the cause of the price relationship between the U.S. and Japanese markets did have an influence from the breaks in the price series.

5. Conclusion

This study tested the price linkage, the law of one price (LOP) condition, and the causality of the price linkage between the U.S. and Japanese gold and silver futures markets with consideration of structural breaks in the price series. We find price linkage do exist between the U.S. and Japanese gold and silver futures markets. This suggests that gold and silver futures markets are interdependent and price information can be shared between the two countries. The LOP condition did not hold for both the gold and silver markets when structural breaks were not considered but it sustained in some periods when tested this condition for the break periods. This implies that for the whole test period arbitrage was not perfect between the U.S. and Japanese market but there were periods where arbitrage was very quick and price information were perfectly shared between the two countries. The causality test revealed that it is the U.S. price that leads the gold and silver futures markets to reach the long-run relationship but this price leadership was also affected for the silver market when tested for the break periods.

References

- Asche, F., Gordon, D. V. and Hannesson, R. (2004) Tests for market integration and the law of one price: The market for whitefish in France, *Marine Resource Economics*, 19, 195-210.
- Bai, J. and Perron, P. (1998) Estimating and testing linear models with multiple structural changes, *Econometrica*, 66, 47-78.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979) Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Goodwin, B. K. (1992) Multivariate cointegration tests and the law of one price in international wheat markets, *Review of Agricultural Economics*, 14, 117-124.

- Johansen S. (1991) Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990) Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Kristofersson, D. and Anderson, J. L. (2006) Is there a relationship between fisheries and farming? Interdependence of fisheries, animal production and aquaculture, *Marine Policy*, 30, 721-725.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992) Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root : How sure are we that economic time series have a unit root?, *Journal of Econometrics*, 54, 159 – 178.
- Newey, W. and West, K. (1994) Automatic lag selection in covariance matrix estimation, *Review of Economic Studies*, 61, 631-653.
- Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988) Testing for unit roots in time series regression, *Biometrika*, 75, 335-346.
- Yang, J., Bessler, A. and Leatham, D. J. (2000) The law of one price: developed and developing country market integration, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 32, 429-440.

添付資料8

プラチナ族先物市場における国際価格連動性の検証（英語論文）



Testing the international linkage in the platinum-group metal futures markets

Kentaka Aruga^{a,*}, Shunsuke Managi^{a,b}

^a Institute for Global Environmental Strategies, Hayama, Japan

^b Graduate School of Environmental Studies, Tohoku University, Sendai, Japan

ARTICLE INFO

Article history:

Received 16 December 2010

Received in revised form

10 September 2011

Accepted 10 September 2011

Available online 1 November 2011

JEL classifications:

C32

F36

G14

L61

Keywords:

Causality test

Cointegration

Law of one price

PGM futures market

ABSTRACT

This study tests whether an international market exists in the platinum-group metal (PGM) futures markets. For this purpose, we tested the law of one price (LOP) and the causality between the U.S. and Japanese platinum and palladium futures markets. We also performed the test when structural breaks are considered. Long-run price relationships were found in both platinum and palladium markets but the LOP only sustained in the palladium market. The causality test revealed that it is the U.S. market that leads the price to transmit information between the U.S. and Japanese markets. Structural breaks had large impacts on the test results, suggesting that incorporating breaks is important when investigating the international price linkage in the PGM futures markets.

© 2011 Elsevier Ltd. All rights reserved.

Introduction

As vehicle emission standards become stringent worldwide, we see an increase in the demand for the platinum group metals (PGMs) from the auto industry. More than half of the platinum and palladium supplied internationally in 2008 was used for the catalytic converters (Johnson Matthey Plc, 2009). Unless technological improvements occur in the catalytic converter production and substitutive materials for platinum and palladium become available, demand for these PGMs will continue to rise in countries that have higher emission standards. If the differences in vehicle emission standards affect the demand structures of regional PGM markets the prices of PGMs may differ by their market locations. Hence, whether an international PGM market exists and how regional PGM markets are linked are becoming important issues for the participants in the PGM markets to obtain valuable price information.

In theory, as stated by the law of one price (LOP), identical goods must have a single price (Lamont and Thaler, 2003) and if

the world PGM market follows this law the regional PGM markets should be integrated as one market. Because PGMs are easier to standardize and store compared to other commodities it is likely that the price difference is small among regional PGM markets and that a world market exists for the PGMs. However, if transaction costs and trade barriers are high among the regional markets, these markets will not be integrated. Asplund and Friberg (2001) state that violation of the LOP occurs when demand and costs are different across locations and there are price rigidities and fluctuations in exchange rates. Therefore, if the demand structures are different among the regional PGM markets the LOP condition will be violated and there will not be a world market for this commodity.

