



空間的応用一般均衡モデルのための地域間交易モデルに関する研究

佐藤, 啓輔

(Degree)

博士 (工学)

(Date of Degree)

2016-03-25

(Date of Publication)

2017-03-01

(Resource Type)

doctoral thesis

(Report Number)

甲第6632号

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1006632>

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。



博士論文

空間的応用一般均衡モデルのための 地域間交易モデルに関する研究

Inter-regional Trade Modeling
for the Spatial Computable General Equilibrium Model

平成28年1月

神戸大学大学院工学研究科

佐藤 啓輔

目次

第1章 序論	1-1
1.1 空間的応用一般均衡 (SCGE) モデルの有効性と実用化の歴史.....	1-1
1.2 多様な空間スケールに対応した道路整備効果分析の必要性	1-3
1.3 実証分析における課題	1-4
1.3.1 地域間取引データの整備.....	1-4
1.3.2 関数型の特定.....	1-5
1.3.3 パラメータの推定.....	1-5
1.3.4 理論整合性の確認.....	1-6
1.4 研究の目的	1-6
参考文献	1-7
第2章 地域間取引データの特性分析	2-1
2.1 緒言	2-1
2.2 交易データと物資流動データの概略.....	2-1
2.2.1 交易に関する既往統計.....	2-1
2.2.2 物資流動に関する既往統計	2-2
2.3 企業間取引データの概略.....	2-5
2.4 地域間産業連関表と各データとの調達先シェア比較	2-7
2.4.1 物流センサスとの比較.....	2-7
2.4.2 道路交通センサスとの比較	2-8
2.4.3 企業間取引データとの比較	2-9
2.5 物流センサスと企業間取引データの調達先シェア比較.....	2-10
2.6 データの時系列変化特性.....	2-11
2.6.1 9地域間データ	2-11
2.6.2 47都道府県データ.....	2-13
2.7 結言	2-15
参考文献	2-16
第3章 道路整備効果分析のための SCGE モデルの基本構造と課題	3-1
3.1 緒言	3-1
3.2 地域間交易を内生的に決定するためのアプローチ	3-2
3.2.1 独立した輸送部門を明示するモデルと Ice-berg 型輸送費用を仮定するモデル.....	3-2
3.2.2 産業連関表における輸送部門の特性.....	3-3

3.3	道路整備効果分析のための SCGE モデルの基本構造と課題	3-6
3.4	結言	3-11
	参考文献	3-12
第4章	地域間交易モデルの理論体系と理論面・実証面の課題	4-1
4.1	緒言	4-1
4.2	ARMINGTON アプローチ	4-1
4.2.1	CES 型モデルに基づく地域間交易需要の定式化	4-1
4.2.2	実証分析における課題	4-2
4.2.3	所要時間を考慮した地域間代替弾力性の推定に関する対応策	4-3
4.2.4	シェアパラメータの設定に関する対応策	4-8
4.3	確率型空間価格均衡アプローチ	4-11
4.3.1	集計 Logit モデルに基づく地域間交易需要の定式化	4-11
4.3.2	実証分析における課題	4-14
4.3.3	課題への対応策	4-15
4.4	CES 型モデルと集計 LOGIT モデルの消費地価格定義の同一性	4-17
4.5	結言	4-18
	参考文献	4-20
第5章	地域間交易モデルの挙動検証	5-1
5.1	緒言	5-1
5.2	データ設定	5-1
5.3	地域間交易モデルのパラメータ推定	5-6
5.3.1	地域間所要時間と地域間交易シェアの関係性	5-6
5.3.2	CES 型モデルによる推定	5-8
5.3.3	集計 Logit モデルによる推定	5-22
5.4	SCGE モデルによる計算結果	5-30
5.4.1	検討ケース	5-30
5.4.2	46 都道府県ケースの結果	5-31
5.4.3	37 市町村ケースの結果	5-33
5.4.4	145 市町村ケースの結果	5-35
5.5	地域間交易に係わる輸送マージン率の比較	5-37
5.5.1	既往研究における輸送マージン率の推定方法	5-37
5.5.2	輸送マージン率の推定	5-38
5.5.3	地域間交易モデルと全国産業連関表の輸送マージン率の相違要因	5-40
5.6	結言	5-45
	参考文献	5-48

第 6 章	道路整備効果分析のための SCGE モデル	6-1
6.1	緒言	6-1
6.2	中間投入財を考慮しないモデル	6-2
6.2.1	モデルの前提	6-2
6.2.2	家計の行動モデル	6-2
6.2.3	産業の行動モデル	6-4
6.2.4	市場均衡条件	6-4
6.2.5	便益の定義	6-5
6.2.6	ワルラス法則の確認	6-5
6.3	中間投入財を考慮したモデル	6-7
6.3.1	既往モデルの構造	6-7
6.3.2	現行モデルの課題と改良	6-12
6.3.3	中間投入構造改良モデル	6-15
6.3.4	ワルラス法則の確認	6-21
6.4	実用性向上のための観光データの整備	6-28
6.5	結言	6-41
	参考文献	6-42
第 7 章	空間スケールを細分化した道路整備効果分析	7-1
7.1	諸言	7-1
7.2	分析条件の設定	7-2
7.3	地域間交易モデルのパラメータ推定	7-7
7.4	SCGE モデルの現況再現性	7-10
7.5	SCGE モデルによる算出結果	7-11
7.5.1	総便益	7-11
7.5.2	帰着便益	7-12
7.5.3	産業別生産変化	7-15
7.5.4	地域間交易変化	7-16
7.6	結言	7-18
	参考文献	7-19
第 8 章	統計制約のある発展途上国における道路整備効果分析	8-1
8.1	諸言	8-1
8.2	対象地域の概況	8-1
8.3	統計データの整備状況と課題	8-4
8.3.1	交通データの整備状況	8-4
8.3.2	交通データの課題	8-5

8.3.3	経済データの整備状況.....	8-8
8.3.4	経済データの課題.....	8-8
8.4	道路整備効果分析	8-11
8.4.1	道路整備効果分析の視点.....	8-11
8.4.2	SCGE モデルの適用.....	8-12
8.4.3	モデルの現況再現.....	8-17
8.4.4	分析結果	8-17
8.5	結言	8-20
	参考文献	8-22
第9章	結論	9-1

謝 辞

第1章 序論

1.1 空間的応用一般均衡（SCGE）モデルの有効性と実用化の歴史

政策分析にあたり、複雑な社会経済システムを直接的に描写し政策を評価することはデータ制約および技術制約の観点から非常に困難をとまなう。そのため、一定の前提のもとで社会経済システムを簡略化・モデル化し、政策実施による社会経済システムの挙動変化を分析・理解することが肝要である。

その1つのアプローチが経済均衡モデルによる分析である。

経済均衡モデルは、個々の経済主体が所与の価格の下で合理的に行動することを想定する「主体均衡」と、それらの主体が複数存在する市場において需要と供給が一致すること、あるいは一致するように価格が決まることを想定する「市場均衡」を想定しているモデルであると言える。ここでの「市場均衡」とは対象を特定の市場のみとする「部分均衡」と、全ての市場とする「一般均衡」に分類される。このうち、本研究では、後者の「一般均衡」を想定した分析手法である応用一般均衡（Computable General Equilibrium: CGE もしくは Applied General Equilibrium: AGE, 以下 CGE）モデルを取り扱う。CGE モデルは、市場で取引される財（財貨・サービス）の需要関数と供給関数の交点で、財の価格が決定されるレオン・ワルラスの一般均衡理論を実証することを目的とした分析手法であり、産業で生産される全ての財市場と生産に必要な全ての投入要素が、需給バランスによって同時に均衡している状態を表現し分析するものである。このような CGE モデルの実証分析における利点として、小池(2010)¹⁾では以下の3点を挙げている。①基準均衡状態を仮定することで、現実の社会経済データの利用が可能な点、②パラメータ設定が機械的に行える点（パラメータキャリブレーション）、③産業の生産技術について規模に関する収穫一定を仮定することで生産要素市場のみの量的な需給均衡を考えれば良い点。CGE モデルは、この3つの利点を有しているために実証分析が容易に行えるということが最大の特徴となる。そして、このような特徴を兼ね備えた CGE モデルは、便益額のみならず各種経済指標変化（例えば、産業の付加価値、所得水準、消費水準など）を出力可能であることから多様な政策分析への適用が期待されている。

CGE モデルの開発は、Shoven and Whalley (1984)²⁾による国際貿易を対象とした分析、Dervis et al. (1982)³⁾による途上国の開発問題を対象とした分析などにはじまり、現在では空間の概念を導入した空間的応用一般均衡（Spatial Computable General Equilibrium: SCGE）モデルの開発と実用化が進められている。SCGE モデルは、国際貿易政策の分野では Hertel(1997)⁴⁾による GTAP（Global Trade Analysis Project）モデル、Mensbrugghe(2005)⁵⁾による LINKAGE, Deardorff et al. (2002)⁶⁾による Michigan モデル等の開発と実用化が進められてきた。一方、道路整備を対象とした分析として、欧米では、

EU の交通ネットワーク計画である TEN-T の整備効果分析に適用した CGEEurope model (Bröcker, 1998⁷⁾), オランダの鉄道計画等の整備効果分析に適用した RAEM model (Knaap and Oosterhaven, 2000⁸⁾), デンマークの海峡大橋 (Great Belt Link) の整備効果分析に適用した BROBISSE model (Caspersen et al., 2000⁹⁾), ノルウェイの交通ネットワーク計画の整備効果分析に適用した PINGO model (Ivanova et al. 2002¹⁰⁾)など道路整備評価に対する実証性の高いモデルの適用が進められている。

わが国でも道路整備を対象とした分析は、理論面・実証面の両面で検討なされており (図 1-1 参照), 森杉・大島(1985)¹¹⁾の CGE モデルの開発にはじまり, 宮城・本部(1993)¹²⁾, 奥田(1994)¹³⁾, 文(1997)¹⁴⁾などに代表される SCGE の開発が精力的に行われてきた。このような SCGE モデルの利点は, 上述した CGE モデルの有する 3 つの利点に加えて, 政策実施による効果の空間帰着を把握可能な点にある。わが国における道路整備を対象とした SCGE モデルは, この空間帰着構造に影響を与える地域間取引の定義の仕方に基づき大きく 2 つに分類される (図 1-1 参照)。奥田(1994)¹³⁾, 文(1997)¹⁴⁾等に代表される確率型地域間取引 (確率型空間価格均衡理論 : Dispersed Spatial Price Equilibrium (DSPE)に基づく地域間取引の決定) モデルは, 交通工学の分野で発達した集計 Logit モデルをもとに確率的に地域間取引を表現するタイプのモデルである。また, 宮城・本部(1993)¹²⁾, 宮城・本部(1996)¹⁵⁾等に代表される CES (Constant Elasticity of Substitution) 型地域間取引モデルは, Armington (1961)¹⁶⁾により提示された Armington 仮定 (同じ財であっても異なった地域で生産されたものであれば不完全代替であるとみなす) に従い地域間取引を表現するタイプのモデルである。欧米等で実証的に活用されている多くのモデルが CES 型地域間取引モデルであるのに対して, わが国では集計 Logit モデルの交通需要分析との親和性の高さから DSPE に基づくモデル構築が多くなされている点特徴的である。

一方で, このような実用化の歴史の中で, SCGE のような均衡概念を導入した政策分析の適用に対する批判は少なくない。このような批判について, 上田(2005)¹⁷⁾では, 1)均衡の現実性, 2)分析の恣意性, 3)作業の労力, 4)理解の困難の 4 つを取り上げて回答を試みており, このような批判を甘受した上で, なお上述の利点が高いことを強調している。

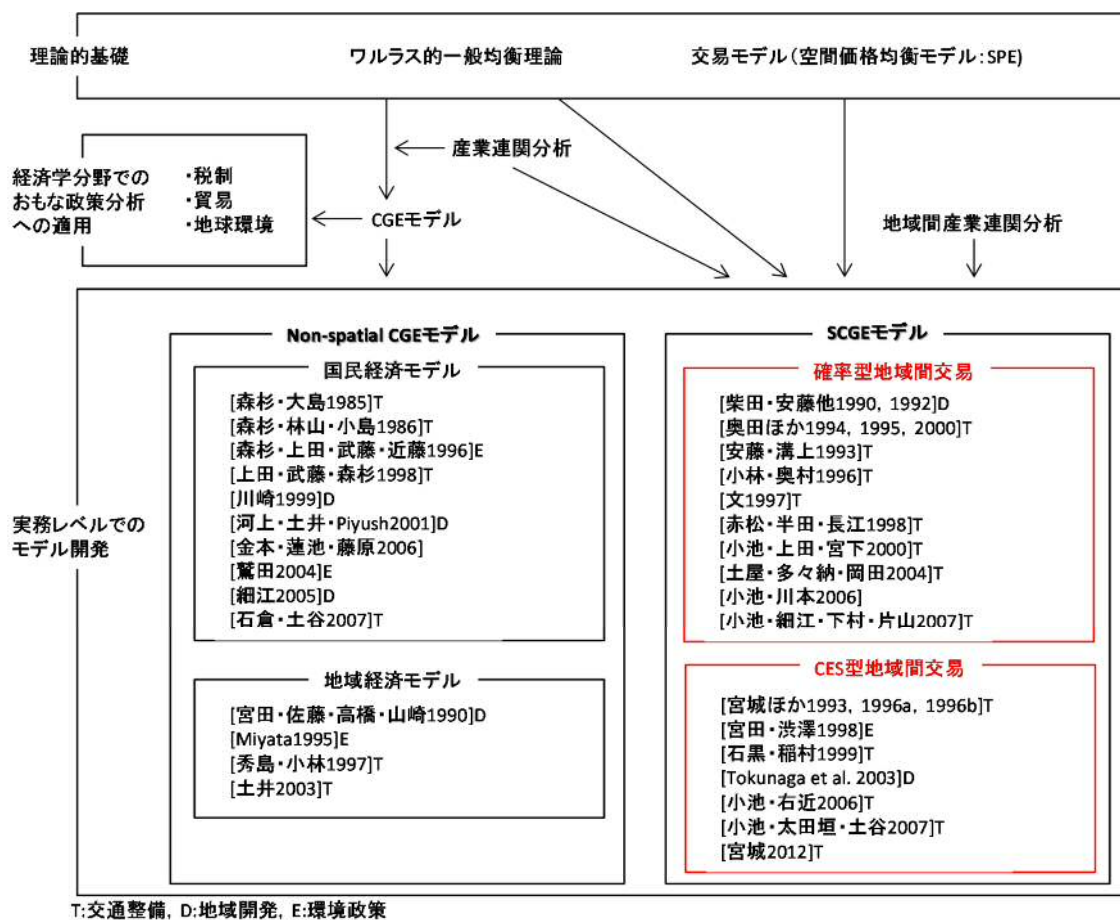


図 1-1 わが国における CGE モデルの開発経緯の概略 (上田 (2009) をもとに加筆)

1.2 多様な空間スケールに対応した道路整備効果分析の必要性

わが国における道路整備効果分析は、伝統的な費用便益分析による効率性の分析に加えて、統計データ、実態調査データ等に基づく数値指標を用いた総合的な評価体系となっている。このような評価体系において、道路整備と地域経済変化の因果関係を説明可能な分析に対する実務ニーズは大きく、SCGE モデルのように多様な地域と産業を対象とした政策分析の実証面での適用が求められている。

SCGE モデルが対象とする政策は、国際貿易から国内道路整備まで、対象とする空間スケールの幅は広い。このような政策分析に必要な地域（国家）間の産業連関表は、国際貿易では GTAP の研究グループによる国際産業連関表¹⁸⁾、日本国内では経済産業省が整備する 9 地域間産業連関表¹⁹⁾、研究レベルではあるが宮城他(2003)²⁰⁾による 47 都道府県間産業連関表が整備されている。SCGE モデルは、これまで、このような地域（国家）間の産業連関表をもとに各種の政策分析が行われてきたが、国内の道路整備、中でも道路整備の評価を行う場合、9 地域もしくは 47 都道府県レベルの空間スケールでは、対象とする事

業の特性を十分に反映することは出来ない。

例えば、道路整備の場合、事業区間単位での効果の分析・評価が求められることが実務においては一般的であるため、事業区間単位の所要時間変化を明示的にモデル内に入力することが必要となる。上述のような47都道府県レベルの空間スケールでは、都道府県間を結ぶ大規模な道路事業のみへの適用に限定されるため、汎用的なモデルとするためには都道府県よりも細かい空間スケールでの検討が望ましい。また、SCGEモデルによる道路整備の効果は、単に必要性の議論への適用のみならず、その情報を基礎自治体へ適用することで地方政策（例えば産業政策等）と連動した事業のストック効果向上（利活用の促進）に資することが期待される。このことは、道路整備に限らず多くの社会資本整備においても共通する検討要素といえよう。

一方、もう一つの経済均衡モデルであるCUE(Computable Urban Economics：応用都市経済)モデル（例えば、Yamasaki et al. (2007)²¹⁾、Ueda et al. (2012)²²⁾など）は、土地利用交通相互作用モデルの発展系としてモデル化されており、空間スケールをメッシュレベルにまで細分化することが可能である。しかし、CUEモデルは、土地市場と交通市場の2市場の同時均衡モデルであることから、SCGEモデルとは異なり多様な産業への波及的影響を計測することは出来ない。道路整備による多様な産業への波及的影響の計測は、上述のように整備される事業の必要性議論に資するだけでなく利活用策の議論にも資することから、政策方針の意思決定段階における利用価値は高い。

以上から、道路整備効果分析における必要性の議論、そして利活用策の検討の議論において多様な空間スケールに適用可能なSCGEモデルの構築と、その実務的有効性の検証が求められている。次節においては、これらの検討を行うにあたっての課題を示す。

1.3 実証分析における課題

1.3.1 地域間取引データの整備

多様な空間スケールにおいてSCGEモデルを適用するためには、地域間産業連関表を代替する地域間の財取引を表現するデータの整備が必要となる。地域間の財取引に関するデータは、大きく取引データ(inter-regional trade data)と物資流動データ(inter-regional freight data)に大別される。取引データは企業間の商取引流通を表現するものであり地域間産業連関表、そして産業連関表の基礎となる商品流通調査が代表的な統計データとなる。一方、物資流動データは、企業間の物的流通を表現するものであり、全国貨物純流動調査(物流センサス)、貨物・地域旅客流動調査、全国道路・街路交通情勢調査(道路交通センサス)が代表的な統計データとなる。これらの統計データに加えて、近年、民間信用調査会社による企業間取引データの整備が進められている。企業間取引データとは、企業信用調査において把握される企業の仕入先、販売先の取引有無データを収録しているものであ

り、政策分析への活用が期待されているデータある。一方で、企業間取引データには、いくつかのデータ固有の特性が存在する。そのため、SCGE モデルを用いた実証分析のためには、これらの地域間取引の実態を表現するデータの特性を把握しておくことが肝要である。

1.3.2 関数型の特定

政策分析に活用されるモデルは、本来、相互に特性を比較することで、その実務的用途を明らかにしておくことが望ましい。貿易政策に関する CGE モデルについては、例えば、Curtis and Ciuriak (2002)²³⁾、OECD(2003)²⁴⁾、Piermartini and Teh (2005)²⁵⁾、Bouet (2006)²⁶⁾等によってモデル間のシミュレーション結果の比較を行いモデルの特性を比較している。また、武田(2007)²⁷⁾では貿易政策で活用されている GTAP モデル、Michigan モデル等を対象に、モデル構造、データ、パラメータ等についても詳細に相対比較を行うことで各モデルの特性について整理を行っている。一方、このような取り組みは、国内地域を対象としたモデルでは行われていない。特に、道路整備を対象とした分析を行う際には、算出される効果に大きな影響を及ぼす「地域間交易モデル」の特性を十分に比較・検証することが、地域特性・事業特性をふまえたモデルの実証的精緻化の観点から望ましい。上述したように、既往研究における地域間交易モデルは、Armington 仮定に基づく CES 型モデル、DSPE に基づく集計 Logit モデルの 2 つのタイプのモデルに分類されることから、両モデルを実証分析に適用する際の特性について理論的観点をふまえた整理を行うことが SCGE モデルの実証性向上のためには不可欠である。加えて、産業連関表が整備されていない細分化された空間スケールを対象にした分析を行う際には、データの整備条件に応じた中間投入構造の定式化も重要となる。

1.3.3 パラメータの推定

SCGE モデルは、上述したようにキャリブレーションによるパラメータ設定が基本であるが、実証分析においては、価格に対する財の需要の弾力性を規定する代替弾力性パラメータ（財間の代替弾力性および地域間の代替弾力性）に加えて、道路整備効果分析を行う場合には、所要時間を金銭換算するための時間価値パラメータを別途推定する必要がある。

既往研究においては、財間の代替弾力性の推定として OECD 諸国のパネルデータを用いた Okagawa and Ban (2008)²⁸⁾などによる取り組み、地域間の代替弾力性の推定として Hertel et al. (2003)²⁹⁾、Welsch(2008)³⁰⁾などによる取り組みなどがあげられるが、国内の細分化された空間レベルにおいて、これらのパラメータを推定している事例は極めて少ない。特に、地域間の代替弾力性および時間価値パラメータについては、政策・事業実施による便益額に大きな影響を及ぼす重要なパラメータであることから、対象とする空間スケールに対応したパラメータの適用が実証分析において求められる。

1.3.4 理論整合性の確認

一般均衡理論の特徴として、第1に資源が有限であるということ、第2に特定の条件下で方程式体系の解としての価格（均衡価格）の一意性および安定性が保証されているということの2点があげられる。仮に政策のモデル化を誤ると、この二つの特徴が満たさなくなり、その結果、均衡解が求まらない、あるいは複数存在するという場合も生じてしまう。作成したモデルが理論整合的であるかどうかは、ワルラス法則の確認（本源的要素が“もれなく”資源配分されているかの確認）を通じて行うことが出来る。また、このワルラス法則の確認は、計算段階で常にこの値を確認することで、モデルの理論的整合性のみならず、基準均衡データの整合性あるいはプログラミングの正確さを確認する上で有用である。したがって、算出結果の信頼性を確認するためには、ワルラス法則の確認結果を示すことが必要となる。

1.4 研究の目的

CGEモデルの実証分析における利点は、①基準均衡状態を仮定することで、現実の社会経済データの利用が可能となる点、②パラメータ設定が機械的に行える点（パラメータキャリブレーション）、③産業の生産技術について規模に関する収穫一定を仮定することで生産要素市場のみの量的な需給均衡を考えれば良い点の3点にあり、このCGEモデルを多地域に拡張したSCGEモデルは、これらの利点をふまえて政策実施効果の空間的帰着状況を計測できる点が大きな特徴である。そして、このような特徴を兼ね備えたSCGEモデルは、便益額のみならず各種経済指標変化（例えば、産業の付加価値、所得水準、消費水準など）を出力可能であることから、これまで国際貿易政策の分析を中心に多くの実証分析がなされてきた。

本研究では、このSCGEモデルを、国内地域間交易を対象とした道路整備効果分析に適用する。これまで、道路整備効果分析のためのSCGEモデルは、国内外で多くの研究蓄積があるものの、算出結果に影響を及ぼす地域間交易モデルの理論面および実証面での検証は十分にされていない。そこで、地域間交易モデルの実証分析時の課題である①地域間取引データの整備、②関数形の特定、③パラメータの推定、④理論整合性の確認の4点について検証を行い道路整備効果分析のためのSCGEモデルを提案することを目的とする。加えて検証をふまえた地域間交易モデルを実装したSCGEモデルを国内の細分化された空間スケール・産業分類での道路整備効果分析、統計制約の大きい発展途上国における道路整備効果分析にそれぞれ適用し、SCGEモデルにより算出される結果の政策的含意を示す。

参考文献

- 1) 小池淳司: CGE モデルの理論と応用, Excel で学ぶ地域・都市経済分析, 上田孝行編著, コロナ社, pp.51-53, 2010.
- 2) Shoven, J. B. and Whalley, J.: Applied General-Equilibrium Models of Taxation and International Trade, An Introduction and Survey, Journal of Economic Literature, Vol. 22, No. 3, pp. 1007-1051, Sep. 1984.
- 3) Dervis, K.; de Melo, J.; Robinson, S.: General equilibrium models for development policy. A World Bank research publication. Washington, DC : The World Bank, 1982.
- 4) Hertel, T. W. (ed.) : Global Trade Analysis: Modeling and Applications, New York Cambridge University Press, 1997.
- 5) Mensbrugghe, Dominique Y van der.: 'LINKAGE Technical Reference Document Version6.0.' January, 2005.
- 6) Brown, Drusilla K., Alan V. Deardorff and Robert M. Stern: 'CGE Modeling and Analysis of Multilateral and Regional Negotiating Options,' in Robert M. Stern (ed.) Issues and Options for U.S.-Japan Trade Policies, Ann Arbor: The University of Michigan Press, Chap. 2, pp. 23-65, 2002.
- 7) Bröcker, J.: "How would an EU-membership of the Visegrád Countries affect Europe's economic geography?" In: The Annals of Regional Science 32.1, pp. 91-114, 1998
- 8) Knaap, T. and Oosterhaven, J.: 'The Welfare Effects of New Infrastructure: An Economic Geography Approach to Evaluating a new Dutch Railway link', Paper to the North American RSAI Meetings, Chicago, 2000.
- 9) Caspersen, S., L. Eriksen and M. Marott Larsen: The BROBISSE model – a spatial general equilibrium model to evaluate the Great Belt link in Denmark. AFK, Institute of Local Government Studies, Copenhagen, 2000.
- 10) Ivanova, O., A. Vold and V. Jean-Hansen: PINGO a Model for Prediction of Regional and Interregional freight transport. TØI report 578/2002. Institute of Transport Economics, Oslo, 2002.
- 11) 森杉壽芳, 大島伸弘: 観戦交通網形成の簡便な事後評価モデルの提案, 土木計画額研究・講演集, 7, pp125-132, 1985.
- 12) 宮城俊彦, 本部賢一: SCGE モデルによる地域間交易量の推定法に関する研究, 土木計画学研究・講演集, 16, pp.879-886, 1993.
- 13) 奥田隆明: 確率論に基づく多地域一般均衡モデル - 地域政策分析のための応用一般均衡モデルとして -, 地域学研究, 24-1, pp.117-131, 1994.

- 14) 文世一：地域間人口配分から見た交通ネットワークの評価 - 集積の経済を考慮した多地域応用一般均衡分析 - ，東北建設協会研究成果報告書，1997.
- 15) 宮城俊彦，本部賢一：応用一般均衡分析を基礎にした地域間交易モデルに関する研究，土木学会論文集，530/IV-30，pp31-40，1996.
- 16) Armington, P. S. : A theory of demand for products distinguished by place of production, IMF Staff Papers, Vol. 16, pp. 159-178, 1969.
- 17) 上田孝行：経済均衡モデルへの頻出する批判とそれへの暫定的回答，運輸政策研究，Vol.8, pp.78-79，2005.
- 18) GTAP data base, <https://www.gtap.agecon.purdue.edu/databases/default.asp>, GTAP.
- 19) 平成 17 年地域間産業連関表，経済産業省.
- 20) 宮城俊彦，石川良文，由利昌平，土谷和之，地域内産業連関表を用いた都道府県間産業連関表の作成，土木計画学研究・論文集，Vol. 20 (2003) P 87-95，2003.
- 21) Yamasaki, K., Muto, S., Ueda, T.: The Evaluation of the Tokyo-Metropolitan Area Policy by Computable Urban Economic Model (CUE). In: Selected Proceedings of the 11th World Conference on Transport Research, University of California, Berkeley, CD-ROM, No.734, 2007.
- 22) Ueda, T., Tsutsumi, M., Muto, S, Yamasaki, K.: Unified computable urban economic model, The Annals of Regional Science An International Journal of Urban, Regional and Environmental Research and Policy, 24 January 2012.
- 23) Curtis, John M. and Dan Ciuriak: 'The Nuanced Case for the Doha Round,' in John M. Curtis and Dan Ciuriak (eds.) Trade Policy Research 2002, pp. 71-105. Canada, Department of Foreign Affairs and International Trade, 2002.
- 24) OECD: 'The Doha Development Agenda: Welfare Gains From Further Multilateral Trade Liberalisation With Respect To Tariffs.' TD/TC/WP(2003)10/FINAL, Paris: OECD, 2003.
- 25) Piermartini, Roberta and Robert The: 'Demystifying Modelling Methods for Trade Policy.' WTO Discussion Paper No. 10, 2005.
- 26) Bouet, A.: 'What Can the Poor Expect from Trade Liberalization? Opening the "Black Box" of Trade Modeling.' MTID Discussion Paper, No. 93, Washington DC: IFPRI, 2006.
- 27) 武田史郎：貿易政策を対象とした応用一般均衡分析，RIETI Discussion Paper Series 07-J-010，2007.
- 28) Okagawa, A., Ban, K.: Estimation of substitution elasticities for CGE models. Discussion Papers in Economics and Business, (08-16), 2008
- 29) Hertel, T, Hummels, D, Ivanic, M. and Keeney, R. : How Confident Can We Be in CGE-Based Assessments of Free Trade Agreements?, GTAP Working Paper, No. 26,

Center for Global Trade Analysis, Purdue University West Lafayette, IN, 2003.

- 30) Welsch, H.: Armington elasticities for energy policy modeling: Evidence from four European countries. *Energy Economics*, 30(5), 2252-2264.", 2008.

第2章 地域間取引データの特性分析

2.1 緒言

地域間の財取引に関するデータは、大きく交易データ（inter-regional trade data）と物資流動データ（inter-regional freight data）に大別される。交易データは企業間の商取引流通を表現するものであり地域間産業連関表（経済産業省）¹⁾、そして産業連関表の基礎となる商品流通調査（経済産業省）²⁾が代表的な統計データとなる。一方、物資流動データは、企業間の物的流通を表現するものであり、全国貨物純流動調査もしくは物流センサス（国土交通省）³⁾、貨物・地域旅客流動調査（国土交通省）⁴⁾、全国道路・街路交通情勢調査もしくは道路交通センサス（国土交通省）⁵⁾が代表的な統計データとなる。これらの統計データに加えて、近年、民間信用調査会社が整備する企業間の仕入・販売先の取引有無データにより、企業間取引の結びつきを把握することが可能となっている。

SCGE モデルの基準均衡データには、地域間交易データが必要となる。そのため、地域間産業連関表を利用することが望ましいが、我が国の地域間産業連関表は 9 地域間レベルでの整備となっており整備年次も古いことから、道路整備効果分析に適用するうえでは課題が多い。そこで本稿では、地域間産業連関表を代替するデータとして企業間取引データを含めた既往の地域間取引に関するデータの特性を整理することで、細分化された地域に SCGE モデルを適用する際に活用可能なデータとデータ利用時の留意点を提示する。

2.2 交易データと物資流動データの概略

2.2.1 交易に関する既往統計

最も代表的な交易データとして、我が国では地域間産業連関表が公表されている。地域間産業連関表の交易構造は、経済産業省¹⁾によると、農林水産部門は食肉流通統計、牛乳乳製品統計など、鉱工業部門は商品流通調査、貨物地域流動調査など、サービス部門は地域外旅行者経費、府県相互間輸送人員表、本社・営業所経費などを使って 1 次推計値を算出したうえで、産出バランスを考慮して調整している。中でも鉱工業部門の交易構造を把握する際に主要な統計となる商品流通調査²⁾については、近年、データが一般公開されておりデータの直接利用が可能となっている（表 2-1 参照）。

地域間産業連関表は、産業連関分析をはじめ空間的応用一般均衡モデル等の基礎データとして、政策分析の実務の現場において活用されているものの、地域間産業連関表整備のためには多大な労力と費用が必要となるため、わが国では 5 年単位で 9 地域間（53 分類）データのみが整備されている。そのため、政策分析を行う上では、空間スケールの粗さ、

年次の古さ（現在の最新は H17 データ）が課題となっている。また、H12 データは政府統計としてではなく有志により整備される⁴⁾など、統計データとして継続的に整備されるかどうかについては不確かである点も課題である。

表 2-1 交易データの概略

		交易 (Trade) データ	
		地域間産業連関表	商品流通調査
整備主体		経済産業省	経済産業省
ゾーニング	ブロック	○	○
	都道府県	○ (民間による推計)	△ (発地ブロック, 着地都道府県)
	市町村	- (未整備)	- (未整備)
年次 (H2 以降)		H2, H7, H12, H17	H23 のみ公表 (S40 から 5 年毎)
計測手法		推計	アンケート
データ単位		円/年	円/年
対象業種 (品類)		全業種 【12, 29, 53 部門分類】	製造業 【46 品目分類】
サンプル抽出数		(推計データ)	調査数 ; 26,129 事業所 (製造業) 回収率 (数) ; 58.2% (15,207 事業所) ※工業統計調査及び生産動態統計調査の名簿及び個票から、各都道府県の各調査品目の生産規模の大きい事業所の順に生産額の概ね 70%~80%をカバーする事業所を抽出 出典 : 商品流通調査 HP ²⁾
取引調査方法		-	年間取引のうち販売先上位 3 位までの取引をアンケート票に記載
流動特性		事業所間の純流動 (推計)	事業所間の純流動

2.2.2 物資流動に関する既往統計

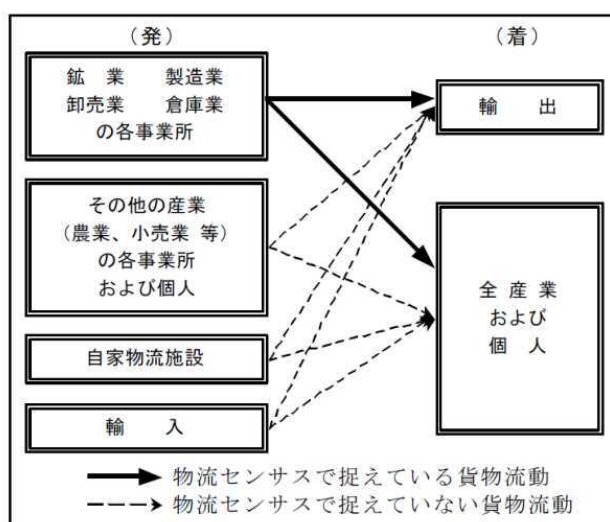
物資流動データは、全国の実態を調査したものとして、全国貨物純流動調査（以降、物流センサス）、貨物・旅客地域流動統計、全国道路・街路交通情勢調査（以降、道路交通センサス）が代表的な統計データとしてあげられる。このほかにも、東京、京阪神、中京等の都市圏レベルでは物資流動調査を実施しているが、本稿では全国を対象とした統計に着目した整理を行うため整理の対象外とする。本稿で対象とする統計データの概略は表 2-2 の通りである。

表 2-2 物資流動データの概略

		物資流動 (Freight Transport) データ		
		物流センサス	貨物・旅客地域 流動統計	道路交通センサス
整備主体		国土交通省総合政策局	国土交通省総合政策局	国土交通省道路局
ゾー ニ ン グ	ブロック	○	○	○
	都道府 県	○	△ (都道府県を 23 地域に集約)	○
	市町村	△ (オーダーメイド集計 ; 秘匿有)	- (未整備)	○ (Bゾーン)
年次 (H2 以降)		H2, H7, H12, H17, H21	毎年 (S38 から毎年)	H2, H6, H11, H17, H22
計測手法		ヒアリング (大規模事業所) アンケ ートにより調査. 特定 3 日間の取引 全てをアンケート票に記載 (最大 90 件/社)	港湾統計, 自動車輸 送統計月報等の既 往統計を用いて算 定.	ヒアリング (オーナー インタビュー)・アンケ ート (高速 OD 調査)
データ単位		トン (件) / 3 日間	トン/年度	台/日 (年)
対象業種 (品類)		鉱業, 製造業, 卸売業, 倉庫業 【9 品類, 85 品目】 【53 業種】 ※公表されている流動データは, 品 類, 品目別の情報のみで業種別の情 報は公表されていない.	農林水産 (7 品目), 鉱業 (5 品目), 製造 業 (20 品類) 【計 ; 32 品類】	交通量の把握が主目的 であるため, 業種別の サンプル抽出はされて いない. ※ただし, 積載品目 (36 品類) を把握可能
サンプル 抽出数		【全事業所からの抽出率 (数)】 鉱業 : 67.0% (1,161), 製造業 : 13.1% (38,589), 卸売業 : 6.3% (24,068), 倉庫業 : 42.5% (3,303) 【回収率 (数)】 鉱業 : 49.0% (516), 製造業 : 34.4% (13,024), 卸売業 : 27.8% (5,966), 倉庫業 : 50.2% (1,539) ※ただし 100 人以上の製造業の事 業所の抽出率は鉱業 100% (6), 製 造業 78.0% (1,456). 出典 : H17 全国貨物純流動調査報告書 3)	調査数 ; 貨物営業車 (約 2,000), 貨物自 家用車 (約 1,000) 出典 : 貨物・旅客地域 流動統計 HP ⁴⁾	調査対象 ; 車種別調査 抽出率 ; 1%程度 (市町 村別) 出典 : 国土交通省
流動特性		事業所間の純流動	貨物の施設間流動	自動車の施設間流動

物流センサスは、図 2-1 に示す通り、鉱業、製造業、卸売業、倉庫業を対象に、調査日 3 日間の流動を収録したものであり、本調査では、上述の産業以外の産業発着の流動および

自家物資流動施設からの流動を捉えることが出来ていない点に留意が必要となる。また、件数、重量を単位とする都道府県間表が公表されている一方、都道府県間表よりも細かいゾーニングでの集計についてはオーダーメイド集計を依頼することで可能ではあるが、調査サンプルが少ないため統計精度は劣る。このような特徴をもつ物流センサスは、これまで都道府県間の産業連関表を作成する際に活用されるなど、交易データの代替指標として活用されている。



出典／全国貨物純流動調査報告書（国土交通省）³⁾

図 2-1 物流センサスでとらえている貨物資流動動

貨物地域流動統計調査は、農林水産品、鉱業、製造業を対象に施設間流動を収録している。このデータは既往統計である港湾統計、日本貨物鉄道の地域純流動データ、自動車輸送統計月報から集計し整備されているものである。公表されているデータは、都道府県を23地域に集約したデータとなっており、積載品目の把握は可能であるが発地（荷主）業種の把握は出来ない。物流センサスに比べて農林水産品の流動を把握できる点では優位性があるものの、交易データとの比較にあたっては施設間流動である点に留意が必要である。

道路交通センサス（全国道路・街路交通情勢調査）は、市町村よりも細かなゾーニング（Bゾーン）間での流動を捉えることが出来るため有益なデータとなるものの、積載品目別の物資流動データとして利用する場合、調査サンプル等に課題がある。また、当該調査では集配活動を行う物資流動事業者に対して、集配拠点を複数聞く形式となっているため、物流センサスのような純流動データに比べて地域内流動が多くなる傾向にある点に留意が必要である。

2.3 企業間取引データの概略

企業間取引データは、民間企業信用調査会社が保有する取引データのひとつであり、本稿では企業信用調査会社の一つである(株)帝国データバンク（以降、TDB）が保有するデータを対象に整理を行う。TDBの企業間取引データは、2つのタイプのデータにより構成されている。一つは企業信用調査報告書をベースに構築されたデータであり企業に対する企業信用調査結果が収録されているデータである。もう一方は、信用調査報告書からの派生ファイルである企業概要ファイル（COSMOS2）と呼ばれるものであり、各企業の概要データが収録されているデータである。両データともに、企業間取引データは収録されているものの、表2-3に示す通り、そのデータ特性は若干異なる。

表 2-3 企業信用調査報告書と企業概要ファイル

	企業信用調査報告書	企業概要ファイル
データ内容	企業信用調査により把握した全データ 仕入先・得意先ともに、上位60社程度のデータが存在	企業概要データ 仕入先・得意先ともに、最大上位5社までのデータが存在
データ整備方法	信用調査依頼が企業から発生した場合にヒアリング調査により把握するデータ（随時更新）	1年に1回、過去に信用調査を実施した企業+TDBが別途調査を実施した企業に対する電話もしくはヒアリング調査により把握するデータ（年次更新）
データ数	企業数；全国70万社 取引数；450万B2B取引	企業数；全国110万社 取引数；385万B2B取引
データ整備期間	2008年～2015年（7年間） ※データは随時更新のため直近の年月までに調査されたサンプルのうち最新のデータを活用した分析が可能。ただし、企業によって調査年次が異なる	1993年～2014年（21年間） ※データは年次更新のため、これまでに蓄積された全企業の最新データを把握することが可能

企業信用調査報告書は、取引先を仕入れ先、販売先それぞれ上位60社まで収録可能であり、企業からの信用調査依頼があるたびに、そのデータを更新するものである。一方、企業概要ファイルはTDBが独自調査により毎年データを更新するデータであるが取引先は上位5社までの収録となっている。これら企業間取引データの特徴は、全国の全産業の商取引を非集計レベルで把握可能な点、そしてサンプル数が既往の政府統計に比べて多いことから比較的柔軟な空間スケール、産業分類に対応可能な点にある。そのため、上述した地域間産業連関表の空間スケールを細分化する際の活用、物流センサスで捉えられていない

産業間の取引の把握等への活用等が期待される。

一方で、以下に示す企業信用調査固有の特性が存在する点に留意が必要となる。

- ①企業信用調査は、本社を対象とした調査であるため、企業間取引データは本社間取引を示すことになり、前述の地域間産業連関表のように事業所間取引を示していない。
- ②企業信用調査では、仕入先および販売先と、各取引の取引金額を聞き取っているものの、取引金額に関する情報は、全取引の1%程度（約4万件）の把握となっているため、年間取引の有無データの利用が基本となる。
- ③企業信用調査報告書は、企業単位の情報量が多いものの、各年調査ではなく企業からの信用調査依頼に基づき調査が発生するため同一企業に定期的に調査が行われるわけではなく時系列分析には適していない。時系列分析を行う際には、収録されている取引の件数は信用調査報告書ベースのデータよりも少ないものの各年調査となっている企業概要ファイルの利用が望ましい。

本稿では時系列的な特性についても確認することから、企業概要ファイルを用いた整理を行う。企業概要ファイルのデータ整備状況は表2-4に示すとおりである。産業によってばらつきはあるものの、経済センサスにおける全事業所数の3割～5割程度のカバー率となっていることが分かる。これは、既往統計のカバー率に比べて極めて高い数字となっている。なお、以降ではTDBの企業間取引データ（企業概要ファイル）を企業間取引データとして略称する。

表 2-4 企業概要ファイルのデータ整備状況

産業分類	経済センサス*1		TDB企業数*2 (c)	TDBカバー率	
	全企業数 (a)	全事業所数 (b)		TDB企業数(c) /全企業数(a)	TDB企業数(c) /全事業所数(b)
農林水産業	18,589	21,163	5615	30%	27%
鉱業	1,801	2,440	1730	96%	71%
建設業	331,359	388,649	279810	84%	72%
製造業	277,066	405,909	168,479	61%	42%
食料品・飼料・飲料・たばこ製造業	29,884	54,674	20931	70%	38%
繊維工業	22,325	29,088	10573	47%	36%
木材・木製品製造業	7,059	8,811	5417	77%	61%
家具・装備品製造業	9,201	11,989	4391	48%	37%
出版・印刷、パルプ・紙・紙加工品製造業	29,654	38,268	20510	69%	54%
化学工業	5,535	15,345	4433	80%	29%
石油製品・石炭製品製造業	501	1,111	400	80%	36%
窯業土石製品	10,722	16,906	7917	74%	47%
鉄鋼業・非鉄金属製造業	7,102	11,239	4875	69%	43%
金属製品製造業	36,573	46,909	20364	56%	43%
一般機械器具製造業	48,932	70,306	29041	59%	41%
電気機械器具製造業	22,249	34,952	14141	64%	40%
輸送用機械器具製造業	11,626	17,544	5628	48%	32%
その他の製造業	35,703	48,767	19858	56%	41%
商業	473,350	828,580	320706	68%	39%
1次産業+2次産業+商業の合計	1,102,165	1,646,741	776,340	70%	47%

*1: H21経済センサス, *2: H17TDB企業概要ファイル

2.4 地域間産業連関表と各データとの調達先シェア比較

以上の整理をふまえて、本研究では地域間産業連関表と各データの比較を行う。比較対象とするデータは、既往時計の物資流動データとして物流センサスおよび道路交通センサスに加えて、TDBが整備する企業間取引データを対象とする。データ特性の比較にあたっては、各データの単位が異なることから財の調達先シェア（地域*i*の全需要量に対する地域*j*（調達先）からの需要量シェア）により比較を行う。なお、地域間産業連関表との比較を行うため全てのデータを9地域レベルに集計するとともに分析の対象とするデータを全てのデータが整備されているH17データに統一して整理を行った。

2.4.1 物流センサスとの比較

財の調達先シェアとして、地域間産業連関表は金額シェア、物流センサスは件数シェアおよび重量シェアを整備し両者の相関関係を整理した（図2-2参照）。図内のオレンジ色のポイントは、地域間産業連関表、物流センサスともに製造業のみを対象に集計したものである。この結果から、重量シェアは件数シェアに比べてバラつきが多くなる傾向にある。特に、重量シェアは地域間産業連関表の金額シェアに対して、シェアの大きい内々が過大となり内外が過小となる傾向となっている。これは、単位金額あたりの重量の重い財が相

対的に近距離の輸送に多く存在することが影響しているものと推察される。

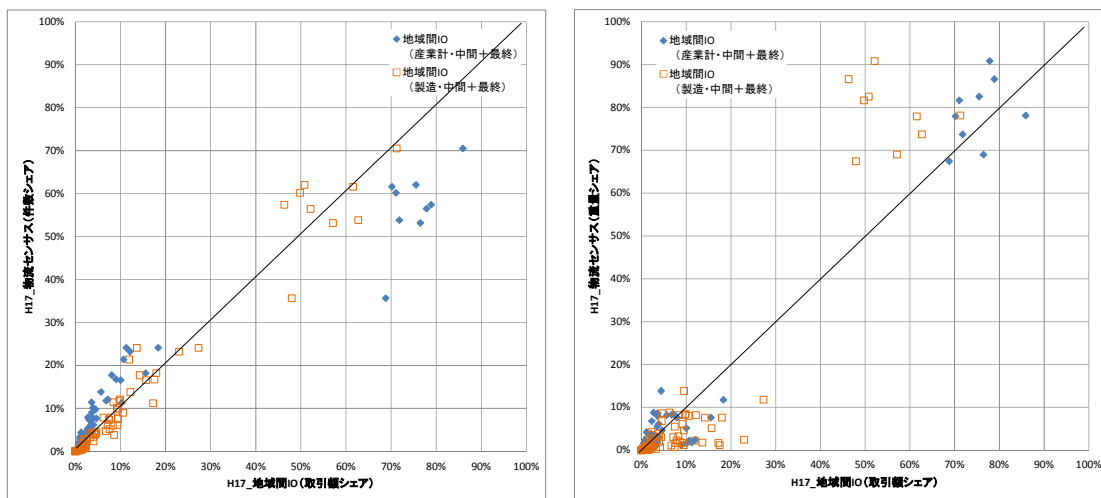


図 2-2 地域間産業連関表（金額シェア）と物流センサス（件数シェア）の比較（左）
 地域間産業連関表（金額シェア）と物流センサス（重量シェア）の比較（右）

2.4.2 道路交通センサスとの比較

次に、地域間産業連関表の金額シェアと道路交通センサスの台数シェアを比較した結果を図 2-3 に示す。地域間産業連関表が生産地と消費地の純流動であるのに対して、道路交通センサスは施設間流動であることから内々シェアが非常に高い値となるため両者に相関関係はないことが分かる。

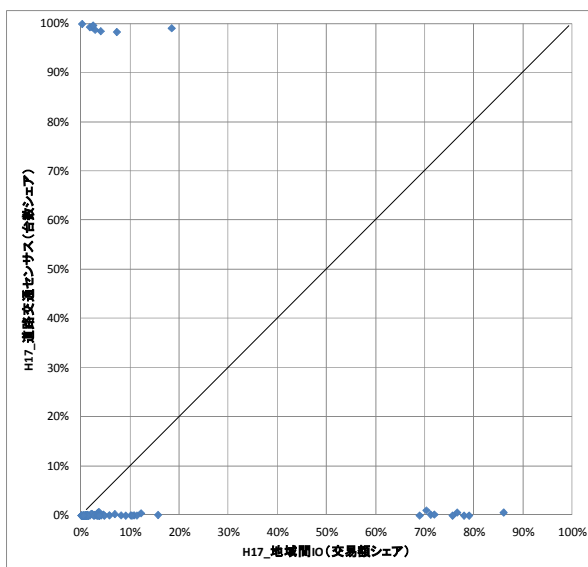


図 2-3 地域間産業連関表（金額シェア）と道路交通センサス（台数シェア）の比較

2.4.3 企業間取引データとの比較

次に、地域間産業連関表の金額シェアと企業間取引データを集計した件数シェアを比較する。地域間産業連関表は中間財と最終財に分けて取引実態を把握できるのに対して、企業間取引データは企業間（BtoB）取引であるため基本的には中間財の流通実態の把握となる。そこで、本稿では地域間産業連関表の取引額シェアについて、中間財+最終財とするケース、中間財のみとするケースの2ケースについて企業間取引データの取引件数シェアと比較した。図2-4に産業計での比較結果を示し、表2-5に産業別の相関係数を示す。まずは、産業計でみると、最終需要財の考慮有無にかかわらず両者は高い相関関係にあることが分かる。産業別にみると、化学工業及び石油製品製造業で相関係数が低くなっているものの、その他の産業では高い相関係数となっている。

企業間取引データの取引件数が企業単位の年間取引有無を表現しているデータであることをふまえると、このように取引額シェアと取引件数シェアに高い相関があることは、生産地側（取引先）の企業の立地件数と、当該地域からの需要金額に一定の相関があることを示している。なお、化学工業及び石油製品製造業については、事業所間取引では各地域の製油所、プラント工場等からの需要となっているのに対して、企業間取引データでは、それらの需要が全て東京に本社をおく特定の大企業からの需要となっていることから、地域間産業連関表との相関係数が低くなっている。

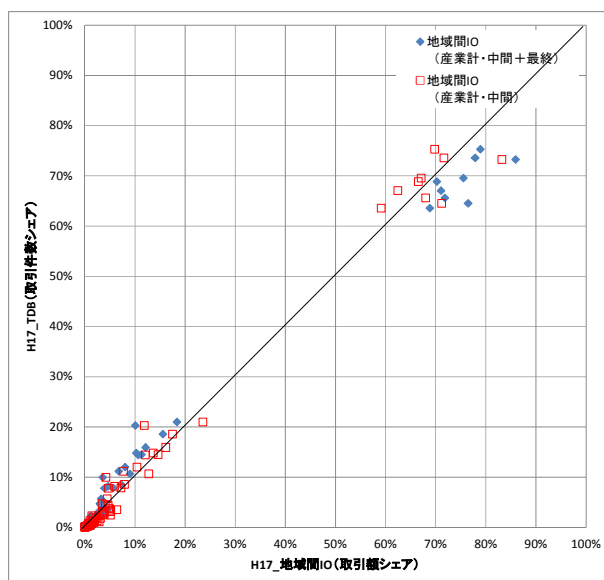


図 2-4 地域間産業連関表（金額シェア）と企業間取引データ（件数シェア）の比較

表 2-5 地域間産業連関表（金額シェア）と
企業間取引データ（件数シェア）の産業別相関係数

産業	相関係数
農林水産業	0.97
鉱業	0.99
製造業	0.97
食料品製造業	0.92
繊維工業	0.90
木材・木製品製造業	0.98
出版・パルプ製品製造業	0.97
化学工業	0.75
石油製品製造業	0.44
窯業・土石製品製造業	0.98
鉄鋼業	0.89
金属製品製造業	0.90
一般機械器具製造業	0.96
電機械器具製造業	0.85
輸送用機械器具製造業	0.87
その他製造業	0.96
商業	0.90
1次産業+2次産業+商業の合計	0.98

2.5 物流センサスと企業間取引データの調達先シェア比較

ここでは、2.4における検討で9地域間データにおいて地域間産業連関表と相関の高かった物流センサスの件数シェアと企業間取引データによる件数シェアとの比較を47都道府県レベルに集計し行う。整理結果は図2-5および表2-6に示す通りであり、両者が一定の相関関係にあることが分かる。ただし、物流センサスが事業所間取引、企業間取引データが本社間取引データであることから、企業間取引データは本社立地の多い東京との取引シェアが大きくなる傾向にある。地域間産業連関表との比較を行った9地域レベルでは顕著な傾向が生じていなかったものの、47都道府県レベルでは比較的顕著にみられる。このことは、企業間取引データと物流センサス（物資流動データ）の大きな相違点であり、実証分析を行う際には留意が必要となる。

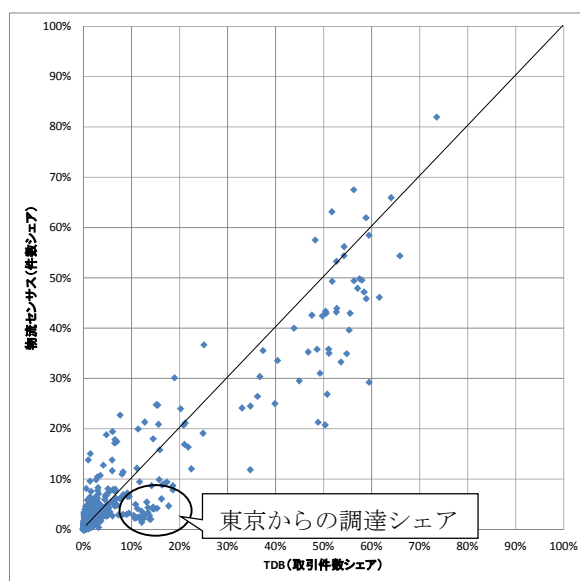


図 2-5 物流センサス（件数シェア）と企業間取引データ（取引件数シェア）の比較

表 2-6 物流センサス（取引件数シェア）
と企業間取引データ（取引件数シェア）の産業別相関係数

産業	相関係数
農林水産業	0.71
鉱業	0.80
金属機械工業	0.66
化学工業	0.78
軽工業	0.78
雑工業	0.69
合計	0.87

2.6 データの時系列変化特性

ここでは、取引データの時系列変化の特性を整理する。整理にあたっては 9 地域レベルと 47 都道府県レベルの 2 つの空間スケールで比較を行った。なお、対象とするデータは、産業連関表との相関の高い物流センサスおよび企業間取引データである。

2.6.1 9 地域間データ

全データを 9 地域レベルで集計したものを図 2-6～2-10 に示す。データ整備・集計上の理由により各データの比較年次に若干のずれがあるものの、全体的な傾向としては、交易データである地域間産業連関表（取引額シェア）および企業間取引データ（取引件数シェア）については、時系列的に取引先を大きく見直さない傾向にあることが分かる。一方で

物資流動データである物流センサス（件数シェア、重量シェア）については、取引データに比べて取引先を変更する傾向にあることが分かる。

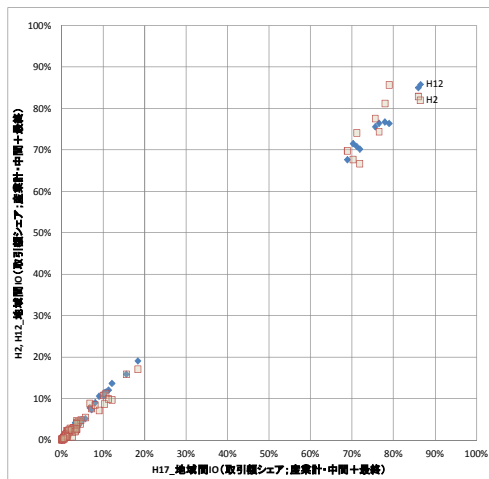


図 2-6 地域間産業連関表（取引額シェア）の H2, H12, H17 の時系列変化（9 地域）

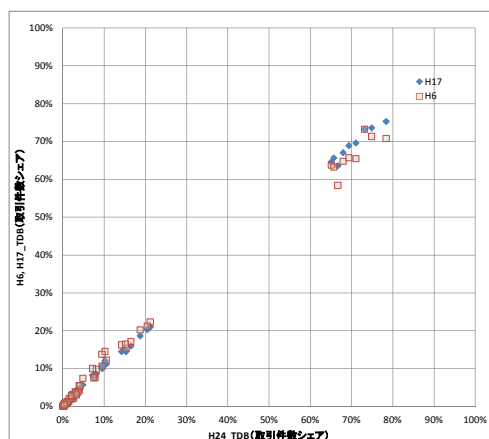


図 2-7 企業間取引データ（件数シェア）の H6, H17, H24 の時系列変化（9 地域）

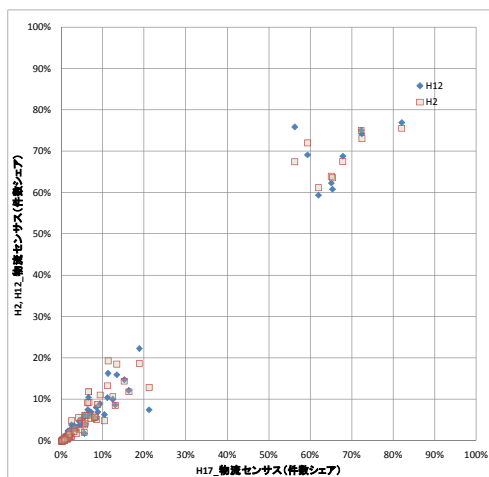


図 2-8 物流センサス（件数シェア）の H2, H12, H17 の時系列変化（9 地域）

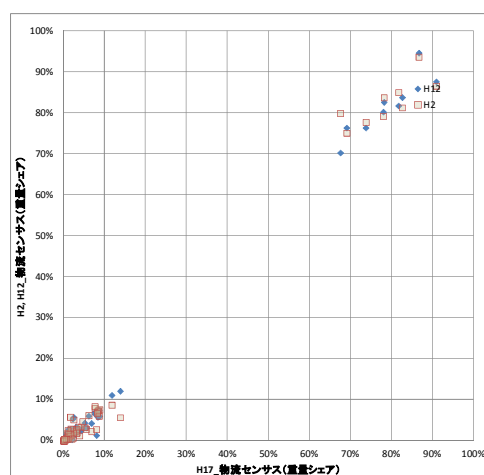


図 2-9 物流センサス（重量シェア）の H2, H12, H17 の時系列変化（9 地域）

2.6.2 47 都道府県データ

47 都道府県レベルの比較は、物流センサス（件数シェア、重量シェア）と企業間取引データ（取引件数シェア）の 2 つのデータの比較を行う（図 2-10～2-12 参照）。物流センサスは、件数シェア、重量シェアともに 9 地域レベルでの集計に比べて、取引先を変更する傾向が強くてている。一方で、企業間取引データ（取引件数シェア）については、9 地域レベルと同様に取引先の大きな変更はみられない。

このような傾向には、いくつかの理由が想定される。物流センサスは、調査日 3 日間のみの値であるため調査対象日の企業の物資流動実態が年によって異なる場合、取引データは、その影響を受ける。例えば、ある企業が年間を通じて取引先を変更していないものの、取引する日のみを変更した場合、物流センサスでは、その影響が取引先の変更として整理されることになる。一方、地域間産業連関表が基礎としている商品流通調査および企業間取引データでは、年間取引のデータが整備されているため、物流センサスのような取引日の変化の影響を受けない。

また、物流センサスと企業間取引データを比較した場合、事業所間取引と本社間取引の相違が、時系列変化に影響を及ぼしている可能性がある。つまり、ある会社間（本社間）の契約を時系列的に変更していないものの、財の配達先、調達先のみを変更した場合、物資流動と交易で時系列的に異なる変化が生じる。

以上のように、取引データは、データの調査方法、特性から、物資流動データに比べて、時系列的には大きな変化が生じない傾向にあるものと推察される。

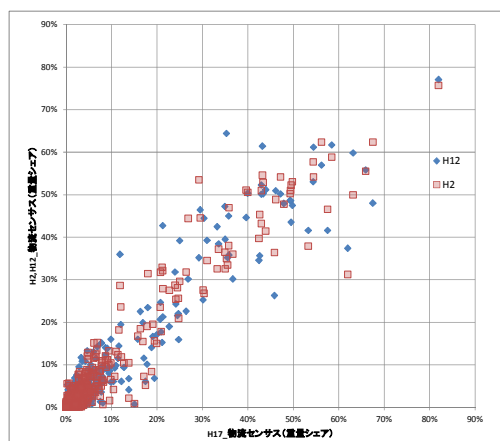


図 2-10 物流センサス（件数シェア）の H2, H12, H17 の時系列比較（47 都道府県）

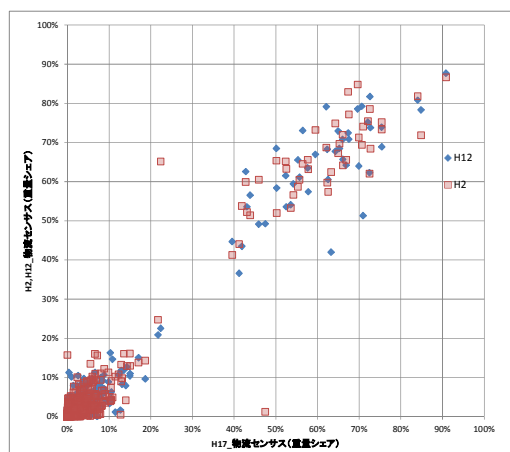


図 2-11 物流センサス（重量シェア）の H2, H12, H17 の時系列比較（47 都道府県）

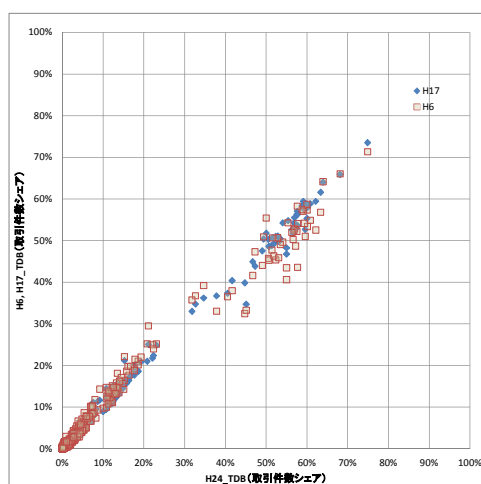


図 2-12 企業間取引データ（取引件数シェア）の H6, H17, H24 の時系列変化（47 都道府県）

2.7 結言

SCGE モデルの地域間取引に関する基準均衡データは、地域間産業連関表における地域間取引額の利用が望ましい。しかし、政府の公式統計では 9 地域間産業連関表のみの整備となっているため、ゾーンがブロックレベルである点に加えて、最新のデータ整備年次が H17 年と古い点が課題となる。そこで、地域間産業連関表を代替するデータとして、物資流動統計である物流センサス、道路交通センサス、さらには取引データとして民間企業が整備している企業間取引データの利用が期待される。本研究の整理結果からは、地域間産業連関表が整備されている 9 地域レベルでは、物流センサスの件数データおよび企業間取引有無のデータを集計した件数データの財の調達先シェアが、地域間産業連関表の金額シェアと相関の高いデータであることが分かった。

物流センサスは、事業所間取引である点、生産地と消費地を結ぶ純流動である点に加えて取引件数として取引の重みを把握できることから地域間産業連関表の整備されていない地域における地域間取引を表現するデータとしての有効性は高い。しかし、物流センサスは都道府県間の取引データ整備を念頭に調査設計がなされているため都道府県よりも細かい空間スケールに細分化した場合は地域別に十分なサンプルを確保することが難しい。そのため、市区町村単位で産業を細分化し SCGE モデルを構築する際に物流センサスを利用すると、本来取引があるペアで取引無しと判断されるため望ましくない。

一方、9 地域レベルで地域間産業連関表の金額シェアと相関の高かった企業間取引有無のデータによる件数シェアは、本社間取引である点、取引有無データであるため取引の重みを把握できない点などのデータとしての課題はあるものの、取得されているデータ数が既往統計に比べて非常に多く存在することから、空間スケールの細分化に対しても対応が可能であることから、本研究で対象としているような市区町村レベルに細分化された空間を対象とした分析を行う際には有効となる。ただし、上述のデータの課題が空間スケールを細分化した際に顕在化する可能性がある点に留意が必要となる。なお、このような企業間取引データの課題に対して菊川・堤(2014)⁶⁾、菊川・堤(2015)⁷⁾により本社間データに基づく事業所間データの推定が進められているとともに、Tamura et al. (2012)⁸⁾による企業間取引データに基づく取引額の推定が取り組まれている。今後は、これらの研究成果をふまえたデータ設定を行うことで、より実証性の高い分析を行うことが望まれる。

参考文献

- 1) 経済産業省：平成17年地域間産業連関表,
http://www.meti.go.jp/statistics/tyo/tiikiio/result/result_02.html
- 2) 経済産業省：平成23年商品流通調査,
<http://www.meti.go.jp/statistics/tyo/ryuutuu/>
- 3) 国土交通省：全国貨物純流動調査（物流センサス）,
<http://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/transport/butsuryu06100.html>
- 4) 国土交通省：貨物・旅客地域流動調査,
<http://www.mlit.go.jp/k-toukei/ryuudou-chousa/ryuudou-chousa.html>
- 5) 国土交通省：全国道路・街路交通情勢調査, <http://www.mlit.go.jp/road/census/h22-1/>
- 6) 菊川康彬, 堤盛人, 企業間取引データを用いた事業所間における取引関係の推定とその活用方策, 第51回土木計画学研究発表会, 2014.
- 7) 菊川康彬, 堤盛人, 事業所単位での取引関係の推定および取引距離からみた産業の集積, 応用地域学会2015年度第29回研究発表大会, 2015.
- 8) Tamura, K., Miura, W., Takayasu, H., Kitajima, S., Goto, H., Takayasu, M.: "Money-Transport on a Japanese Inter-firm Networks: Estimating sales from the adjacency matrix" Proceedings of The Asia Pacific Symposium on Intelligent and Evolutionary Systems Kyoto Japan (ISBN978-4-99066920-1), 2012.

第3章 道路整備効果分析のための SCGE モデルの基本構造と課題

3.1 緒言

道路整備効果分析のための SCGE モデルでは、物流および人流の大きく二つの流動を介した地域経済への影響を分析する。物流を明示的に表現した先駆的研究として宮城・本部(1996)¹⁾があげられる。その後、東北地方の地域を細分化した道路整備効果分析を行った文(1997)²⁾、災害時の道路寸断による経済被害の計量化を試みた土屋ほか(2006)³⁾、港湾・空港都市における国際物流関連産業を介して経済に及ぶ影響を分析した石倉・坂井(2012)⁴⁾など、物流に与える影響の分析蓄積は多い。また、欧州では Bröcker(1998)⁵⁾による CGEurope, Knaap and Oosterhaven(2000)⁶⁾による RAEM のように Dixit-Stiglitz 型独占的競争の枠組みを導入し、New Economic Geography (以下、NEG) 理論を取り入れた独占的競争下での市場を想定したモデルの開発も積極的に取り組まれている。NEG 理論は、Krugman(1991)⁷⁾により提案され Fujita et al.(1999)⁸⁾により彫琢された、独占的競争と地域間輸送費を都市集積の主要因として捉えた理論であり、都市の集積や交易のメカニズムを理解するための新しい理論として注目されている。一方、人流を明示的に扱った先駆的研究としてはハリニア中央新幹線の整備効果分析等において実証的にも活用されている小池ほか(2000)⁹⁾があげられる。物流と異なり人流に関する研究蓄積は必ずしも多くはないものの、近年では人流に関する発展的な研究として Bröcker(2010)¹⁰⁾、Bröcker(2013)¹¹⁾において Face to Face のコミュニケーション増加による生産性向上効果を明示的に考慮したモデルの開発もなされている。このように物流・人流ともに、伝統的な SCGE モデルでは、本源的生産要素の増分、つまり所要時間短縮による労働時間の増分を計測することを主眼がおかれてきたが、最新の研究では NEG 理論の導入、Face to Face のコミュニケーション増加などによる生産性の増加をモデル内で明示的にあらわすことが積極的に行われている。

このように実証分析の理論的発展が進む中、伝統的 SCGE モデルが抱える課題に対して十分な検証がなされていない要素のひとつが地域間交易モデルにある。本章では道路整備が物流に与える影響の計測に主眼をおきモデルの基本構造と課題を示す。

3.2 地域間取引を内生的に決定するためのアプローチ

3.2.1 独立した輸送部門を明示するモデルと Ice-berg 型輸送費用を仮定するモデル

Roson(1993)¹²⁾あるいは Friesz et al(1998)¹³⁾は、地域間取引を外生的に与える SCGE モデルを構築してきたが、このタイプのモデルでは道路整備が地域間取引へ与える影響を計測することができない。そのため、道路整備効果分析のための SCGE モデルには地域間取引を内生的に決定するメカニズムを具備する必要がある。地域間取引を内生的に決定するための代表的なアプローチとして、輸送部門を考慮せず各部門の生産地において輸送コスト分を追加生産する Ice-berg 型輸送費用を仮定するアプローチが多く活用されてきた（例えば、Bröcker(1998)⁵⁾、文(1998)²⁾など）。しかし、この Ice-berg 型輸送費用を仮定することの問題点として、宮城(2012)¹⁴⁾は以下の指摘をしている。

所要時間変化が、輸送価格（各産業の輸送マージン率）を下げるように働くかどうかは輸送部門の構造に依存する。地域間取引係数の変化は、より安価な資源の利用の範囲を拡大し、消費財の価格を減少させるように機能するが、消費需要の拡大にともなう地域間取引の増大により輸送費は上昇する場合もある。輸送費が増大するか減少するかは産業連関表より投影された輸送部門の投入産出構造に依存する。Ice-berg 型輸送費用は、このような影響を捨象することから道路整備効果を分析するうえでは課題を抱えている。そのため、宮城(2012)では、独立した輸送部門をもつ SCGE モデルを提示している。当該モデルにおいて所要時間短縮による効果は、輸送費用低減に対して直接的に影響を及ぼすのではなく、Armington 仮定に基づく CES 型モデルのシェアパラメータに対して影響を及ぼすものとして道路整備が地域間の空間的比較優位性に影響を及ぼすものとして定義している。そのため、道路整備は地域間取引のシェアパラメータを通じて各産業の取引先変更に影響を及ぼし、取引先の変更が各部門の中間投入係数を介して輸送部門に対して影響を及ぼす構造となっている。しかし、産業連関表における輸送部門にはデータの特性上、地域別の道路輸送部門の投入構造が不明確である点、地域間輸送の支払構造が実態に即していない点、自家用輸送部門の輸送費用の一部が計上されていない点など後述するいくつかの課題があげられる。特に、空間を細分化した地域を対象とする場合、これらのデータの特性上の課題は便益の計測精度にも影響を与える。

また、輸送部門を明示するアプローチとして、青木ほか(2015)¹⁵⁾、武藤・桐越(2011)¹⁶⁾などのように道路整備による所要時間短縮が輸送部門の生産性を向上させるものとして定義するケースもみられる。これらの研究は、伝統的な SCGE モデルが計測する本源的生産要素の増分ではなく、生産性向上効果を計測していることになるが、上述の産業連関表の特性上の課題に加えて、所要時間変化と運輸部門の生産性変化のメカニズムが明示されていないことから計測精度上の課題を有している。

以上をふまえ、本研究では Ice-berg 型輸送費用を仮定する SCGE モデルに焦点をあて、実証分析における基本的な課題を整理する。以下には、道路整備効果分析を行う上で課題

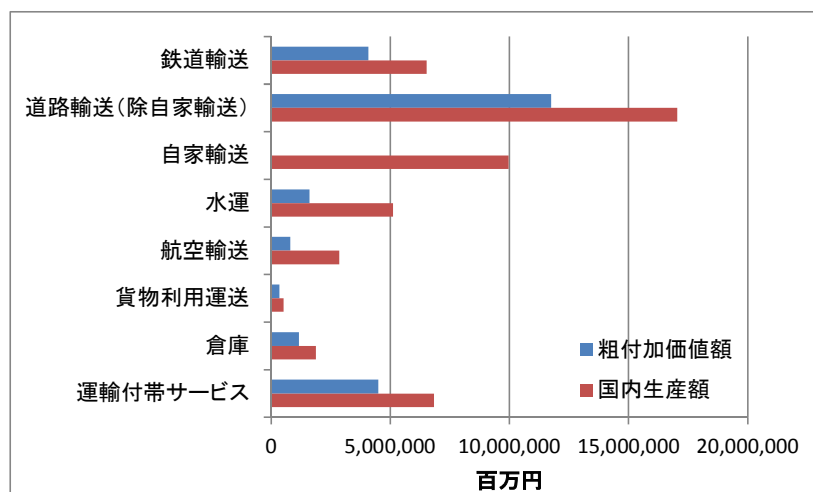
となる産業連関表における輸送部門のデータ特性を示す。

3.2.2 産業連関表における輸送部門の特性

産業連関表における輸送部門の支払構造にはいくつかの特性がある。ここでは、細分化された地域における道路整備効果分析を念頭に、分析に影響を及ぼす要素として以下の3点をあげる。

(1) 道路輸送部門の特定について

全国産業連関表（108部門表）¹⁷⁾において、輸送サービスを担う運輸部門は図3-1で示す通り8分類で構成される。道路整備効果分析においては、道路輸送（除自家輸送）および自家輸送の2部門への投入額が輸送費用と定義することが出来る。しかし、都道府県表及び9地域間産業連関表（経済産業省）¹⁸⁾については、運輸部門もしくは運輸・通信部門で部門集約がなされていることから、道路輸送に着目した輸送費用の定義は困難である。図3-1からも分かるように、道路輸送部門の規模が最も大きいものの、運輸付帯サービスおよび鉄道輸送も一定規模を有することから、空間を細分化し分析する際には、道路輸送および自家輸送への支払額を、全国産業連関表をもとに推定する必要がある。しかし、臨海部の都市と山間部の都市では、輸送形態は大きく異なるため単純な按分では対象地域の実態を十分に反映することができない点に留意が必要となる。



出典：平成17年産業連関表（総務省）¹⁷⁾

図 3-1 産業連関表における運輸部門の粗付加価値額と国内生産額

(2) 地域間輸送費用について

輸送活動は、本来地域間で生じることから、地域間の輸送特性に応じた輸送費用の定義が望ましい。我が国では政府による公式統計として9地域間産業連関表（経済産業省）¹⁸⁾

が整備されていることから当該データの活用が想定される。

そこで、9地域間産業連関表をもとに、地域間の輸送マージン率を算出したものを表3-1に示す。この整理から、地域間の輸送に限定したマージンでも、沖縄を除けば10%未満で分布していることが分かる。しかし、これは、輸送部門への投入先別の輸送マージン率であり、輸送行動とはマッチしていない点に留意が必要となる。例えば、北海道に立地する製造企業が、北海道内の輸送会社へ発注し、関東まで荷を輸送した場合、地域間産業連関表上、この行動は北海道内の運輸部門への投入として計上される。しかし、輸送行動上は北海道から関東への輸送行動であることから、地域間産業連関表から算出される地域間の輸送マージン率は、輸送行動ベースの輸送マージン率に対して過少に算出されることになる。つまり、地域間産業連関表で把握可能な輸送費用は、地域間の財輸送と整合的な輸送費用ではない点に留意が必要となる。

表 3-1 9地域間産業連関表に基づく輸送マージン率

		製造業計								
		北海道	東北	関東	中部	近畿	中国	四国	九州	沖縄
運輸部門への投入額	北海道	122,417	16,568	99,291	34,300	24,068	7,965	1,587	4,332	266
	東北	8,567	217,352	167,587	45,806	29,290	9,444	2,112	7,200	142
	関東	26,488	95,739	1,750,316	264,848	152,676	58,123	25,246	45,415	2,069
	中部	3,924	8,803	111,813	563,910	61,690	17,006	5,744	10,499	620
	近畿	5,221	13,327	129,366	119,014	681,575	41,532	24,465	28,318	752
	中国	2,431	7,724	114,817	71,070	78,615	389,013	14,225	37,782	1,341
	四国	700	3,087	45,824	29,163	37,545	24,965	144,070	8,000	123
	九州	3,286	8,740	137,914	70,266	60,665	41,185	9,611	352,979	1,788
	沖縄	161	694	12,985	6,680	4,616	828	307	2,296	11,269
生産額計	北海道	4,951,686	198,530	1,064,745	402,743	312,050	90,243	31,712	90,635	2,828
	東北	151,899	11,663,727	3,115,491	674,776	545,125	209,744	63,420	209,919	11,122
	関東	638,438	2,988,048	98,382,897	8,077,574	4,831,977	2,215,033	730,874	2,206,518	34,382
	中部	167,463	727,508	5,782,957	43,407,217	3,162,368	1,163,071	307,480	1,166,746	12,940
	近畿	135,687	595,918	4,593,685	3,724,414	36,442,859	1,647,212	645,976	1,036,605	15,691
	中国	57,231	229,399	2,198,840	1,493,433	1,814,796	20,634,466	407,089	900,367	7,125
	四国	23,811	98,017	830,588	469,403	609,591	367,776	5,509,307	249,816	2,140
	九州	46,407	169,663	1,558,439	796,982	947,600	789,952	196,303	#####	30,979
	沖縄	926	2,087	41,873	18,514	15,977	6,878	1,475	19,892	448,523
輸送マージン率	北海道	2%	8%	9%	9%	8%	9%	5%	5%	9%
	東北	6%	2%	5%	7%	5%	5%	3%	3%	1%
	関東	4%	3%	2%	3%	3%	3%	3%	2%	6%
	中部	2%	1%	2%	1%	2%	1%	2%	1%	5%
	近畿	4%	2%	3%	3%	2%	3%	4%	3%	5%
	中国	4%	3%	5%	5%	4%	2%	3%	4%	19%
	四国	3%	3%	6%	6%	6%	7%	3%	3%	6%
	九州	7%	5%	9%	9%	6%	5%	5%	2%	6%
	沖縄	17%	33%	31%	36%	29%	12%	21%	12%	3%

出典：地域間産業連関表（経済産業省）17)

(3) 自家輸送部門の付加価値について

運輸部門のうち、自家輸送部門は中間投入費用の計上はされているものの、付加価値は各産業部門の付加価値内に計上されており、自家輸送部門の付加価値としてデータ整備がなされていない。このことは、各産業の自家輸送に係わる中間投入額について自家輸送の付加価値額が考慮されていない金額が計上されていることになる。

そこで、太田（2006）¹⁹⁾では、自家輸送部門の付加価値額の推計方法として以下の2つのアプローチをあげている。

- ①営業輸送部門（もしくは道路輸送部門）の付加価値比率が、自家輸送部門の付加価値比率と同一であるものとして推定するアプローチ
- ②輸送指数（自動車輸送統計調査をもとに作成される指数，国土交通省）において推定されている自家輸送部門の付加価値を活用するアプローチ

ただし、両アプローチにより推定された付加価値額は大きく異なることから、自家輸送部門の付加価値の設定方法については精査が必要とされている。我が国全体の自家輸送部門の付加価値は、①の推定では8.3兆円，②の推定では1.9兆円となっており、両者には4倍程度の開きが生じている。この差異の原因は明らかではないが、自動車輸送統計調査による輸送トンキロでは、自家用輸送は営業用輸送の4分の1弱でしかないが、産業連関表の中間投入額では自家輸送は3.7兆円であり営業輸送（4.1兆円）との差は10%程度にすぎない。つまり、自家輸送における投入構造と算出構造の相互関係が営業輸送のそれと大きく異なっていることが直接の原因である。以上をふまえ、本質的な原因を解明するためには、営業輸送と自家輸送の類似点と差異を精査する必要がある。

3.3 道路整備効果分析のための SCGE モデルの基本構造と課題

(1) 本研究で示す基本構造

本研究では、上述した産業連関表が有する輸送部門の特殊性に加えて、産業連関表が未整備となっている細分化された空間スケールでの道路整備効果分析を目的としていることから、輸送部門を明示的に考慮するのではなく Ice-berg 型輸送費用を仮定した時間費用低減効果を計測する SCGE モデルを基本構造として考える。

(2) モデルの前提

道路整備効果分析のための SCGE モデルとして、小池(2010)²⁰⁾において標準的なモデル構造を提示している。当該モデルは、地域間産業連関表が整備された空間スケールにおいては産業連関表と統合的な最も標準的なモデル構造となっている。しかし、空間スケールを細分化した実証分析へ適用する際にはいくつかの課題が生じる。本章では、標準的なモデル構造を示した上で、当該モデルの有する実証面での課題を整理する。

モデルの対象とする社会経済に対して、以下の仮定をおく。

- ・ 対象とする社会経済は、 J 個の地域に分割されている。
- ・ 各地域には、 m 種類の財が存在し、それぞれに代表的産業がある。また、各地域には 1 つの代表的家計が存在する。
- ・ モデルでは、同種の財 m または n であっても生産された地域 i が異なると、消費地または投入値ではそれぞれ別種の財 m または n とみなされる (Armington の仮定)
- ・ 財消費には交通費用相当分の負担が必要であり、それは財の追加的消費として表現され、その分も産業により生産される (Iceberg 型輸送費用の仮定)。
- ・ 生産要素は労働と資本であり、それらの生産要素市場は各地域で閉じている。一方、どの財市場も地域間で解放されており、財の流入出は自由に行われる。
- ・ 全ての市場は完全競争的であり、長期的均衡状態にある。

(3) 家計の行動モデル

各地域には代表的家計が存在し、自己の効用が最大になるように、所得制約の下で、財を消費するものとする。通常、空間的応用一般均衡モデルでは、この最適化行動を 2 段階に分けて構築する。第 1 段階では、財が生産された地域に関係なく、財の種類ごとにそれぞれの財の消費量を選択する。次に、第 2 段階では、第 1 段階で選択した財の消費量を満たす分だけ、その財をどの生産地から購入するかを選択する (図 3-2 参照)。

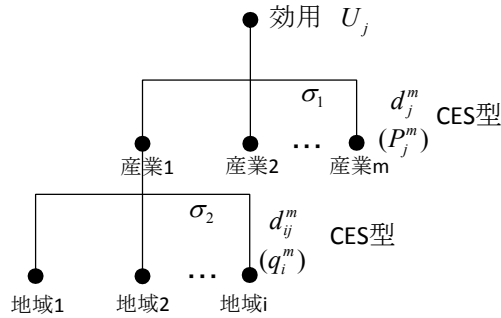


図 3-2 家計の効用関数の階層構造

a) 第1段階の定式化

第1段階は、労働と資本を企業に提供することによって得られる所得 $w_i L_i + r_i K_i$ を制約として、各財の消費水準 d_j^m の量を選択する。ここで、各財の価格 P_j^m は各地域で生産された財価格の集計値で表現され消費地価格を意味する。なお、地域間での所得移転 NX_j を所得制約式において考慮する。

$$V_j = \max U_j(d_j^1, d_j^2, \dots, d_j^m) \quad (3-1)$$

$$s.t. \sum_{m \in M} P_j^m d_j^m = w_j L_j + r_j K_j - NX_j$$

式(3-1)の最適化問題を解くと、以下のように財 m の消費合成財の需要量 d_j^m が求まる。

$$d_j^m = \left(\frac{\gamma_j^m}{P_j^m} \right)^{\sigma_1} \frac{w_j L_j + r_j K_j - NX_j}{\sum_{m \in M} (\gamma_j^m)^{\sigma_1} (P_j^m)^{1-\sigma_1}} \quad (3-2)$$

b) 第2段階の定式化

式(3-2)のように家計の費用最小化行動として定式化する。

$$\min \sum_{i \in I} (1 + t_{ij}) q_i^m d_{ij}^m \quad (3-3)$$

$$s.t. d_j^m = D_j^m(d_{1j}^m, d_{2j}^m, \dots, d_{ij}^m)$$

式(3-3)を解くと、消費合成財 1 単位当たりの消費財需要量 cd_{ij}^m が求まる。

$$cd_{ij}^m = \frac{d_{ij}^m}{d_j^m} = \left[\frac{\gamma_j^m}{(1 + t_{ij}) q_i^m} \right]^{\sigma_2} (\phi_{ij}^m)^{\sigma_2 - 1} (P_j^m)^{\sigma_2} \quad (3-4)$$

また、財 m の消費合成財価格 P_j^m は、式(3-3)の最適化問題に付随するラグランジュ乗数

の逆数より以下のように求まる。

$$P_j^m = \frac{1}{\phi_j^m} \left\{ \left[\sum_{i \in I} (\gamma_{ij}^m)^{\sigma_2} (1+t_{ij}) q_{ij}^m \right]^{1-\sigma_2} \right\}^{\frac{1}{1-\sigma_2}} \quad (3-5)$$

(4) 産業の行動モデル

地域 j の財 n を生産する産業 n の生産構造を図 3-3 のような Nested-CES 型で仮定する。Armington の仮定に基づき、中間投入に用いられる財は、同じ種別の財でも地域ごとに区別して、別種の財であるとしてモデル化する。

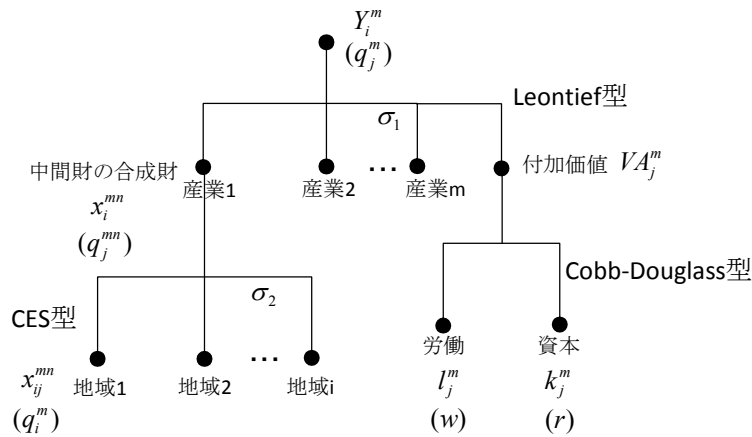


図 3-3 産業の生産構造

a) 第1段階の定式化

産業の行動を以下の費用最小化行動として定式化する。まず、生産関数における第1段階はレオンチェフ技術として定式化する。

$$Y_j = \min \left(\frac{VA_j^n}{a_j^{on}}, \frac{x_j^{1n}}{a_{ij}^{1n}}, \frac{x_j^{2n}}{a_{ij}^{2n}}, \dots, \frac{x_j^{mn}}{a_{ij}^{mn}} \right) \quad (3-6)$$

b) 第2段階（付加価値）の定式化

付加価値に関しては、付加価値 1 単位を生産することを制約とした、費用最小化行動としてとらえることができ、式(3-7)のようになる。

$$\min w_j l_j^n + r_j k_j^n \quad (3-7)$$

$$s.t. VA_j^n = 1$$

式(3-7)を解くと、以下のように付加価値 1 単位当たりの労働と資本の要素需要量

DL_j^n, DK_j^n が求まる.

$$DL_j^n = \frac{\alpha_j^n}{w_j} \frac{1}{\eta_j^n} \left(\frac{w_j}{\alpha_j^n} \right)^{\alpha_j^n} \left(\frac{r_j}{1-\alpha_j^n} \right)^{1-\alpha_j^n} \quad (3-8)$$

$$DK_j^n = \frac{1-\alpha_j^n}{r_j} \frac{1}{\eta_j^n} \left(\frac{w_j}{\alpha_j^n} \right)^{\alpha_j^n} \left(\frac{r_j}{1-\alpha_j^n} \right)^{1-\alpha_j^n} \quad (3-9)$$

c) 第2段階（中間投入）の定式化

付加価値と同様，費用最小化行動として式(3-10)のように定式化する.