Identifying whether the LOP holds for the world PGM market will be valuable not only for the suppliers and consumers of PGMs but also for arbitrageurs and speculators trading the PGMs as financial asset. If the LOP holds among the regional PGM markets it will mean that in the long-run the regional PGM prices become the same and price information of the other markets will be useful even when the markets are far apart or traded at different time zones.

Although there are several studies testing the LOP for different commodities such as wheat (Goodwin, 1992), soybean meal (Yang et al., 2000), fish (Asche et al., 1999, 2004), lumber

* Corresponding author. Tel.: +81 46 826 9572; fax: +81 46 855 3809.

E-mail addresses: kentka.aruga@gmail.com (K. Aruga), managi.s@gmail.com (S. Managi).

(Nanang, 2000), natural gas (Walls, 1994), and cars (Goldberg and Verboven, 2005), not many studies have tested this condition for the platinum and palladium markets. Previous studies testing the market linkage among different locations for the precious metal futures markets focus on the price relationship between the spot and futures prices (Chow, 2001) or on the difference in volatility (Xu and Fung, 2005). For study on the information flow between the U.S. and Japanese precious metal futures markets, Xu and Fung (2005) find that it is the U.S. market that plays the leading role in cross-border information transmission. A study testing the price linkage for the U.S. and Japanese gold and silver futures markets (Aruga and Managi, 2011) also reveals that information flow between the futures markets of the two countries are led by the U.S. market. Hence it could be that the information flow for the PGM futures markets of the two countries is also led by the U.S. market.

The objective of this study is to provide some empirical evidence on whether an international market exists for the PGM markets by testing the LOP and the causality of price information flow between the U.S. and Japanese PGM futures markets. For this purpose, we use the platinum and palladium futures markets of the New York Mercantile Exchange (NYMEX) and the Tokyo Commodity Exchange (TOCOM), which are the world’s two largest futures markets for PGMs. The LOP test will identify if the U.S. and Japanese PGM futures markets can be integrated as one market. In the causality test we will find the direction of information flow between the PGM futures markets of the two countries. This will allow us to see whether the U.S. and Japanese PGM futures markets are dependent.

We will also test the LOP and causalities among the price series when structural breaks are considered because recently several studies suggest that the price linkage can be affected by structural breaks and that price relationships among the price series can become different before and after the break periods (Beyer et al., 2009; Aruga, 2011; Aruga and Managi, 2011). Although many other related studies incorporate structural breaks in the cointegration methods (Hansen and Seo, 2002; Park et al., 2007) we use the general cointegration method for testing the price linkage because we are more interested in identifying effects of structural breaks on the price linkage rather than testing the overall price linkage by including the breaks in the test model. This way of testing the price linkage for periods before and after the breaks allows us to see in detail how the breaks in the series affected the price linkage. If we use special treatments to incorporate the breaks for testing the price linkage in the cointegration model we will not be able to examine the changes in the price linkage before and after the break periods.

There are still relatively a few studies focusing in the effects of structural breaks on the price linkage but Aruga and Managi (2011) have shown that the price linkage between the U.S. and Japanese gold and silver futures markets was influenced by the structural breaks in the price series. It is likely that if such structural breaks do exist in the PGM price series we might find that the price linkage between the U.S. and Japanese PGM markets is also affected from the structural breaks. Testing the effects of breaks on the price linkage is important because we use the 2001–2010 period in our study which includes adverse events such as the global financial crisis of 2008 and it can be that such events have influence on the price linkage for the U.S. and Japanese PGM futures markets.

In the next section, we explain the methods used in this study. In the third section, we illustrate the details of the data. The results of the tests conducted in this study are described in the fourth section. Finally, the last section provides some concluding remarks.

Methods

The LOP and the Johansen cointegration tests

The law of one price is tested using the following equation:

$$\ln P_t^{US} = A + B \ln P_t^{JP} + u_t \tag{1}$$

where P_t^{US} and P_t^{JP} are the prices of the U.S. and Japanese PGMs at time t , A is a constant, B is a coefficient, and u_t is the error term.¹ When transaction costs or transportation costs exist among the U.S. and Japanese markets, A represents these costs. The LOP holds when $B=1$, but the weak version of the LOP also requires $A \neq 0$, while the strong version of the LOP assumes $A=0$ (Asche et al., 1999).²

Cointegration is a necessary condition for the LOP to hold between different markets, so the Johansen test (Johansen and Juselius, 1990) is conducted first. When the prices do have a cointegration relationship, the sufficient condition, that $B=1$ holds for Eq. (1), is tested under the Johansen method. Cointegration requires all price series to be integrated of the same order. Therefore, before performing the cointegration tests, all price series are tested for their stationarity. We use the augmented Dickey–Fuller (ADF), Phillips–Perron (PP), and Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) unit root tests to examine this. The null hypothesis for the ADF and PP tests is that the price series are non-stationarity, while the null for the KPSS test is the stationarity of the series.