$$\min \sum_{i \in I} (1+t_{ij}) q_i^m x_{ij}^{mn} \quad (3-10)$$

$$s.t. \quad x_j^{mn} = X_j^{mn}(x_{1j}^{mn}, x_{2j}^{mn}, \dots, x_{ij}^{mn})$$

式(3-10)を解くと，以下のように中間合成財 1 単位当たりの中間財需要量 cx_{ij}^{mn} が求まる.

$$cx_{ij}^{mn} = \frac{x_{ij}^{mn}}{x_j^{mn}} = \left[\frac{\beta_{ij}^{mn}}{(1+t_{ij})q_i^m} \right]^{\sigma_3} (\phi_j^{mn})^{\sigma_3-1} (q_j^{mn})^{\sigma_3} \quad (3-11)$$

また，この最適化問題に付随するラグランジュ乗数より中間合成財価格 q_j^{mn} が決定される.

$$q_j^{mn} = \frac{1}{\phi_j^{mn}} \left[\sum_{m \in M} (\beta_{ij}^{mn})^{\sigma_3} ((1+t_{ij})q_i^m)^{1-\sigma_3} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_3}} \quad (3-12)$$

さらに，産業の生産関数が規模に関して収穫一定であるため，産業の超過利潤はゼロとなり，かつ，価格受容者である産業が直面する財価格は単位生産量当たりの生産費用（平均費用）に等しくなる．その結果として，式(3-13)が成立する．

$$q_j^{mn} = \frac{(w_j l_j^n + r_j k_j^n) + \sum_{m \in M} q_j^{mn} x_j^{mn}}{X_j^n} \quad (3-13)$$

(5) 市場均衡条件

本モデルでは，産業の生産関数として規模に関して収穫一定の形式を仮定しているため，産業はつねに需要に見合うだけの生産を行うことになる．したがって，つねに式(3-14)が成立するように生産量を決定する．

$$X_i^m = \sum_{j \in J} \sum_{i \in I} (1+t_{ij}) x_{ij}^m + \sum_{j \in J} (1+t_{ij}) d_{ij}^m \quad (3-14)$$

よって、以下の生産要素市場の均衡条件のみが意味を持つ。

$$\sum_{n \in N} X_j^n DL_j^n(w_j, r_j) = L_j \quad (3-15)$$

$$\sum_{n \in N} X_j^n DK_j^n(w_j, r_j) = K_j \quad (3-16)$$

(6) 便益の定義

便益は等価的偏差 EV (Equivalent Variation) として、式(3-17)により定義される。

$$EV_j = (w_j^0 L_j + r_j^0 K_j - NX_j) \left(\frac{U_j^1 - U_j^0}{U_j^0} \right) \quad (3-17)$$

(7) 実証分析における課題

SCGE モデルにおけるパラメータは、キャリブレーションにより機械的に設定される。このことは SCGE モデルを実証分析で活用する際の利点であるが、道路整備効果分析のための SCGE モデルでは、すべてのパラメータをキャリブレーションにより設定することはできない。道路整備による所要時間変化が、地域間交易需要へ与える影響を規定するためのパラメータである時間価値パラメータおよび地域間代替弾力性パラメータの 2 つのパラメータを別途推定する必要がある。

この 2 つのパラメータは、式(3-3)および式(3-10)における地域間交易モデルに内包されている。つまり、地域間交易モデルをどのように定式化し、パラメータをどのように推定すべきかについては、理論面のみならず実証面からも検証が必要となる。これが、道路整備効果分析のための SCGE モデルにおける課題となる。

3.4 結言

本章では伝統的な SCGE モデルが有している実証分析における課題に着眼し道路整備効果分析のための SCGE モデルの基本構造を示した。

SCGE モデルを道路整備効果分析に活用するためには、地域間取引を内生的に決定するためのメカニズムを具備する必要がある。独立した輸送部門をもつ SCGE モデルは、輸送部門を含む全ての市場を対象にモデル構築を行うことから過不足なく効果の計測を可能にする。一方、Ice-berg 型輸送費用を仮定する場合、所要時間短縮が輸送部門の生産活動へ与える影響を捨象している点が課題となる。道路整備と輸送行動の関係が産業連関表の各部門と輸送部門の取引関係と整合的に反映されていれば輸送部門を明示的に考慮することで実態に即した分析が可能となるが、我が国で整備されている全国産業連関表および 9 地域間産業連関表では、地域別の道路輸送部門への投入構造を把握することは出来ないことから、このようなデータをもとにした分析では地域特性が捨象することになり望ましくはない。そのため、本研究では Ice-berg 型輸送費用を仮定したモデルを基本構造として整理を行った。

この Ice-berg 型輸送費用を仮定するモデルを実証分析において活用する際に課題となるのは、時間価値パラメータおよび地域間代替弾力性を内包する地域間交易モデルの定式化とパラメータの決定方法にある。次章以降では、既往研究をふまえ代表的な地域間交易モデルを示し、モデルの理論面および実証面の課題と対応策を示す。

参考文献

- 1) 宮城俊彦, 本部賢一: 応用一般均衡分析を基礎にした地域間交易モデルに関する研究, 土木学会論文集, 530/IV-30, pp31-40, 1996.
- 2) 文世一: 地域間人口配分から見た交通ネットワークの評価 - 集積の経済を考慮した多地域応用一般均衡分析 -, 東北建設協会研究成果報告書, 1997.
- 3) 土屋哲, 多々納裕一, 岡田憲夫: 新潟県中越沖地震による経済被害の計量化の枠組み, 土木計画学研究・論文集 No.23 no.2, 2006.
- 4) 石倉智樹, 坂井啓一: 港湾・空港都市における空間経済分析のための開放経済型多地域 CGE モデル, 土木学会論文集 D3(土木計画学), Vol.68, No.4, 305-315, 2012.
- 5) Bröcker, J.: “How would an EU-membership of the Visegrád Countries affect Europe’s economic geography?” In: The Annals of Regional Science 32.1, pp. 91–114, 1998
- 6) Knaap, T. and Oosterhaven, J.: ‘The Welfare Effects of New Infrastructure: An Economic Geography Approach to Evaluating a new Dutch Railway link’, Paper to the North American RSAI Meetings, Chicago, 2000.
- 7) Krugman, P.R.: Increasing returns and economic geography. Journal of Political Economy, 99: 483–499, 1991.
- 8) Fujita, M., Krugman, P.R., Venables, A.J.: The Spatial Economy; Cities, Regions, and International Trade, MIT Press, 1999.
- 9) 小池淳司・上田孝行・宮下光弘: 旅客トリップを考慮した SCGE モデルの構築とその応用, 土木計画学研究・論文集 17, pp.237-245, 2000.
- 10) Bröcker, J. and Soltwedel, R.: “Agglomeration and growth in knowledgebased societies: an introduction to this special issue”. In: The Annals of Regional Science 45, pp. 1–4, 2010.
- 11) Bröcker, J.: “Wider economic benefits from communication-cost reductions: an endogenous growth approach”. In: Environment and Planning B: Planning and Design 40.6, pp. 971–986, 2013.
- 12) Roson, R. : Developing a multiregional network CGE model for freight transport analysis, A paper presented for the International Workshop on Transportation and Spatial CGE Models, University of Venice, 1993.
- 13) Friesz, T. L., Suo, Z-G. and Westin, L.: Integration of freight network and computable general equilibrium models, Chapter 12 in Network Infrastructure and the Urban Environment(L. Lundqvist, L-G Mattsson and J. Kim eds.), Springer, 1998.

- 14) 宮城俊彦：独立した輸送部門をもつ SCGE モデルによる高速道路の経済効果評価，土木学会論文集 D3(土木計画学)，Vol.68,No.4,291-304,2012.
- 15) 青木優，武藤慎一，河野達仁，森杉壽芳，上泉俊雄，福田敦，東山洋平：高速道路ネットワーク 9,142 kmの経済効果-空間的応用一般均衡（SCGE）アプローチ-，高速道路と自動車，Vol.58,No.3, pp-16-25，2015.
- 16) 武藤慎一，桐越信：Barro 型 CES 関数に基づく空間的応用一般均衡（SCGE）モデルの一般性向上-交通モデルを中心に-，交通学研究/2010 年研究年報，pp255-264，2011.
- 17) 総務省：平成 17 年産業連関表，
<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001019588&cycode=0>
- 18) 経済産業省：平成 17 年地域間産業連関表，
http://www.meti.go.jp/statistics/tyo/tiikiio/result/result_02.html
- 19) 太田和博，加藤一誠，小島克己，交通の産業連関分析，第 9 章，日本評論社，2006.
- 20) 小池淳司：SCGE モデルの理論と応用，Excel で学ぶ地域・都市経済分析，上田孝行編著，コロナ社，pp.79-110，2010.

第4章 地域間交易モデルの理論体系と理論面・実証面の課題

4.1 緒言

一般均衡理論体系下における地域間交易モデルは、代表的消費者(Representative Consumer)の直接効用最大化行動により定義される。この行動の定義にあたっては、これまでに様々なアプローチが試みられている。

地域間交易モデルの代表的な理論体系を表4-1に示す。初期の交易モデルはSamuelson(1952)¹⁾により提示された「空間価格均衡(Spatial Price Equilibrium : SPE)アプローチ」であり、国家間・地域間の財取引の完全代替性を前提に決定論的な意思決定を行うモデル体系となっている。しかし、このような決定論的モデルによる交易パターンは、All-or-Nothingの選択行動となるため、理論分析としては明快であるが実証分析を行う上では非現実的な行動モデルとなる。現実には、費用最小となる国・地域以外からの財購入が存在し、同じ部門に分類される財についても交易は双方向(Cross-hauling)で行われるため、交易モデルの構築にあたっては、これらの要素を考慮したモデルが必要となる。

そのため、その後の研究では、大きく2つの方向性での拡張が行われている。

1つ目の拡張は、決定論的フレームの中で財の代替性を不完全としたArmington(1961)²⁾によるArmingtonアプローチでありCES (Constant Elasticities of Substitution) 型の需要構造により交易を表現するものである。

2つ目の拡張は、SPEモデルの決定論的な意思決定メカニズムを確率論的意思決定メカニズムに変更したHarker (1987)³⁾による「確率型空間価格均衡アプローチ(Dispersed Spatial Price Equilibrium: DSPE)」でありLogit型の需要構造により交易を表現するものである。なお、Logitモデルは、本来、離散選択モデルとして定義されるものであるが、本稿では代表的消費者モデルとしてLogitモデルを活用することから、以降では離散選択モデルと差別化を行う意味で「集計Logitモデル」と呼ぶこととする。

既往の実証分析では、国家間の交易を対象としたGTAPモデル⁴⁾などの国際貿易モデルはCES型モデルを一般的に利用するのに対して、国内地域間交易を対象としたSCGEモデルでは、CES型モデルおよび集計Logitモデル双方の適用がみられる。集計Logitモデルは、伝統的に交通行動に含まれる地域選択行動を定式化する際に活用されてきたモデルであることから国内地域間交易を表現する際には有効な手段となりうる。

しかし、国内地域間交易の表現にあたり両モデルは、政策実施にともなうモデルの挙動特性が異なるとともに、理論面・実証面での課題を有している。そのため本稿では、国内地域間交易のモデル構造の定式化にあたり、両モデルの特性を整理するとともに、SCGEモデルに実装する際の課題と対応策を整理する。

表 4-1 交易モデルの代表的な理論体系

	完全代替型 (Perfect Substitution)	不完全代替型 (Imperfect Substitution)
決定論的 Deterministic	空間価格均衡アプローチ (Spatial Price Equilibrium: SPE) by Samuelson (1952) ¹⁾	Armington アプローチ by Armington(1961) ²⁾
	SCGE への適用論文 【理論分析】 ・Takayama and Judge(1971) ⁵⁾ ・Mun (1997) ⁶⁾ 等	SCGE への適用論文 【理論分析】 ・Shoven and Whalley (1984) ⁷⁾ 【実証分析】 ・Bröcker (1998) ⁸⁾ ・宮城(2012) ⁹⁾ 等
確率論的 Probabilistic (Dispersed)		確率型空間価格均衡アプローチ (Dispersed Spatial Price Equilibrium: DSPE) by Harker (1987) ³⁾
		SCGE への適用論文 【理論分析】 ・奥田(1994) ¹⁰⁾ 【実証分析】 ・文(1998) ¹¹⁾ ・小池等(2008) ¹²⁾ 等

4.2 Armington アプローチ

4.2.1 CES 型モデルに基づく地域間交易需要の定式化

Armington アプローチは「同じ財であっても異なった地域で生産されたものであれば不完全代替であるとみなす」としたものであり、この仮定を設けることで All-or-nothing のような非現実的な現象を避けるとともに Cross-hauling の問題を解消することが可能である。この Armington アプローチに基づき定義される需要構造が CES (Constant Elasticity of Substitution) 型モデルである。

ここで、CES 型モデルの定式化にあたり、以下のように地域に関するサフィックスを設定する。

$$i \in I = \{1, 2, \dots, I\} : \text{財の消費地}$$

$$j \in J = \{1, 2, \dots, J\} : \text{財の生産地}$$

地域 j で生産された財の消費地 i での価格は生産地での財価格（生産地価格）に従価的 (Ad-valorem) であり、地域間の所要時間を考慮にいれ式(4-1)のように定義する。

$$p_i = q_j (1 + \varphi t_{ij}) \quad (4-1)$$

ただし、 p_i : 消費地 i での財価格（消費地価格）、 q_j : 生産地 j における財価格（生産地価格）、 t_{ij} : 地域 ij 間の所要時間、 φ : 時間に関するパラメータ。

ここで、消費地 i は、自地域および他地域で生産された財を消費するものとする。これらの財を異質財として考え Armington 仮定を受け入れることで、次の CES 型の需要関数を仮定する。

$$d_i = \left\{ \sum_j \beta_{ij}^{\frac{1}{\sigma}} (x_{ij})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right\}^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (4-2)$$

ただし、 d_i : 消費地 i における総需要、 x_{ij} : 消費地 i における生産地 j からの交易需要、 β_{ij} : 消費地 i における生産地 j のシェアパラメータ、 σ : 地域間の代替弾力性パラメータ。

ここで、消費者の最適化行動は、一定の需要水準のもとで輸送価格を含む費用を最小にするように地域間交易量 x_{ij} を決定するものとし式(4-3)のように定義する。

$$p_i d_i = \min_{x_{ij}} \sum_j q_j (1 + \varphi t_{ij}) x_{ij}$$

$$s.t. \quad d_i = \left\{ \sum_j \hat{\beta}_{ij}^{\frac{1}{\sigma}} (x_{ij})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right\}^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (4-3)$$

$$\sum_j \hat{\beta}_{ij} = 1$$

この最適化問題の解は式(4-4)で与えられる。

$$x_{ij} = \beta_{ij} \left(\frac{q_j(1+\varphi_{ij})}{p_i} \right)^{-\sigma} d_i \quad (4-4)$$

ただし、 $\beta_{ij} = \hat{\beta}_{ij}^{1/\sigma}$ とする。

ここで、この地域間交易需要は地域の選択比率にすると以下のように示すことが出来る。

$$s_{ij} = \frac{\beta_{ij} (q_j(1+\varphi_{ij}))^{-\sigma}}{\sum_k \beta_{ik} (q_k(1+\varphi_{ik}))^{-\sigma}} \quad (4-5)$$

つまり、Anderson et al (1992)¹³⁾で示すように、CES型モデルは後述する集計Logitモデルの間接効用関数の決定項である価格項に対数をとることで導出することも可能である。なお、ラグランジュ乗数の逆数より合成財の価格（消費地価格）は式(4-6)の通りとなる。

$$p_i = \left(\sum_j \beta_{ij} \{q_j(1+\varphi_{ij})\}^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (4-6)$$

CES型モデルの同定のためには、基準均衡時の地域間交易データ x_{ij} 、地域別財価格 q_j 、地域間所要時間 t_{ij} を用いることで、地域間代替弾力性 σ 、時間に関するパラメータ φ を統計的に推定した上で、基準均衡状態を再現するようシェアパラメータ β をキャリブレートする必要がある。

しかし、国内の地域間交易において適用する際には、いくつかの課題が指摘されている。以下では、地域間代替弾力性の推定およびシェアパラメータの設定について、実証分析における課題および、その対応策を示す。

4.2.2 実証分析における課題

(1) 所要時間を考慮した地域間代替弾力性の推定に関する課題

地域間代替弾力性とは「ある地域における財の価格変化に対して、その消費需要がどの程度変化するか」を規定するものであり、SCGEモデルの計算結果を大きく左右する重要なパラメータである。しかし、既往研究では、主に国際貿易を対象とした推定は多くなされているものの、国内交易を対象とした推定は非常に少ないのが現状である。特に、道路整備効果分析を意図したモデルでは所要時間を考慮した地域間代替弾力性の推定が必要となる。

(2) シェアパラメータの設定に関する課題

地域間代替弾力性を統計的に推定した後、シェアパラメータをキャリブレーションにより求める（例えば、Shoven and Whalley (1992)⁷⁾、細江ほか(2004)¹⁴⁾など）。式(4-3)の最適化問題に対応するシェアパラメータは式(4-7)により導出される。

$$\beta_{ij} = \frac{q_j(1+\varphi_{ij})^\sigma x_{ij}}{\sum_k q_k(1+\varphi_{ik})^\sigma x_{ik}} \quad (4-7)$$

国内地域間交易を対象に分析する際、空間スケールの細分化とともに、地域間交易の基準均衡データ内にゼロ OD もしくはシェアの非常に少ない OD が存在することになる。このような状況下では、政策実施により所要時間 t_{ij} に変化が生じたとしても対応する β_{ij} が基準均衡時にゼロであれば、当該 OD では政策効果は発現しないことになる。例えば中山間地域のように基準均衡時点では限られた地域間での交易しか存在しないような地域において道路整備を行うようなケースでは、所要時間の変化による取引のシフト、新規取引の発生等の現象をモデル内で十分に表現できない危険性がある。このような問題に対して、国際貿易モデルにおいて Hanslow (2001)¹⁵⁾、Phillipidis et al. (2012)¹⁶⁾等が 4S 問題 (Small Share Stay Small problem) として対応策の必要性を指摘しており、基準均衡状態で関税障壁が高いなどの経済的理由により輸入を行っていない場合、当該財のシェアパラメータはゼロとなるため、仮に関税撤廃により財を輸入する可能性があったとしても、そのような現象をモデル内で表現することは出来ない。このように国際貿易では産業の細分化による 4S 問題の議論が中心であるが、国内地域間交易の分析にあたっては、産業分類のみならず空間スケールを細分化した際に 4S 問題が顕在化するおそれがある。

4.2.3 所要時間を考慮した地域間代替弾力性の推定に関する対応策

国際貿易を対象とした地域間代替弾力性の推定は、Hertel et al (2003)¹⁷⁾をはじめ多くの推定事例が報告されている。一方で、地域間産業連関表が未整備となっている我が国の国内地域間交易を対象とした地域間代替弾力性の推定事例は少なく、所要時間を考慮した推定については渡邊・中村(2013)¹⁸⁾に限られる。以下では、本稿への適用可能性の観点から既往研究における推定方法をレビューする。

(1) 既往研究での対応策

a) 地域間交易需要額を用いた推定：価格データ未使用

地域間代替弾力性の推定に関する既往研究の多くは、国際貿易を対象としたものである。中でも、世界貿易モデルの GTAP model および MONASH model の地域間代替弾力性としても採用されている Hertel et al (2003)¹⁷⁾の手法が代表的である。この手法の特徴は、国際貿易を対象に推定する場合、価格データを各国共通定義で整備することが難しいことから、価格データを用いない間接的な弾力性の推定方法を採用している点にある。以下に推定手法および推定結果の概略を示す。

まず、Ice-berg 型の貿易費用を $p_{ij} = q_j T_{ij}$ と仮定し、両辺対数をとることで下式のように Gravity 型の式型に変形する。

$$\ln x_{ij} = \ln \beta_{ij} - \sigma \ln q_j - \sigma \ln T_{ij} + \sigma \ln P_i + \ln d_i \quad (4-8)$$

シェアパラメータ β_{ij} は、国家 ij 間の物理距離 $Dist_{ij}$ 、言語障壁 $Lang_{ij}$ 、国家間の隣接度 Adj_{ij} を用いて、

$$\beta_{ij} = Dist_{ij}^{\delta_1} \exp(\delta_2 Lang_{ij} + \delta_3 Adj_{ij}) \quad (4-9)$$

のように定義し、交通抵抗 T_{ij} については国家 ij 間の物資流動コスト $freight_{ij}$ と関税 $tariff_{ij}$ を用いて、

$$T_{ij} = (1 + freight_{ij} + tariff_{ij}) \quad (4-10)$$

のように定義する。

そして、価格データについては入手が出来ないことから、輸出入ダミーとして表現し、最終的な推定式は下式のようなになる。

$$\begin{aligned} \ln x_{ij} = & a_0 + a_i + a_j + \ln Dist_{ij}^{\delta_1} \exp(\delta_2 Lang_{ij} + \delta_3 Adj_{ij}) \\ & + (1 - \sigma) \ln(1 + freight_{ij} + tariff_{ij}) \end{aligned} \quad (4-11)$$

ただし、 a_0 は定数、 a_i は輸入国ダミー、 a_j は輸出国ダミー

式(4-11)について最小二乗法を用いることで地域間の代替弾力性 σ を推定している。推定時のデータセットおよび推定結果は下表の通りである。このような推定は価格データを考慮せず、間接的に代替弾力性を推定していることから、地域の価格特性が考慮されていない点が問題点としてあげられる。

表 4-2 Hertel et al. (2003)¹⁷⁾による地域間代替弾力性推定

設定項目	設定内容
データタイプ	クロスセクション
地域数	17 カ国
産業数	42 産業
交易データ	GTAP データ
推定結果	農林水産関連：2.6～10.1，石油・石炭関連：6.1～34.4，食料品関連：2.3～8.8，衣服・皮関連：7.4～8.1，木材・パルプ関連：5.9～6.8，化学工業関連：4.2～6.6，鉱物関連：5.8～8.4，鉄鋼・機械器具関連：5.6～8.8
備考	GTAP, MONASH model で採用

b) 地域間交易需要額を用いた推定：価格データ使用

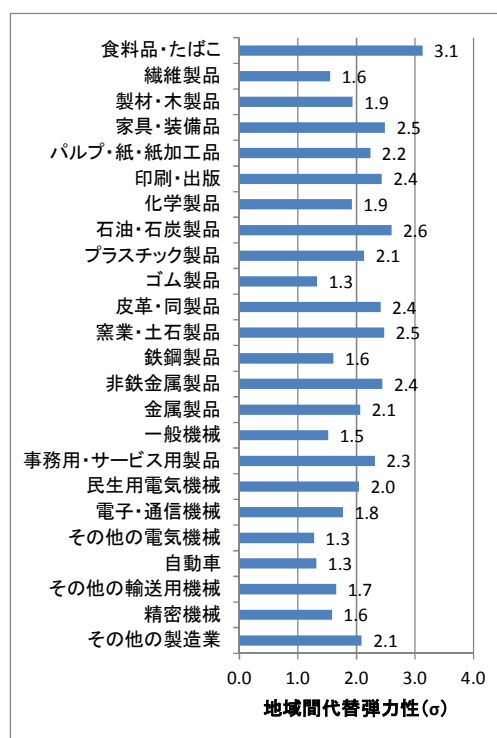
国内地域間交易を対象とした地域間代替弾力性の推定については、事例は少ないものの価格データを用いた直接的な推定が試みられている（表 4-3 参照）。

渡邊・中村(2013)¹⁸⁾では、47 都道府県間産業連関表を用いることで、Hertel et al (2003)¹⁷⁾

の手法をベースに価格指標を与えた推計を試みている。推計式は、式(4)と同様に Gravity 型の式型に変形後、シェアパラメータを企業数で定義 ($\beta_{ij} = n_j^a$) し、交通抵抗 T_{ij} を都道府県庁間の所要時間で定義し非線形最小二乗法により推定を行っている。推定に必要なデータセットと推定結果は表 4-3、図 4-1 の通りである。前述 a)の国際貿易の推定結果に比べると全体的に低めの数値となっている。産業の中では、食料品・たばこの弾力性が最も高く、ゴム製品、自動車、その他の電気機械は弾力性が低くなっている。

表 4-3 渡邊・中村(2013)¹⁸⁾による地域間代替弾力性推定

設定項目	設定内容
データタイプ	クロスセクション
地域数	47 都道府県
産業数	24 産業
交易データ	H17 全国都道府県間産業連関表 ※宮城ほか(2003) ¹⁹⁾ による推計値
価格の定義	資本を一定として $q_j = w_j^a$

図 4-1 渡邊・中村(2013)¹⁸⁾における地域間代替弾力性推定結果

以上の渡邊・中村(2013)¹⁸⁾による推計は、従来、国内地域間交易の地域間代替弾力性の推計が十分に行われていなかったことを考えると非常に意義の高い取り組みであると言える。

一方で、昨今の政策ニーズの多様化とともに、SCGE モデルの空間スケールは市町村レベル、生活圏レベルなど多様な空間スケールを対象に分析するケースが多い。しかし、空間スケールの細分化に応じて、地域間交易需要を金額ベースで整備することは困難であるため、絶対値による価格データを用いた推計では最小単位はブロックもしくは都道府県とならざるを得ない点が問題となる。

c) 内々の地域間交易需要に対する比を用いた推定：価格データ使用

前述 b)のように価格を絶対値として扱う手法以外に、小池ほか(2012)²⁰では、国内地域間交易を対象に価格（相対値）を用いた推定を行っている。地域間代替弾力性は、価格変化に対する需要変化を表現しているため、本来であれば前述 a)および b)のようなクロスセクションデータによる推定ではなく、パネルデータによる推定を行う方が望ましい。以下では、小池ほか(2012)²⁰において推定された国内地域間交易のクロスセクションデータ、パネルデータによるそれぞれの推定方法と推定結果を示す。

c-1) クロスセクションデータを用いた推定（OLS モデル）

Claro(2003)²¹を参考に式(4-4)を対数線形化し推定式(Ordinary Least Squares regression model: OLS)を導出する。ここで、推定式は式(4-3)に基づく費用最小化問題より得られた式に両辺対数をとることで、自地域外 j からの調達に対する自地域内 j' からの調達の代替関係を表現した式(4-12)として導出することが出来る。

OLS モデル：

$$\ln\left(\frac{x'_{ii}}{x_{ij}}\right) = \ln\left(\frac{\beta'_{ii}}{\beta_{ij}}\right) - \sigma \ln\left(\frac{q'_i}{q_j}\right) \quad (4-12)$$

ただし、 $x'_{ii}, \beta'_{ii}, q'_i, t'_{ii}$ ：各変数の内々値。

c-2) パネルデータを用いた推定（ECM モデル）

Kapenscinski and Warr(1999)²²を参考に、一期前の消費量のデータをシェアに入れることで価格の変化による需要量の調整の過程を表現した上で、変数間の相関関係を取り除くために対数の差をとった推定モデル(the Error Corrective Models: ECM)を下式のように定義する。

ECM モデル：

$$\Delta \ln\left(\frac{x_{ij}(T)}{x'_{ii}(T)}\right) = \alpha_0 + \alpha \Delta \ln\left(\frac{p'_{ii}(T)}{p_{ij}(T)}\right) + \alpha_1 \left[\ln\left(\frac{x_{ij}(T-1)}{x'_{ii}(T-1)}\right) - \ln\left(\frac{p'_{ii}(T-1)}{p_{ij}(T-1)}\right) \right] + \alpha_2 D_i(T) \quad (4-13)$$

推定にあたっての各条件の設定内容は以下の通りである。

表 4-4 小池ほか(2012)²⁰⁾による設定と結果

設定項目	設定内容
データタイプ	クロスセクション／パネルデータ
地域数	9 地域（北海道，東北，関東，中部，近畿，中国，四国，九州，沖縄）
産業数	17 産業
交易データ	昭和 60 年～平成 17 年の全国 9 地域間産業連関表（経済産業省） ※クロスセクション推定時はプールデータとして利用
交通抵抗の考慮	考慮なし
価格定義	地域間交易额（円）※1／地域間物資流動量（トン）※2 ※1：全国 9 地域間産業連関表， ※2：全国貨物純流動調査

推定結果は，下図のようになっており，ECM が OLS に比して高めの値を取る傾向となっている．当該手法の利点は，基準値に対する相対値でパラメータを推定していることから，(2)のような統計制約による空間スケール細分化の限界が緩和される点にある．

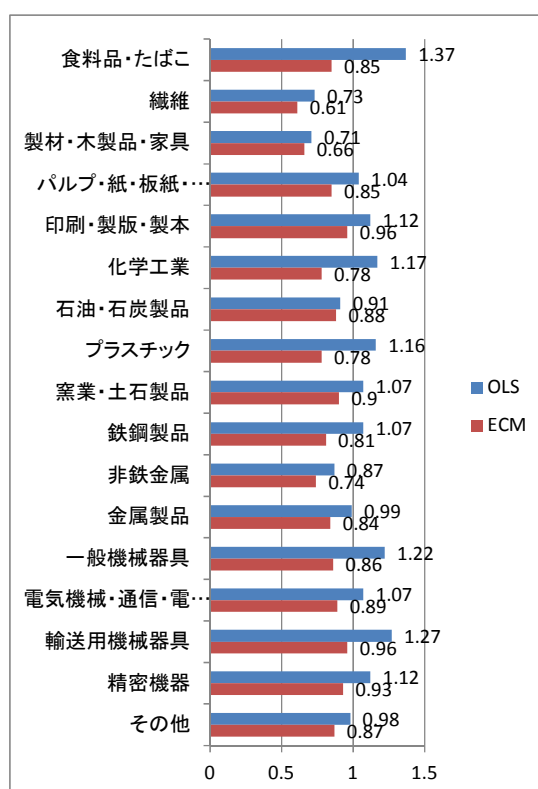


図 4-2 小池ほか(2012)²⁰⁾における地域間代替弾力性推定結果

このような特定の基準に対する比を用いた推定は，地域間交易需要額ではなく取引件数等の代理指標を用いた推定を可能にしている点で，その優位性は大きい．ただし，当該式

で推定されるパラメータは、内々の地域間交易需要に対する内外の相対的な関係に基づく値であり、基準値（ここでは内々の地域間交易需要）を変更することで、推定量が変わる点が課題となる。

(2) 本稿での対応策

所要時間を明示的に考慮した地域間代替弾力性の推定事例は極めて少なく、特に、地域間交易需要額が整備されていない空間スケールでの適用は筆者の知る限り報告されていない。以上をふまえ、本稿では、総地域間交易需要に対する比を用いた推定を試みる。なお、 m を財種類のサフィックスとして定義する。ここでの推定は、特定の基準に対する比ではなく総地域間交易需要に対する比（地域間交易シェア）を取っていることから、多地域でのパラメータ推定が可能となる。

$$s_{ij}^m = \frac{Y_j^{m^m} (q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij}))^{-\sigma^m}}{\sum_k Y_k^{m^m} (q_k^m (1 + \varphi^m t_{ik}))^{-\sigma^m}} \quad (4-14)$$

式(4-14)の各パラメータの推定手順は、価格に関するパラメータである「地域間代替弾力性 σ^m および時間パラメータ φ^m 」を推定した上で、シェアパラメータ β_{ij}^m をキャリブレートする。そのため、 σ^m および φ^m を推定する際には、シェアパラメータ β_{ij}^m を別途設定する必要がある。 β_{ij}^m は、地域間交易需要を Armington 仮定に基づいて総需要に統合する際の各地域間交易の重みを示すパラメータであり、地域 ij 間の組み合わせ別に設定されるべきものである。しかし、地域 ij の交易の重みを表す指標は、地域間交易需要そのものであることから、パラメータ推定時には他の指標で代替する必要がある。そこで本稿では、この地域間交易の重みを出荷額 Y_j^η （ η は規模に関するパラメータ）により代替する。ただし、規模の与え方については、例えば Bilgic et al. (2002)²³⁾のように生産規模に加えて人口密度を考慮した設定を行う事例などもあることから、今後は実証性の観点から規模の与え方については検証が必要である。

4.2.4 シェアパラメータの設定に関する対応策

ゼロ OD を含む基準均衡データをもとにした分析（例えば、細分化された地域・産業を対象とした分析）を行う際は、既存の統計データ制約のもとでの4S問題の回避方策の検討が必要となる。

(1) 既往研究における対応策

以下に、国際貿易の分野で取り組まれてきた4S問題への対応策を示す。

a) 財の分類を集約化

Cernat et al. (2003)²⁴⁾等の取り組みとして、国家間の財別の貿易量を細かく分類するのではなく大まかに集約することで交易量の少ないODを無くす処理を行っている。このよう

な取り組みは最もシンプルであるものの、恣意性の介入もあり一般化できる取り組みではない。

b) 財を完全代替と不完全代替に分類

Gohin et al. (2002)²⁵⁾等の取り組みとして、財を詳細に分類した上で、現状では交易量が少ない財であっても将来的な価格の低下にともない確実に交易の代替化が進む財については完全代替として扱うなどの対応がなされている。当該方策についても、財の選別方法に恣意性が介入する点が問題であり一般化できる取り組みではない。

c) CRESH 関数の適用

Hanosh (1971)²⁶⁾は、CES 型モデルの一般型として、CRESH (Constant Ratios of Elasticity Homothetic)モデルを提示している。このモデルは、地域間代替弾力性を地域別(産業別)に推定する点が特徴的である。実証的には Roson (1993)²⁷⁾、Hanslow (2001)¹⁵⁾等において活用がなされているが、このような弾力性の推定のためには充実したパネルデータが必要となるとともに、地域によっては非常に大きな弾力値が推定されることが知られており過大推計の問題を抱えている。

d) Gravity モデルを用いた技術変数の導入

Komorovska et al. (2007)²⁸⁾は、CES 型モデルと整合的な Gravity モデル (Anderson and van Wincoop (2003)²⁹⁾) により現況の貿易額を推定し、この推定値と基準均衡値の比を用いた輸入技術変数 (import technology) を価格変数に組み入れ基準均衡を再現している。その上で、Gravity モデルにより政策実施後の貿易額を推定し輸入技術変数を変化させることで、基準均衡時点でシェアパラメータがゼロに近い貿易ペアにおいても政策実施効果が発現するよう改良し 4S 問題に対応している。しかし、推定される技術変数が産業によっては実証性に欠けることがあるため課題となっている。

(2) 本稿における対応策

わが国では国内地域間交易データは、9 地域間産業連関表のみの整備となっているため、都道府県、市区町村レベルでの基準均衡データを入手することは出来ない。そのため、宮城(2012)⁹⁾、小池ほか(2014)³⁰⁾では、重力モデルを用いることで地域間交易に係わる基準均衡データを推定し、シェアパラメータのキャリブレーションを行っている。このように基準均衡データを推定した上で、上述 c)、d)の検討を行うことは一般均衡理論との整合性をふまえ 4S 問題を回避できるため有益である。ただし、c)、d)のような検討は国際貿易での実証分析においても推定パラメータの精度等に課題を有していることから、国内地域間交易への適用可能性については別途検証を行う必要がある。

以上をふまえて、本稿では、シェアパラメータを基準均衡にキャリブレートするのではなく、地域間代替弾力性において示したように生産地 j の出荷額 y_j のシェアとして定義し、全てのパラメータを統計的に同時推定することで、基準均衡点を曲線近似し交易変化を表現することを試みる (図 4-3 参照)。このようなアドホックな手法の採用は、基準均衡状態

を再現できない点に理論面における課題が残るものの、基準均衡自体が整備されていない空間スケールにおいては 4S 問題を回避する観点から有益である。つまり、シェアパラメータ β_{ij}^m は式(4-15)により定義される。

$$\beta_{ij}^m = \frac{Y_j^{m\eta^m}}{\sum_j Y_j^{m\eta^m}} \tag{4-15}$$

従来のキャリブレーションに対して、統計的にパラメータを推定することの意味は、図 4-3 に示す通り、CES 型の需要関数に基準均衡点を近似することで 4S 問題を回避していることになる。

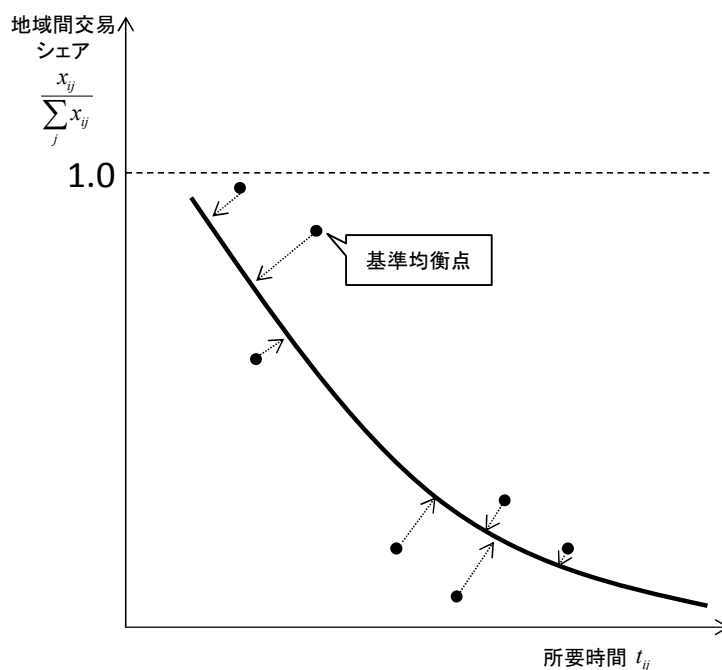


図 4-3 シェアパラメータを生産地規模で代替しパラメータを同時推定した場合の基準均衡点の近似イメージ

4.3 確率型空間価格均衡アプローチ

4.3.1 集計 Logit モデルに基づく地域間交易需要の定式化

地域間交易の意思決定を決定論的ではなく確率的に決定するメカニズムを導入したものが Harker (1987)³⁾の一連の研究において示されている確率型価格均衡 (Dispersed Spatial Price Equilibrium: DSPE) である。

国内地域間交易において、このような確率的概念を SCGE モデルに導入する取り組みは、わが国では、文(1998)¹¹⁾、孟・安藤(2004)³¹⁾など多くの実証分析が行われている。集計 Logit モデルの導出は、代表的消費者による直接効用最大化問題から導出することが可能である一方、離散選択モデルの文脈からは、確率効用最大化問題から導出することも可能である。以下では、両アプローチによる導出方法を示す。

(1) 直接効用最大化問題としての定式化

代表的消費者による直接効用関数は、Wilson(1970)³²⁾によるエントロピー項を含む下式により定義される。エントロピー項に付される λ^m により直接効用にバラつきが生じることを表現しており、 λ^m が小さくなるにつれて、そのバラツキは少なくなり価格に関する確定項により地域間交易需要が決定することになる。

$$\min_{x_{ij}} \sum_{j \in J} \left\{ (1 + \varphi^m t_{ij}^m) q_j^m + \ln \hat{\alpha}_j^m \right\} x_{ij}^m + \frac{1}{\lambda^m} \sum_{j \in J} x_{ij}^m \ln \frac{x_{ij}^m}{d_i^m} \quad (4-16)$$

$$s.t. \quad d_i^m = \sum_{j \in J} x_{ij}^m$$

ただし、 $\hat{\alpha}_j^m$: 地域 j における財 m の規模を示す定数、 λ^m : 財 m を選択する際の選択のバラつきを表すパラメータ。

以上の最適化問題を解くことで、集計 Logit モデルの地域間交易需要を導出することが可能となる。

$$x_{ij}^m = \frac{\alpha_j^m \exp\{-\lambda^m q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij}^m)\}}{\sum_k \alpha_k^m \exp\{-\lambda^m q_k^m (1 + \varphi^m t_{ik}^m)\}} d_i^m \quad (4-17)$$

ただし、 $\alpha_j^m = \hat{\alpha}_j^m / \lambda^m$ 。

(2) 確率効用最大化問題としての定式化

McFadden(1975)³³⁾、Ben-Akiva and Lerman(1985)³⁴⁾では、個人の意思決定メカニズムをランダム効用理論 (Random Utility Theory) に基づく Logit モデルにより定義づけている。

この Logit モデルは交通工学の分野において個人（非集計）の選択行動を説明する際のモデルとして活用されてきた。一方、地域科学の分野では Anderson et al. (1982)¹³⁾により、各地域の代表的個人(Representative Consumer)の行動がランダム効用理論により定義されるものとして集計 Logit モデルによる選択行動の定義がなされている。ここでは、城所・金本(2008)³⁵⁾を参考に、導出過程を整理する。

ここで、ある代表的家計は、消費地価格が最小となる生産地を購入先として選ぶと考える。今、地域 i に住む代表的家計が生産地 j にある一企業を財の購入先として選んだとする。そのような選択行動は、次のように確定的効用部分と誤差項との和で表現される

$$U_{ij}^m = V_{ij}^m + \varepsilon_{ij} \quad (4-18)$$

ここで、確定的効用部分

$$V_{ij}^m = -\lambda^m q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij}^m) + \alpha_j^m \quad (4-19)$$

は、地域 i が生産地 j から購入する際の消費地価格 p_{ij} により定義づけられる。なお、誤差項 ε_{ij} は独立で同一のガンベル分布に従う。各代表的家計は効用を最大にする生産地を選択する。どの生産地からの消費が効用を最大にするかは、確定的効用だけでなく、誤差項部分にも依存するので、代表的家計の選択は確率的にしか決まらない。代表的家計 i が生産地 j を選択する確率は、式(4-20)となる。

$$s_{ij} = \text{prob} \left(V_{ij}^m + \varepsilon_{ij} \geq V_{ik}^m + \varepsilon_{ik} \quad \forall j \neq k \right) \quad (4-20)$$

Logit モデルでは、誤差項 ε_{ij} が独立で同一のガンベル分布（第 I 種極値分布）に従うと仮定される。ガンベル分布の一般型は、分布のバラつきを表すパラメータ μ と分布の位置を表すロケーションパラメータ η を用いて、2重指数型の分布関数

$$F(\varepsilon) = \exp \left\{ - \exp \left[- \frac{\varepsilon - \eta}{\mu} \right] \right\} \quad (4-21)$$

であらわされる。式(4-21)からもわかるように、代表的家計の選択は誤差項の差だけに依存し、誤差項の絶対水準には依存しないので、ガンベル分布の位置（平均）は問題にならない。そのため、ロケーションパラメータはゼロ（ $\eta = 0$ ）と設定される。

このガンベル分布のもとでは、代表的家計 i にとっての生産地 j の選択確率は

$$s_{ij}^m = \frac{\exp \left(\frac{V_{ij}^m}{\mu} \right)}{\sum_k \exp \left(\frac{V_{ik}^m}{\mu} \right)} \quad (4-22)$$

となる。

ここで、スケールパラメータ μ は地域間の代替弾力性を決めるパラメータであると解釈

できる。 μ が小さくなると誤差項の分散が小さくなり、ゼロのケースでは誤差項の分散がゼロになり、確定的効用部分だけで地域選択がなされる状態、つまり上述した空間価格均衡 (SPE) で表現される完全代替 (All or Nothing) の状態を表現することになる。

しかし、スケールパラメータ μ と費用に関するパラメータ λ の双方を別々に推定することはできず、推定できるのはこれらの比 (λ / μ) だけである。そのため、パラメータ推定にあたってはスケールパラメータ μ を 1 に基準化する。

$$s_{ij}^m = \frac{\exp(V_{ij}^m)}{\sum_k \exp(V_{ik}^m)} \quad (4-23)$$

つまり、

$$s_{ij}^m = \frac{\alpha_j^m \exp\{-\lambda^m q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij}^m)\}}{\sum_k \alpha_k^m \exp\{-\lambda^m q_k^m (1 + \varphi^m t_{ik}^m)\}} \quad (4-24)$$

ここで、地域内の家計が全て代表的家計と同じ効用関数をもつとすると、地域 ij 間の交易需要は、この選択確率に地域 i の総需要量をかけ式(4-25)となる。

$$x_{ij}^m = \frac{\alpha_j^m \exp\{-\lambda^m q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij}^m)\}}{\sum_k \alpha_k^m \exp\{-\lambda^m q_k^m (1 + \varphi^m t_{ik}^m)\}} d_i \quad (4-25)$$

ここで、消費地価格については既往研究 (例えば文(1998)¹¹⁾ と同様、式(4-28)のように合成財価格の加重平均値として定義する。なお、この合成財価格の加重平均値は、前述した CES 型モデルにおける合成財価格の定義と同値であることが分かっている。詳細は、4.4 において示す。

$$x_{ij}^m = s_{ij}^m d_i^m \quad (4-26)$$

$$s_{ij}^m = \frac{Y_j^{m\eta} \exp(-\lambda^m q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij}^m))}{\sum_k Y_k^{m\eta} \exp(-\lambda^m q_k^m (1 + \varphi^m t_{ik}^m))} \quad (4-27)$$

$$p_i^m = \sum_j s_{ij}^m q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij}^m) \quad (4-28)$$

ただし p_i^m : 地域 i における財 m の消費地価格, q_j^m : 地域 j における財 m の生産地価格, φ^m : 財 m の時間価値パラメータ, t_{ij} : 地域 ij 間の所要時間, Y_j^η : 地域 j における財 m の生産額 (η は規模を表すパラメータ)。

4.3.2 実証分析における課題

集計 Logit モデルに関する課題は、確定論的な意思決定構造で定義される SCGE モデル体系内にエントロピー項を含む確率的意思決定構造のモデルを投入することで生じる理論面・実証面での課題である。

(1) 理論面での課題：価格に対するゼロ次同次体系を満たさない方程式

一般均衡体系は、価格に対してゼロ次同次性を確保する必要があるが、exp 項内に価格変数が含まれる集計 Logit モデルは、価格に対してゼロ次同次体系を満たさない。そのため、一般均衡解の収束可能性を担保できないことになる。

(2) 実証面での課題：所要時間減少シナリオ下での消費地価格の増加

(1)の理論面での課題の要因となる価格変数が exp 項内に含まれる式型は、実証面でも課題となる。所要時間減少シナリオ下でも消費地価格が増加する現象が生じるため、経済合理的行動を前提とする SCGE モデルにおいては論理的に不整合な解が算出されることになる。図 4-4 の数値例でも示すように、exp 項を含むケースでは、所要時間の減少により選択確率が増加するものの、消費地価格は増加することが分かる。

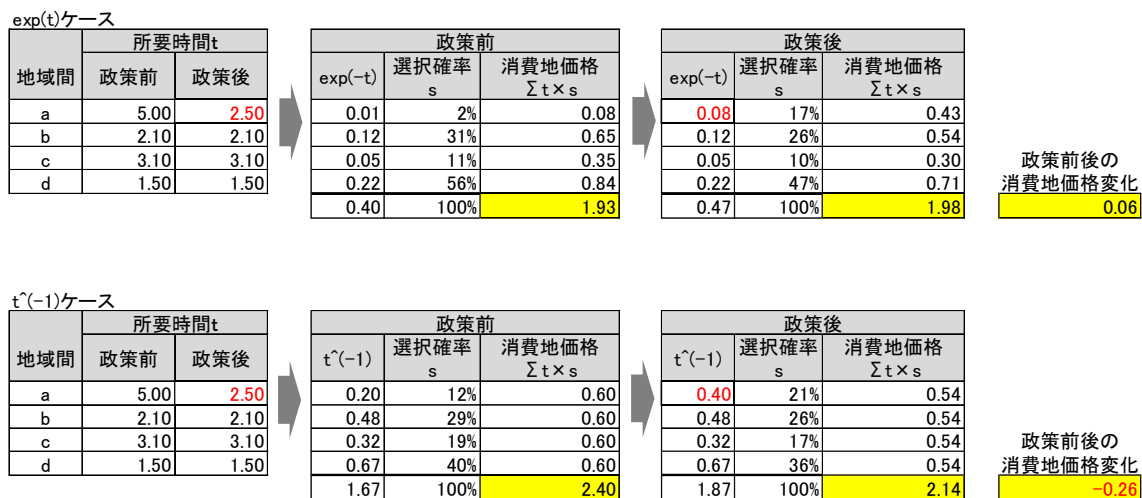


図 4-4 所要時間短縮に伴う消費地価格増加の数値例

4.3.3 課題への対応策

(1) 既往研究における対応策

孟・安藤(2004)³¹⁾では Grid-search 法により SCGE モデルにおけるワルラス誤差率を最小にするパラメータの組み合わせを抽出することで上述の課題(1)へ対応している。ただし、課題(2)への対応はなされていないため、政策シナリオによっては、所要時間短縮に伴い消費地価格が増加するケースが生じているものと推察される。

小池ほか(2008)¹²⁾では、Grid-search 法により消費地価格減少制約を課したパラメータ推定を行った上で SCGE モデルの収束可否を確認することで課題(1)及び(2)へ対応している。ただし、この対応ではパラメータ推定時に制約条件を課すことから地域間交易の現況再現性の低下が課題となっている。なお、Truong and Hensher(2012)³⁶⁾のように政策実施前後で選択確率 s_{ij} を変更しない方法 (式(4-29))が考えられるが、この場合、交通コスト減少に伴う代替効果は無いものとするため実証面での問題は残る。

$$p_i^1 - p_i^0 = s_{ij}^0(q_j^1 - q_j^0) \quad (4-29)$$

ただし、サフィックス 0,1 は政策実施前後の値を示す。

一方、Bröcker (2014)³⁷⁾では、課題(1)および(2)を解決するための抜本的方策として、式(4-30)で示すように選択確率の価格項に賃金率 w_j を導入することでゼロ次同次体系を担保するとともに Log-sum 変数により消費地価格を定義し、消費地価格が政策実施による変化に対して不整合が生じない構造に変更している。

$$p_i = -\frac{w_j}{\lambda} \ln \sum_j \exp \left[-\frac{\lambda q_j}{w_j} (1 + \varphi t_{ij}) \right]$$

$$x_{ij} = s_{ij}^m d_i \quad (4-30)$$

$$s_{ij} = \frac{Y_j^\eta \exp \left(-\frac{\lambda q_j}{w_j} (1 + \varphi t_{ij}) \right)}{\sum_k Y_k^\eta \exp \left(-\frac{\lambda q_k}{w_k} (1 + \varphi t_{ik}) \right)}$$

ただし、 w_j : 地域 j の賃金率。

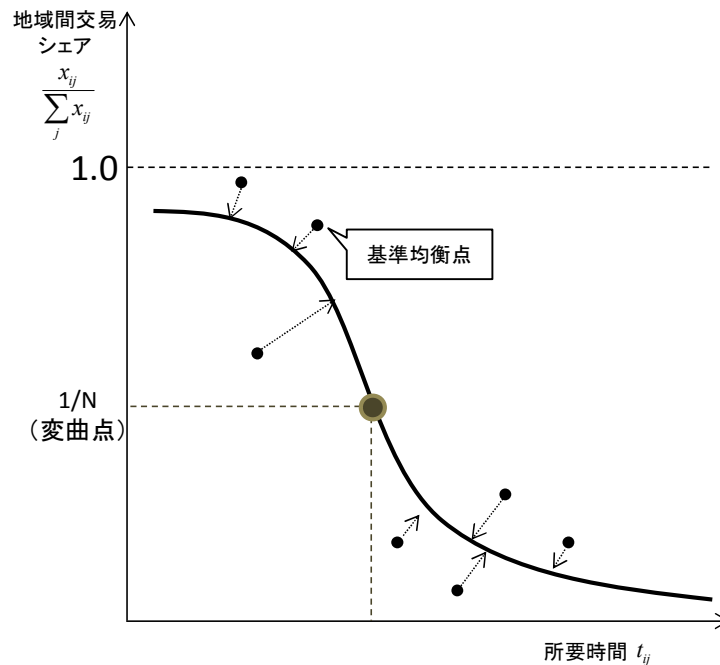
しかし、式(4-30)を用いて実証分析を行うためには、いくつかの問題がある。小地域にモデルを展開しようとした場合、定義の異なる価格変数 (q_j と w_j) を 2 種類用意することは統計制約上、困難であるとともに、Log-sum 変数による定義されている消費地価格が負の値となるため対応が必要となる。例えば、既往研究では Log-sum 項に対して負にならないよう調整項を付加する事例 (例えば柴崎(2009)³⁸⁾) もみられるが一般化できる事例ではない。

(2) 本稿での対応策

集計 Logit は、価格に対して \exp がかかることで、図 4-5 で示すように、ロジスティック曲線に基準均衡点を近似し確率的選択行動を表現することになる。しかし、この特性を有したまま、理論整合的なモデルに抜本的に変更することは難しい。

そのため、上述した理論面・実証面での課題を緩和することを目的に、所要時間短縮シナリオ下において消費地価格減少を満たすパラメータを推定し、消費価格の経済合理的行動との論理的不整合な動きを抑制する。このことは、決定論的意思決定システムで定義されている SCGE モデル内に確率的要素を含む地域選択行動を導入する際の不整合を是正することになる。ただし、消費地価格減少制約を課すことで、地域間交易の現況再現性低下が危惧されることから、本稿では現況再現性の低下を抑制するために地域内々交易に対してダミー変数を導入する。

なお、一般的に集計 Logit モデルは図 4-5 に示すように所要時間と地域間交易シェアの関係性が S 字曲線により表現され所要時間の短い区間と長い区間でシェアの変化が緩慢となる特性を有している。しかし、本研究のように選択肢数が非常に多くなるケースでは、図内の変曲点 ($1/N$) の位置がゼロに極めて近い値となるとともに、所要時間の短い地域内々シェアが大きく傾向にあることから、図 4-3 で示した CES 型モデルの指数曲線と似た曲線となる。



※N：選択肢数

図 4-5 集計 Logit モデルによる基準均衡点の近似イメージ

4.4 CES 型モデルと集計 Logit モデルの消費地価格定義の同一性

集計 Logit モデルでは、消費地価格の定義を地域間交易シェアの加重平均値として定義した。ここでは、Meng and Ando(2005)³⁹⁾を参考に、CES 型モデルの地域間交易需要及び消費地価格の式型を変形することで、集計 Logit モデルで定義した消費地価格を導出可能である点を示す。

CES 型モデルでは、最適化問題を解くことで以下の地域間交易量が導出される。なお、ここでは財種類のサフィックスは省略している。

$$x_{ij} = \beta_{ij} \left(\frac{q_j(1+\alpha_{ij})}{p_i} \right)^{-\sigma} d_i \quad (4-31)$$

消費地価格はラグランジェ乗数の逆数として以下の通りとなる。

$$p_i = \left(\sum_j \beta_{ij} (q_j(1+\alpha_{ij}))^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (4-32)$$

完全競争市場下では単位費用＝財価格となるため単位費用関数は以下のようなになる。

$$C_i = p_i = \left(\sum_j \beta_{ij} (q_j(1+\alpha_{ij}))^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (4-33)$$

Shephard の補題により、地域選択の交易係数は次式で表される。

$$s_{ij} = \frac{\partial C_i}{\partial (q_j(1+\alpha_{ij}))} = \frac{1}{1-\sigma} \left(\sum_j \beta_{ij} (q_j(1+\alpha_{ij}))^{1-\sigma} \right)^{\frac{1+\sigma}{1-\sigma}} (1-\sigma) \beta_{ij} (q_j(1+\alpha_{ij}))^{1-\sigma-1} \quad (4-34)$$

$$= \left(\sum_j \beta_{ij} (q_j(1+\alpha_{ij}))^{1-\sigma} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \beta_{ij} (q_j(1+\alpha_{ij}))^{-\sigma} \quad (4-35)$$

$$= \frac{\beta_{ij} (q_j(1+\alpha_{ij}))^{1-\sigma}}{\sum_j \beta_{ij} (q_j(1+\alpha_{ij}))^{1-\sigma}} \frac{P_i}{q_j(1+\alpha_{ij})} \quad (4-36)$$

ここで、 $q_j(1+\alpha_{ij})$ を左辺に移動し、両辺を j について足すと以下のようなになる。

$$\sum_j s_{ij} q_j(1+\alpha_{ij}) = \sum_j \frac{\beta_{ij} (q_j(1+\alpha_{ij}))^{1-\sigma}}{\sum_j \beta_{ij} (q_j(1+\alpha_{ij}))^{1-\sigma}} P_i \quad (4-37)$$

この式から、消費地価格は以下の通りとなり、生産地価格 q_j を加重平均したものとして表現される。

$$P_i = \sum_j s_{ij} q_j(1+\alpha_{ij}) \quad (4-38)$$

つまり、集計 Logit モデルで定義している消費地価格は、CES 型モデルにおいて最適化問題から導出される消費地価格と同一の定義となる。

4.5 結言

以上で示した CES 型モデルと集計 Logit モデルの構造を整理すると表 4-5 になる。両者は、意思決定方法が異なるモデル体系であるものの類似した式型で定義される。Anderson et al.(1992)¹³⁾による一連の研究でも指摘するように、CES 型モデルについては、地域選択シェアが集計 Logit モデルにおける間接効用関数の価格項（決定項）に対して対数をとることで導出することが可能である一方、集計 Logit モデルは、エントロピー項を導入することで直接効用最大化問題からの導出が可能となる。つまり、CES 型モデルは特殊な離散選択モデルのひとつとしてみなすことができる一方、集計 Logit モデルは財の異質性を考慮に入れた代表消費者モデルとして解釈することができる。

表 4-5 CES 型モデルと集計 Logit モデルのモデル構造の比較

	CES 型モデル	集計 Logit モデル
直接効用関数	<p>地域間交易需要を Armington 統合した総需要を制約条件とした輸送費用の最小化</p> $\min_{x_{ij}} \sum_{j \in J} (1 + \varphi^m t_{ij}^m) q_j^m x_{ij}^m$ $s.t. \quad d_i^m = \left\{ \sum_{j \in J} \beta_{ij}^{m\sigma^m} (x_{ij}^m)^{\frac{\sigma^m - 1}{\sigma^m}} \right\}^{\frac{\sigma^m}{\sigma^m - 1}}$ $\sum_{j \in J} \beta_{ij}^m = 1$	<p>地域間交易需要の単純和による総需要を制約条件としたエントロピー項を含む輸送費用の最小化</p> $\min_{x_{ij}} \sum_{j \in J} \left\{ (1 + \varphi^m t_{ij}^m) q_j^m + \alpha_j^m \right\} x_{ij}^m + \frac{1}{\lambda^m} \sum_{j \in J} x_{ij}^m \ln \frac{x_{ij}^m}{d_i^m}$ $s.t. \quad d_i^m = \sum_{j \in J} x_{ij}^m$
地域間交易需要	$x_{ij}^m = \beta_{ij}^m \left\{ \frac{q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij}^m)}{p_i^m} \right\}^{-\sigma^m} d_i^m$ <p>(地域間交易シェア)</p> $s_{ij}^m = \frac{\beta_{ij}^m (q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij}^m))^{-\sigma^m}}{\sum_k \beta_{ik}^m (q_k^m (1 + \varphi^m t_{ik}^m))^{-\sigma^m}}$ <p>ただし、$\beta_{ij}^m = \frac{Y_j^{m\eta^m}}{\sum_j Y_j^{m\eta^m}}$</p>	$x_{ij}^m = \frac{\alpha_j^m \exp\{-\lambda^m q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij}^m)\}}{\sum_k \alpha_k^m \exp\{-\lambda^m q_k^m (1 + \varphi^m t_{ik}^m)\}} d_i^m$ <p>(地域間交易シェア)</p> $s_{ij}^m = \frac{\alpha_j^m \exp\{-\lambda^m q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij}^m)\}}{\sum_k \alpha_k^m \exp\{-\lambda^m q_k^m (1 + \varphi^m t_{ik}^m)\}}$ <p>ただし、$\alpha_j^m = \frac{Y_j^{m\eta^m}}{\sum_j Y_j^{m\eta^m}}$</p>
消費地価格	$p_i^m = \left\{ \sum_{j \in J} \beta_{ij}^m \left\{ q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij}^m) \right\}^{1 - \sigma^m} \right\}^{\frac{1}{1 - \sigma^m}}$	$p_i^m = \sum_{j \in J} s_{ij}^m q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij}^m)$ <p>※加重平均の消費地価格は、CES 型モデルの消費地価格から Shephard の補題により導出可能。</p>

このように、両者は類似した構造ではあるものの、本章で示したように実証分析をするうへでは理論面および実証面の課題を有する。各課題と本研究における対応策を表4-6に示す。各対応策について次章において実証分析を通して検証する。

表 4-6 CES 型モデルと集計 Logit モデルの課題と対応

		CES 型モデル	集計 Logit モデル
課題	理論面	<ul style="list-style-type: none"> 一般均衡理論と整合的。 	<ul style="list-style-type: none"> ガンベル分布を仮定するため exp 項内に価格変数が定義され価格に対してゼロ次同次体系を満たさない。そのため、一般均衡理論と不整合。
	実証面	<p>【地域間代替弾力性】</p> <ul style="list-style-type: none"> 既往研究では国際貿易の地域間代替弾力性を国内に適用するなど実証性に欠ける。加えて、地域間交易需要額が整備されていない空間スケールにおいて所要時間を考慮した地域間代替弾力性の推定が行われていない。 <hr/> <p>【シェアパラメータ】</p> <ul style="list-style-type: none"> キャリブレーションによりシェアパラメータを求めると、基準均衡時点で OD 量の少ない地域間では政策効果が発現しない 4S 問題が発生する。 	<ul style="list-style-type: none"> 誤差項が確率的に分布することを前提としていることから、所要時間減少シナリオ下でも消費地価格が増加する現象（限定合理的行動）が生じる。そのため、経済合理的行動を前提とする SCGE モデルにおいては論理的に不整合な解が算出される（所要時間減少下で消費地価格が増加するケースが生じる）。
本稿での対応策		<ul style="list-style-type: none"> 実証面の課題解決として、所要時間を考慮した地域間代替弾力性の推定を試みるとともに、シェアパラメータについては地域間代替弾力性と同時推定する規模に関するパラメータで代替する。 ただし、シェアパラメータを統計推定した場合、基準均衡状態を再現できないため、一般均衡理論との整合性は確保されない。つまり理論面での不整合が生じる。 	<ul style="list-style-type: none"> 実証面の課題解決として、経済合理的行動に即した挙動となるよう、所要時間短縮に伴い消費地価格が減少するよう制約をかけたうえで地域間交易モデルのパラメータ推定を行う。 なお、ゼロ次同次性を満たす抜本的な構造式の変更については本稿では提示出来ていないため今後の検討課題となる。

参考文献

- 1) Samuelson, P. A. : Spatial price equilibrium commodity flow model, *The Annals of Regional Science*, No. 24, pp. 13-28, 1952.
- 2) Armington, P. S. : A theory of demand for products distinguished by place of production, *IMF Staff Papers*, Vol. 16, pp. 159-178, 1969.
- 3) Harker, P. : *Predicting Intercity Freight Flows*, VNU Science Press, 1987.
- 4) Hertel, T. W. (ed.) : *Global Trade Analysis: Modeling and Applications*, New York Cambridge University Press, 1997.
- 5) Takayama, T. and Judge, G. G. : *Spatial and Temporal Price and Allocation Models*, North-Holland, Amsterdam, 1971.
- 6) Mun, S. : Transport network and system of cities, *Journal of Urban Economics*, Vol. 42, pp. 205-221, 1997.
- 7) Shoven, J. B. and Whalley, J. : Applied General-Equilibrium Models of Taxation and International Trade, An Introduction and Survey, *Journal of Economic Literature*, Vol. 22, No. 3, pp. 1007-1051, Sep. 1984.
- 8) Bröcker, J., Korzhenevych, A., Schürmann, C. : Assessing spatial equity and efficiency impacts of transport infrastructure projects, *Transportation Research Part B*, Vol. 44, pp. 795-811, 2010.
- 9) 宮城俊彦：独立した輸送部門をもつSCGEモデルによる高速道路の経済効果評価，土木学会論文集D3（土木計画学），Vol.68，No.4，pp.291-304，2012.
- 10) 奥田隆明：確率論に基づく多地域一般均衡モデルー地域政策分析のための応用一般均衡モデルとしてー，*地域学研究*，第24巻，第1号，pp.117-131，1994.
- 11) 文世一：地域幹線道路網整備の評価ー集積の経済にもとづく多地域モデルの適用，土木計画学ワンデーセミナー・シリーズ15，*応用一般均衡モデルの公共投資評価への適用*，1998.
- 12) 小池淳司，佐藤啓輔，川本信秀：帰着便益分析による道路ネットワーク整備の公平性評価ーRAEM-Lightモデルを用いたアプローチー，*高速道路と自動車*，Vol.51，No.12，pp.27-33，2008.
- 13) Anderson S. P, A. de Palma and J.F. Thisse: *Discrete Choice Theory of Product Differentiation*, MIT Press, 1992.
- 14) 細江宣裕，我澤賢之，橋本日出男：*応用一般均衡モデリング*，東京大学出版会，2004.
- 15) Hanslow, K. : *The Application of CRESH-Based Functional forms in CGE Models*, Research Memorandum, 2001.
- 16) Philippidis, G., Resano, H., Sanjuan, A., Bourne, M. and Kitou, E. : Shifting Armington trade preferences employing gravity models: Addressing the 'small

- shares stay small' problem, Presented at the 15th Annual Conference on Global Economic Analysis, Geneva, Switzerland, 2012.
- 17) Hertel, T, Hummels, D, Ivanic, M. and Keeney, R. : How Confident Can We Be in CGE-Based Assessments of Free Trade Agreements?, GTAP Working Paper, No. 26, Center for Global Trade Analysis, Purdue University West Lafayette, IN, 2003.
 - 18) 渡邊淳司, 中村良平 : 産業別代替弾力性の計測に基づく地域ポテンシャルと企業形成, 応用地域学会第27回研究発表大会, 2013.
 - 19) 宮城俊彦, 石川良文, 由利昌平, 土谷和之, 地域内産業連関表を用いた都道府県間産業連関表の作成, 土木計画学研究・論文集, Vol. 20 (2003) P 87-95, 2003.
 - 20) 小池淳司, 伊藤佳祐, 中尾拓也 : 地域間交易の代替弾力性の推定, 土木学会論文集D3 (土木計画学), Vol.68, No.5 (土木計画学研究・論文集第29巻), pp.I_55-I_61, 2012.
 - 21) Claro. S. : A Cross-Country Estimation of the Elasticity of Substitution between Labor and Capital in Manufacturing Industries, Cuadernos de Economia, Vol. 120, pp239-257, 2003
 - 22) Kapuscinski, C. A. and Warr, P. G. : Estimation of Armington elasticities : an application to the Philippines, Economic Modeling, Vol. 16, pp. 257-278, 1999.
 - 23) Bilgic, A., King, S., Lusby, A. and Schreiner, D. F. : Estimation of U.S. Regional Commodity Trade Elasticities of Substitution, The Journal of Regional Analysis & Policy, Vol. 32, No. 2, pp. 79-97, 2002.
 - 24) Cernat, L., Laird, S., Monge-Roffarello, L. and Turrini, A. : The EU's Everything But Arms Initiative and the Least-developed Countries Discussion Paper, 2003.
 - 25) Gohin, A., Guyomard, H. and Mouël, C. L. : Tariff protection elimination and the Common Agricultural Policy reform: Implications of changes in methods of import demand modelling, Working Paper, Rennes, 2002.
 - 26) Hanosh, G. : CRESH Production Functions, Econometrica, Vol. 39, No. 5, pp. 695-712, 1971.
 - 27) Roson, R. : Transport networks and the spatial economy : a general equilibrium analysis, Umeå economic studies, 340, 1994.
 - 28) Komorowska, J., Kuiper, M. and Tongeren, F. : Sharing Gravity: Gravity Estimates of Trade Shares in Agri-food, 10th Annual Conference on Global Economic Analysis, Purdue University, West Lafayette, 7-9 June, 2007.
 - 29) Anderson, J. and van Wincoop, E. : Gravity with Gravitas, A Solution to the Border Puzzle, American Economic Review, 2003.
 - 30) 小池淳司, 佐々木剛, 佐々木康朗, 山崎清, 市町村単位のSCGEモデルを用いた東日本大震災の経済被害の空間的把握, 土木学会論文集D3 (土木計画学) Vol.70, No.5 (土木計画学研究・論文集第31巻), I_151-I_159, 2014.

- 31) 孟渤, 安藤朝夫: SCGEモデルにおける財輸送の考慮とワルラス法則: 中国基準均衡解による検証, 応用地域学研究, Vol. 9, No. 1, pp. 49-60, 2004.
- 32) Wilson, A. G.: Entropy in Urban and Regional Modeling, Pion, 1970.
- 33) McFadden, D.: Modelling the Choice of Residential Location, in: A. Karlqvist, Lundqvist and J. W. Weibull, eds, Spatial Interaction Theory and Residual Location (North-Holland, Amsterdam), pp. 75-96, 1978.
- 34) Ben-Akiva, M. and Lerman, S. R.: Discrete Choice Analysis, MIT Press, 1985.
- 35) 城所幸弘・金本良嗣: 「ロジット型モデルと費用便益分析」161~202頁(森地茂・金本良嗣(編)『道路投資の便益評価』第6章所収, 東洋経済新報社, 2008.
- 36) Truong, T. and Hensher, D.: Linking discrete choice to continuous demand within the framework of a computable general equilibrium model, Transportation Research Part B, Vol. 46, pp. 1177-1201, 2012.
- 37) Bröcker, J.: Discrete Choice in spatial CGE models, The third meeting on integration of spatial computable general equilibrium and transport modelling, Joint Seminar of TU Delft and Kobe University, 2014.
- 38) 柴崎隆一: 東アジアを中心とした国際海上コンテナ貨物流動シミュレーションモデルの構築, 計画交通研究会, 計画・交通研究会ワーキングペーパーシリーズ, No09-1, 2009.
- 39) Meng, B., Ando, A.: "An Economic Derivation on Trade Coefficients under the Framework of Multi-regional I-O Analysis," IDE Discussion Papers 29, Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization (JETRO), 2005.

第5章 地域間交易モデルの挙動検証

5.1 緒言

本章では、4章で示した地域間交易モデルの課題への対応策を実証的に検討することを目的に、異なる空間スケールのもとで地域間交易モデルの挙動を検証し SCGE モデルに実装すべきモデル構造および留意点について整理を行う。検討する空間スケールは、全国 46 都道府県ケース、都道府県ケースと同規模のゾーニング数で対象範囲を限定したケースとして広島・島根両県内の 37 市町村ケース、そして実務的にも活用機会の多いブロック内を細分化したケースである中国地方周辺の 145 市町村ケースを対象に、地域間交易モデルのパラメータ推定、現況再現性の確認、SCGE モデルへ実装した場合に算出される便益の比較を行う。最後に、地域間交易モデルから推定した時間価値パラメータに基づく輸送マージン率と、輸送マージン率の唯一の実績値である全国産業連関表に基づく算出値とを比較することで SCGE モデルにインプットする時間価値パラメータの検証を行う。

5.2 データ設定

地域間交易モデルの挙動検証のためのデータ設定を行う。モデルの推定に必要なデータは、地域間交易データ、一般化費用データ、財価格データ（生産地価格）、規模を表す指標（付加価値額等）の 4 データであり、当該データを用いて 3 つの異なる空間スケールにおけるパラメータ推定を行う。なお、基準均衡年次は H17 年とする。

(1) 空間スケール

本稿で検討する空間スケールは以下の通りである。

表 5-1 空間スケールと産業分類

空間スケール	産業分類	空間スケールの特徴
46 都道府県	3 分類	全国 46 都道府県（沖縄県除く）を対象
37 市町村	3 分類	大規模な道路（尾道松江線）が整備された広島県および島根県内の 37 市町村を対象。46 都道府県ケースとゾーン数を概ねそろえることで、空間スケール細分化による影響を検証
145 市町村	3 分類	実務での活用を念頭に、中国ブロックを中心に周辺地域を含めた地域を対象とするケース。



図 5-1 46ゾーン（沖縄県除く都道府県）

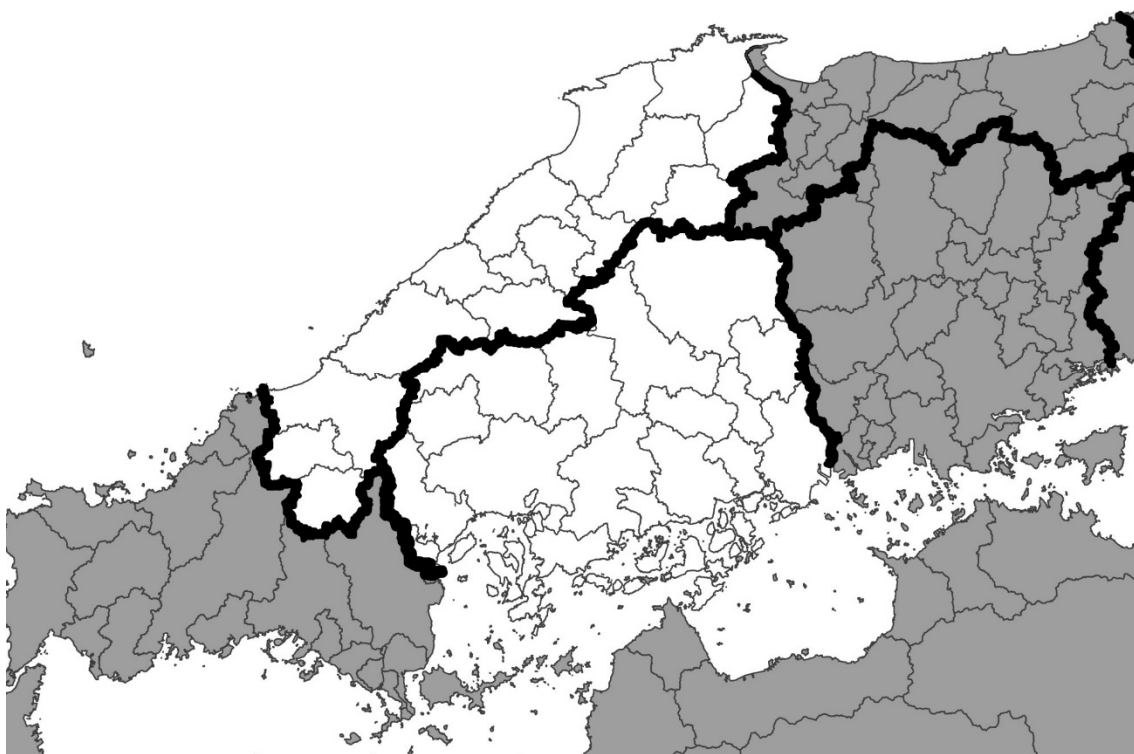


図 5-2 37ゾーン（広島・島根県内の市町村）

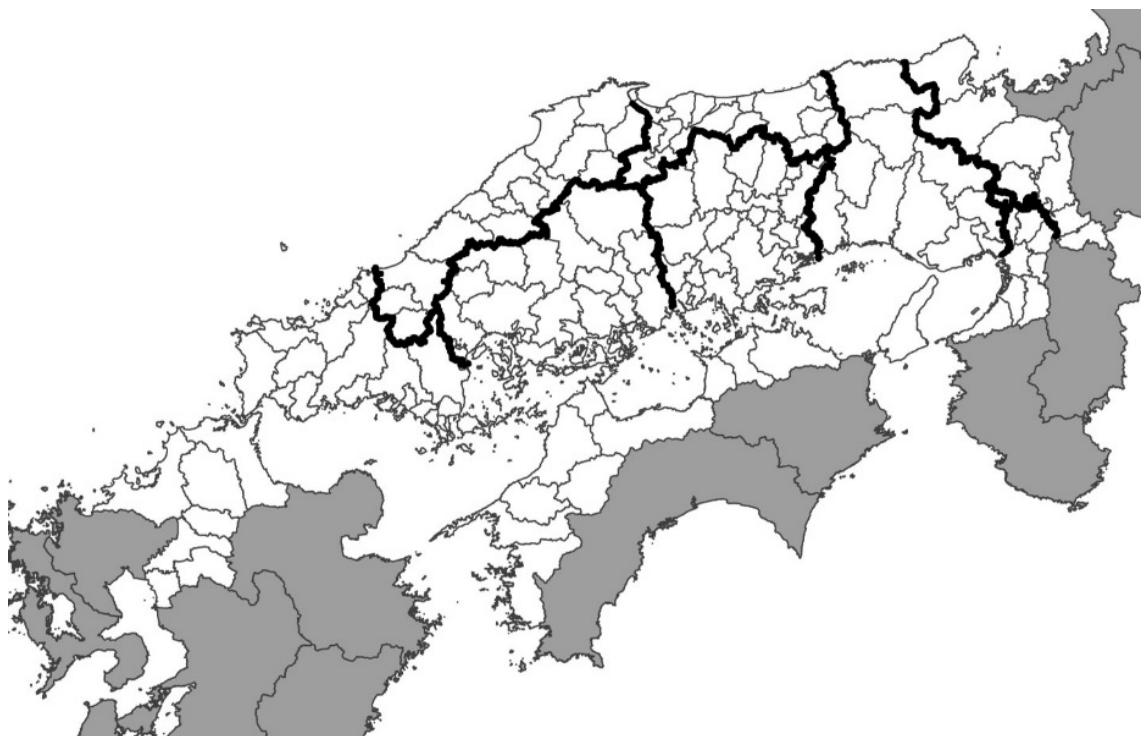


図 5-3 145 ゾーン（中国地方内市町村および隣接ブロックの生活圏）

(2) 地域間交易データ

地域間交易データは、2章での整理に基づき TDB が保有する企業概要ファイルに記録された企業間の取引件数データを使用する。ここでの取引件数とは各ゾーンが製造業から仕入れる取引有無を集計したものを示す。各ケースで取引件数の総数は以下の通りである。

表 5-2 空間スケール別の企業間取引データに基づく取引件数（取引有無の集計値）

空間スケール	地域間取引件数（取引有無の集計値）※
46 都道府県	809,423 件
37 市町村	8,951 件 (全国 46 都道府県の総取引件数の約 1.1%)
145 市町村	128,021 件 (全国 46 都道府県の総取引件数の約 15.8%)

※TDB の企業概要ファイルデータ

(3) 一般化費用データ

H17 と H25 の 2 時点のネットワーク下で、一般化費用を算出する。CES 型モデルについては H17 ネットワークの一般化費用をもとにパラメータ推定を行うのに対して、集計 Logit モデルでは所要時間短縮時の消費地価格減少制約を課すことから、H17 と H25 の 2 時点での一般化費用を活用する。算出条件は表 5-3 の通りである。

表 5-3 一般化費用算出条件

算出ケース	算出条件
<ul style="list-style-type: none"> ・H17 ネットワーク ケース ・H25 ネットワーク ケース 	<ul style="list-style-type: none"> ・所要時間については、H22 道路交通センサリの混雑時旅行速度（上下平均値）により算出し、高速道路の利用料金については、24.6 円/km、ターミナルチャージ 150 円として設定する。なお、高速道路の利用料金については ETC 割等の割引は考慮しない。 ※H17～H25 に整備された新規路線以外は全て旅行速度の変化がないものとする。 ・現行市町村役場間の一般化費用の決定は、Dijkstra 法により一般化費用最小ルートの値とする。



※赤実線は H17 年～H25 年末に供用した路線

図 5-4 分析対象の道路ネットワーク

(4) 価格データの設定

地域別の財価格（生産地価格） q_j^m は、既存統計で整備されていないことから、本稿では文(1997)²⁾を参考に以下のように算出する。まず、企業の生産関数を1次同次のコブ・ダグラス型で定式化する。

$$y_j^m = \delta^m (L_j^m)^{\alpha^m} (K_j^m)^{1-\alpha^m} \quad (5-1)$$

企業の利潤最大化行動より、次のように各投入要素に対する需要が以下のように求められる。

$$L_j^m = \frac{\alpha^m}{w_j} q_j^m y_j^m \quad (5-2)$$

$$K_j^m = \frac{1-\alpha^m}{r_j} q_j^m y_j^m \quad (5-3)$$

ここに、 q_j^m は、地域 j における財 m の生産地価格であり、 w_j と r_j は、それぞれ地域 j の労働者の賃金と資本レントである。ここで、1次同次の生産関数を仮定したので、正の生産を行う場合、企業の利潤はゼロである。そのため、生産地価格は単位費用関数であり具体的には次のようにかける。

$$C^m(w_j, r) = q_j^m = \frac{w_j^{\alpha^m} r_j^{1-\alpha^m}}{\delta^m \alpha^{\alpha^m} (1-\alpha^m)^{1-\alpha^m}} \quad (5-4)$$

ここで、資本レントを地域間で一定とすると、以下のように賃金率に労働シェアをべき乗した値として定義することが出来る。

$$C^m(w_j, r) = q_j^m = w_j^{\alpha^m} \quad (5-5)$$

なお、賃金率 w_j はH17工業統計³⁾における課税所得額／従業者数により定義する。労働シェアについては、産業連関表における付加価値額における労働シェアとして定義する。ただし、このままではSCGEモデル内で1の近傍で設定される生産価格と数値のオーダーに乖離が生じるため、本稿では上述で算出した生産地価格について平均値が1となるよう正規化した。

(5) 付加価値データの設定

付加価値データ Y_j^m は、H17工業統計³⁾における製造業の付加価値額を使用する。

5.3 地域間交易モデルのパラメータ推定

5.3.1 地域間所要時間と地域間交易シェアの関係性

地域間所要時間と地域間交易シェアの関係性を空間スケール別に整理したものを図 5-5～5-7 に示す。地域内々シェアが内外シェアに比べて非常に高くなる傾向にあることが分かる。そこで本研究では地域内々交易に対してダミー変数を考慮した推定についても検討を行う。加えて、46 都道府県ケースでは東京都からの調達シェアが高くなっていることから東京ダミーを考慮に入れて推定する。

なお、地域内々所要時間については理論的に精緻な設定方法がないため本稿では表 5-4 で示すように与えている。そのため、地域内々値については、交易シェアと所要時間が必ずしも整合的なデータとなっていないことに留意が必要となる。

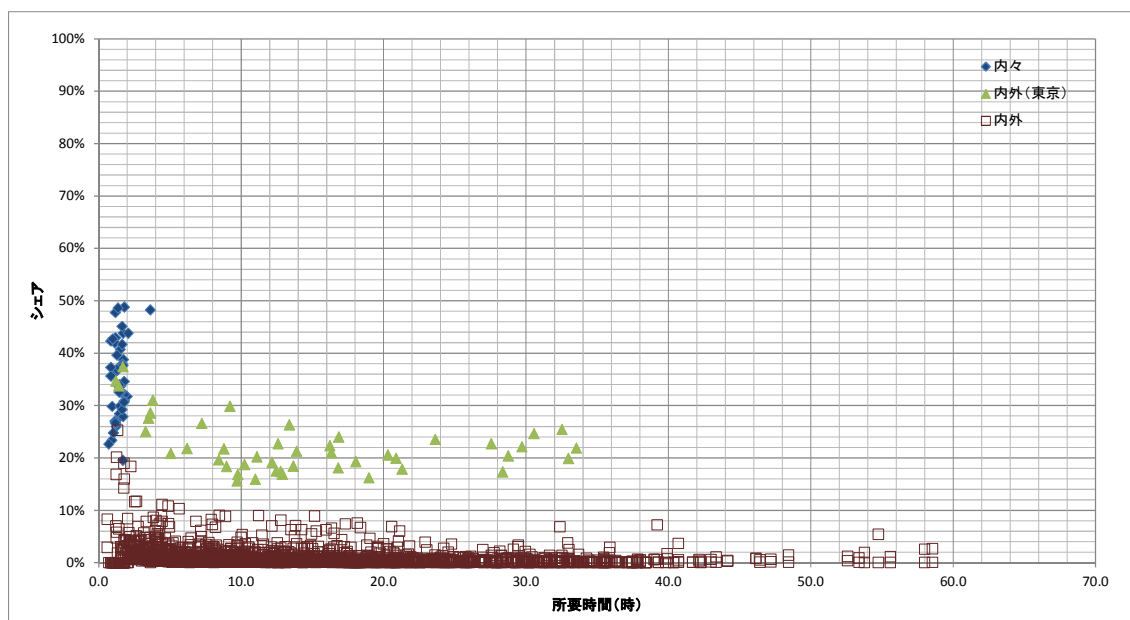


図 5-5 所要時間と地域間交易シェアの関係性 (46 都道府県)

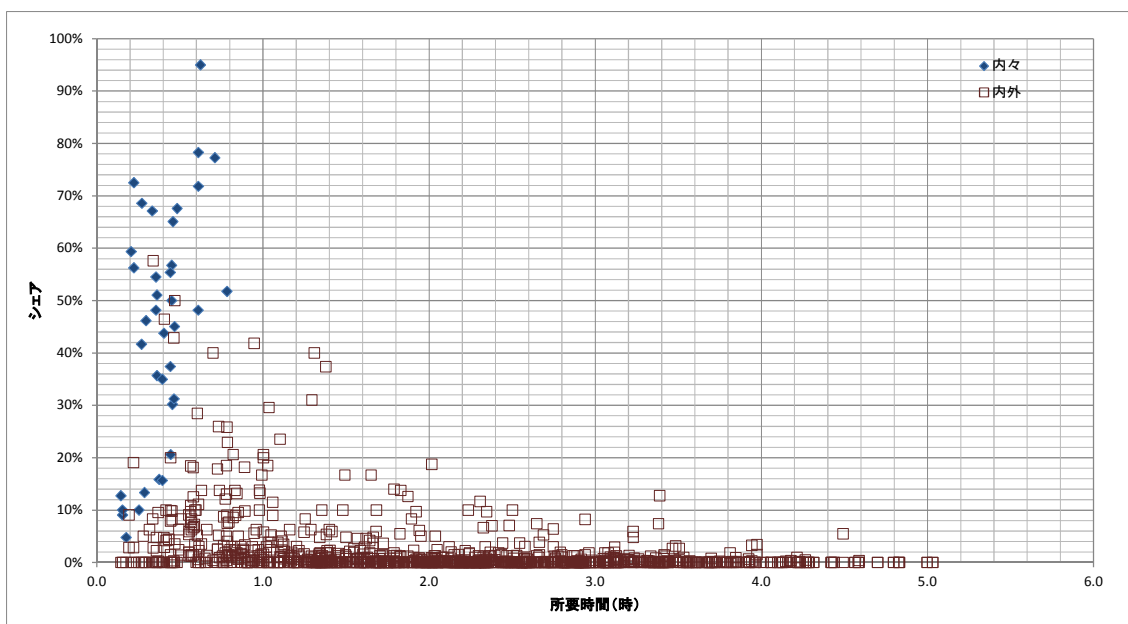


図 5-6 所要時間と地域間交易シェアの関係性 (37 市町村)