It is known that the Johansen method can avoid the problems that occur in the Engle and Ganger method such as the normalization of the test variables and that the normal inference becomes invalid (Asche et al., 2004). Furthermore, the Johansen method can overcome the simultaneity problem such that the test results become different based on the choice of the dependent variable. The Johansen method can avoid this because the Johansen test is carried out in a Vector Auto Regressive (VAR) model.

The VAR model used in the Johansen test has the following form:

$$X_t = \sum_{i=1}^p \gamma_i X_{t-i} + \mu + \varepsilon_t \tag{2}$$

where X_t is the $n \times 1$ vector $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ of prices, p is the order of the vector autoregressive process, γ_i is a $n \times n$ matrix of parameters, μ is a constant, and ε_t is a normally distributed n -dimensional white noise process.³ This can be written in the vector error correction (VEC) form:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \mu + \varepsilon_t \tag{3}$$

where $\Pi = -I + \sum_{i=1}^p \Pi_i$, and $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p \Pi_j$. Whether Eq. (3) shows a cointegration relationship between the U.S. and Japanese PGM futures prices depends on the rank of the Π matrix.⁴ The trace and maximum eigenvalue test statistics are used for the cointegration test

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \tag{4}$$

¹ The prices of Japanese PGMs are converted into U.S. dollars.

² In this study, the weak version of the LOP is tested because there are some arguments that the assumption of the strict version is too strict, which could lead to biased estimation results (Asche et al., 2004).

³ n is the number of non-stationary variables used in the model.

⁴ Other parts of Eq. (3) are stationary because the X variables are integrated of the same order by assumption.

$$\lambda_{\text{Max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (5)$$

where $\hat{\lambda}_i$ is the estimated values of the eigenvalues, T is the number of usable observations, and r denotes the number of possible cointegrating vectors. The appropriate lag length for the VAR model is determined by the Akaike information criteria (AIC).

The LOP condition in Eq. (1) is tested by imposing restrictions on the cointegrating vector in the Johansen procedure. For restriction testing, Johansen defines the Π matrix as $\Pi = \alpha\beta'$, where β is the matrix of cointegrating vector and α is the speed of adjustment parameters that are outside the cointegrating relationship. The cointegration between the U.S. and Japanese PGM futures prices is a necessary condition for the LOP. Therefore, cointegration between these prices needs to be verified before performing the LOP test.

If Eq. (3) is cointegrated, it implies that there exists a cointegration vector such that $\alpha\beta'(P_{t-1}^{\text{US}}, P_{t-1}^{\text{JP}})'$ is stationary. Using this condition, the LOP condition can be tested under the cointegration framework by applying the restriction $\beta' = (1, -1)$ for $\beta'X_t^*$ where $X_t^* = (P_{t-1}^{\text{US}}, P_{t-1}^{\text{JP}})'$.

The following test statistic is used for this restriction test:

$$L = -T \sum_{i=1}^r \ln \frac{1 - \hat{\lambda}_i^*}{1 - \hat{\lambda}_i} \quad (6)$$

where $\hat{\lambda}_i$ and $\hat{\lambda}_i^*$ denote the ordered eigenvalues of unrestricted and restricted models. This test statistic follows an asymptotic χ^2 distribution with degrees of freedom equal to the number of cointegrating vectors.

Causality test

The causality test or the weak exogeneity test between the U.S. and Japanese PGM futures prices is tested by implementing the restriction on the α matrix. In this test, we examine whether $\alpha\beta'(P_{t-1}^{\text{US}}, P_{t-1}^{\text{JP}})'$ is stationary when the restriction is applied. Defining $\alpha' = (\alpha_1, \alpha_2)$, if $\alpha_1 \neq 0$, the deviation from the long-term equilibrium will be mainly adjusted by the change in the U.S. futures price, while if $\alpha_2 \neq 0$, the deviation will be adjusted by the change in the Japanese futures price. This would mean that if $\alpha_1 = 0$, the U.S. price is weakly exogenous to the Japanese price, and there are no changes in the U.S. price to adjust the price toward the long-run equilibrium price. In this case, all corrections to reach the long-run equilibrium are done through the changes in the Japanese price. On the other hand, if $\alpha_2 = 0$, the Japanese price is weakly exogenous to the U.S. price, and the changes in the equilibrium will be adjusted by the U.S. price. Therefore, if the results of the restriction test suggest that $\alpha_1 = 0$, the U.S. price will lead the Japanese price and vice versa when $\alpha_2 = 0$. However, if $\alpha_1 \neq 0$ and $\alpha_2 \neq 0$, there will be no price leadership. It cannot be $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$, as this would violate the assumption that there is a cointegration relationship.