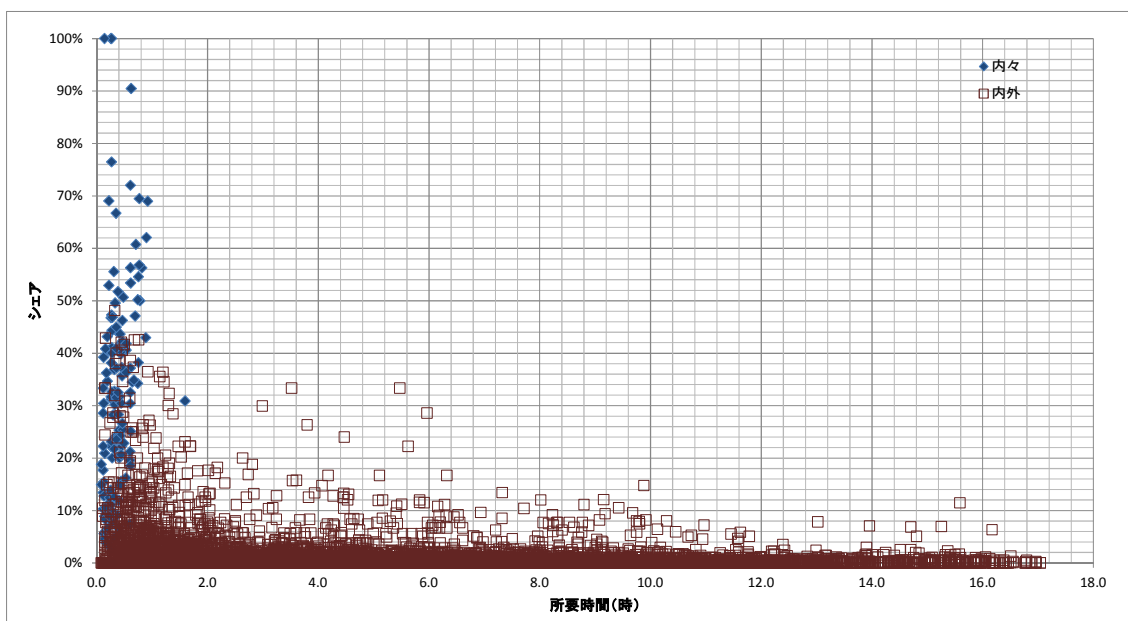


図 5-7 所要時間と地域間交易シェアの関係性 (145 市町村)

表 5-4 内々所要時間の設定方法

空間スケール	設定内容
46 都道府県	都道府県内市町村間の平均所要時間
37 市町村	隣接市町村への所要時間の 80%
145 市町村	隣接市町村への所要時間の 80%

5.3.2 CES 型モデルによる推定

(1) パラメータ推定手法

4章で示したように、CES 型モデルの地域間交易需要について、総地域間交易需要に対する比（地域間交易シェア）を取ることで下式を導出する。ここでの推定手法は最尤推定法および誤差二乗和の最小化の2つのケースを検討する。

$$s_{ij}^m = \frac{Y_j^{m\eta} (q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij}))^{-\sigma^m}}{\sum_k Y_k^{m\eta} (q_k^m (1 + \varphi^m t_{ik}))^{-\sigma^m}} \quad (\text{再掲})$$

なお、当該式は、価格と所要時間項が交易シェアに対して非線形の構造となっている。このような構造に対して、Bröcker(1998)⁴⁾をはじめとした既往研究では、近似式として $f(t) = (1 + \varphi t)^{-\sigma} \approx \exp(-\sigma \varphi t)$ が $f(t) = 1$ の近傍下で成立することを利用し推定式を下式のような線形式に変換している。

$$s_{ij}^m = \frac{Y_j^{m\eta} (q_j^m \exp(\varphi^m t_{ij}))^{-\sigma^m}}{\sum_k Y_k^{m\eta} (q_k^m \exp(\varphi^m t_{ik}))^{-\sigma^m}} \quad (5-6)$$

ここで、数値実験を通して、非線形式を直接推定するケース、線形近似し推定するケースに加えて、推定法として尤度最大化および誤差二乗和最小化のそれぞれについて、パラメータの真値に対してどの程度の誤差が発生するか確認を行う。なお、ここでの尤度関数は下式により定義される。

$$\ln L = \sum_j \sum_i s_{ij}^* \ln s_{ij} \quad (5-7)$$

ただし、 s_{ij}^* ：実測シェア、 s_{ij} ：推計シェア

次頁の表 5-5 および 5-6 に数値実験として 5 地域間データを用いた検討結果を示す（パラメータの真値を $\varphi = 0.1$ 、 $\sigma = 2.0$ 、 $\eta = 1.0$ に設定）。誤差二乗和最小と尤度最大では大きな相違はないものの、線形推定することで推定されるパラメータが真値から乖離していることが分かる。この乖離は φ の推定量にも依存することから、本研究では非線形構造式から直接パラメータを推定するケースに加えて参考として線形近似するケースについても推定を行う。ただし、線形近似をすることで再現値に乖離が生じるのであれば近似の論理的妥当性は低くなることに留意が必要となる。

表 5-5 数値実験：データ設定

所要時間t						価格q		規模Y	
	A	B	C	D	E		価格		規模
A	1	2	3	4	5	A	1.1	A	10
B	2	1	3	2	2	B	1.2	B	20
C	3	3	1	5	4	C	1	C	10
D	4	2	5	1	6	D	0.9	D	30
E	5	2	4	6	1	E	0.8	E	10

実測 ($\phi=0.1, \sigma=2.0, \eta=1$ のもとでの実測)

	A	B	C	D	E
A	14%	10%	11%	8%	8%
B	20%	19%	18%	18%	21%
C	12%	10%	18%	8%	11%
D	39%	43%	36%	56%	32%
E	14%	18%	17%	11%	28%
合計	100%	100%	100%	100%	100%

上記の条件に基づき、推定した結果は以下の通りである。線形推定することで乖離が生じていることが分かる。

表 5-6 数値実験：パラメータ推定結果

	真値	誤差二乗和最小				尤度最大			
		非線形推定		線形推定		非線形推定		線形推定	
		推定値	真値との乖離率	推定値	真値との乖離率	推定値	真値との乖離率	推定値	真値との乖離率
ϕ	0.10	0.10	0.0002%	0.08	32.6%	0.10	0.0001%	0.08	32.4%
σ	2.00	2.00	0.0000%	2.02	-1.1%	2.00	0.0001%	2.03	-1.3%
η	1.00	1.00	0.0001%	1.00	-0.2%	1.00	0.0001%	1.00	-0.3%

(2) パラメータ推定ケース

CES 型モデルのパラメータ推定について表 5-7 で示す 5 ケースを検討する。非線形構造式の推定については、地域内々ダミー変数の有無による推定結果の相違について確認を行う。なお、上述したように非線形式による推定との乖離状況を確認するため参考ケースとして線形近似による推定についても行う。

表 5-7 CES 型モデルの検討ケース

検討ケース	構造式	地域内々ダミー変数	パラメータ推定法
CES-1	非線形	無し	最尤推定
CES-2	非線形	無し	誤差二乗最小
CES-3	非線形	有り	最尤推定
CES-4	非線形	有り	誤差二乗最小
CES-5 (参考)	線形近似	無し	最尤推定

※全国 46 都道府県ケースについては内々ダミー変数に加えて東京ダミー変数を考慮

(3) パラメータ推定結果

a) 地域内々ダミー無し (CES-1, CES-2)

まず、地域内々ダミーを考慮しないケースについて尤度最大化および誤差二乗和最小化による各空間スケールでのパラメータ推定結果を示す。表 5-8 は 46 都道府県の推定結果である。両推定法ともに推定される ϕ が非常に大きな値となっており尤度最大化の推定結果についてはヘッセ行列の固有値が非負となっていることから凸性を担保出来ない。尤度最大化の結果に基づく尤度局面 (図 5-8) からは ϕ 方向への尤度局面が緩慢となる傾向になっていることから、 s_{ij} に対する ϕt_{ij} の影響度合いは小さく σ の値に大きく依存して決定される構造となっている。

表 5-8 パラメータ推定結果：46 都道府県

ケース	推定法	パラメータ			現況再現性 R ²	適合度 修正済み ρ^2	最終尤度	ヘッセ行列の固有値		
		σ	ϕ	η						
CES-1	尤度最大化	1.40	62,750.81	1.05	0.49	0.23	-132.01	0.00	-19.89	-41.28
CES-2	誤差二乗最小化	1.63	62750.81	0.58	0.56	-	-	-	-	-

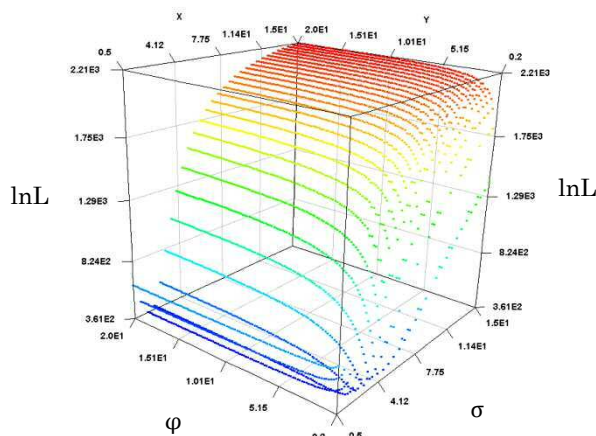


図 5-8 尤度曲面 (η 固定)：46 都道府県

次に、37 市町村の結果を表 5-9 に示す。46 都道府県ケースに比べると時間価値パラメータ ϕ は両ケースで低い値になっているものの 1 を超えていることから、財価格よりも多くの輸送コストが必要となることを示している。

表 5-9 パラメータ推定結果：37 市町村

ケース	推定法	パラメータ			現況再現性 R ²	適合度 修正済み ρ^2	最終尤度	ヘッセ行列の固有値		
		σ	ϕ	η						
CES-1	尤度最大化	3.36	3.08	0.69	0.57	0.38	-79.44	-0.08	-5.83	-65.87
CES-2	誤差二乗最小化	3.89	2.21	0.58	0.58	-	-	-	-	-

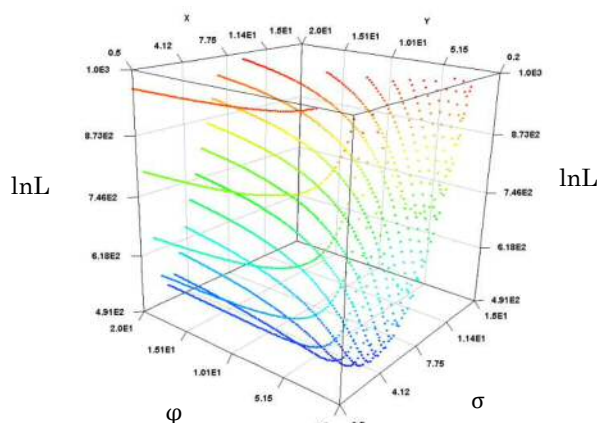


図 5-9 尤度曲面 (η 固定) : 37 市町村

次に、145 市町村の結果を表 5-10 に示す。尤度最大化ケースについてはヘッセ行列の固有値は負となっているものの、46 都道府県同様に時間価値パラメータ ϕ が高く推定されている。一方で、誤差二乗最小化については相対的に ϕ の値は小さくなっているが、1 を超えていることから、財価格よりも多くの輸送コストが必要となることを示している。

表 5-10 パラメータ推定結果 : 145 市町村

ケース	推定法	パラメータ			現況再現性 R ²	適合度 修正済み ρ^2	最終尤度	ヘッセ行列の固有値		
		σ	ϕ	η						
CES-1	尤度最大化	1.85	62.28	0.73	0.42	0.34	-471.09	-0.00	-100.04	-331.93
CES-2	誤差二乗最小化	3.25	1.86	0.49	0.48	-	-	-	-	-

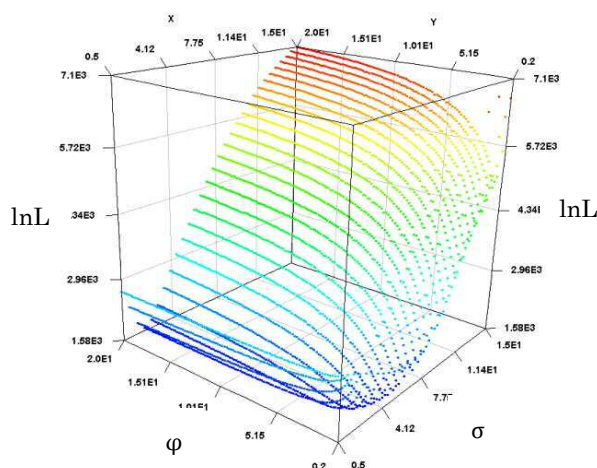


図 5-10 尤度曲面 (η 固定) : 145 市町村

b) 地域内々ダミー有り (CES-3, CES-4)

前述したケース a)は、地域内々の所要時間と地域間交易需要に大きく影響をうけてパラ

メータ推定値の実証性が損なわれている可能性がある。そこで、本項では地域内々ダミーを考慮したパラメータ推定を行う。地域間交易需要式への地域内々ダミーの反映の仕方として表 5-11 の 2 ケースを検討する。地域内々ダミー①はシェアパラメータに対してダミー変数がかかるようにし、内々ダミー②は時間価値パラメータに直接的にかかるよう設定している。なお、46 都道府県ケースについては、地域内々ダミーに加えて東京からの財消費が多くあることから東京からの購入ダミーを地域内々ダミーに乗じる。

表 5-11 検討ケース

検討ケース	地域内々ダミーを考慮した需要式
地域内々ダミー①	$x_{ij}^m = IDummy^m TDummy^m \beta_{ij}^m \left\{ \frac{q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij})}{p_i^m} \right\}^{-\sigma^m} d_i^m$
地域内々ダミー②	$x_{ij}^m = \beta_{ij}^m \left\{ \frac{q_j^m (1 + IDummy^m TDummy^m \varphi^m t_{ij})}{p_i^m} \right\}^{-\sigma^m} d_i^m$

ただし、 $IDummy^m$: 財 m の地域内々交易に対するダミー、 $TDummy^m$: 財 m の東京からの財購入に対するダミー (46 都道府県ケースのみ)

表 5-12 は 46 都道府県のパラメータ推定結果を示す。地域内々ダミーを考慮しない結果 (表 5-8) と比較すると、時間価値パラメータが低めに推定されているものの依然として 1 を超える値となっている。また、図 5-11 で示す尤度局面を確認しても、地域内々ダミーを考慮しないケースと同様に φ 方向に緩慢な局面となっていることから s_{ij} に対する φt_{ij} の影響度合いは小さく σ の値に大きく依存して決定される構造となっている。

表 5-12 パラメータ推定結果：46 都道府県 (地域内々ダミー有り)

ケース	推定法	パラメータ					現況再現性 R ²	適合度 修正済み ρ^2	最終尤度	
		σ	ϕ	η	IDummy	TDummy				
内々ダミー①	CASE-3	尤度最大化	0.88	2.93	0.84	8.36	9.28	0.82	0.25	-121.05
	CASE-4	誤差二乗最小化	0.54	3.36	0.34	11.84	13.27	0.84		
内々ダミー②	CASE-3	尤度最大化	0.81	142.15	1.11	0.08	2.74	0.63	0.25	-124.81
	CASE-4	誤差二乗最小化	0.94	8.54	0.53	0.15	0.98	0.69		

※IDummy: 地域内々交易に対するダミー, TDummy: 東京からの購入に対するダミー

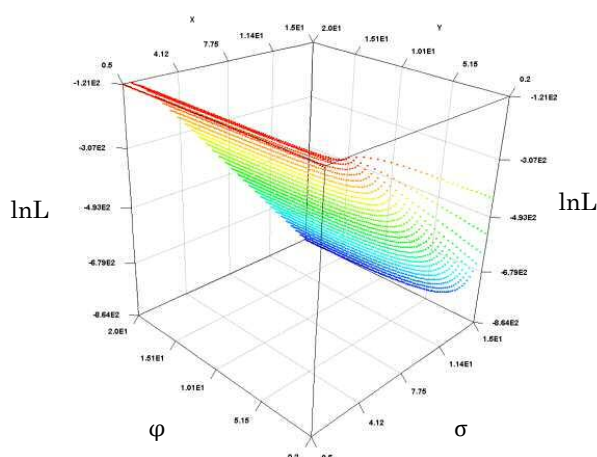


図 5-11 地域内々ダミー有りでの尤度曲面 (η 固定) 内々ダミー① ; CASE3

37 市町村ケースについては、図 5-12 で示す尤度局面は ϕ 方向に緩慢であるが地域内々ダミー①のケースについては時間価値パラメータ ϕ が 1 よりも低い値で推定されている。

表 5-13 パラメータ推定結果 : 37 市町村 (地域内々ダミー有り)

ケース	推定法	パラメータ				現況再現性 R ²	適合度 修正済み ρ^2	最終尤度	
		σ	ϕ	η	IDummy				
内々ダミー①	CES-3	尤度最大化	4.16	0.77	0.76	4.72	0.68	0.41	-75.07
	CES-4	誤差二乗最小化	4.25	0.71	0.59	3.75	0.69	-	-
内々ダミー②	CES-3	尤度最大化	3.39	1.33	0.74	0.00	0.74	0.41	-73.68
	CES4	誤差二乗最小化	3.60	1.09	0.58	0.00	0.75	-	-

※IDummy: 地域内々交易に対するダミー

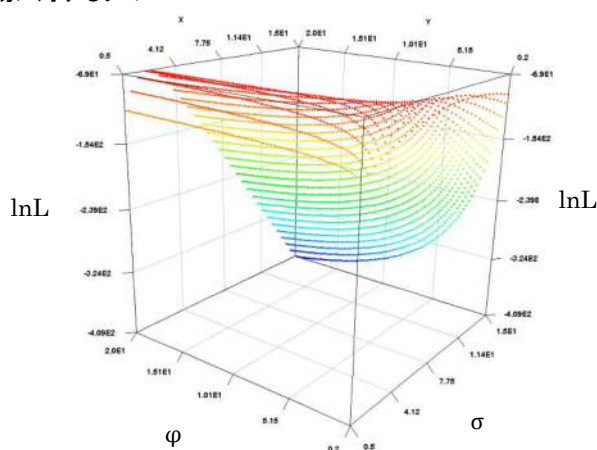


図 5-12 地域内々ダミー有りでの尤度曲面 (η 固定) 内々ダミー① : CASE3

145 市町村については、地域内々ダミーを考慮しない表 5-10 に比べると時間価値 ϕ は低

めに推定されており,内々ダミー①の誤差二乗最小化ケースは1を下回る値となっている.

表 5-14 パラメータ推定結果:145市町村(地域内々ダミー有り)

ケース	推定法	尤度最大化 / 誤差二乗最小化	パラメータ				現況再現性 R ²	適合度	
			σ	φ	η	IDummy		修正済みρ ²	最終尤度
内々ダミー①	CES-3	尤度最大化	1.78	4.71	0.73	4.36	0.49	0.21	-457.21
	CES-4	誤差二乗最小化	4.17	0.57	0.51	2.89	0.56	-	-
内々ダミー②	CES-3	尤度最大化	1.68	7.90	0.72	0.22	0.50	0.33	-455.68
	CES-4	誤差二乗最小化	2.67	1.73	0.40	0.30	0.56	-	-

※IDummy:地域内々交易に対するダミー

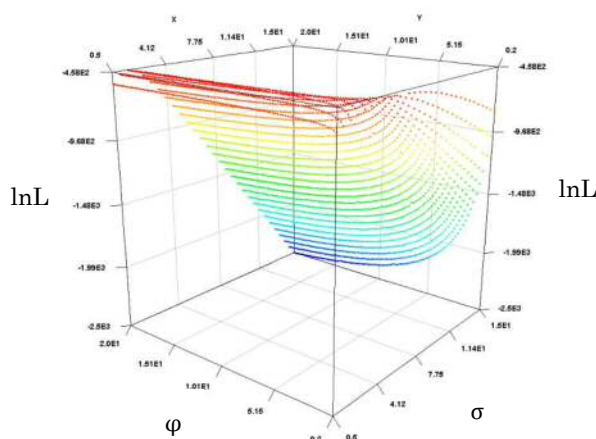


図 5-13 地域内々ダミー有りでの尤度曲面(η固定)内々ダミー①:CASE3

c) 線形近似による推定結果(参考値)

前述(1)の数値実験でも示したように, $f(t) = (1 + \phi_{ij})^{-\sigma} \approx \exp(-\sigma\phi_{ij})$ が $f(t) = 1$ の近傍下に無い場合は線形近似の際に誤差が生じる. ここでは, 各空間スケールにおいて, どの程度の誤差が生じるかについて確認を行う. なお, 推定法は尤度最大化のみとし地域内々ダミーは考慮していない.

c-1) 46都道府県

推定結果を表 5-15 に示す. 非線形推定ではヘッセ行列の固有値が非負となっていたが, 線形近似では負となっており凸性は担保される. 時間価値パラメータ φ についても非線形推定に比べて小さい値で推定される. ただし, 図 5-15, 5-16 に示すように $f(t)$ が 1 から離れるにつれて非線形式と線形式で値が乖離していることが分かる. また, 線形推定したパラメータを非線形式に代入した場合, 現況再現性が低下することになる.

表 5-15 パラメータ推定結果：46 都道府県

		パラメータ				現況再現性 R ²	適合度 修正済みρ ²	最終尤度	ヘッセ行列の固有値		
		σ	φ	σφ	η						
最尤推定法	線形	5.89	0.02	0.13	1.31	0.61(線形) 0.25(非線形)	0.16	-145.00	-0.07	-27.73	-1.668.27

※現況再現性R²は、非線形構造式に推定パラメータを代入した場合の再現結果も示す。

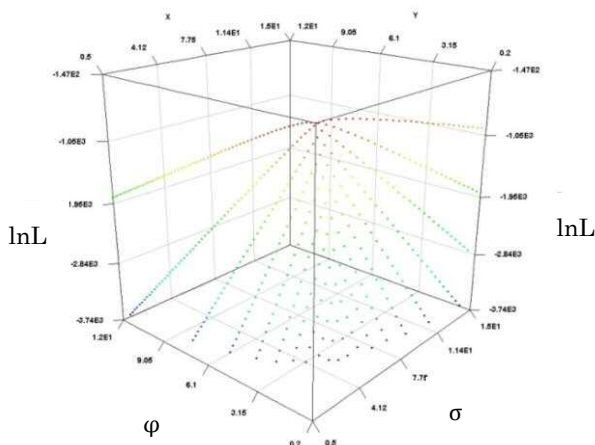


図 5-14 尤度曲面 (η 固定)：46 都道府県

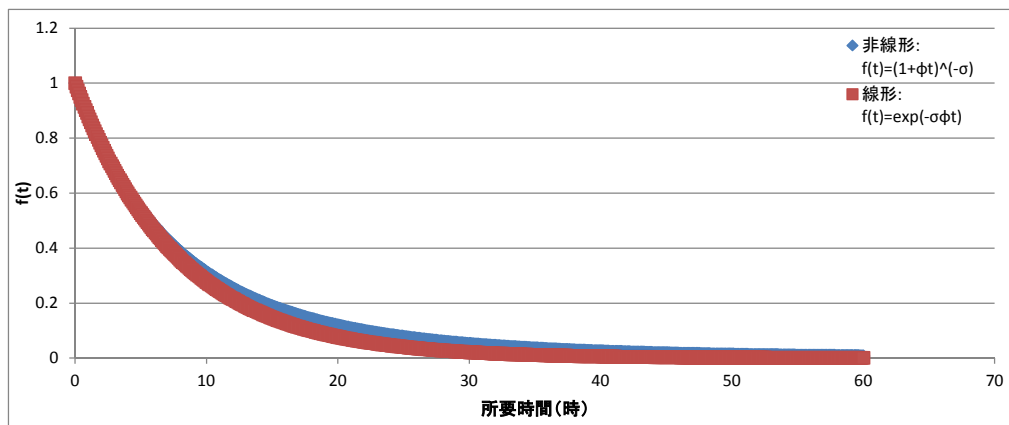


図 5-15 非線形推定と線形推定の誤差 (所要時間との関係性)：46 都道府県

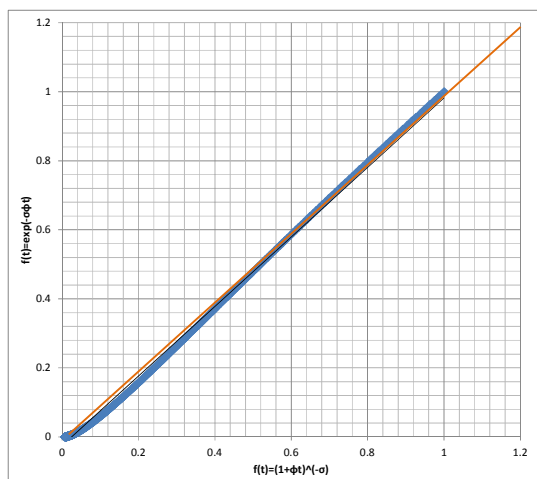


図 5-16 非線形推定と線形推定の誤差：46 都道府県

c-2) 37 市町村

推定結果を表 5-16 に示す。37 市町村ケースにおいても、46 都道府県ケースと同様の傾向がみられ、 ϕ は 1 を下回っているものの、図 5-18、5-19 で示すように非線形式との乖離がみられる。

表 5-16 パラメータ推定結果：37 市町村

		パラメータ				現況再現性 R^2	適合度 修正済み ρ^2	最終尤度	ヘッセ行列の固有値		
		σ	ϕ	$\sigma\phi$	η						
最尤推定法	線形	2.29	0.99	2.26	1.31	0.55(線形) 0.44(非線形)	0.36	-82.33	-0.19	-8.27	-63.78

※現況再現性 R^2 は、非線形構造式に推定パラメータを代入した場合の再現結果も示す。

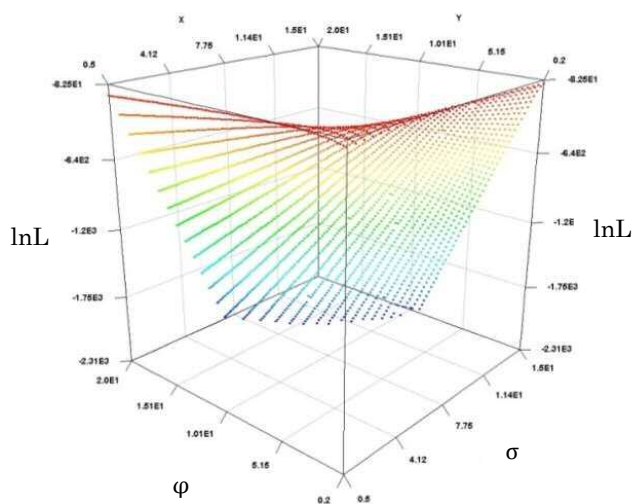


図 5-17 尤度曲面 (η 固定)：37 市町村

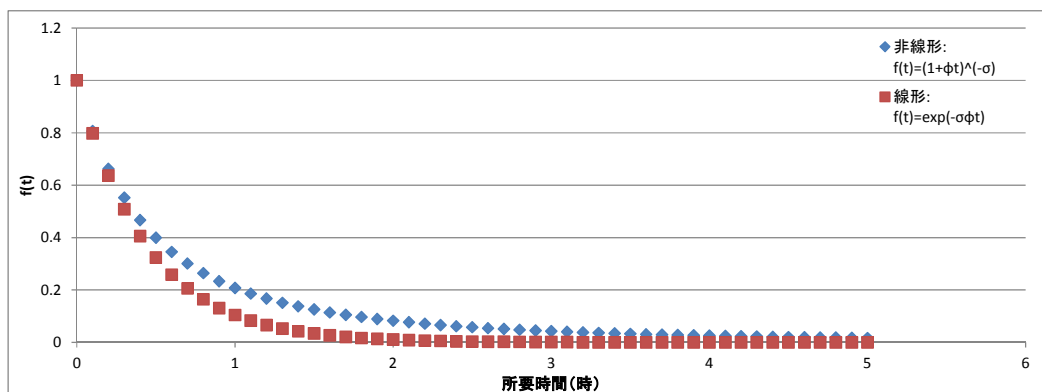


図 5-18 非線形推定と線形推定の誤差 (所要時間との関係性) : 37 都道府県

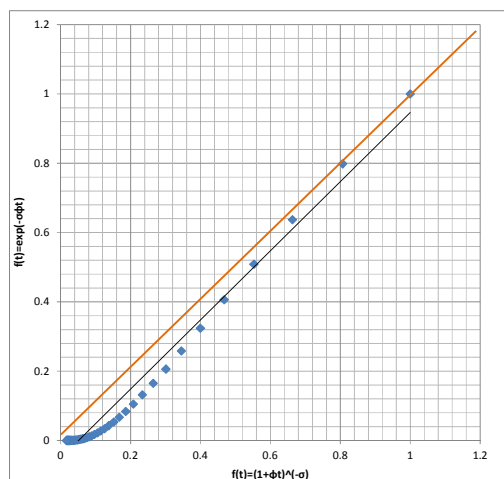


図 5-19 非線形推定と線形推定の誤差 : 37 市町村

c-3) 145 市町村

推定結果を表 5-17 に示す。145 市町村ケースにおいても、46 都道府県、37 市町村と同様の傾向にある。

表 5-17 パラメータ推定結果 : 145 市町村

	パラメータ	現況再現性 R ²	適合度 修正済み ρ ²	最終尤度	ヘッセ行列の固有値
最尤推定法	線形	0.29 (線形)	0.25	-539.65	-0.79 -280.38 -411.59
	非線形	0.26 (非線形)			

※現況再現性R²は、非線形構造式に推定パラメータを代入した場合の再現結果も示す。

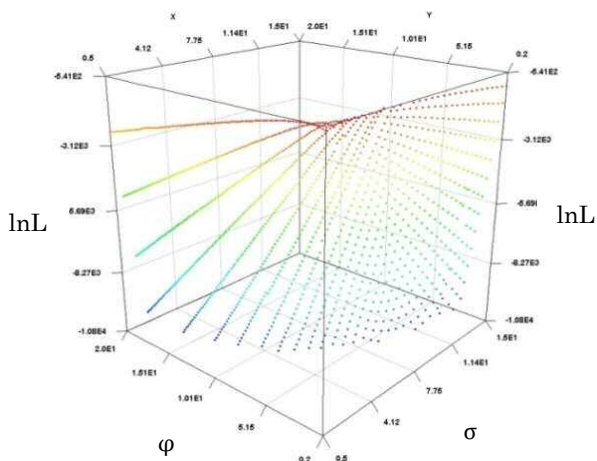


図 5-20 尤度曲面 (η 固定) : 145 市町村

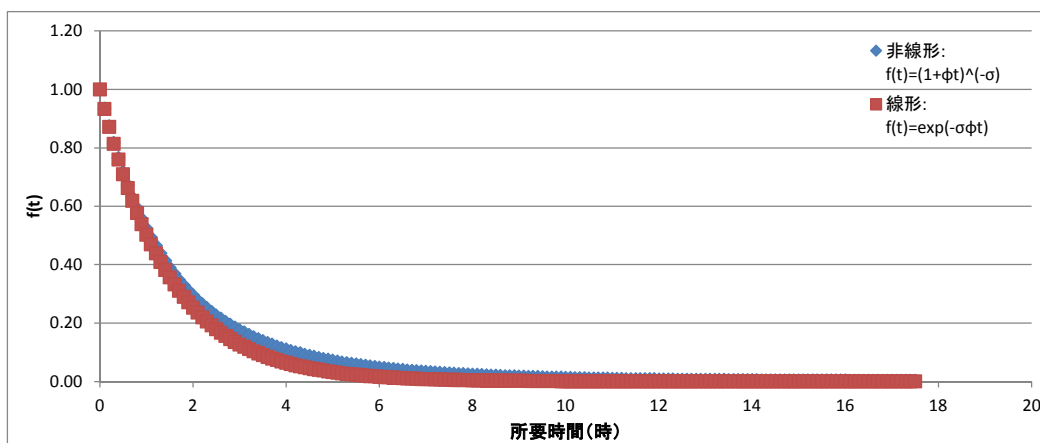


図 5-21 非線形推定と線形推定の誤差 (所要時間との関係性) : 145 市町村

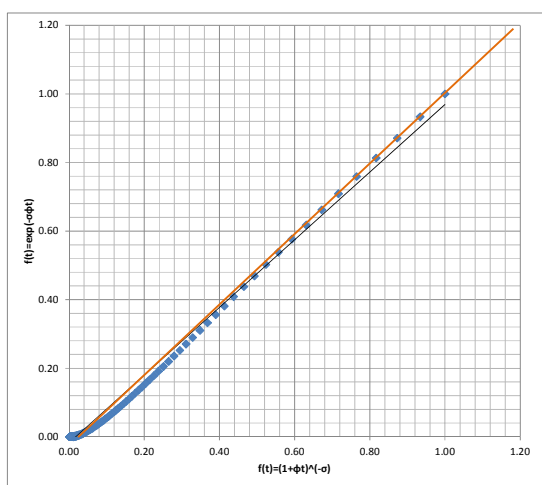


図 5-22 非線形推定と線形推定の誤差 : 145 市町村

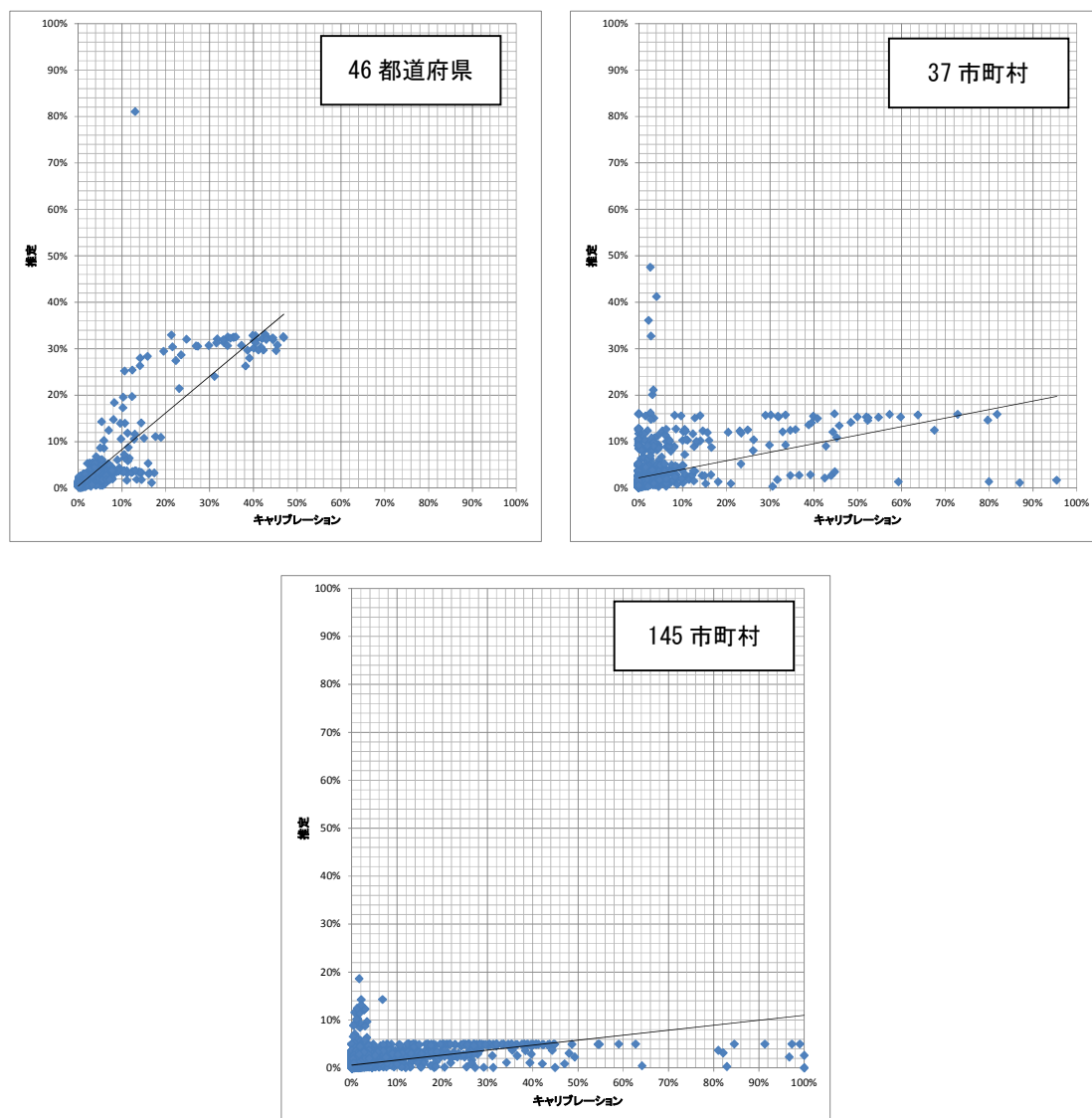
(4) シェアパラメータの比較（キャリブレーションと統計推定）

4章でも示したように CES 型モデルのシェアパラメータをキャリブレーションにより設定すると 4S 問題によりゼロ OD に対する政策効果が発現しないことになる。そこで本研究ではシェアパラメータを表 5-18 で示すように統計的に推定するケースを検討することで 4S 問題を回避する。ここでは、(3)で推定したパラメータをもとにキャリブレーションおよび統計的推定ケースの各シェアパラメータを比較する。

表 5-18 シェアパラメータの設定方法

キャリブレーション	統計的推定
$\beta_{ij} = \frac{q_j(1+\phi_{ij})^\sigma x_{ij}}{\sum_k q_k(1+\phi_{ik})^\sigma x_{ik}}$	$\beta_{ij} = \frac{Y_j^\eta + IDummy + TDummy}{\sum_k Y_k^\eta + IDummy + TDummy}$ <p>※TDummy は 46 都道府県ケースのみ</p>

図 5-23（次頁）をみると、46 都道府県ケースで両者にある程度の相関関係がみられるものの、空間スケールを細分化した 37 市町村および 145 市町村では両者の相関関係は低くなる。これは、空間を細分化することで特定の地域に偏った取引が生じていることに起因しているものと推察される。この 46 都道府県レベルのように空間スケールが大きいケースでは、4S 問題が発生するようなゼロ OD の存在が極めて少ないことから、キャリブレーションによりシェアパラメータを設定することも考えられる。ただし、37 市町村、145 市町村のようなケースでは 4S 問題が顕在化するため、やはり統計的推定による取引のポテンシャルをあらわす指標を設定することが求められる。ただし、このポテンシャルパラメータの設定方法については、本研究で採用した規模に関する指標のみで規定する手法以外にも Bilgic et al. (2002)では生産規模に加えて人口密度を考慮した設定を行う事例もあることから、今後は実証性の観点から規模の与え方についての検証が必要となる。



※パラメータは全て非線形推定での内々ダミー①（尤度最大化）のケースを採用

図 5-23 キャリブレーション結果と推定結果の比較
 (上左 ; 46 都道府県, 上右 ; 37 市町村, 下 ; 145 市町村)

5.3.3 集計 Logit モデルによる推定

(1) パラメータ推定手法

4章で整理したように、集計 Logit は、所要時間短縮にともない消費地価格が減少するパラメータの組み合わせを推定する必要がある。そこで本研究では、H17 から H25 の所要時間短縮に対して、式(5-8)で示す消費地価格 p_i^m が減少するパラメータの組み合わせを推定する。

$$p_i^m = \sum_{j \in J} s_{ij}^m q_j^m (1 + \phi^m t_{ij}) \quad (5-8)$$

なお、消費地価格減少制約を課すことでシェアの大きいペアの再現性が低下することが分かっているため、地域内々ダミー変数を導入することで再現性低下の抑制を行う。なお、46 都道府県ケースについては、CES 型モデルと同様に東京からの購入に対するダミー変数もあわせて考慮する。

(2) パラメータ推定ケース

表 5-19 の 6 ケースの各ケースについてパラメータ推定を行う。パラメータ推定法はグリッドサーチ法による直接探索を行う。

表 5-19 集計 Logit モデルの検討ケース

検討ケース	消費地価格 減少制約	地域内々 ダミー変数	パラメータ推定法
Logit-1	制約無し	無し	グリッドサーチ (誤差二乗最小)
Logit -2	制約無し	無し	グリッドサーチ (尤度最大)
Logit -3	制約有り	無し	グリッドサーチ (誤差二乗最小)
Logit -4	制約有り	無し	グリッドサーチ (尤度最大)
Logit -5	制約有り	有り	グリッドサーチ (誤差二乗最小)
Logit -6	制約有り	有り	グリッドサーチ (尤度最大)

(3) パラメータ推定結果

a) 46 都道府県ケース

表 5-20 から消費地価格減少制約，地域内々ダミー変数・東京ダミー変数を考慮したケースは，現況再現性も高く時間価値パラメータも CES 型に比べて低い値となる傾向にある。Logit-5 について，現況再現性高くなっているが図 5-24，5-25 からわかるようにシェアの大きいペアでの再現性は高いがシェアの小さいペアでは再現性は低くなる傾向にある。なお，図 5-26 で一定の所要時間のもとでシェアの大きいペアは東京からの購入シェアを示す。

表 5-20 46 都道府県（集計 Logit）の推定結果

検討ケース	設定			推定パラメータ						現況再現性
	価格制約	ダミー変数	推定法	λ	ϕ	η	$\lambda \phi$	IDummy	TDummy	R ²
Logit-1	なし	なし	誤差二乗最小	1.09	0.49	0.50	0.54	-	-	0.49
Logit-2	なし	なし	尤度最大	1.90	0.07	1.10	0.12	-	-	0.24
Logit-3	あり	なし	誤差二乗最小	0.75	0.11	0.91	0.08	-	-	0.22
Logit-4	あり	なし	尤度最大	0.72	0.12	0.96	0.08	-	-	0.22
Logit-5	あり	あり	誤差二乗最小	0.10	0.21	0.11	0.02	3.19	2.85	0.85
Logit-6	あり	あり	尤度最大	0.10	0.12	0.70	0.01	2.91	2.22	0.75