Bai–Perron test

The structural break test is performed by the Bai–Perron test. This test has the advantage in testing for multiple structural breaks when the breaks are unknown. Furthermore, because it allows for serial correction in the errors and heterogeneity across segments (Bai and Perron, 2003), it is useful than the other multiple structural change test such as Yao's method using the BIC criterion (Yao, 1988).

In the Bai–Perron test, the double maximum tests (UD max and WD max tests) (see Bai and Perron, 1998) are first conducted to see whether at least one break is present in the price series. When the presence of one break is confirmed by these tests, the number of appropriate breaks will be detected by the $\text{sup}F(l+1|l)$

test. The null hypothesis of this test is l breaks, and the alternative hypothesis is $l+1$ breaks. The maximum number of breaks has to be set initially in the Bai–Perron test and it is set to five in this paper.⁵ The price series used for the Bai–Perron test is the natural logarithm of price ratios between the U.S. and Japanese platinum and palladium futures contracts.

After the breaks are identified by the Bai–Perron test, the platinum and the palladium price ratios are split into periods using the break dates suggested by the test result. Then the unit root tests are performed on each price series for each period determined by the Bai–Perron test. When both the U.S. and Japanese price series are confirmed that they are integrated of the same order, the bivariate Johansen cointegration tests are conducted on each period for every price ratio separated by the break dates. Finally, if this result indicates that the U.S. and Japanese price series are cointegrated, the LOP and causality tests are conducted in the same way as explained previously in this section.

Data

The daily continuous futures prices of NYMEX platinum and palladium futures contracts are used for the U.S. platinum and palladium prices. The data for these NYMEX futures prices are obtained from the EODData, LLC. The Japanese platinum and palladium futures prices are taken from the TOCOM. The furthest contracts are used for the TOCOM precious metal prices because they are the most active contracts. The NYMEX and TOCOM are the two largest futures markets for these precious metals and TOCOM is the largest commodity exchange in Asia (Xu and Fung, 2005). We covered the period from January 2001 to April 2010 for the platinum and palladium prices.

To enable the testing of the LOP between the U.S. and Japanese futures markets, all of the platinum and palladium prices of these markets are expressed in U.S. dollars. The daily currency rate between the U.S. dollars and Japanese yen is used for converting the PGM prices of the TOCOM market into U.S. dollars.⁶ The data on the daily currency rate used for this purpose are obtained from the OANDA Corporation. The prices are also adjusted to match the price units between the TOCOM and NYMEX markets. The original data for the NYMEX platinum and palladium prices are both provided in one troy ounce (=31.1 g), whereas the TOCOM provides its PGM futures prices in grams. In order to match the units between the U.S. and Japanese PGM markets the prices of the NYMEX platinum and palladium are transformed into price per gram.

Fig. 1 is the plots of natural logarithm of the platinum futures price for NYMEX and TOCOM and the plots of the price ratio between the NYMEX and TOCOM platinum prices. Fig. 2 presents these plots for the palladium. Comparing Figs. 1 and 2, it is apparent that for both platinum and palladium markets, the price paths for the NYMEX and TOCOM are similar. However, there is more divergence between the NYMEX and TOCOM prices in the platinum market compared to the palladium market. This price divergence between the NYMEX and TOCOM platinum futures markets is also seen in the plots of price ratio. Comparing Figs. 1 and 2, the price ratio between the NYMEX and TOCOM palladium markets is much more stable compared with the platinum market. It can be expected from these figures that the LOP condition stands stronger in the palladium market than in the platinum market.

⁵ A trimming value is also set based on the maximum number of breaks. As suggested in Bai and Perron (2003), we used 0.15 for this value.

⁶ This approach of conversion is common in studies examining market linkage among different futures markets using daily data (e.g. Xu and Fung, 2005).

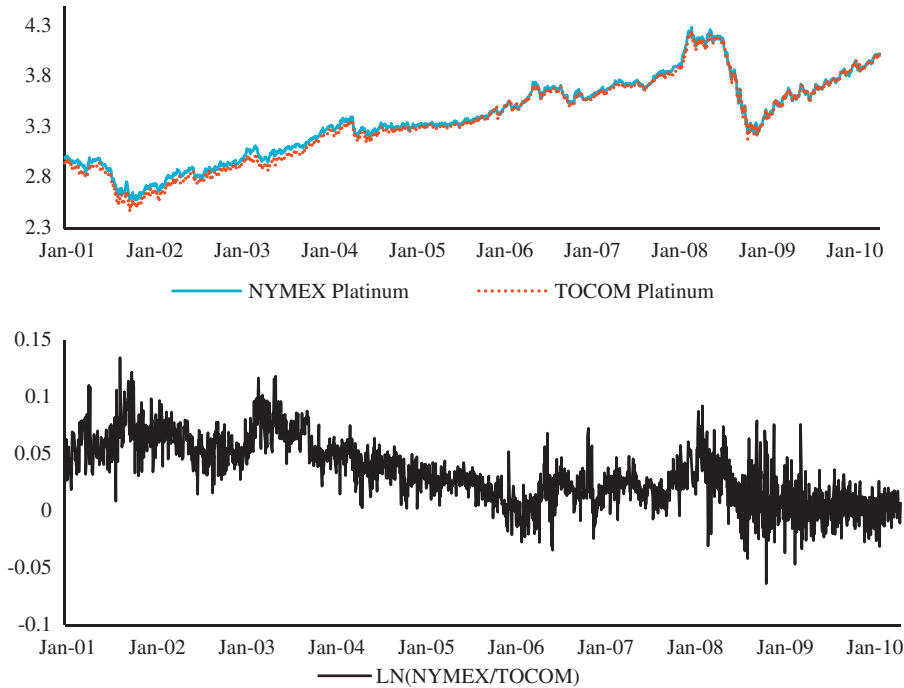


Fig. 1. Plots of natural logarithm of NYMEX and TOCOM platinum futures prices and their price ratio.

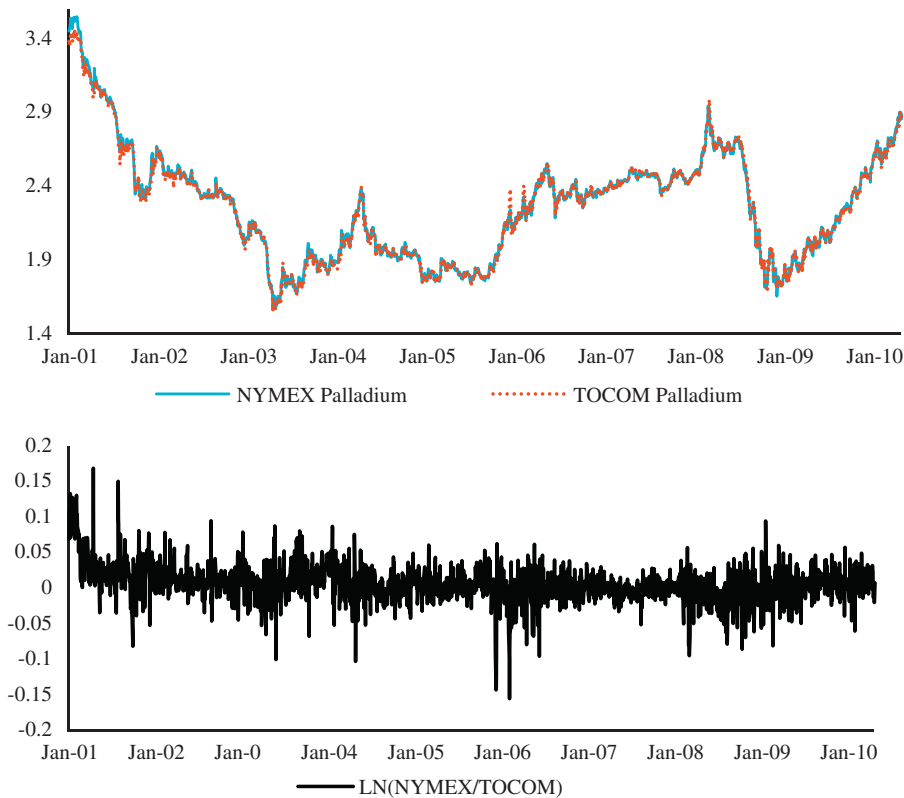


Fig. 2. Plots of natural logarithm of NYMEX and TOCOM palladium futures prices and their price ratio.

Results

Cointegration requires all of the test variables to be integrated of the same order. Therefore, before examining the cointegration relationship between the U.S. and Japanese PGM futures prices, unit root tests are conducted for all price series used in this study.

All of the price series used in the study are integrated of order one (see Table 1). The null hypotheses of non-stationarity are not rejected with the ADF and PP tests for the levels of the price series, but they are rejected for the first differences of the series. The KPSS test also indicated that all price series are stationary after differencing the series once. The null of stationarity is rejected in this test for the levels but is accepted for the first

differences. We, therefore, proceeded to test for the cointegration between the U.S. and Japanese PGM price series.