※IDummy: 地域内々交易に対するダミー，TDummy: 東京からの購入に対するダミー

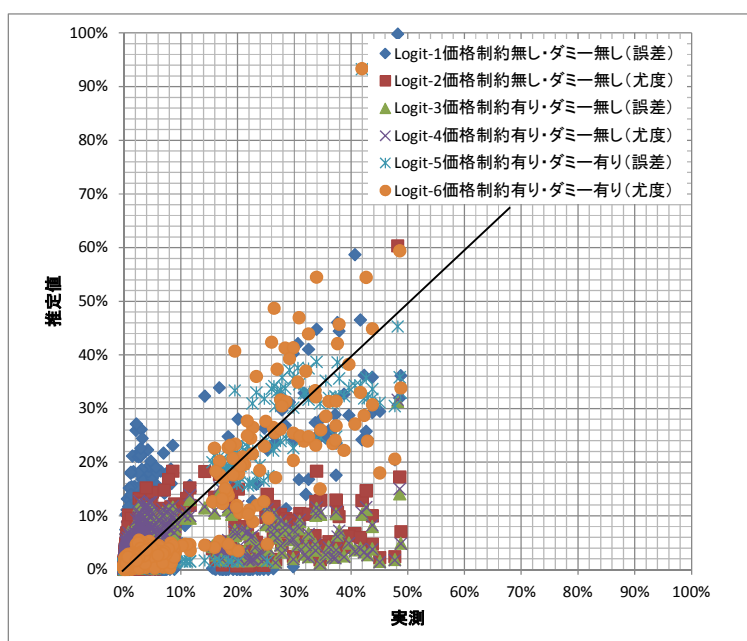


図 5-24 現況再現性：46 都道府県・集計 Logit モデル

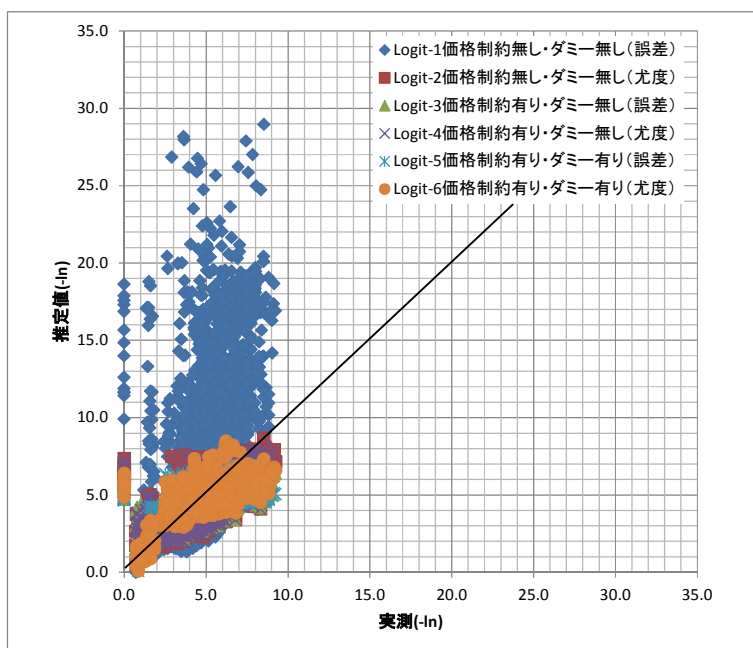


図 5-25 現況再現性 (対数化) : 46 都道府県・集計 Logit モデル

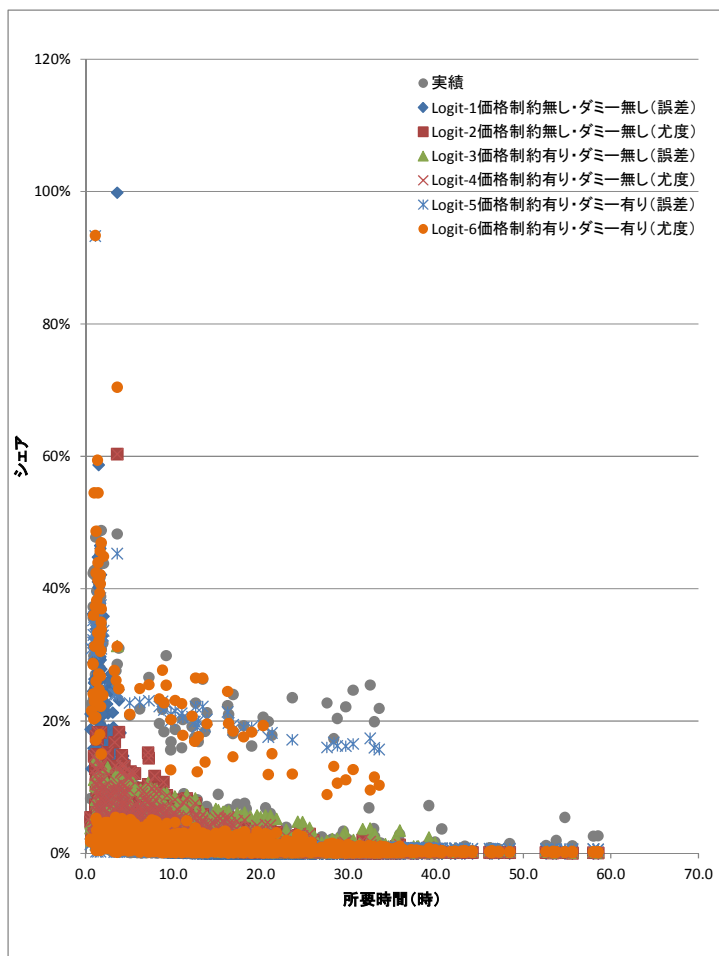


図 5-26 所要時間と交易シェアの関係性 : 46 都道府県・集計 Logit モデル

b) 37市町村

次に、37市町村の結果を示す。表5-21をみるとLogit-4および6のケースの再現性が高くなっている。46都道府県に比べて市町村レベルの空間スケールにすることで、地域内々の交易シェアの値が小さくなることから、誤差二乗和最小と尤度最大で推定されるパラメータが近い値となる傾向にある。図5-27から実測値に対する推定データのバラつきは46都道府県に比べて大きくなる傾向にある。これは、空間スケールを細分化し狭域範囲を対象とすることで顕在化した地域固有の交易特性が影響しているものと推察される。

表 5-21 37市町村におけるパラメータ推定結果

検討ケース	設定			パラメータ					現況再現性 R ²
	価格制約	ダミー変数	推定法	λ	ϕ	η	$\lambda\phi$	IDummy	
Logit-1	なし	なし	誤差二乗最小	3.21	1.20	0.56	3.85	-	0.58
Logit-2	なし	なし	尤度最大	2.12	1.00	0.69	2.12	-	0.52
Logit-3	あり	なし	誤差二乗最小	1.09	0.63	0.72	0.68	-	0.30
Logit-4	あり	なし	尤度最大	1.76	0.36	0.55	0.63	-	0.60
Logit-5	あり	あり	誤差二乗最小	3.91	0.13	0.68	0.52	1.31	0.57
Logit-6	あり	あり	尤度最大	1.08	0.48	0.56	0.52	1.84	0.60

※IDummy: 地域内々交易に対するダミー

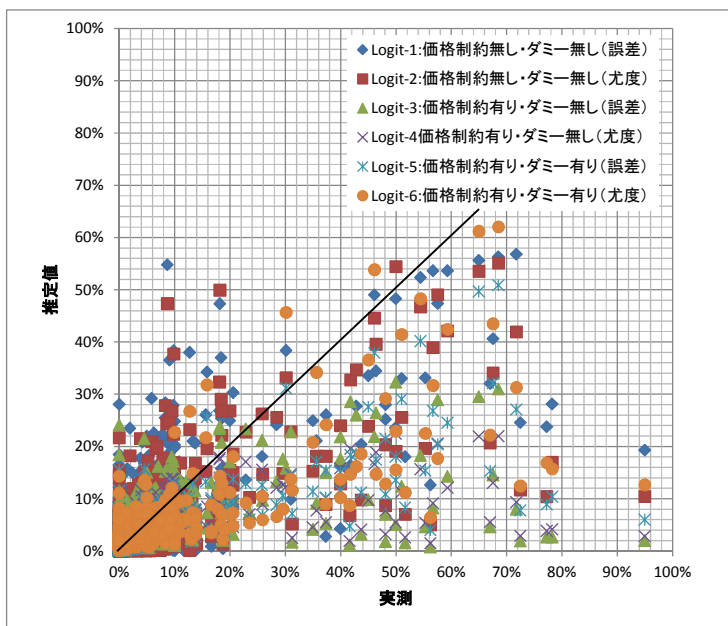


図 5-27 現況再現性：37市町村・集計 Logit モデル

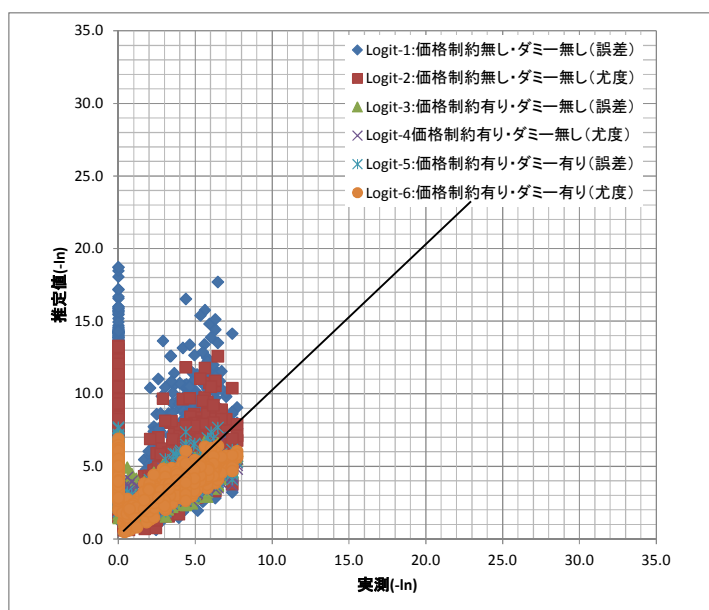


図 5-28 現況再現性（対数化）：37市町村・集計 Logit モデル

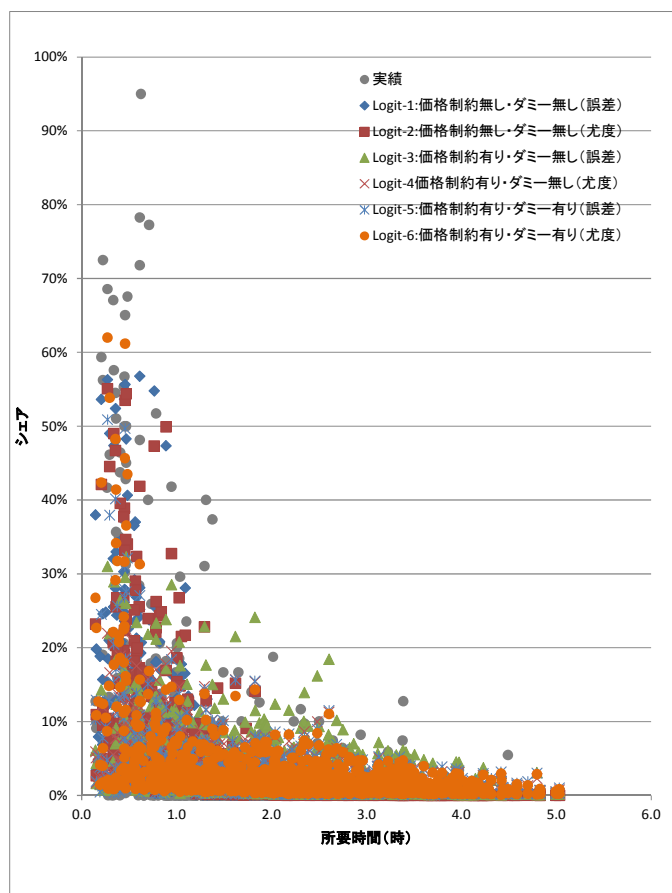


図 5-29 交易シェアと所要時間の関係性：37 市町村・集計 Logit モデル

c) 145市町村

次に145市町村の結果を示す。表5-21をみると46都道府県、37市町村と同様の傾向ではあるが、図5-30に示すようにゾーン数が多くなることで所要時間と地域間交易シェアの組み合わせのバラつきが多くなることもあり現況再現性は相対的に低くなる傾向にある。時間価値パラメータについては、やはりCES型モデルと比べて低い値となっている。

表 5-22 145市町村における集計 Logit モデルのパラメータ推定結果

検討ケース	設定			推定パラメータ					現況再現性
	価格制約	ダミー変数	推定法	λ	ϕ	η	$\lambda \phi$	IDummy	R ²
Logit-1	なし	なし	誤差最小	1.88	1.11	0.47	2.09	-	0.44
Logit-2	なし	なし	尤度最大	3.29	0.19	0.78	0.64	-	0.27
Logit-3	あり	なし	誤差最小	2.99	0.08	0.66	0.24	-	0.16
Logit-4	あり	なし	尤度最大	1.79	0.12	0.53	0.22	-	0.16
Logit-5	あり	あり	誤差最小	2.70	0.08	0.64	0.21	1.16	0.30
Logit-6	あり	あり	尤度最大	1.60	0.09	0.54	0.15	2.89	0.40

※IDummy: 地域内々交易に対するダミー

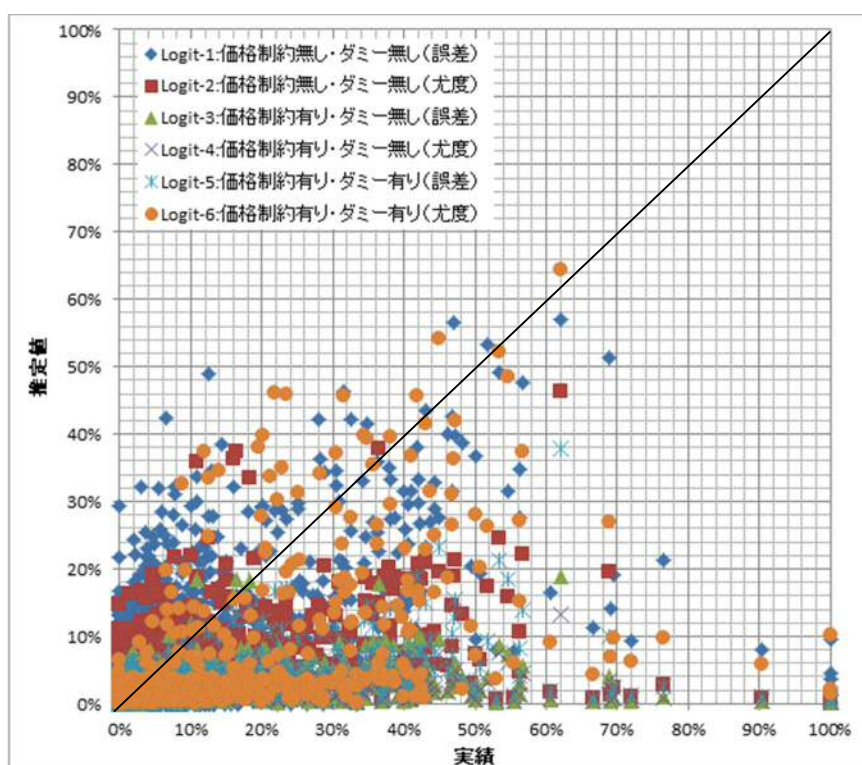


図 5-30 現況再現性：145市町村・集計 Logit モデル

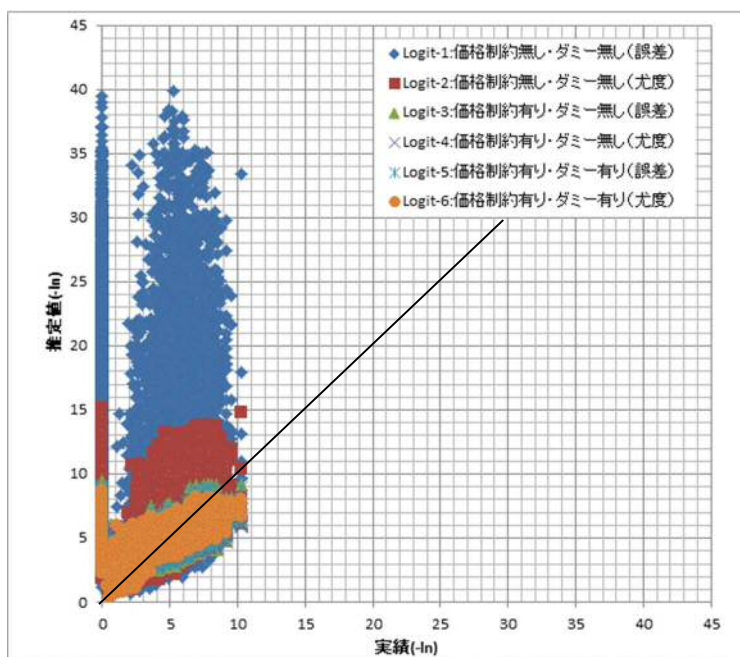


図 5-31 現況再現性 (対数化) : 145 市町村・集計 Logit モデル

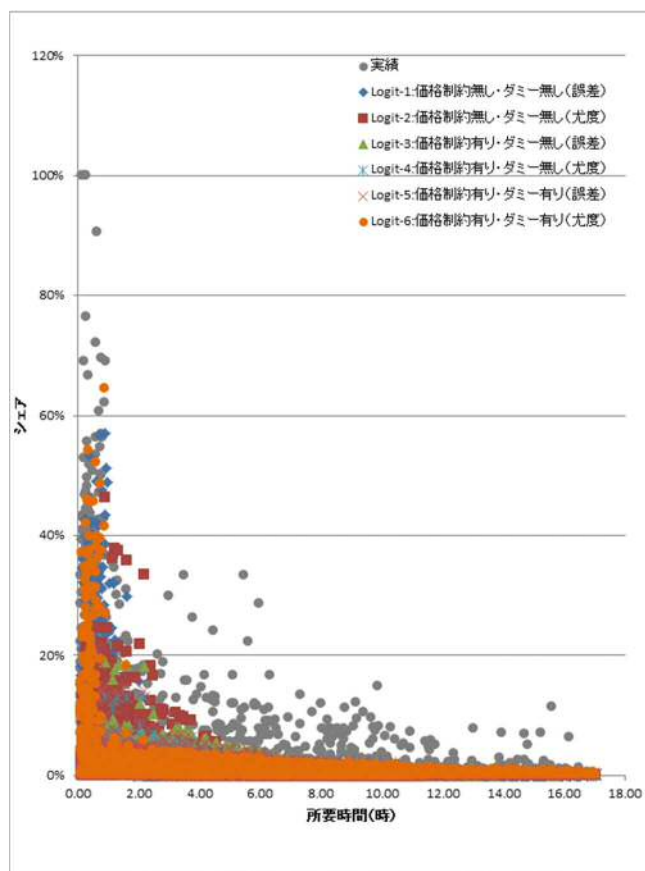


図 5-32 交易シェアと所要時間の関係性 : 145 市町村・集計 Logit モデル

5.4 SCGE モデルによる計算結果

5.4.1 検討ケース

上述で推定した各ケースのパラメータ推定値をもとに、SCGE モデルによる道路整備効果を計測する。検討ケースは空間スケール別に表 5-23 の 10 ケースとし、政策シナリオは H17 から H25 にかけての各対象範囲内の道路整備とする。

表 5-23 SCGE モデルの検討ケース

検討ケース	採用パラメータ	検討概略
SCGE-1	Logit-1	<ul style="list-style-type: none"> 消費地価格減少制約・地域内々ダミー変数「無し」 グリッドサーチ（誤差二乗和）による推定
SCGE-2	Logit-2	<ul style="list-style-type: none"> 消費地価格減少制約・地域内々ダミー変数「無し」 グリッドサーチ（尤度最大）による推定
SCGE-3	Logit-3	<ul style="list-style-type: none"> 消費地価格減少制約「有り」 地域内々ダミー変数「無し」 グリッドサーチ（誤差二乗和）による推定
SCGE-4	Logit-4	<ul style="list-style-type: none"> 消費地価格減少制約「有り」 地域内々ダミー変数「無し」 グリッドサーチ（尤度最大）による推定
SCGE-5	Logit-5	<ul style="list-style-type: none"> 消費地価格減少制約・地域内々ダミー変数「有り」 グリッドサーチ（誤差二乗和）による推定
SCGE-6	Logit-6	<ul style="list-style-type: none"> 消費地価格減少制約・地域内々ダミー変数「有り」 グリッドサーチ（尤度最大）による推定
SCGE-7	CES-3	<ul style="list-style-type: none"> 非線形式による推定 地域内々ダミー変数「有り」 最尤推定法による推定（シェアパラメータも同時推定）
SCGE-8	CES-3	<ul style="list-style-type: none"> 非線形式による推定 地域内々ダミー変数「有り」 最尤推定法による推定 （シェアパラメータはキャリブレーションにより設定）
SCGE-9	CES-4	<ul style="list-style-type: none"> 非線形式による推定 地域内々ダミー変数「有り」 誤差二乗最小法による推定（シェアパラメータも同時推定）
SCGE-10	CES-5	<ul style="list-style-type: none"> 線形近似式による推定 地域内々ダミー変数「無し」 最尤推定法による推定（シェアパラメータも同時推定）

※CES-1 および CES-2 については、時間価値パラメータが非常に大きく推定されるケースがあるため SCGE モデルでの検証は行わない。また、内々ダミー変数は推定値の傾向から内々ダミー①を使用する。CES-4、CES-5 については、シェアパラメータをキャリブレーションにより設定するケースは検討しない。

5.4.2 46 都道府県ケースの結果

図 5-33 にケース別の便益額を示す。SCGE-1・2 は価格制約を課していないことから負の便益が多く帰着することで便益が過小に推定される傾向にある。SCGE-3・4 については、地域内々ダミーを考慮していないことから地域間交易の現況再現性が低くなる傾向にある。

尤度最大化によるパラメータ推定ケースにおいて地域間交易の現況再現性が高いことから SCGE-6~8 に着目すると、集計 Logit モデルより CES 型モデルは ϕ が高く推定されるため便益も大きくなる傾向にある。なお、図 5-23 でも示したように CES 型モデルのシェアパラメータはキャリブレーションと統計的推定で大きな乖離が無かったことから、SCGE-8 と SCGE-7 で便益は近い値となっている。

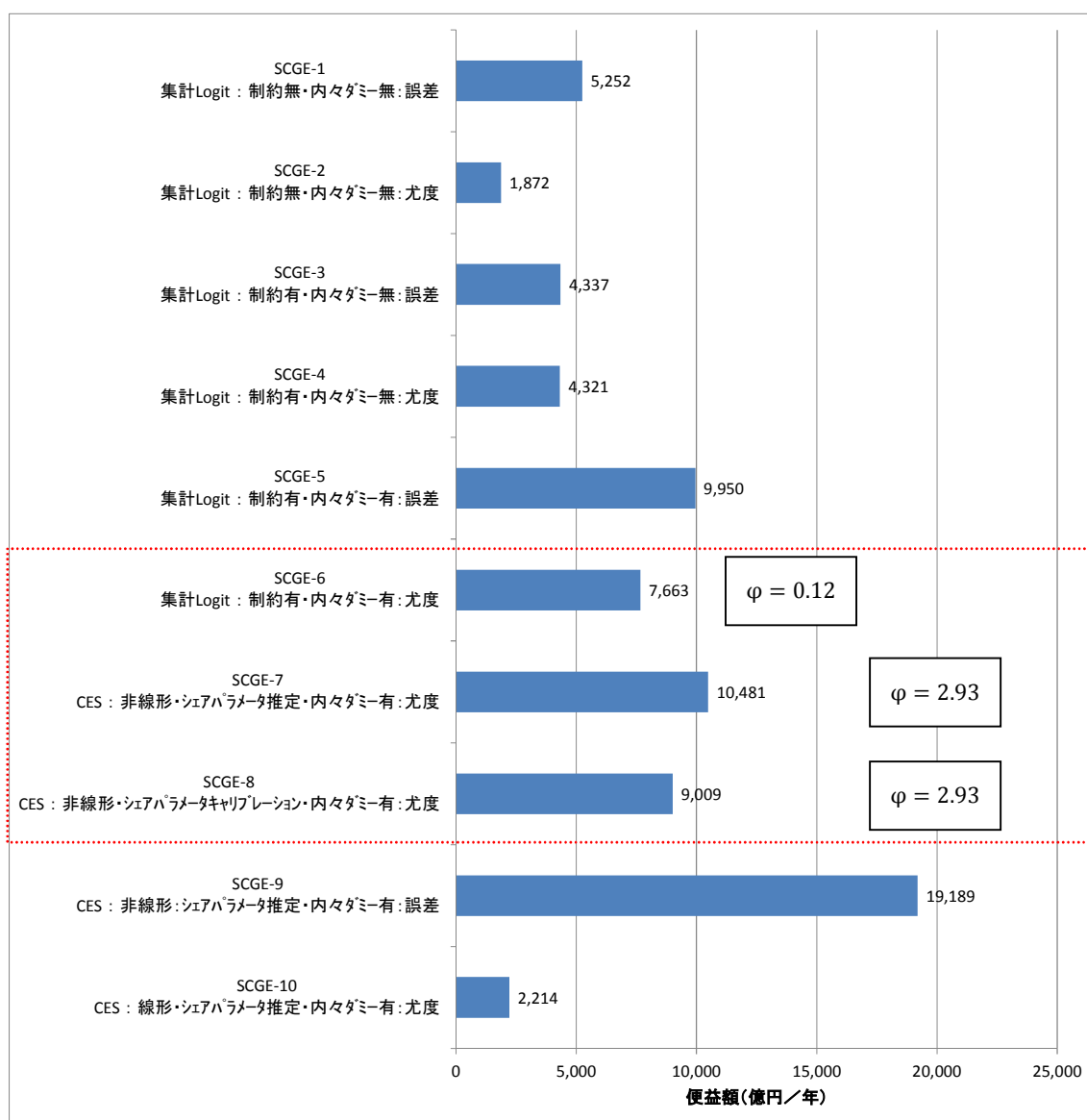


図 5-33 46 都道府県ケースの総便益 (億円/年)

図 5-34 に都道府県別の帰着便益結果を示す. 集計 Logit と CES 型モデルで分布特性に大きな差異はない. SCGE-8 ではキャリブレーションによりシェアパラメータを設定しているものの 46 都道府県ケースではゼロ OD となるペアは非常に少ないことから 4S 問題による影響は確認されない.

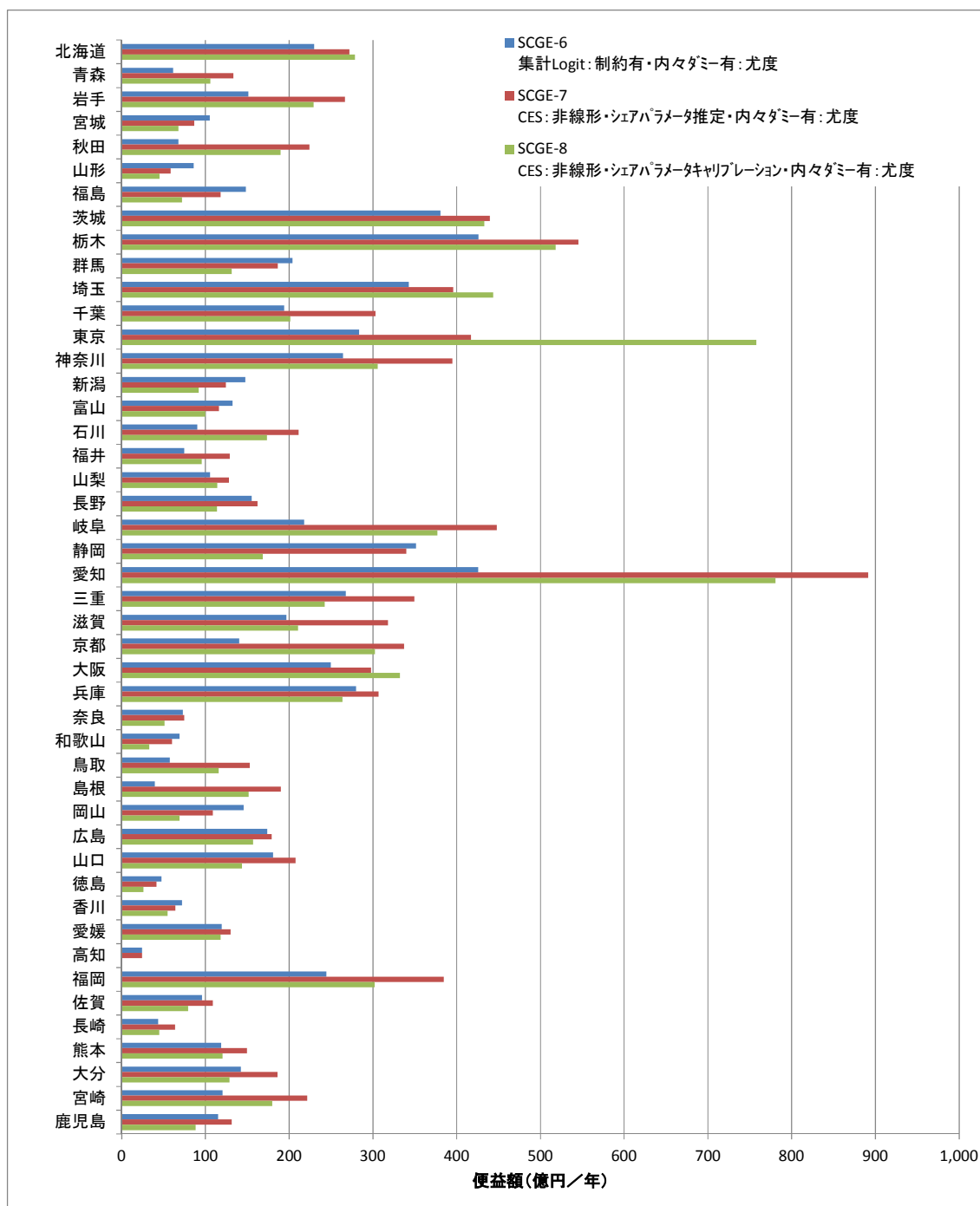


図 5-34 46 都道府県ケースの帰着便益 (億円/年) ※SCGE-6,7,8 ケース

5.4.3 37市町村ケースの結果

図 5-35 にケース別の便益額を示す。SCGE-1・2 は価格制約を課していないことから負の便益が多く帰着することで総便益が負となっている。SCGE-3・4 については、地域内々ダミーを考慮していないことから地域間交易の現況再現性が低くなる傾向にある。

尤度最大化によるパラメータ推定ケースにおいて地域間交易の現況再現性が高いことから SCGE-6~8 に着目すると、46 都道府県ケースと同様に集計 Logit モデルより CES 型モデルは ϕ が高く推定されるため便益も大きくなる傾向にある。SCGE-7・8 については、図 5-23 で示したようにシェアパラメータの値に乖離があるため便益にも相違が生じている。統計的推定によりシェアパラメータをセットした SCGE-8 では交易シェアがポテンシャル指標となっているため地域間でバラつくのに対して、キャリブレーションによりセットした SCGE-7 では基準均衡状態の交易が特定の地域との交易に大きく偏ったデータとなっているためゼロ OD が多く存在することから政策効果が十分に発現せず SCGE-8 に比べて低い便益となっている。

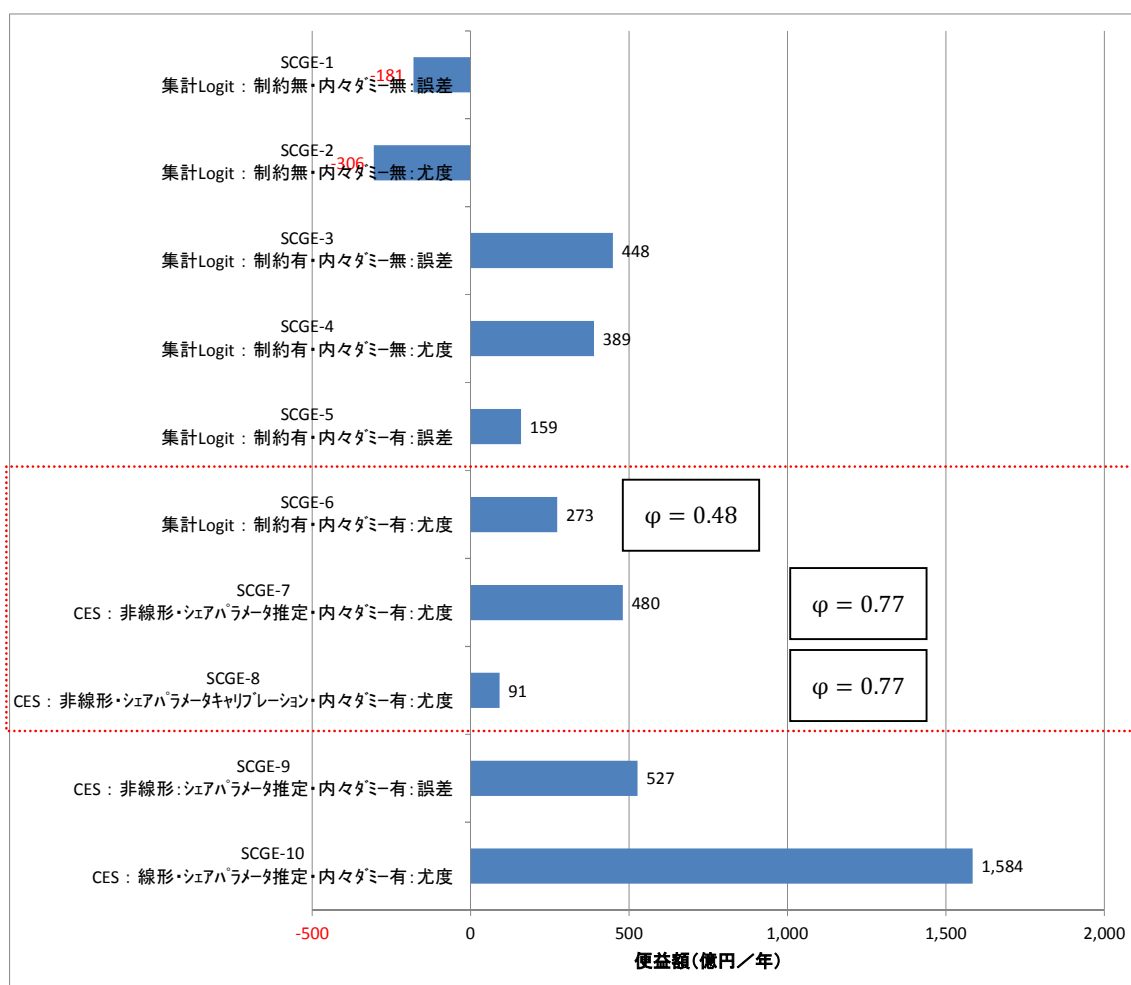


図 5-35 37市町村ケースの総便益 (億円/年)

図 5-36 に市町村別の帰着便益結果を示す。松江・出雲・雲南と尾道・福山を結ぶ尾道松江線の効果が主に表現されている。SCGE-8 に着目すると道路整備の起終点である松江，出雲，雲南において正の便益が帰着していない。これらの都市は基準均衡状態で広島とは取引があるものの尾道・福山とは OD 量が極めてゼロに近いため十分な効果が発現していないことから，いわゆる 4S 問題が顕在化しているものと考えられる。

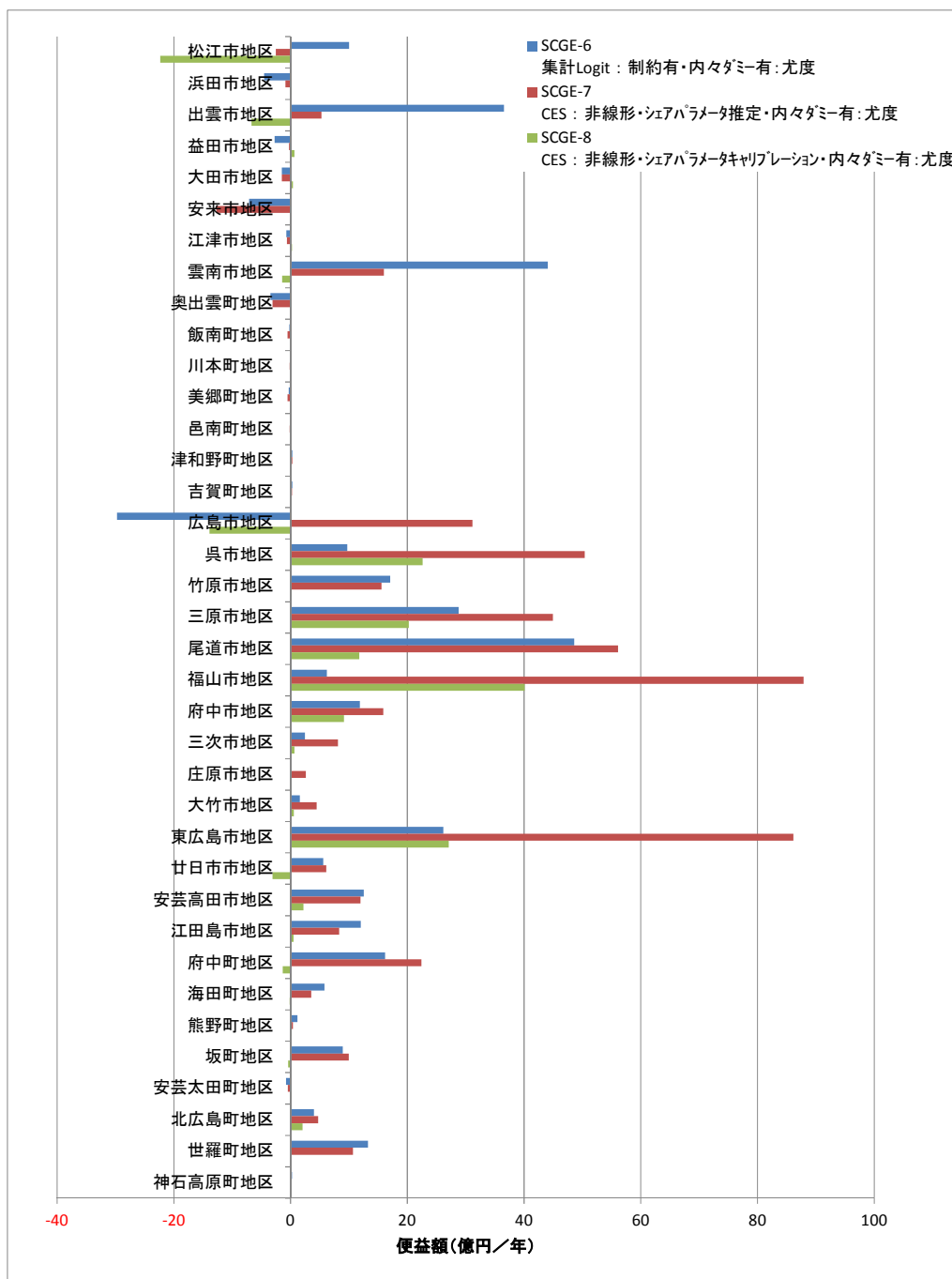


図 5-36 37 市町村ケースの帰着便益 ※SCGE-6,7,8 ケース

5.4.4 145市町村ケースの結果

図 5-37 にケース別の便益額を示す。SCGE-1・2 は価格制約を課していないことから負の便益が多く帰着することで総便益が負となケースもある。SCGE-3・4については、地域内々ダミーを考慮していないことから地域間交易の現況再現性が低くなる傾向にある。

尤度最大化によるパラメータ推定ケースにおいて地域間交易の現況再現性が高いことから SCGE-6~8 に着目すると、46 都道府県、37 市町村と同様に、集計 Logit モデルより CES 型モデルは ϕ が高く推定されるため便益も大きくなる傾向にある。145 市町村のように広域かつ細分化されたゾーン数が多いケースでは、地域間交易シェアがばらつく傾向にあるため SCGE-7、SCGE-8 で便益に大きな差異が生じていない。なお、図 5-23 からシェアパラメータはキャリブレーションと統計的推定で乖離が生じているものの、その要因は大阪との交易シェアの再現がずれていることにある。本ケースのシナリオでは大阪との時間短縮は大きくないため両方で便益額に大きな差異が生じていないことになる。

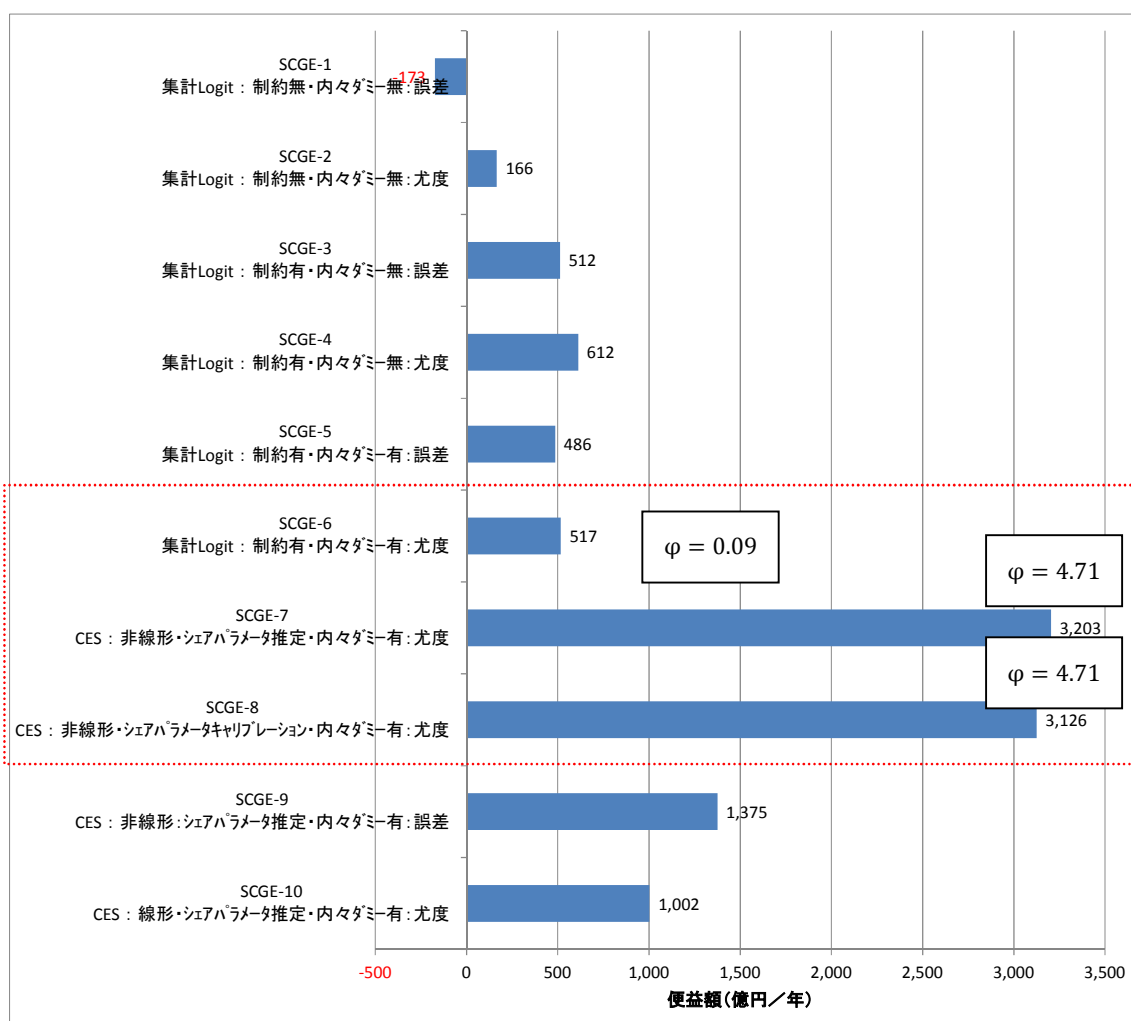


図 5-37 145 市町村ケースの総便益 (億円/年)

図 5-38 に市町村別の帰着便益を示す。37 市町村ケースとは異なり CES 型モデルの ϕ が非常に大きく推定されていることから集計 Logit よりも各地区に非常に大きな便益が帰着している。SCGE-7 と 8 を比較すると、シェアパラメータをキャリブレーションにより設定した SCGE-8 では基準均衡状態で交易の多い都市部への便益帰着が大きくなる傾向になるのに対して、SCGE-7 ではポテンシャル指標としてシェアパラメータをセットしているため、SCGE-8 に比べると地方部での便益帰着が大きくなる傾向にある。

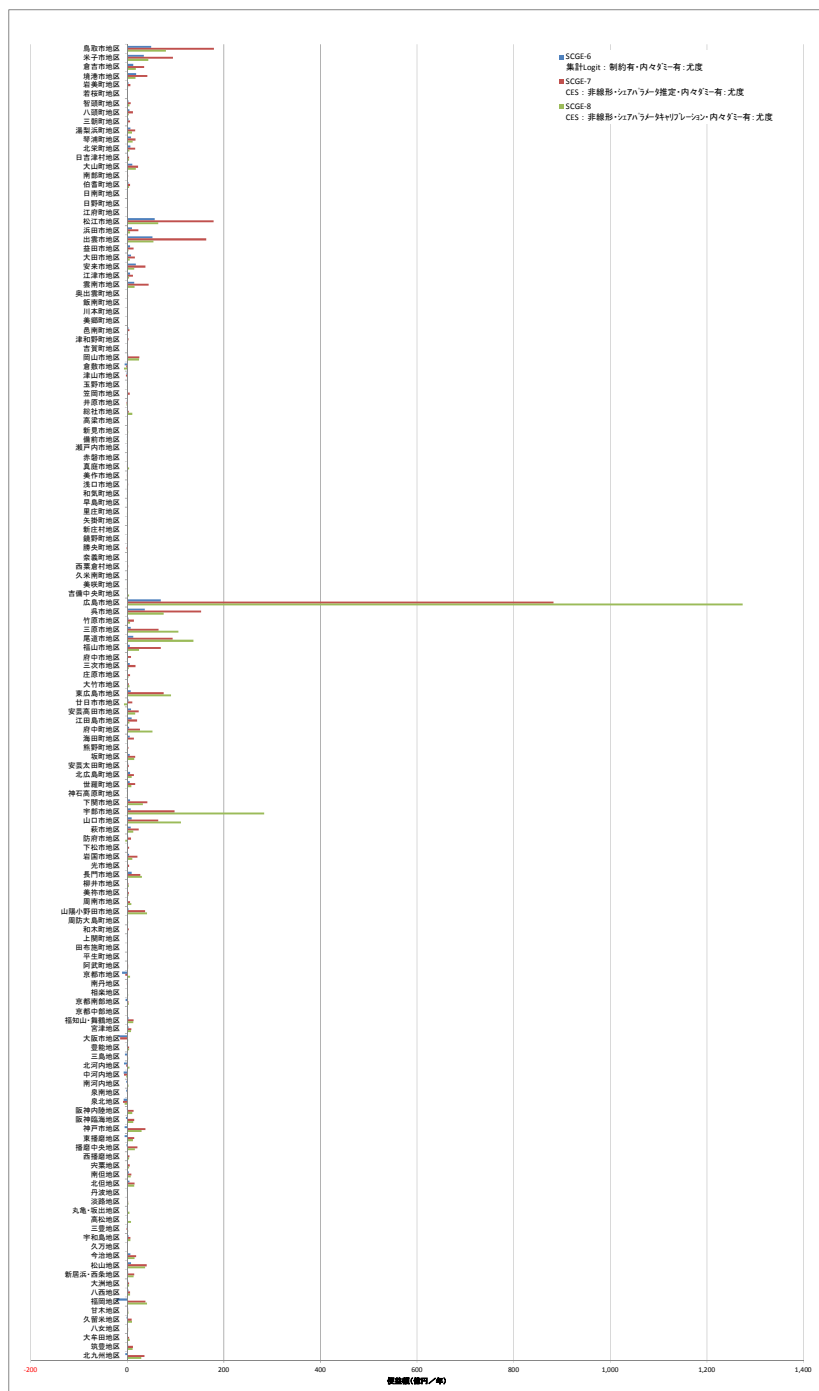


図 5-38 145 市町村ケースの帰着便益 (億円/年)