The results of the Johansen tests are provided in Table 2. It is clear from this table that both the platinum and palladium markets are cointegrated of order one. This means that the U.S. and Japanese prices for the platinum and palladium markets move together during the test period. Because cointegration is only a necessary condition for the LOP, we further tested the sufficient condition for the LOP, which is the restriction test to determine whether Eq. (1) holds between the U.S. and Japanese prices. This test result is also provided in Table 2. The null of the LOP condition is rejected for the platinum market, while this null is accepted for the palladium market. Therefore, this suggests that the LOP does not hold for the platinum market but it does for the palladium market. The rejection of the LOP for the platinum market may imply that the demand structure between the U.S. and Japan for the platinum was different during the 2000–2008 test period. In fact, according to Johnson Matthey Plc (2009), a large portion of platinum was also used for jewelry in Japan. However, in the U.S., platinum was mainly used for catalytic converter and the use of platinum for jewelry in the U.S. was much less frequent. On the other hand, in both the U.S. and Japan, palladium was mostly used for catalytic converter, and the two countries' demand structures during the period 2000–2008 were very similar. This could be why the LOP condition sustained between the two countries for the palladium futures market.

The result of the weak exogeneity tests in Table 2 indicates that in both the platinum and palladium markets, the prices of the NYMEX PGMs are weakly exogenous to those of the TOCOM PGMs. This suggests that the discrepancy from the long-run equilibrium relationship between the two markets is adjusted by the TOCOM market. Therefore, the price information for the platinum and palladium markets is first incorporated into the U.S. market, and it is the U.S. market that plays the leading role in transmitting the price information between the U.S. and Japanese PGM futures markets.

Table 1
Unit root tests.

Variable	Log level			First difference of log level		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
NYMEX platinum	-2.257	-2.282	0.371*	-46.976*	-46.972*	0.080
NYMEX palladium	-2.586	-2.434	0.674*	-33.787*	-44.231*	0.110
TOCOM platinum	-2.732	-2.388	0.397*	-9.575*	-47.774*	0.077
TOCOM palladium	-2.390	-2.388	0.665*	-47.774*	-47.774*	0.100

Notes: All the unit root tests for the level and first differences include constant and trend. Lag orders for the ADF tests are determined by the AIC and the bandwidth for the PP and KPSS tests are identified by Newey–West method (Newey and West, 1994).

* Denotes significance at 1%.

Table 2
Cointegration tests without breaks.

Variables in the test	$H_0: \text{rank} = r$	Trace test	Max test	LR test statistic for the law of one price	Variables	LR statistic under exogeneity
NYMEX platinum vs TOCOM platinum	$r = 0$	25.44**	23.27**	13.40**	NYMEX TOCOM	1.08 8.75**
	$r < = 1$	2.17	2.17			
NYMEX palladium vs TOCOM palladium	$r = 0$	76.01**	67.29**	3.02	NYMEX TOCOM	0.04 48.55**
	$r < = 1$	8.72	8.72			

** Represents significant at 5% level.

These LOP and causality tests are also conducted for the case where the effects of structural breaks are considered in the model. First, whether structural breaks exist in the price series is tested by the Bai–Perron test. Table 3 provides this result. The double maximum test statistics for the price ratios between the U.S. and Japanese platinum and palladium markets are both rejected, which means that at least one structural break exists in the price series. In both the platinum and palladium futures markets, the *supF* test statistics in the table reveal that the appropriate number of breaks is four. The platinum and palladium price series are split into five periods by these four breaks, and for every period, the Johansen, LOP, and causality tests are conducted.

The results of these tests for the platinum market are presented in Table 4.

The results of the Johansen test in the table reveal that the NYMEX and TOCOM futures markets have a long-run relationship. For all periods, the NYMEX and TOCOM platinum futures markets are cointegrated of order one. However, as seen in the table, the test results for the LOP condition and the causality tests had different results among the tested periods. The LOP condition does hold for the first and fifth periods in the platinum market, but this condition is rejected during the second through the fourth period. The NYMEX and TOCOM platinum prices diverged from the equilibrium price from March 2004 to June 2008. This period accords with the time where global economic boom occurred, so it could be that this divergence between the U.S. and Japanese platinum futures prices is related to this boom. The result of the causality test for the platinum market is largely affected from the structural breaks. As seen in Table 4, whenever there is a break, the price leadership changes between the U.S. and Japanese platinum markets. It is noticeable that there is no price leadership during the fourth period, which is the period before the global financial crisis hit the world economy.

Table 5 provides the test results with breaks for the palladium market. Here the Johansen test reveals that the NYMEX and TOCOM palladium markets are cointegrated except for the first

Table 3
Bai–Perron tests.

	Platinum	Palladium
Test	Statistic	Statistic
UDmax	265.22**	184.05**
WDmax	286.75**	184.05**
sup-F(2 1)	225.88**	46.82**
sup-F(3 2)	43.64**	45.01**
sup-F(4 3)	20.34**	29.02**
sup-F(5 4)	11.16	0.00 ^a

** Denotes significance at 5% level.

^a Given the location of the breaks from the global optimization with four breaks there was no more place to insert an additional breaks that satisfy the minimal length requirement.