5.5 地域間交易に係わる輸送マージン率の比較

5.4におけるSCGE分析の結果からも分かるように、時間価値パラメータの推定値の相違によりCES型モデルと集計Logitモデルで便益に大きな相違が生じている。本節では、時間価値パラメータから推定される輸送マージン率をもとに、推定値の妥当性の検証を試みる。

5.5.1 既往研究における輸送マージン率の推定方法

既往研究における輸送マージン率の推定手法を表5-24に示す。本研究では「地域間代替弾力性推定時に同時に推定する手法(表5-24の(2)-b))」を採用している。一方で、同時推定の手法として「Gravityモデルを用いて推定する手法(表5-24の(2)-a))」に加えて、「産業連関表の輸送マージン率に合致するよう推定する手法(表5-24の(1))」についても既往研究では報告されている。

(2)-a)については地域間交易需要の実数が必要となるため本研究のような小地域への適用は困難となるが、(1)の推定手法については、産業連関表と統合的な輸送マージン率を推定可能となる点で利点はある。そこで次節において、道路整備効果分析への活用を念頭に産業連関表から算出される輸送マージン率と離散選択モデル(地域間交易モデル)から推定される輸送マージン率を比較し両推定方法の特性を整理する。

表 5-24 既往研究における輸送マージン率推定手法

推定手法		既往研究
(1) 産業連関表の輸送マージン率に合致するよう に推定		宮城(1998) ⁵⁾ , 檜垣ほか(2008) ⁶⁾ 等
(2) 所要時間項を含む財価格 と需要の関係性から推定	a) Gravity モデル による推定	Anderson and Wancoop(2004) ⁷⁾ , Bröcker(1998) ⁸⁾ , 宮城(2012) ⁹⁾ 等
	b) 離散選択モデル による推定	文(1997) ²⁾ , 孟・安藤(2004) ¹⁰⁾ 等

5.5.2 輸送マージン率の推定

5.4において推定したパラメータのうち、現況再現性の良さを勘案し輸送マージン率算出の対象とするパラメータの一覧および各ケースの現況再現性を表 5-25 および図 5-39 に示す。集計 Logit モデルと CES 型モデルで、両者に大きな現況再現性の相違はないが、輸送マージン率に影響を与える時間価値パラメータ ϕ は両者で異なる傾向となっている。

表 5-25 パラメータ推定結果

		推定法	パラメータ					再現性R2	備考
			$\lambda(\sigma)$	ϕ	η	IDummy	TDummy		
46都道府県	集計Logit	最尤推定	0.10	0.12	0.70	2.91	2.22	0.76	価格減少制約
	CES型(非線形)	最尤推定	0.88	2.93	0.84	8.36	9.28	0.82	
37市町村	集計Logit	最尤推定	1.08	0.48	0.56	1.84	-	0.61	価格減少制約
	CES型(非線形)	最尤推定	4.16	0.77	0.76	4.72		0.68	
145市町村	集計Logit	最尤推定	1.60	0.09	0.54	2.89	-	0.40	価格減少制約
	CES型(非線形)	最尤推定	1.78	4.71	0.73	4.36		0.49	

※IDummy: 地域内々交易に対するダミー, TDummy: 東京からの購入に対するダミー

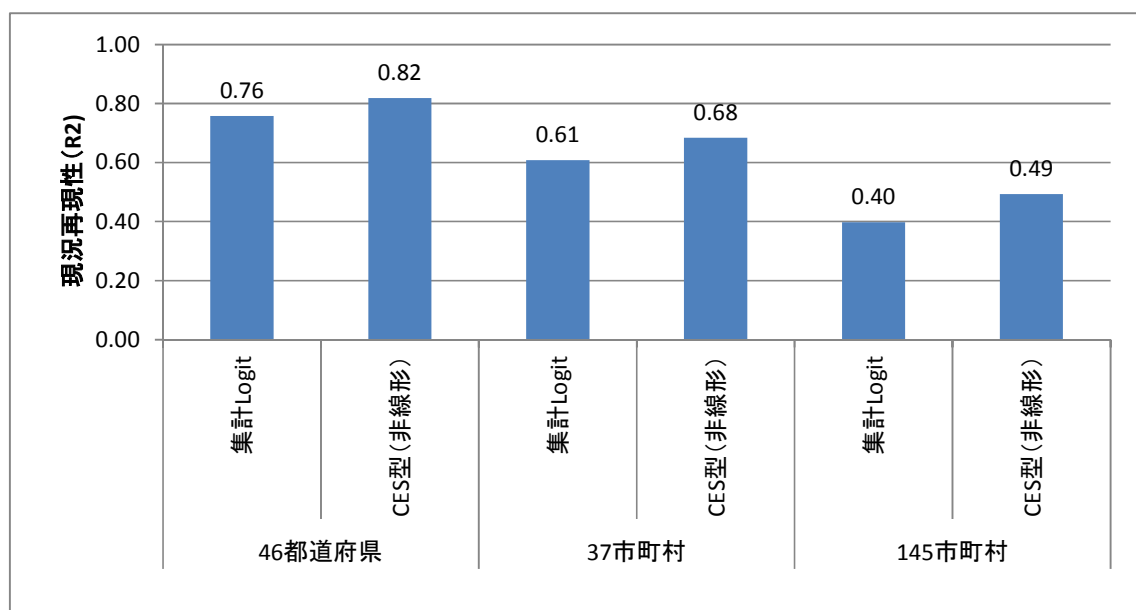


図 5-39 集計 Logit モデルと CES 型モデルの現況再現性

以上の推定値を用いて、地域間交易需要（本研究では地域間の取引件数）による加重平均を行うことで地域間交易モデルの輸送マージン率を算出する（式(5-9)）。

$$M^m = \frac{\sum_i \sum_j \varphi^m t_{ij} x_{ij}^m}{\sum_i \sum_j x_{ij}^m} \quad (5-9)$$

ただし、 φ^m ：財 m の時間価値パラメータ、 t_{ij} ：地域 ij 間の最短経路所要時間、 x_{ij}^m ：地域 ij 間の財 m の取引量（件数）

輸送マージン率の算出結果は図 5-40 に示す通りである。時間価値パラメータ φ が大きく推定される CES 型モデルでは、46 都道府県、145 市町村ともに非常に大きくなっていることから一般均衡理論における価格のマークアップデータとしては整合的ではない。

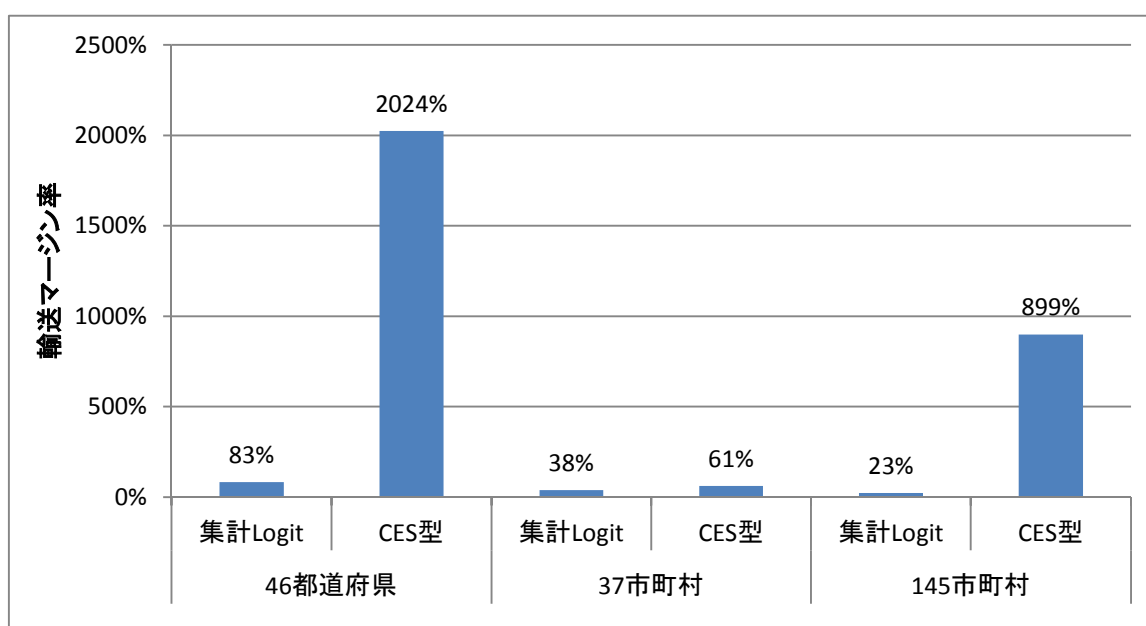


図 5-40 集計 Logit モデルと CES 型モデルの輸送マージン率

ここで、統計データで把握可能な唯一の輸送マージン率である全国産業連関表の値を式 (5-10) により算出する。

$$M^m = \frac{TC^m}{Y^m} \quad (5-10)$$

ただし、 TC^m ：財 m の輸送コスト、 Y^m ：財 m の生産額

算出結果は表 5-26 の通りである。道路輸送と自家輸送をあわせたもので 1.7%、輸送部門計で 2.6% となっており、上述で算出した地域間交易モデルの輸送マージン率に比べると非常に小さい値となっていることが分かる。この相違要因について次節において述べる。

表 5-26 H17 全国産業連関表（108 部門）における輸送マージン率

分類名	製造業による運輸部門への投入額(b) (100万円)	製造業の生産額 に対する運輸部門への投入額 の比率 (輸送マージン率)(b)/(a)
078 鉄道輸送	479,381	0.2%
079 道路輸送(除自家輸送)	3,826,669	1.3%
080 自家輸送	1,271,838	0.4%
081 水運	734,189	0.2%
082 航空輸送	250,693	0.1%
083 貨物利用運送	168,747	0.1%
084 倉庫	792,451	0.3%
085 運輸付帯サービス	352,291	0.1%
道路輸送と自家輸送の合計	5,098,507	1.7%
運輸部門の合計	7,876,259	2.6%
製造業の生産額(a)		300,648,941

出典：産業連関表（総務省）¹¹⁾

5.5.3 地域間交易モデルと全国産業連関表の輸送マージン率の相違要因

全国産業連関表による輸送マージン率は荷主と輸送会社の市場取引の結果に基づいて算出されたものであることから、取引が成立している背景には、輸送時間、輸送コスト等の輸送に係る経費に加えて、財の商品価値等の取引情報すべてが考慮された結果としての支払金額となる。一方で、地域間交易モデルによる輸送マージン率は、所要時間変化に対する支払意志額を推定していることから、所要時間に係る経費および財の商品価値等も内包された数値となる。

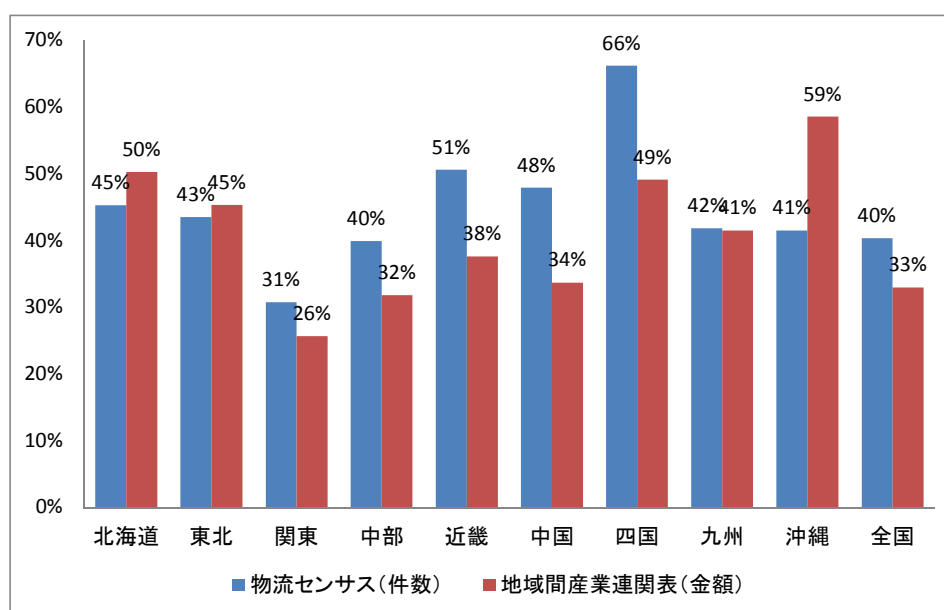
しかし、5.5.2 で示したように両者のマージンには大きな相違が生じている。以下では考えられる相違要因を列挙する。

(1) 輸送費用のかからない財の取り扱いに伴う影響

全国産業連関表の輸送マージン率を算出する際に利用している各部門の生産額の中には輸送費用のかからない財の生産額も含まれる。たとえば、同一地域内の生産ラインにおいて自動車部品の製造会社が部品を製造し組立を行う会社へ販売している場合、取引は発生しているものの輸送費用は生じていない可能性がある。

TDB の企業信用調査データからは、特定の企業敷地内に本社が立地する企業が全国で約 2 万社存在しており、中でも約 1,300 社は製造業に属する企業の敷地内に立地する製造企業となっている。企業信用調査内から把握できるのは本社立地のみとなるが、このほかにも事業所・支社が特定の企業内に立地するケースも想定される。このように同一敷地内に複数の企業立地するような生産を行っている企業は、重工業関係が中心となっており、これらの企業は、多頻度かつ大量の製品・部品を年間通じて調達する必要があるため、企業敷

地内に立地することになる。企業信用調査内では、このような取引の金額・量を把握ができないことから精緻な分析は出来ないものの、これらの企業間取引金額は、空間的に離れた地域間での取引量に比べると非常に大きいと考えられるため、このような輸送費用を必要としない企業間取引が輸送マージン率及び時間価値パラメータの推定に影響を及ぼす影響は少なくないものと推察される。また、物流センサス（件数）と地域間産業連関表（金額）を比較する（図5-41参照）と、全体的に物流センサス（件数）が地域間産業連関表（金額）に比べて内外比率が高くなる傾向にある。この違いには、データ特性の相違による影響も含まれるものの、地域間産業連関表の地域間取引額には輸送費用を必要としない内々取引が含まれていることが影響している可能性を示唆している。



※内外比率は各地域の製造業からの調達比率を示す

出典：物流センサス（国土交通省）¹²⁾，地域間産業連関表（経済産業省）¹³⁾

図 5-41 9 地域レベルでの内外比率（物流センサスと地域間産業連関表の比較）

一方で、地域間取引モデルでは全ての財が輸送費用を必要としているものとして、所要時間との関係性から時間価値パラメータを推定し輸送マージン率を算出している。そして、各部門のすべての生産財に対して、この輸送マージン率がマークアップされることから、輸送費用のかからない財についても輸送マージン率がマークアップされるため算出される道路整備による便益は過大となる。

対応策としては、SCGE モデルにおいて財を輸送費用のかかる財とのかからない財に分離したうえで、輸送費用のかかる財に対して推計した時間価値パラメータに基づく輸送マージン率をマークアップする方法が考えられる。ただし、このような対応のためには、輸送費用のかからない財を切り分けるためのデータが必要となるとともに、輸送費用のかかる

財とかからない財との間での所要時間変化に対する弾力性についても合わせて推定する必要がある。

(2) 全国産業連関表に考慮されない輸送費用による影響

全国産業連関表には考慮されていない輸送費用が存在する。表 5-27 で示すように自家用輸送部門への支払額および家計が保有する車両による輸送費用については考慮されない輸送費用が存在することから、道路整備効果分析を行う上では全国産業連関表の輸送マージン率は過小となる。

表 5-27 全国産業連関表で計上されない輸送費用

項目	全国産業連関表で計上されない輸送費用
自家輸送部門への支払額について	<ul style="list-style-type: none"> 各部門からこの自家輸送部門への支払額は、国土交通省の自動車輸送関連の統計により把握されているが、ここでは車両の保有、運行、管理に係る直接経費が計上されているのみであり自家輸送の管理に必要となる人件費等の付加価値部門の計測はされていない。 そのため、各部門から自家輸送部門への投入額には、自家輸送部門を管理する人件費、ドライバー人件費等が考慮されていない投入額となっている。
家計が保有する車両による輸送費用について	<ul style="list-style-type: none"> 自家用輸送については企業が所有する車両は考慮されているものの、家計が保有する車両による輸送については考慮されていない。

(3) 時間価値パラメータ推定時の所要時間データの設定に伴う影響

本研究で推定している時間価値パラメータは、地域間の代表所要時間として、拠点間の最短経路の所要時間を利用しているため、地域間で交易される財がすべて最短経路を利用することを前提とした値となっている。

しかし、図 5-42 に示すように物流センサスに基づく事業所間の輸送時間には大きなばらつきが生じていることが分かる。これは実際の輸送行動が目的地への最短経路ではなく集配施設経由等の様々なルートを利用していることに起因するものである。Konishi et al. (2014)¹⁴⁾でも指摘しているように、時間価値パラメータは長い所要時間に比べて短い所要時間では大きく推定される傾向にあることから、本研究で推定しているパラメータは道路整備の便益評価を行う上では過大となる。

ただし、図 5-42 は発着地や中継地での積込み、取卸し、積替え時間を含む時間であることから時間価値パラメータ推定への単純な活用は難しく、また純粋な輸送時間のみを抽出することもデータ制約上、難しい。そのため、より精緻な時間価値パラメータの推定のためには、例えば、近年データ蓄積が進む貨物プローブデータを活用することで、輸送時間

の実態を可能な限り反映することが考えられる。

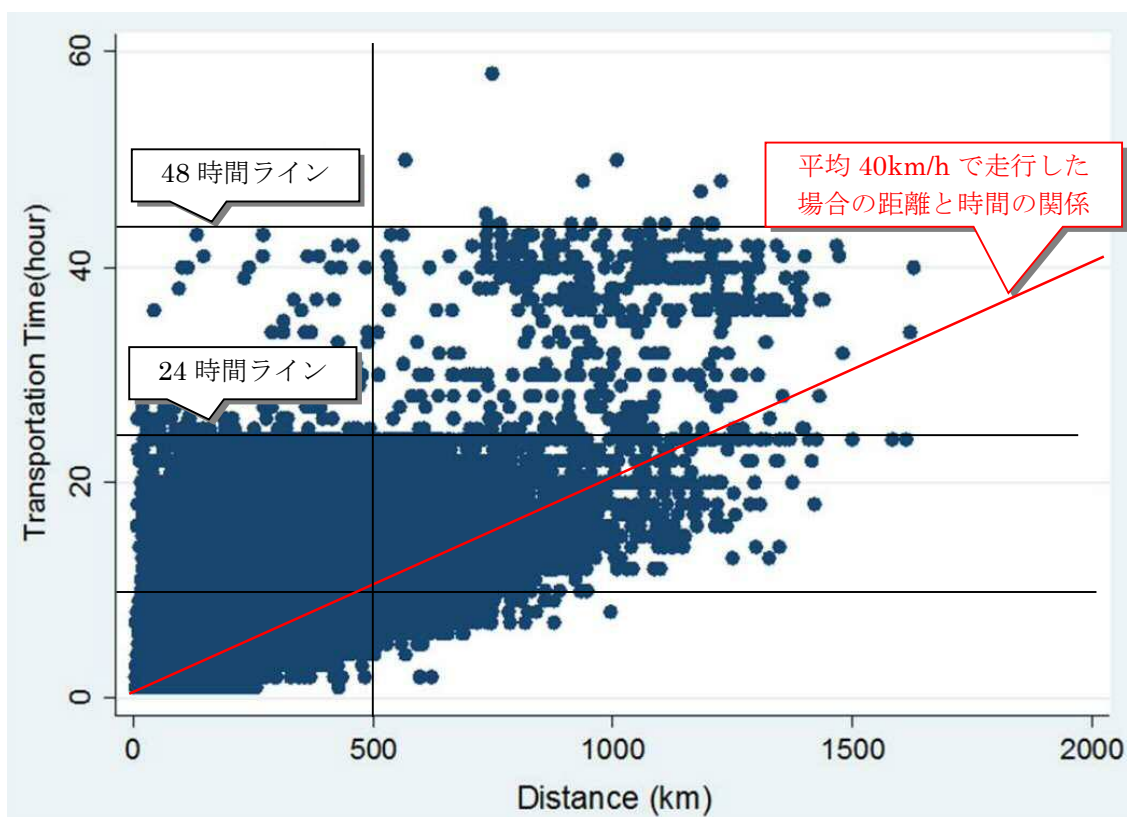


図 5-42 平成 17 年全国貨物純流動調査に基づく物流距離と時間の関係（個票ベース）
 (Konishi et al. 2014¹⁴) に加筆)

※ここでの輸送時間（Transport time）とは、貨物が出荷されてから届先地に到着するまでの全所要時間（予定時間となる場合を含む）であり、発着地や中継地での積み込み、取卸し、積替え時間を含む。なお、ピストン輸送（同一区間を何回も輸送する形態）の場合は、調査対象事業所から届先地までの片道1回の所要時間（平成 17 年全国貨物純流動調査報告書）。

表 5-28 輸送時間と最短時間のデータ比較（Konishi et al. 2014 から抜粋）

	観測数	平均	中央値	標準偏差	最小値	最大値
輸送時間	54,424	7.107416	5	6.64457	1	240
最短時間	49,832	4.337971	3.083333	3.811116	0.133333	34.08333

なお、図 5-43 に図 5-42 で示した輸送時間を都道府県間で平均化した値と本研究で推定した値を比較したものを示す。分析対象とする所要時間が増加することで時間価値パラメータは低下し輸送マージン率についても結果的に低下している。このように分析対象とする所要時間に応じて時間価値パラメータおよび輸送マージン率は異なることに留意が必要である。

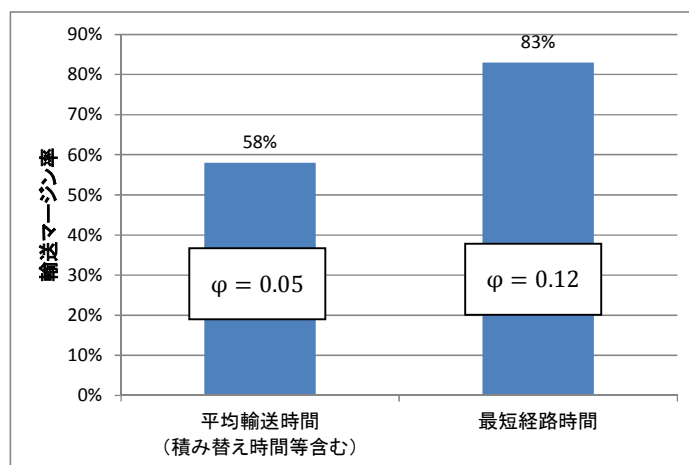


図 5-43 平均輸送時間と最短経路時間での輸送マージン率の比較

(4) クロスセクションデータによる推定誤差の影響

時間価値パラメータは、所要時間変化に伴う支払意志額を表現していることから本来はパネルデータによるパラメータ推定が望ましい。既往研究では Kapuscinski and Warr(1999)¹⁵⁾がパネルデータによる地域間代替弾力性の推定を試みているが所要時間は考慮されていない点に加えて地域内々に対する内外の交易変化の弾力性を推定していることから本研究で対象としている複数地域間への直接利用は難しい。また、加藤(2013)¹⁶⁾では交通工学における時間価値パラメータの推定事例について既往研究をレビューしているがパネルデータにより推定している事例を確認することは出来ない。今後は、データ制約を踏まえたうえでパネルデータによる時間価値パラメータおよび地域間代替弾力性の推定技術の開発を行うことで、より精緻な推定を行う必要がある。

5.6 結言

本章では、産業連関表が未整備となっている小地域を含めた異なる空間スケールに対して SCGE モデルを適用する際の地域間交易モデルについて、理論面・実証面から検証を行った。以下に各モデルの検証結果を示す。

(1) CES 型モデル

a) 所要時間を考慮した地域間代替弾力性の推定

地域間代替弾力性は、空間スケール、産業分類に応じて異なることから、分析条件と統合的な地域間代替弾力性の推定が必要となる。特に、道路整備効果分析の場合には、地域間代替弾力性推定時に所要時間を考慮することが求められるため、本稿では、地域間代替弾力性と時間価値パラメータの同時推定を行った。しかし、所要時間を考慮した地域間代替弾力性の推定結果からは、内々ダミーを考慮したとしても、時間価値パラメータが大きな値で推定され、財価格に対して非常に大きな輸送マージン率がマークアップされることになるため一般均衡理論と統合的ではない。また、ヘッセ行列の固有値が非負となり凸性が担保されないケースも存在する。本研究では、参考値として、推定誤差が生じるものの Bröcker(1998)等でも活用している所要時間と地域選択の非線形構造を線形近似することでパラメータ推定を行った。推定される時間価値パラメータは非線形構造式を直接推定するケースに比べて低い値となるものの、現況再現性が低下するとともに構造式の関係性を論理的に説明することは出来ないため実証分析では推奨できない。

b) 4S 問題への対応

シェアパラメータを基準均衡状態にキャリブレートすることで現況再現性を確保しているが、このことは基準均衡状態で地域間交易需要がゼロに近い OD において政策効果が発現しない 4S 問題を顕在化させることにつながる。本研究では、一般均衡理論との整合性の観点からは望ましくないものの、実証性を確保することを目的にシェアパラメータを規模に関する指標により代替しパラメータを地域間代替弾力性の推定と同時に推定する手法を採用した。

c) 検証結果

CES 型モデルを、空間を細分化した地域へ適用する際には、4S 問題回避のためにシェアパラメータを規模に関するパラメータとして統計的に推定するため、基準均衡状態を再現することができない点が課題となる。時間価値パラメータについては CES 型モデルから直接推定すると、財価格に対して非常に大きな輸送マージン率をマークアップすることになり一般均衡理論と統合的ではない結果となる。そのため、CES 型モデルを活用するためには時間価値パラメータを外生的に与えるなどの対応が必要となる。外生的に与える際には分析で対象とする所要時間と統合的な時間価値パラメータを与える必要があることから、一つの方策としては CES 型モデルを線形近似し推定したパラメータを活用することも考えられる。ただし、線形近似で与える場合は現況再現性が低下することになるため実証性の

観点からは課題が残る。

(2) 集計 Logit モデル

a) 価格に対するゼロ次同次体系の確保

誤差項がガンベル分布に従う場合、価格変数は \exp 項内に内包されるため、価格に対するゼロ次同次体系を確保すること出来ない。このことは、以下で示す消費地価格の論理的に不整合な動きをもたらす原因となるが、本稿では実証面での課題克服を主とし理論面を含めた抜本的な対策は行っていない。抜本的な対策の検討は、今後も引き続き行う必要がある。

b) 所要時間減少シナリオ下での消費地価格の増加抑制

SCGE モデルでは、各主体は経済合理的行動を行うことを前提としている。つまり、地域間所要時間の短縮は、地域間の輸送コスト低減をもたらし、地域へ正の経済効果を帰着させることになる。一方で、集計 Logit モデルは、誤差項がガンベル分布に従うものとし限定合理的行動を前提としたモデルであるため、SCGE モデルが前提とする経済合理的行動とは整合的ではない結果をもたらすケースがある。所要時間減少シナリオ下で消費地価格が増加するケースが生じる。そこで本稿では、パラメータ推定時に、消費価格減少制約を課すことで経済合理的行動下での集計 Logit モデルの活用を可能にした。なお、消費地価格の減少制約を課すことで、地域選択シェアの大きいペア（主に内々取引）の再現性が低下することから、本稿では地域内々ダミーを確定項に追加することで再現性の低下を抑制した。

c) 検証結果

集計 Logit モデルは、誤差項が確率分布に従うことを仮定するため、 \exp 内に所要時間項が定義され解の凸性が担保される。また、推定された時間価値パラメータから算出される輸送マージン率は、財価格に対するマークアップとして考えると一般均衡理論と整合的な値としてとらえることができる。ただし、全国産業連関表の輸送マージン率との比較結果ふまえると、地域間交易モデルにより推定される輸送マージン率は、輸送実態に対して過大となる傾向にある点に留意が必要となる。抜本的対策とはならないが地域間交易モデルにおいて空間スケールを細分化し地域内々の所要時間を小さく与えることは、都道府県単位のように地域内々時間を大きく与えるケースに比べて輸送費用を必要としない財に対する輸送マージン率を小さく与えることとなり結果的に便益の過大推定を抑制することになる。

(3) モデルの適用方針

CES 型モデル、集計 Logit モデルともに地域間交易の現況再現性に大差はないが、便益評価の観点からはモデル間で差異が生じる結果となった。CES 型モデルの時間価値パラメータに基づく輸送マージン率（製造業）は全国 46 都道府県ケースで 2,000%程度（37 市町

村：61%，145市町村：899%）と非常に大きなケースがあり一般均衡理論における財価格のマークアップデータとしては整合的でないため便益評価への適用には問題がある。一方、集計 Logit モデルでは全国 46 都道府県ケースで 80%程度（37市町村：38%，145市町村：23%）となるため CES 型モデルに比べると整合的な値となっているが、道路輸送に関する輸送マージン率の唯一の実績値である全国産業連関表の 2%程度（製造業）と比較すると乖離がある。主な乖離要因として、全国産業連関表は生産財のうち輸送費用を必要としない財も含めた輸送マージン率であるのに対して、地域間交易モデルでは、全ての財が輸送費用を必要とする財であるものとして時間価値パラメータを推定し輸送マージン率を算出している点があげられる。さらに、SCGE モデルでは輸送費用を必要としない財を含む全ての財に対して、この輸送マージン率を適用することから算出される便益を過大に推定することになる。一方で、全国産業連関表の輸送マージン率には、自家用輸送等の一部の輸送費用が計上されていない値であるとともに、輸送費用を必要としない財を含めた値であることから、この値を用いた効果分析では便益は過小推定となる。

このような乖離要因に対して、抜本的対策とはならないが対象とする道路整備による地域内々の所要時間変化をゼロもしくは極小にするような空間スケールを細分化し分析することは、輸送費用を必要としない財取引が含まれる地域内々取引変化の過大推定を抑制することになる。そのため、本研究ではパラメータ推定精度の課題は残るものの、空間スケールを細分化し分析する際には集計 Logit モデルの適用が有効になると判断した。

参考文献

- 1) 国土交通省：平成 22 年度 全国道路・街路交通情勢調査.
- 2) 文世一：地域幹線道路網整備の評価ー集積の経済にもとづく多地域モデルの適用，土木計画学ワンデーセミナー・シリーズ 15, 応用一般均衡モデルの公共投資評価への適用，1998.
- 3) 経済産業省：平成 17 年工業統計調査（確報）.
- 4) Bröcker, J., Korzhenevych, A., Schürmann, C.: Assessing spatial equity and efficiency impacts of transport infrastructure projects, *Transportation Research Part B*, Vol. 44, pp. 795-811, 2010.
- 5) 宮城俊彦, 本部賢一, 井上恵介, 多地域応用一般均衡モデルに用いる交易係数について, 土木計画学研究・論文集 No.15, pp93-100, 1998.
- 6) 檜垣史彦, 水谷誠, 土谷和之, 小池淳司, 上田孝行：準動学的 SCGE モデルによる国際物流需要予測および港湾整備の便益評価, 運輸政策研究, Vol. 10, No. 4, pp. 21-32, 2008.
- 7) Anderson, J. and van Wincoop, E.: Trade Costs, *Journal of Economic Literature*, Vol.42, No.3. (Sep.,2004).pp691-751, 2004.
- 8) Bröcker, J.: Spatial effects of transeuropean networks: Preliminary results from a spatial computable general equilibrium analysis, working paper, ECONSTOR, 1998.
- 9) 宮城俊彦：独立した輸送部門をもつ SCGE モデルによる高速道路の経済効果評価, 土木学会論文集 D3(土木計画学), Vol.68,No.4,291-304,2012.
- 10) 孟渤, 安藤朝夫, SCGE モデルにおける財輸送の考慮とワルラス法則：中国基準均衡解による検証, 応用地域学研究, No9(1), pp49-60, 2004.
- 11) 総務省：平成 17 年産業連関表,
<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001019588&cycode=0>
- 12) 国土交通省：全国貨物純流動調査（物流センサス）,
<http://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/transport/butsuryu06100.html>
- 13) 経済産業省：平成 17 年地域間産業連関表,
http://www.meti.go.jp/statistics/tyo/tiikiio/result/result_02.html
- 14) Konishi, Y., Mun, S., Nishiyama, Y., : Measuring the Value of Time in Freight Transportation, RIETI Discussion Paper Series 14-E-004, 2014.
- 15) Kapuscinski, C. A. and Warr, P. G. : Estimation of Armington elasticities : an application to the Philippines, *Economic Modeling*, Vol. 16, pp. 257-278, 1999.
- 16) 加藤浩徳編著, 交通の時間価値の理論と実際, 技報道出版, 2013.

第6章 道路整備効果分析のための SCGE モデル

6.1 緒言

道路整備効果分析のための SCGE モデルとして、本研究では中間投入財を考慮しない SCGE モデルと考慮する SCGE モデルの 2 ケースのモデルを提示する。中間投入財を考慮しないモデルは、小池ほか(2008)¹⁾に準拠しており最終需要財のみを対象にしたシンプルな構造であることから SCGE モデルの基本的な特性を理解するうえで有効なモデルである。そのため、例えば行政の実務担当者による政策実施効果の感度分析への活用などが想定される。また、中間投入財を考慮しないため、産業連関表データの整備が十分ではない発展途上国のような地域への適用も可能となる。本研究では、5章で示した地域間交易モデル間の便益額比較を行う際に活用しているとともに、発展途上国への活用事例については 8章で示す。

一方、小池ほか(2009)²⁾では、市町村レベルのように細分化された地域別に産業連関表が整備されていない条件下においても中間投入財を考慮することが可能な SCGE モデルの開発を行っている。当該モデルでは、最終需要財に対して都道府県レベルの産業連関表の中間投入係数の逆行列を乗じることで地域全体の需要を算出し、この需要を満たす財の調達を地域間交易モデルによって表現する構造となっている。このようなかたちで中間投入財を考慮することの課題は、本来、地域外から調達している中間投入財についても全て地域が属する都道府県の中間投入構造に準じて拡大されることにある。例えば、鳥取市の最終需要を満たすために必要となる中間投入需要について、その多くを大阪府内の地域からの調達に依存している状況を想定すると、小池ほか(2009)²⁾では、鳥取県産業連関表の中間投入係数により最終需要を拡大することになり、大阪府の中間投入構造は考慮されないことになる。本章では、データ制約のもとで、このような課題を緩和するための方策を提示する。

加えて本章では、SCGE モデルの構造ではなくデータセットについて実用性を向上させるための検討を行う。近年、多くの市町村の産業振興の目玉となっているのが観光振興である。そのため道路整備効果分析においても道路整備が観光産業へ与える影響を分析するニーズが高くなっている。しかし、観光産業は日本標準産業分類上、存在しない産業であることから、SNA 体系に基づいた統計データを入手することができないため SCGE モデル内への実装もできないのが現状である。そこで本章では SNA 体系と統合的な市町村別の観光産業の付加価値データを推計することで、SCGE モデル内で観光産業を扱うことができるようなデータセットを構築する。

6.2 中間投入財を考慮しないモデル

6.2.1 モデルの前提

社会経済に対して以下の仮定を設ける.

- 多地域多産業で構成された経済を想定する.
- 企業は資本と労働からなる生産要素を投入し生産財の生産活動を行う. また, 家計は生産要素の供給と財の消費活動をおこなう. なお, 中間財を考慮しない (図 6-1 参照).
- 家計は企業に生産要素 (資本・労働) を提供して所得を受け取る. そして, その所得をもとに財消費を行う.
- 輸送費用は Ice-berg 型輸送費用を仮定する.
- 労働市場は地域で閉じているものの, 資本市場は全地域に開放されているものとする.

なお, モデル式内のサフィックスは以下のとおりとする.