Table 4
Cointegration tests with breaks for the platinum series.

Period	Dates	$H_0: \text{rank}=r$	Trace test	Max test	LOP	Variables	Weak exogeneity
1	January 04, 01–March 30, 04	$r=0$	29.10**	28.28**	1.75	NYMEX TOCOM	0.29 15.09**
		$r < = 1$	0.82	0.82			
2	March 31, 04–August 25, 05	$r=0$	45.03**	38.00**	14.37**	NYMEX TOCOM	8.47** 3.22
		$r < = 1$	7.03	7.03			
3	August 26, 05–January 17, 07	$r=0$	31.87**	27.79**	5.90**	NYMEX TOCOM	2.16 22.66**
		$r < = 1$	4.08	4.08			
4	January 18, 07–June 30, 08	$r=0$	35.09**	32.18**	5.54**	NYMEX TOCOM	7.51** 29.24**
		$r < = 1$	2.91	2.91			
5	July 01, 08–April 30, 10	$r=0$	44.56**	42.27**	3.00	NYMEX TOCOM	17.76** 0.38
		$r < = 1$	2.29	2.29			

** Denotes significance at 5% level.

Table 5
Cointegration tests with breaks for the palladium series.

Period	Dates	$H_0: \text{rank}=r$	Trace test	Max test	LOP	Variables	Weak exogeneity
1	January 04, 01–August 26, 02	$r=0$	30.71**	19.60**			
		$r < = 1$	11.11**	11.11**			
2	August 27, 02–June 25, 04	$r=0$	102.37**	98.12**	1.69	NYMEX TOCOM	0.67 82.50**
		$r < = 1$	4.25	4.25			
3	June 28, 04–February 10, 06	$r=0$	74.82**	74.08**	23.78**	NYMEX TOCOM	2.77 70.56**
		$r < = 1$	0.74	0.74			
4	February 13, 06–October 20, 08	$r=0$	79.22**	78.82**	6.06**	NYMEX TOCOM	2.62 69.79**
		$r < = 1$	0.40	0.40			
5	October 21, 08–April 30, 10	$r=0$	167.09**	161.73**	13.77**	NYMEX TOCOM	5.14** 82.59**
		$r < = 1$	5.36	5.36			

** Denotes significance at 5% level.

period.⁷ The LOP condition sustains until the second period but it is rejected in periods after the second period, which are periods after January 28, 2004. The results of the weak exogeneity test reveal that the palladium price is led by the U.S. price until the fourth period, but this price leadership disappears in the fifth period. In the fifth period, the null hypothesis of price leadership is rejected for both the NYMEX and TOCOM palladium prices and no price leadership is found for this period. It is likely that the linkage between the U.S. and Japanese palladium futures markets was influenced by the severe movements of palladium prices during the global economic boom from 2004 to 2008 and its collapse in 2008.

Conclusions

In this paper we tested if an international market exists for the platinum-group metal (PGM) markets by investigating the law of one price (LOP) condition between the U.S. and Japanese platinum and palladium futures markets. A large amount of these metals is traded globally and examining the market linkage for the U.S. and Japanese markets will be helpful for policy makers who are providing sustainable markets for these metals. Creating effective policy to distribute these metals efficiently among different

industrial sectors is becoming especially important because demand on these metals from the auto industry for catalytic converters is rising to meet stringent emission standards.

First, we examined whether long-run relationships exist between the U.S. and Japanese PGM futures markets. The results indicated that in both platinum and palladium futures markets, the U.S. and Japanese markets are cointegrated, which suggest that these markets are linked in the long-run and there are information flows between the U.S. and Japanese PGM markets. We then investigated if the LOP condition sustains between these futures markets. We found that the LOP condition is statistically rejected for the platinum but it does hold for the palladium market. Hence there is not a perfectly integrated international market for the platinum futures market but the palladium futures market can be considered as one integrated international market. This implies that it would be difficult to influence the international platinum market with one policy but this may be possible for the international palladium market.

The test for the causality of the price information flow between the U.S. and Japanese platinum and palladium futures markets suggested that in both markets, it is the U.S. price that plays the leading role for the international market for these commodities to move together in the long-run. This result is consistent with the previous study testing the price leadership on gold, platinum, and silver across U.S. and Japanese markets (Xu and Fung, 2005). This study also finds information flow from the U.S. to Japanese market among the metal markets. This finding tells us that even though the U.S. and Japanese PGM futures markets are traded at different time zones the price decision of the participant in the Japanese market is affected by the U.S. market and these markets are dependent.

⁷ The reason that the cointegration is not found for this period is likely to be related to the effect of the so-called "Palladium Incident" in the TOCOM market in 2000. The palladium market was put under control by the TOCOM due to its extraordinary price jump and the amounts of trades were limited for a while and this withdrew the participants out of the TOCOM palladium market. After this event the TOCOM palladium futures became inactive for a while.

The LOP and causality tests were also conducted when structural breaks were considered in the price series. The test revealed that four breaks existed in both the platinum and palladium futures price series, so the series were split into five periods. The LOP and causality tests examined for each period disclosed that for the platinum market, the LOP condition held between the 2001–2004 and 2008–2010 periods, while this condition sustained only during the 2002–2004 period for the palladium market. However, for both markets, this condition did not hold between 2004 and 2008, when most of the commodities increased due to the global economic boom. The causality tests were also affected by the break dates determined in the study. The price leadership between the U.S. and Japanese PGM futures markets changed every time the break occurred for the platinum market, and it disappeared after October 2008 for the palladium market. These results showed that the price relationship between the U.S. and Japanese PGM futures markets was largely affected from the structural breaks. Hence, consideration of such breaks is useful for understanding the impacts of the breaks on the international price linkage in the PGM futures markets.

Acknowledgements

The Ministry of the Environment, Government of Japan, funded this research. The results and conclusions of this paper do not represent the views of the funding agency, and the views expressed in this paper solely belong to the authors and do not represent or reflect the opinions of the institutions with which the authors may be associated.

References

- Aruga, K., 2011. Are the Tokyo Grain Exchange non-genetically modified organism (non-GMO) and conventional soybean futures markets integrated? *Agricultural Finance Review* 71, 84–97.
- Aruga, K., Managi, S., 2011. Tests on price linkage between the U.S. and Japanese gold and silver futures markets 31, 1–38–1046.
- Asche, F., Bremmes, H., Wessells, C.R., 1999. Product aggregation, market integration, and relationships between prices: an application to world salmon markets. *American Journal of Agricultural Economics* 81, 568–581.
- Asche, F., Gordon, D.V., Hannesson, R., 2004. Tests for market integration and the law of one price: the market for whitefish in France. *Marine Resource Economics* 19, 195–210.
- Asplund, M., Friberg, R., 2001. The law of one price in Scandinavian duty-free Stores. *American Economic Review* 91, 1072–1083.
- Bai, J., Perron, P., 1998. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica* 66, 47–78.
- Bai, J., Perron, P., 2003. Critical value for multiple structural change tests. *Econometrics Journal* 6, 72–78.
- Beyer, A., Haug A.A., Dewald, W.G., 2009. Structural Breaks, Cointegration and the Fisher Effect. Working Paper Series 1013, European Central Bank.
- Chow, Y.F., 2001. Arbitrage, risk premium, and cointegration tests of the efficiency of futures markets. *Journal of Business Finance & Accounting* 28, 693–713.
- Goldberg, P.K., Verboven, F., 2005. Market integration and convergence to the law of one price: evidence from the European car market. *Journal of International Economics* 65, 49–73.
- Goodwin, B.K., 1992. Multivariate cointegration tests and the law of one price in international wheat markets. *Review of Agricultural Economics* 14, 117–124.
- Hansen, H., Seo, B., 2002. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. *Journal of Econometrics* 110, 293–318.
- Johansen, S., Juselius, K., 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169–210.
- Johnson Matthey Plc, 2009. *Platinum 2009*. Johnson Matthey, London.
- Lamont, O.A., Thaler, R.H., 2003. The law of one price in financial markets. *Journal of Economic Perspectives* 17, 191–202.
- Nanang, D.M., 2000. A multivariate cointegration test of the law of one price for Canadian softwood lumber markets. *Forest Policy and Economics* 1, 347–355.
- Newey, W., West, K., 1994. Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *Review of Economic Studies* 61, 631–653.
- Park, H., Mjelde, J.W., Bessler, D.A., 2007. Time-varying threshold cointegration and the law of one price. *Applied Economics* 39, 1091–1105.
- Walls, W.D., 1994. A cointegration rank test of market linkages with an application to the U.S. natural gas industry. *Review of Industrial Organization* 9, 181–191.
- Xu, X.E., Fung, H.G., 2005. Cross-market linkages between U.S. and Japanese precious metals futures trading. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 15, 107–124.
- Yang, J., Bessler, A., Leatham, D.J., 2000. The law of one price: developed and developing country market integration. *Journal of Agricultural and Applied Economics* 32, 429–440.
- Yao, Y.C., 1988. Estimating the number of change-points via Schwarz's criterion. *Statistics and Probability Letters* 6, 181–189.