地域を表すサフィックス: $I \in \{1, 2, \dots, i, \dots, I\}$, $J \in \{1, 2, \dots, j, \dots, J\}$

財を表すサフィックス: $M \in \{1, 2, \dots, m, \dots, M\}$

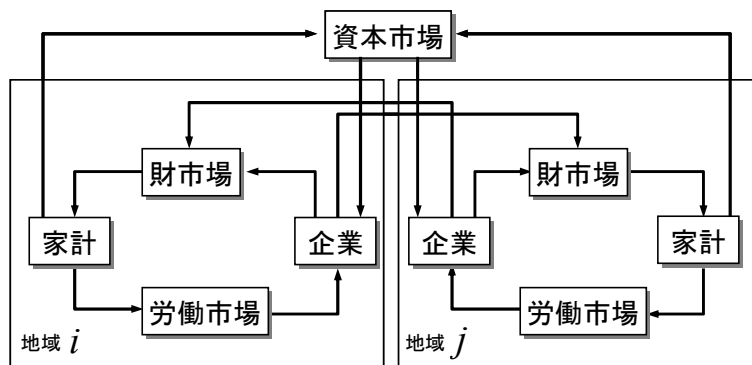


図 6-1 想定する社会経済構造

6.2.2 家計の行動モデル

(1) 第 1 段階

各地域には家計が存在し, 自己の効用が最大になるよう自地域と他地域からの財を消費するとする. このような家計行動が以下のような所得制約下での効用最大化問題として定式化できる.

$$\begin{aligned} \max U_i(x_i^1, x_i^2, \dots, x_i^M) &= \sum_{m \in M} \beta^m \ln d_i^m \\ \text{s.t. } \bar{l}_i w_i + r \frac{\bar{K}}{T} + \frac{IT_i}{N_i} &= \sum_{m \in M} p_i^m d_i^m \end{aligned} \tag{6-1}$$

ただし, U_i : 効用関数, d_i^m : 財 m の消費水準, β^m : 消費の分配パラメータ $\left(\sum_{n \in N} \beta^m = 1 \right)$,

p_i^m : 消費者価格, \bar{K} : 資本保有量, \bar{l}_i : 一人当たりの労働投入量 $\left(\bar{l}_i = \sum_{n \in N} L_i^m / N_i \right)$, NX_i : 所得移転

得移転

式(6-1)の最適化問題を解くことで, 消費財の需要関数 d_i^m が得られる。

$$d_i^m = \beta^m \frac{1}{p_i^m} \left(\bar{l}_i w_i + r \frac{\bar{K}}{T} \right) + \frac{IX_i}{N_i} \quad (6-2)$$

(2) 第2段階

地域 j で生産された財の消費地 i での価格は生産地での財価格 (生産地価格) に従価的 (Ad-valorem) であり, 地域間の所要時間を考慮にいれ式(6-3)のように定義する。

$$p_i^m = q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij}) \quad (6-3)$$

ただし, p_i : 消費地 i での財価格 (消費地価格), q_j : 生産地 j における財価格 (生産地価格), t_{ij} : 地域 ij 間の所要時間, φ : 時間価値パラメータ。

ここで, 集計 Logit モデルにより地域間交易を表現する。各地域の需要者は消費地価格が最小となるような生産地の組み合わせを購入先として選ぶとする。地域 i に住む需要者が生産地 j を購入先として選択したとし, その誤差項がガンベル分布に従うと仮定すると, その選択確率は, 次式の集計 Logit モデルで表現できる。

$$s_{ij}^m = \frac{y_i^{m\eta^m} \exp[-\lambda_i^m q_i^m (1 + \varphi_i^m t_{ij}) + IDummy^m]}{\sum_{k \in i} y_i^{m\eta^m} \exp[-\lambda_i^m q_i^m (1 + \varphi_i^m t_{kj}) + IDummy^m]} \quad (6-4)$$

ただし, t_{ij} : 所要時間, λ_i^m : 価格に関するパラメータ, φ_i^m : 時間価値パラメータ, η^m : 規模に関するパラメータ, $IDummy^m$: 地域内々タミー。

この選択確率を用いることで財 n が地域 i から地域 j へ供給される地域間交易量は次のように表される。

$$z_{ij}^m = N_j x_j^m s_{ij}^m \quad (6-5)$$

ただし, z_{ij}^m : 地域間の財の交易量。

また, 消費者価格は次の式を満たしている。

$$p_j^m = \sum_{i \in I} s_{ij}^m q_i^m (1 + \varphi_i^m t_{ij}^m) \quad (6-6)$$

6.2.3 産業の行動モデル

各地域には生産財ごとに1つの企業が存在することを想定し、地域 i において財 m を生産する企業の付加価値関数をコブ・ダグラス型で仮定すると以下ようになる。

$$Y_i^m = A_i^m (L_i^m)^{\alpha_i^m} (K_i^m)^{1-\alpha_i^m} \quad (6-7)$$

ただし、 L_i^m : 労働投入、 K_i^m : 資本投入、 α_i^m : 分配パラメータ、 A_i^m : 効率パラメータ

付加価値生産に関する最適化問題は式(6-8)のような生産技術制約下での利潤最大化行動を仮定する。

$$\begin{aligned} \max . & q_i^m y_i^m - w_i L_i^m + r K_i^m \\ \text{s.t. } & y_i^m = A_i^m (L_i^m)^{\alpha_i^m} (K_i^m)^{1-\alpha_i^m} \end{aligned} \quad (6-8)$$

ただし、 w_i : 賃金率、 r : 資本レント、 q_i^m : 生産地価格、 y_i^m : 生産額

式(6-8)より、生産要素需要関数 L_i^m 、 K_i^m と生産地価格 q_i^m が超過利潤ゼロの条件から平均費用として得られる。

$$L_i^m = \frac{\alpha_i^m}{w_i} q_i^m y_i^m \quad (6-9)$$

$$K_i^m = \frac{1-\alpha_i^m}{r} q_i^m y_i^m \quad (6-10)$$

$$q_i^m(w_i, r) = C_i^m(w_i, r) = \frac{w_i^{\alpha_i^m} r^{1-\alpha_i^m}}{A_i^m \alpha_i^m \alpha_i^m (1-\alpha_i^m)^{1-\alpha_i^m}} \quad (6-11)$$

6.2.4 市場均衡条件

$$\text{労働市場} \quad \sum_{m \in M} L_i^m = \bar{L}_i \quad (6-12)$$

$$\text{資本市場} \quad \sum_{i \in I} \sum_{m \in M} K_i^m = \bar{K} \quad (6-13)$$

$$\text{財市場 (需要)} \quad N_j x_j^m = \sum_{i \in I} z_{ij}^m \quad (6-14)$$

$$\text{財市場 (供給)} \quad y_i^m = \sum_{j \in J} (1 + \phi_j^m t_{ij}^m) z_{ij}^m \quad (6-15)$$

6.2.5 便益の定義

本モデルでは施策の効果を計測する指標として経済的效果を等価変分 (EV: Equivalent Variation) を用いて以下のように定義する.

$$EV^i = (w_i^0 L_i^0 + r^0 K_i^0) \left(\frac{e^{U_i^1} - e^{U_i^0}}{e^{U_i^0}} \right) \quad (6-16)$$

ただし、0,1 : 道路整備の有り無しを表すサフィックス

6.2.6 ワルラス法則の確認

中間投入財を考慮しない SCGE モデルについて、2 地域 2 産業のもとでワルラス法則の確認を行う。まず、財の需給バランスについて確認する。

財別の地域間交易需要は式(6-17)の通りである。

$$\begin{aligned} z_{11}^1 &= s_{11}^1 N_1 x_1^1 & z_{11}^2 &= s_{11}^2 N_1 x_1^2 \\ z_{12}^1 &= s_{12}^1 N_2 x_2^1 & z_{12}^2 &= s_{12}^2 N_2 x_2^2 \\ z_{21}^1 &= s_{21}^1 N_1 x_1^1 & z_{21}^2 &= s_{21}^2 N_1 x_1^2 \\ z_{22}^1 &= s_{22}^1 N_2 x_2^1 & z_{22}^2 &= s_{22}^2 N_2 x_2^2 \end{aligned} \quad (6-17)$$

各地域の生産量は輸送マージン率を考慮することで式(6-18)により定式化できる。

$$\begin{aligned} y_1^1 &= (1+t_{11}^1) z_{11}^1 + (1+t_{12}^1) z_{12}^1 \\ y_2^1 &= (1+t_{21}^1) z_{21}^1 + (1+t_{22}^1) z_{22}^1 \\ y_1^2 &= (1+t_{11}^2) z_{11}^2 + (1+t_{12}^2) z_{12}^2 \\ y_2^2 &= (1+t_{21}^2) z_{21}^2 + (1+t_{22}^2) z_{22}^2 \end{aligned} \quad (6-18)$$

式(6-18)に式(6-17)を代入することで式(6-19)を得る。

$$\begin{aligned} y_1^1 &= (1+t_{11}^1) s_{11}^1 N_1 x_1^1 + (1+t_{12}^1) s_{12}^1 N_2 x_2^1 \\ y_2^1 &= (1+t_{21}^1) s_{21}^1 N_1 x_1^1 + (1+t_{22}^1) s_{22}^1 N_2 x_2^1 \\ y_1^2 &= (1+t_{11}^2) s_{11}^2 N_1 x_1^2 + (1+t_{12}^2) s_{12}^2 N_2 x_2^2 \\ y_2^2 &= (1+t_{21}^2) s_{21}^2 N_1 x_1^2 + (1+t_{22}^2) s_{22}^2 N_2 x_2^2 \end{aligned} \quad (6-19)$$

式(6-19)に生産地価格 (F.O.B) をかけることで式(6-20)を得る。

$$\begin{aligned} q_1^1 y_1^1 &= (1+t_{11}^1) s_{11}^1 N_1 x_1^1 q_1^1 + (1+t_{12}^1) s_{12}^1 N_2 x_2^1 q_1^1 \\ q_2^1 y_2^1 &= (1+t_{21}^1) s_{21}^1 N_1 x_1^1 q_2^1 + (1+t_{22}^1) s_{22}^1 N_2 x_2^1 q_2^1 \\ q_1^2 y_1^2 &= (1+t_{11}^2) s_{11}^2 N_1 x_1^2 q_1^2 + (1+t_{12}^2) s_{12}^2 N_2 x_2^2 q_1^2 \\ q_2^2 y_2^2 &= (1+t_{21}^2) s_{21}^2 N_1 x_1^2 q_2^2 + (1+t_{22}^2) s_{22}^2 N_2 x_2^2 q_2^2 \end{aligned} \quad (6-20)$$

式(6-20)をすべて足し合わせることで需給バランス式は式(6-21)となる。

$$\begin{aligned}
 & q_1^1 y_1^1 + q_2^1 y_2^1 + q_1^2 y_1^2 + q_2^2 y_2^2 \\
 &= \left((1+t_{11}^1) s_{11}^1 q_1^1 + (1+t_{21}^1) s_{21}^1 q_2^1 \right) N_1 x_1^1 \\
 &+ \left((1+t_{12}^1) s_{12}^1 q_1^1 + (1+t_{22}^1) s_{22}^1 q_2^1 \right) N_2 x_2^1 \\
 &+ \left((1+t_{11}^2) s_{11}^2 q_1^2 + (1+t_{21}^2) s_{21}^2 q_2^2 \right) N_1 x_1^2 \\
 &+ \left((1+t_{12}^2) s_{12}^2 q_1^2 + (1+t_{22}^2) s_{22}^2 q_2^2 \right) N_2 x_2^2
 \end{aligned} \tag{6-21}$$

次に、生産に関する費用構成は式(6-22)の通りである。

$$q_1^1 y_1^1 + q_2^1 y_2^1 + q_1^2 y_1^2 + q_2^2 y_2^2 = w_1(L_1^1 + L_1^2) + w_2(L_2^1 + L_2^2) + r(K_1^1 + K_1^2 + K_2^1 + K_2^2) \tag{6-22}$$

家計の所得制約条件より式(6-23)を得る。

$$\begin{aligned}
 & \left((1+t_{11}^1) s_{11}^1 q_1^1 + (1+t_{21}^1) s_{21}^1 q_2^1 \right) x_1^1 + \left((1+t_{11}^2) s_{11}^2 q_1^2 + (1+t_{21}^2) s_{21}^2 q_2^2 \right) x_1^2 = w_1 \bar{L}_1 + r \frac{\bar{K}}{T} \\
 & \left((1+t_{12}^1) s_{12}^1 q_1^1 + (1+t_{22}^1) s_{22}^1 q_2^1 \right) x_2^1 + \left((1+t_{12}^2) s_{12}^2 q_1^2 + (1+t_{22}^2) s_{22}^2 q_2^2 \right) x_2^2 = w_2 \bar{L}_2 + r \frac{\bar{K}}{T}
 \end{aligned} \tag{6-23}$$

式(6-21)と(6-22)は同値であることから式(6-23)を得る。

$$\begin{aligned}
 & w_1(L_1^1 + L_1^2) + w_2(L_2^1 + L_2^2) + r(K_1^1 + K_1^2 + K_2^1 + K_2^2) \\
 & - \left((1+t_{11}^1) s_{11}^1 q_1^1 + (1+t_{21}^1) s_{21}^1 q_2^1 \right) N_1 x_1^1 \\
 & - \left((1+t_{12}^1) s_{12}^1 q_1^1 + (1+t_{22}^1) s_{22}^1 q_2^1 \right) N_2 x_2^1 \\
 & - \left((1+t_{11}^2) s_{11}^2 q_1^2 + (1+t_{21}^2) s_{21}^2 q_2^2 \right) N_1 x_1^2 \\
 & - \left((1+t_{12}^2) s_{12}^2 q_1^2 + (1+t_{22}^2) s_{22}^2 q_2^2 \right) N_2 x_2^2 \\
 & = 0
 \end{aligned} \tag{6-24}$$

また、式(6-23)の所得制約より式(6-25)となる。

$$\begin{aligned}
 & w_1(L_1^1 + L_1^2) + w_2(L_2^1 + L_2^2) + r(K_1^1 + K_1^2 + K_2^1 + K_2^2) \\
 & - w_1 \bar{L}_1 - r \frac{\bar{K}}{T} N_1 \\
 & - w_2 \bar{L}_2 - r \frac{\bar{K}}{T} N_2 \\
 & = 0
 \end{aligned} \tag{6-25}$$

よってワルラス法則が成立する。

$$w_1(L_1^1 + L_1^2 - \bar{L}_1) + w_2(L_2^1 + L_2^2 - \bar{L}_2) + r(K_1^1 + K_1^2 + K_2^1 + K_2^2 - \bar{K}) = 0 \tag{6-26}$$

6.3 中間投入財を考慮したモデル

6.3.1 既往モデルの構造

本節では、中間投入財を考慮したモデルとして提案している小池ほか（2008）のモデルを示し構造的な課題を整理する。

(1) モデルの前提条件

社会経済に対して主に以下の仮定を設ける。

- ① 多地域多産業で構成された経済を想定する。
- ② 財生産企業は、家計から提供される生産要素（資本・労働）、他の財生産企業が生産した生産物を投入して、新たな生産財を生産する。
- ③ 家計は企業に生産要素（資本・労働）を提供して所得を受け取る。そして、その所得をもとに財消費を行う。
- ④ 輸送費用は Ice-berg 型輸送費用を仮定する。
- ⑤ 労働市場は地域で閉じているものの、資本市場は全地域に開放されているものとする。

なお、モデル式内のサフィックスは、以下のとおりとする。

地域を表すサフィックス： $I \in \{1, 2, \dots, i, \dots, I\}$ ， $J \in \{1, 2, \dots, j, \dots, J\}$

財を表すサフィックス： $M \in \{1, 2, \dots, m, \dots, M\}$ ， $N \in \{1, 2, \dots, n, \dots, N\}$

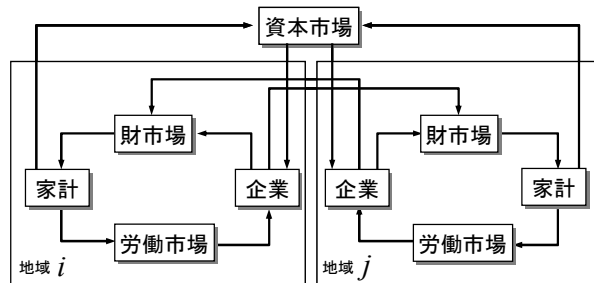


図 6-2 モデル構造

(2) 企業行動モデル

各地域には生産財ごとに1つの企業が存在することを想定し、地域*i*において財*m*を生産する企業の生産関数をレオンチェフ型で仮定すると式(6-27)のようになる。

$$Y_j^n = \min \left\{ \frac{v_i^m}{a_i^{0m}}, \frac{x_i^{jm}}{a_i^{jm}}, \dots, \frac{x_i^{nm}}{a_i^{nm}}, \dots, \frac{x_i^{Nm}}{a_i^{Nm}} \right\} \quad (6-27)$$

ただし、 Y_i^m ：地域*i*財*m*の生産量、 v_i^m ：地域*i*財*m*の付加価値、 x_i^{nm} ：地域*i*の産業*n*から産業*m*への中間投入、 a_i^{nm} ：地域*i*の産業*n*から産業*m*への投入係数、 a_i^{0m} ：地域*i*財*m*の付加価値比率

さらに、付加価値関数をコブ・ダグラス型で仮定すると以下ようになる。

$$v_i^m = A_i^m (L_i^m)^{\alpha_i^m} (K_i^m)^{1-\alpha_i^m} \quad (6-28)$$

ただし、 L_i^m : 地域 i 財 m の労働投入、 K_i^m : 地域 i 財 m の資本投入、 α_i^m : 分配パラメータ、 A_i^m : 効率パラメータ

付加価値生産に関する最適化問題は以下のように生産技術制約下での利潤最大化行動を仮定する。

$$\begin{aligned} \max . & q_i^m y_i^m - w_i L_i^m + r K_i^m \\ \text{s.t. } & y_i^m = A_i^m (L_i^m)^{\alpha_i^m} (K_i^m)^{1-\alpha_i^m} \end{aligned} \quad (6-29)$$

ただし、 w_i : 地域 i の賃金率、 r : 資本レント、 q_i^m : 生産地価格、 y_i^m : 生産額

式(6-29)より、生産要素需要関数 L_i^m 、 K_i^m と付加価値 cv_i^m が超過利潤ゼロの条件から平均費用として得られる。

$$L_i^m = \frac{\alpha_i^m}{w_i} a_{oi}^m q_i^m Y_i^m \quad (6-30)$$

$$K_i^m = \frac{1-\alpha_i^m}{r} a_{oi}^m q_i^m Y_i^m \quad (6-31)$$

$$q_i^m = cv_i^m = \frac{w_i^{\alpha_i^m} r^{1-\alpha_i^m}}{A_i^m (\alpha_i^m)^{\alpha_i^m} (1-\alpha_i^m)^{1-\alpha_i^m}} \quad (6-32)$$

ただし、 cv_i^m : 地域 i 財 m の 1 単位生産あたりの付加価値

(3) 家計行動モデル

各地域には家計が存在し、自己の効用が最大になるよう自地域と他地域からの財を消費するとする。このような家計行動が以下のような所得制約下での効用最大化問題として定式化できる。

$$\begin{aligned} \max . & U_i(d_i^1, d_i^2, \dots, d_i^N) = \sum_{m \in M} \beta^n \ln d_i^n \\ \text{s.t. } & \bar{l}_i w_i + r \frac{\bar{K}}{T} = \sum_{m \in M} p_i^n d_i^n \end{aligned} \quad (6-33)$$

ただし、 U_i : 地域 i の効用関数、 d_i^n : 地域 i 財 n の消費水準、 p_i^n : 地域 i 財 m の消費者価格、 β^n : 財 n の消費の分配パラメータ $\left(\sum_{m \in M} \beta^n = 1 \right)$ 、 \bar{K} : 資本保有量、 \bar{l}_i : 一人当たりの労働投入量

$$\left(\bar{l}_i = \sum_{m \in M} \frac{L_i^m}{N_i} \right)$$

式(6-33)より、消費財の最終需要関数 d_i^m が得られる。

$$d_i^n = \beta_i^n \frac{1}{p_i^n} \left(\bar{l}_i w_i + r \frac{\bar{K}}{T} \right) \quad (6-34)$$

(4) 地域間交易モデル

各地域の需要者は消費地価格が最小となるような生産地の組み合わせを購入先として選ぶとする。地域 i に住む需要者が生産地 j を購入先として選択したとし、その誤差項がガンベル分布に従うと仮定すると、次式の集計 Logit モデルで表現できる。

$$s_{ij}^m = \frac{y_i^{m\eta^m} \exp[-\lambda_i^m q_i^m (1 + \phi_i^m t_{ij}) + IDummy^m]}{\sum_{k \in i} y_i^{m\eta^m} \exp[-\lambda_i^m q_i^m (1 + \phi_i^m t_{kj}) + IDummy^m]} \quad (6-35)$$

ただし、 t_{ij} : 所要時間、 λ_i^m : 価格に関するパラメータ、 ϕ_i^m : 時間価値パラメータ、 η^m : 規模に関するパラメータ、 $IDummy^m$: 地域内々ダミー。

この選択確率を用いることで財 n が地域 i から地域 j へ供給される地域間交易量は次のように表される。

$$z_{ij}^n = N_i x_i^n s_{ij}^n \quad (6-36)$$

ただし、 z_{ij}^m : 地域間の財の交易量。

また、消費者価格は次の式を満たしている。

$$p_j^n = \sum_{i \in I} s_{ij}^n q_i^n (1 + \phi_j^n t_{ij}^n) \quad (6-37)$$

(5) 市場均衡条件式

本モデルでは、以下の市場均衡条件が成立する。

労働市場

$$\sum_{m \in M} L_i^m = \bar{L}_i \quad (6-38)$$

財市場 (需要)

$$\begin{bmatrix} 1 - a_i^{11} & \cdots & 0 - a_i^{1N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 - a_i^{m1} & \cdots & 1 - a_i^{MN} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} N_i d_i^1 \\ \vdots \\ N_i d_i^m \\ \vdots \\ N_i d_i^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_i^1 \\ \vdots \\ X_i^m \\ \vdots \\ X_i^M \end{bmatrix} \quad (6-39)$$

$$z_{ij}^m = X_j^m S_{ij}^m \quad (6-40)$$

財市場（供給）

$$Y_i^m = \sum_{j \in J} (1 + \varphi^m t_{ij}) Z_{ij}^m \quad (6-41)$$

生産者価格体系

$$q_j^n = a_{0i}^n c v_j^n + \sum_{m \in M} a_j^{mn} \sum_{i \in I} S_{ij}^n q_i^n (1 + \varphi^n t_{ij}) \quad (6-42)$$

ただし、 z_{ij}^m ：財 m の地域 i から地域 j の交易量、 X_i^m ：地域 i 財 m の消費量、 a_j^{mn} ：地域 j の産業 m から産業 n への投入係数。

(6) 便益の定義

本モデルでは、施策の効果を計測する指標として経済的効果を等価変分（*EV: Equivalent Variation*）を用いて以下のように定義した。

$$EV^i = (w_i^0 L_i^0 + rK_i^0) \left(\frac{e^{U_i^1} - e^{U_i^0}}{e^{U_i^0}} \right) \quad (6-43)$$

ただし、 $0, 1$ ：道路整備の有り無しを表すサフィックス

(7) 算出フロー

算出フローは図 6-3 の通り。

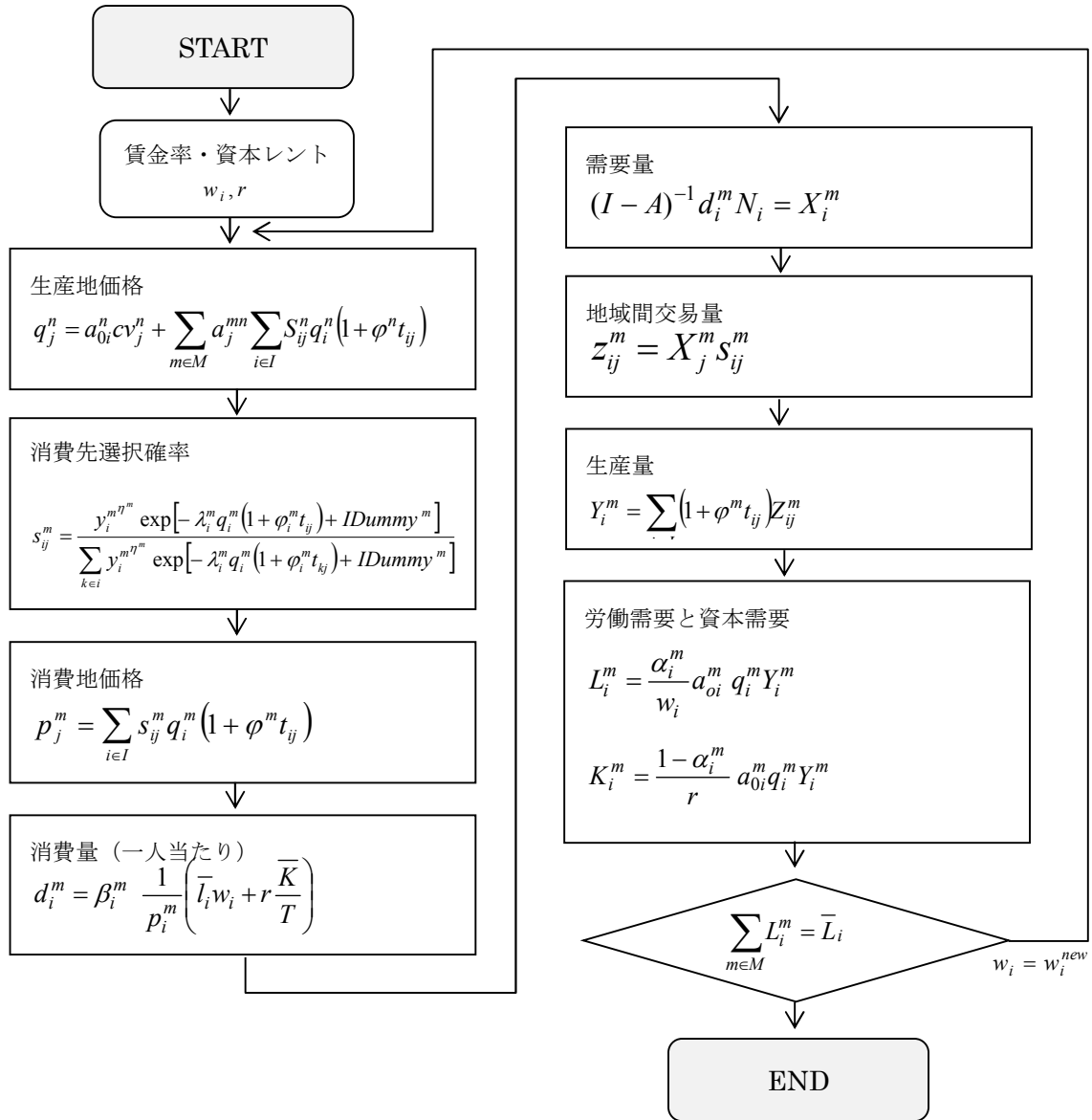


図 6-3 算出フロー

6.3.2 現行モデルの課題と改良

(1) 現行モデルの課題

現行モデルでは、最終需要財に対して都道府県レベルの産業連関表の中間投入係数の逆行列を乗じることで地域全体の需要を算出し、この需要を満たす財の調達を地域間交易モデルによって表現する構造となっている。このようなかたちで中間投入財を考慮することの課題は、本来、地域外から調達している中間投入財についても全て地域が属する都道府県の中間投入構造に準じて拡大されることにある。例えば、鳥取県内に立地する鳥取市の最終需要を満たすために必要となる中間投入需要について、その多くを大阪府内の地域からの調達に依存している状況を想定すると、小池ほか(2009)では、鳥取県産業連関表の中間投入係数により最終需要を拡大することになり、大阪府の中間投入構造は考慮されないことになる。

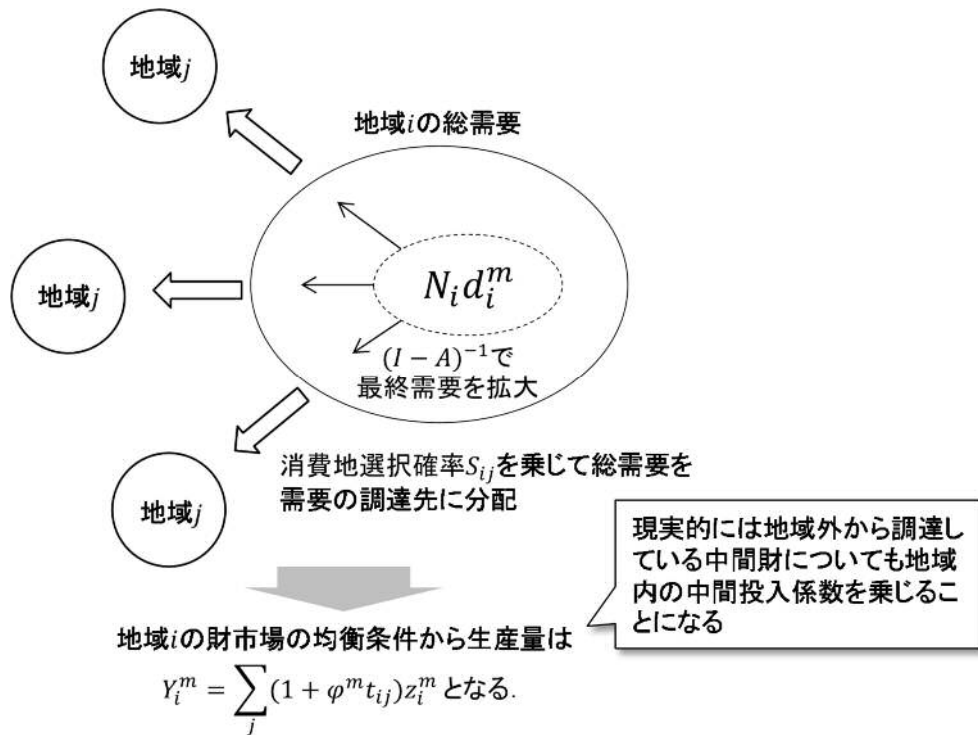


図 6-4 現行モデルの問題点

(2) 現行モデルの改良

a) 中間投入需要の分離

自地域の最終需要量を中間投入比の逆行列で拡大し生産量を設定するのではなく、最終需要量と中間投入需要量に分類し、各財の消費先選択確率を考慮することで地域別の生産量を算出する。

地域 ij 間の財 n の最終需要量 FZ_{ij}^m は式(6-44)より求める。

$$FZ_{ij}^m = N_j d_j^m FS_{ij}^m \quad (6-44)$$

地域 i での最終需要を満たすための地域 j における財 n の供給量 FY_j^n は式(6-45)となる。

$$FY_j^m = \sum_j FZ_{ij}^m \quad (6-45)$$

この FY_j^n を用いて、地域 i における財 m の生産額 Y_i^m を式(6-46)より求める。

$$\begin{bmatrix} Y_i^1 \\ \vdots \\ Y_i^m \\ \vdots \\ Y_i^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 - a_i^{11} & \cdots & -a_i^{1N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ -a_i^{M1} & \cdots & 1 - a_i^{MN} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} FY_i^1 \\ \vdots \\ FY_i^m \\ \vdots \\ FY_i^M \end{bmatrix} \quad (6-46)$$

$$IX_j^m = \sum_m a_j^{mn} Y_j^m \quad (6-47)$$

次に、中間投入需要量 IX_i^n から地域 ij 間の中間投入需要量 IZ_{ij}^n を式(6-48)より求める。

$$IZ_{ij}^m = IX_j^m IS_{ij}^m \quad (6-48)$$

ただし、 IZ_{ij}^m : 地域 i における財 m の中間投入需要の流動量、 IS_{ij}^m : 中間投入財 m について地域 j が地域 i を選択する確率 (消費先選択確率)。

以上の結果から、中間投入需要と最終需要に対して Ice-berg 型を考慮することで、地域 i における生産量 Y_i^m は

$$Y_i^m = \sum_{j \in J} (1 + \varphi^m t_{ij}) FZ_{ij}^m + \sum_{j \in J} (1 + \varphi^m t_{ij}) IZ_{ij}^m \quad (6-49)$$

となる。

b) 価格の定義

財価格について、下式の通りに定義される。

(消費合成財価格)

$$FP_j^m = \sum_{i \in I} FS_{ij}^m q_i^m (1 + \varphi^m t_{ij}) \quad (6-50)$$

$$FS_{ij}^m = \frac{Y_i^{m^m} \exp[-\lambda^m q_i^m (1 + \varphi^m t_{ij}) + IDummy^m]}{\sum_{k \in I} Y_k^{m^m} \exp[-\lambda^m q_k^m (1 + \varphi^m t_{kj}) + IDummy^m]} \quad (6-51)$$

(中間合成財価格)

$$IP_j^m = \sum_{i \in I} IS_{ij}^m q_i^m (1 + \varphi^m t_{ij}) \quad (6-52)$$

$$IS_{ij}^m = \frac{Y_i^{m^m} \exp[-\lambda^m q_i^m (1 + \varphi^m t_{ij})]}{\sum_{k \in I} Y_k^{m^m} \exp[-\lambda^m q_k^m (1 + \varphi^m t_{kj})]} \quad (6-53)$$

(生産財価格)

$$q_j^n = a_{0i}^n c v_j^n + \sum_{m \in M} a_j^{mn} \sum_{i \in I} IS_{ij}^n q_i^n (1 + \varphi^n t_{ij}) \quad (6-54)$$

ただし、実証分析では消費地選択確率は最終財と中間財それぞれで算出することは出来ないため $FS_{ij}^m = IS_{ij}^m$ である。

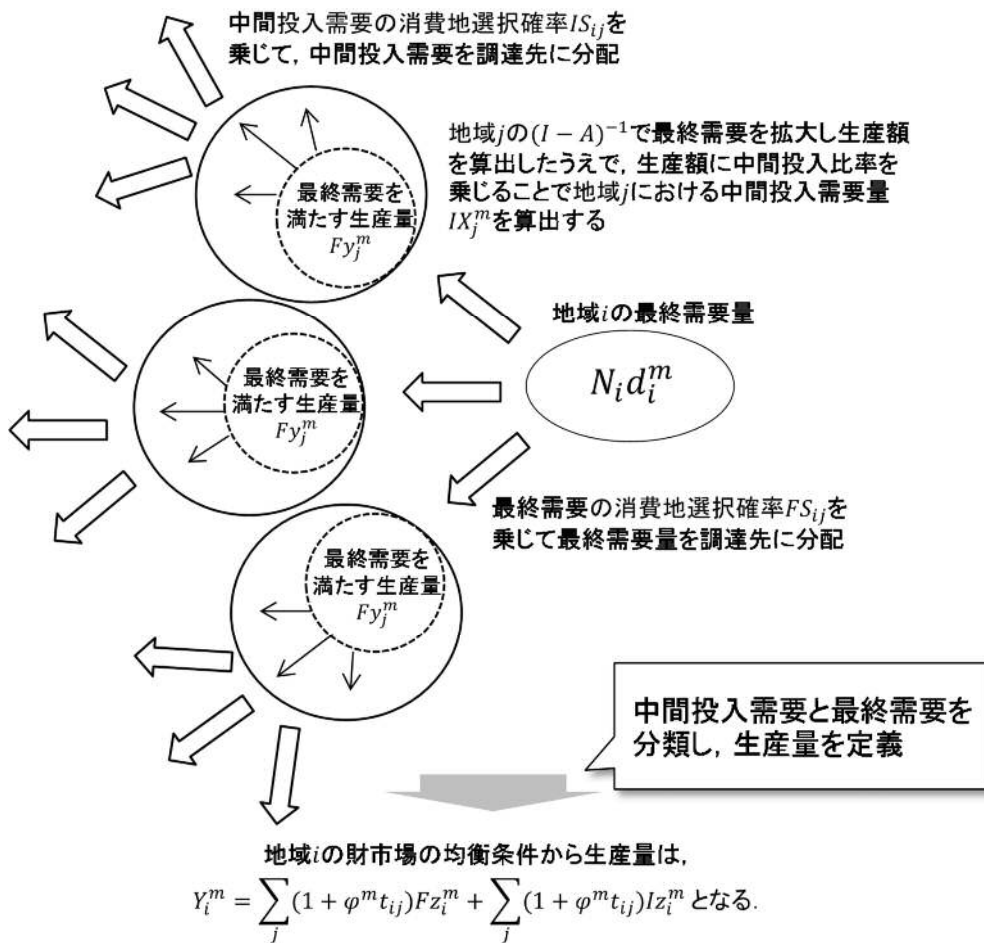


図 6-5 中間投入構造の変更

6.3.3 中間投入構造改良モデル

(1) モデルの前提条件

社会経済に対して主に以下の仮定を設ける.

- ① 多地域多産業で構成された経済を想定する.
- ② 財生産企業は, 家計から提供される生産要素 (資本・労働), 他の財生産企業が生産した生産物を投入して, 新たな生産財を生産する.
- ③ 家計は企業に生産要素 (資本・労働) を提供して所得を受け取る. そして, その所得をもとに財消費を行う.
- ④ 輸送費用は Ice-berg 型輸送費用を仮定する.
- ⑤ 労働市場は地域で閉じているものの, 資本市場は全地域に開放されているものとする.

なお, モデル式内のサフィックスは, 以下のとおりとする.

地域を表すサフィックス: $I \in \{1, 2, \dots, i, \dots, I\}$, $J \in \{1, 2, \dots, j, \dots, J\}$

財を表すサフィックス: $M \in \{1, 2, \dots, m, \dots, M\}$, $N \in \{1, 2, \dots, n, \dots, N\}$

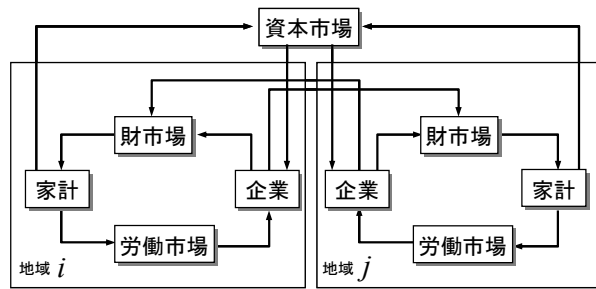


図 6-6 モデル構造

(2) 家計行動モデル

地域 $i \in \{1, \dots, I\}$ には代表的な家計が存在し, 自地域と他地域の財 $j \in \{1, \dots, J\}$ を消費すると仮定し, 図 6-7 のような Nest 構造の効用関数をもつと仮定する. 第 1 段階においては, 財の消費合成財の代替関係をコブ・ダグラス型で表現し, 第 2 段階では, 財の消費先を集計 Logit モデルにより表現する.

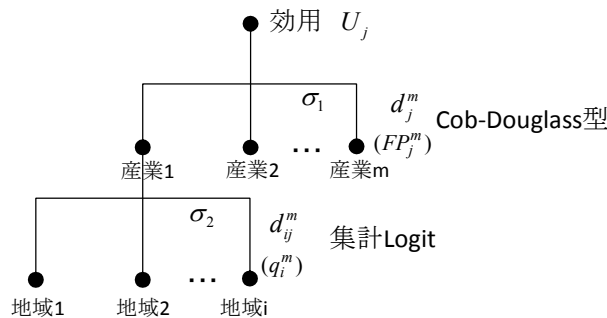


図 6-7 家計行動モデルの階層構造

a) 第 1 段階

第 1 段階では、所得制約条件の下での家計の効用最大化行動として定式化する。

$$\begin{aligned} \max. U_i(d_i^1, d_i^2, \dots, d_i^M) &= \sum_{m \in M} \beta^m \ln d_i^m \\ \text{s.t. } \bar{l}_i w_i + r \frac{\bar{K}}{T} + \frac{IT_i}{N_i} &= \sum_{m \in M} FP_i^m d_i^m \end{aligned} \quad (6-55)$$

ただし、 U_i : 地域 i の効用関数、 d_i^m : 地域 i 財 m の消費水準、 FP_i^m : 地域 i 財 m の消費合成財価格、 β^m : 財 m の消費の分配パラメータ $\left(\sum_{m \in M} \beta^m = 1 \right)$ 、 \bar{K} : 資本保有量、 \bar{l}_i : 一人当たりの労働投入量 $\left(\bar{l}_i = \sum_{m \in M} L_i^m / N_i \right)$ 、 IT_i : 所得移転。

上式より、消費財の最終需要関数 d_i^m (一人当たりの最終需要財の需要量) が得られる。

$$d_i^m = \beta_i^m \frac{1}{FP_i^m} \left(\bar{l}_i w_i + r \frac{\bar{K}}{T} \right) \quad (6-56)$$

b) 第 2 段階 (地域間交易モデル)

各地域の需要者は消費地価格が最小となるような生産地の組み合わせを購入先として選ぶとする。地域 i に住む需要者が生産地 j を購入先として選択したとし、その誤差項がガンベル分布に従うと仮定すると、その選択確率は集計 Logit モデルで表現できる。

$$FS_{ij}^n = \frac{y_j^{n^n} \exp[-\lambda_j^n q_j^n (1 + \phi_j^n t_{ij}) + IDummy^n]}{\sum_{k \in J} y_k^{n^n} \exp[-\lambda_j^n q_k^n (1 + \phi_j^n t_{ik}) + IDummy^n]} \quad (6-57)$$

ただし、 t_{ij} : 所要時間、 λ_j^n : 価格に関するパラメータ、 ϕ_j^n : 時間価値パラメータ、 $IDummy^n$: 地域内々ダミー。

また、消費者価格は次の式を満たしている。

$$FP_j^m = \sum_{i \in I} FS_{ij}^m q_i^m (1 + \phi^m t_{ij}) \quad (6-58)$$

ただし、 q_i^m : 地域 i 財 m の生産者価格

地域 ij 間の最終需要流動量 FZ_{ij}^m は、地域 i における最終需要 $N_i d_i^m$ に対して FS_{ij}^m を乗じることによって式(6-59)となる。

$$FZ_{ij}^m = N_j d_j^m FS_{ij}^m \quad (6-59)$$

ただし、 FZ_{ij}^m : 地域 ij 間の財 m の最終需要流動量、 N_j : 地域 j の人口、 d_j^m : 地域 j における財 m の一人当たり消費量、 FS_{ij}^m : 最終消費財 m について地域 j が地域 i を選択する確率 (消費先選択確率)。

(3) 企業行動モデル

地域 i の財種別 m を生産する産業 m の生産構造を以下の図 6-8 のような Nest 構造と仮定する。ここで、中間投入財は、集計 Logit 型の調達先選択確率により各地域から確率的に調達を行うものとする。

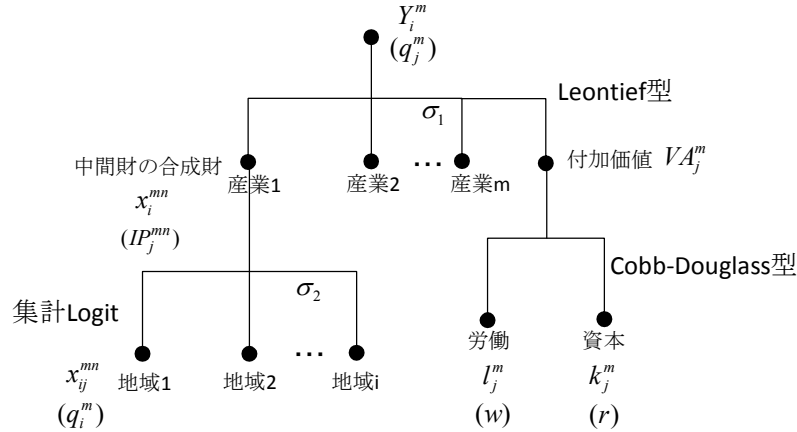


図 6-8 企業行動モデルの階層構造

a) 第 1 段階

各地域には生産財ごとに 1 つの企業が存在することを想定し、地域 i において財 m を生産する企業の生産関数を第 1 段階ではレオンチェフ型で仮定すると以下ようになる。

$$Y_j^m = \min \left\{ \frac{v_i^m}{a_i^{0m}}, \frac{x_i^{1m}}{a_i^{1m}}, \dots, \frac{x_i^{nm}}{a_i^{nm}}, \dots, \frac{x_i^{Nm}}{a_i^{Nm}} \right\} \quad (6-60)$$

ただし、 Y_i^m : 地域 i 財 m の生産量、 v_i^m : 地域 i 財 m の付加価値、 x_i^{nm} : 地域 i の産業 n から産業 m への中間投入、 a_i^{nm} : 地域 i の産業 n から産業 m への投入係数、 a_i^{0m} : 地域 i 財 m の付加価値比率

b) 第 2 段階（付加価値関数）

さらに、付加価値関数をコブ・ダグラス型で仮定すると以下ようになる。

$$v_i^m = A_i^m (L_i^m)^{\alpha_i^m} (K_i^m)^{1-\alpha_i^m} \quad (6-61)$$

ただし、 L_i^m : 地域 i 財 m の労働投入、 K_i^m : 地域 i 財 m の資本投入、 α_i^m : 分配パラメータ、 A_i^m : 効率パラメータ

付加価値生産に関する最適化問題は式 (6-8) のような生産技術制約下での利潤最大化行動を仮定する。

$$\begin{aligned} \max . & q_i^m y_i^m - w_i L_i^m + r K_i^m \\ \text{s.t.} & y_i^m = A_i^m (L_i^m)^{\alpha_i^m} (K_i^m)^{1-\alpha_i^m} \end{aligned} \quad (6-62)$$

ただし, w_i : 賃金率, r : 資本レント, q_i^m : 生産地価格, y_i^m : 生産額
式(6-62)より, 生産要素需要関数 L_i^m , K_i^m と付加価値 cv_i^m が超過利潤ゼロの条件から平均費用として得られる.

$$L_i^m = \frac{\alpha_i^m}{w_i} a_{0i}^m q_i^m Y_i^m \quad (6-63)$$

$$K_i^m = \frac{1-\alpha_i^m}{r} a_{0i}^m q_i^m Y_i^m \quad (6-64)$$

$$q_j^m = cv_i^m = \frac{w_i^{\alpha_i^m} r^{1-\alpha_i^m}}{A_i^m (\alpha_i^m)^{\alpha_i^m} (1-\alpha_i^m)^{1-\alpha_i^m}} \quad (6-65)$$

ただし, cv_i^m : 地域 i 財 m の 1 単位生産あたりの付加価値

c) 第 2 段階 (中間投入の調達)

次に, 中間投入財の調達構造は, 消費者と同様集計 Logit モデルによる確率的な調達先の選択を行うものと仮定する.

$$IS_{ij}^n = \frac{y_j^{n'} \exp[-\lambda_j^n q_j^n (1 + \varphi_j^n t_{ij}) + IDummy^n]}{\sum_{k \in J} y_k^{n'} \exp[-\lambda_j^n q_k^n (1 + \varphi_j^n t_{ik}) + IDummy^n]} \quad (6-66)$$

価格についても, 家計行動モデルと同様, 式(6-67)のように加重平均値として定義される.

$$IP_j^m = \sum_{i \in I} IS_{ij}^m q_i^m (1 + \varphi_j^m t_{ij}) \quad (6-67)$$

さらに, 産業の生産関数が規模に関して収穫一定であるため, 産業の超過利潤はゼロとなり, かつ, 価格受容者である産業が直面する財価格は単位生産量当たりの生産費用 (平均費用) に等しくなる. その結果として, 以下の式が成立する.

$$q_j^n = a_{0i}^n cv_j^n + \sum_{m \in M} a_j^{mn} \sum_{i \in I} IS_{ij}^n q_i^n (1 + \varphi_j^n t_{ij}) \quad (6-68)$$

ただし, z_{ij}^m : 財 m の地域 i から地域 j の交易量, X_j^m : 地域 i 財 m の消費量, a_j^{mn} : 地域 j の産業 m から産業 n への投入係数

(4) 中間投入需要量の設定

地域 ij 間の財 m の最終需要量 FZ_{ij}^m は下式より求める.

$$FZ_{ij}^m = N_j d_j^m FS_{ij}^m \quad (6-69)$$

地域 j での最終需要を満たすための地域 i における財 m の供給量 FY_i^m は Iceberg 型輸送

費用に相当する追加的な生産量を考慮することで下式となる。

$$FY_i^m = \sum_j FZ_{ij}^m \quad (6-70)$$

この FY_i^m を用いて、地域 i における財 m の生産額 Y_i^m を式(6-71)より求め、中間投入需要量を式(6-72)により求める。

$$\begin{bmatrix} Y_i^1 \\ \vdots \\ Y_i^m \\ \vdots \\ Y_i^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1-a_i^{11} & \cdots & -a_i^{1N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ -a_i^{M1} & \cdots & 1-a_i^{MN} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} FY_i^1 \\ \vdots \\ FY_i^m \\ \vdots \\ FY_i^M \end{bmatrix} \quad (6-71)$$

$$IX_j^m = \sum_m a_j^{mn} Y_j^m \quad (6-72)$$

次に、中間投入需要量 IX_i^m から地域 ij 間の中間投入需要量 IZ_{ij}^m を式(6-73)より求める。

$$IZ_{ij}^{mn} = IX_j^{mn} IS_{ij}^m \quad (6-73)$$

ただし、 IZ_{ij}^m : 地域 i における財 m の中間投入需要の流動量、 IS_{ij}^m : 中間投入財 m について地域 j が地域 i を選択する確率 (消費先選択確率)。

(5) 市場均衡条件

本モデルでは、産業の生産関数として規模に関して収穫一定の形式を仮定しているため、産業は常に需要に見合うだけの生産を行うことになる。したがって、常に以下の式が成立するように生産量を決定する。

$$Y_i^m = \sum_{j \in J} (1 + \phi^m t_{ij}) FZ_{ij}^m + \sum_{j \in J} \sum_{n \in N} (1 + \phi^m t_{ij}) IZ_{ij}^{mn} \quad (6-74)$$

よって、以下の生産要素市場の均衡条件のみが意味をもつことになる。

$$\text{労働市場} \quad \sum_{m \in M} L_i^m = \bar{L}_i \quad (6-75)$$

$$\text{資本市場} \quad \sum_{m \in M} K_i^m = \bar{K}_i \quad (6-76)$$

(6) 便益の定義

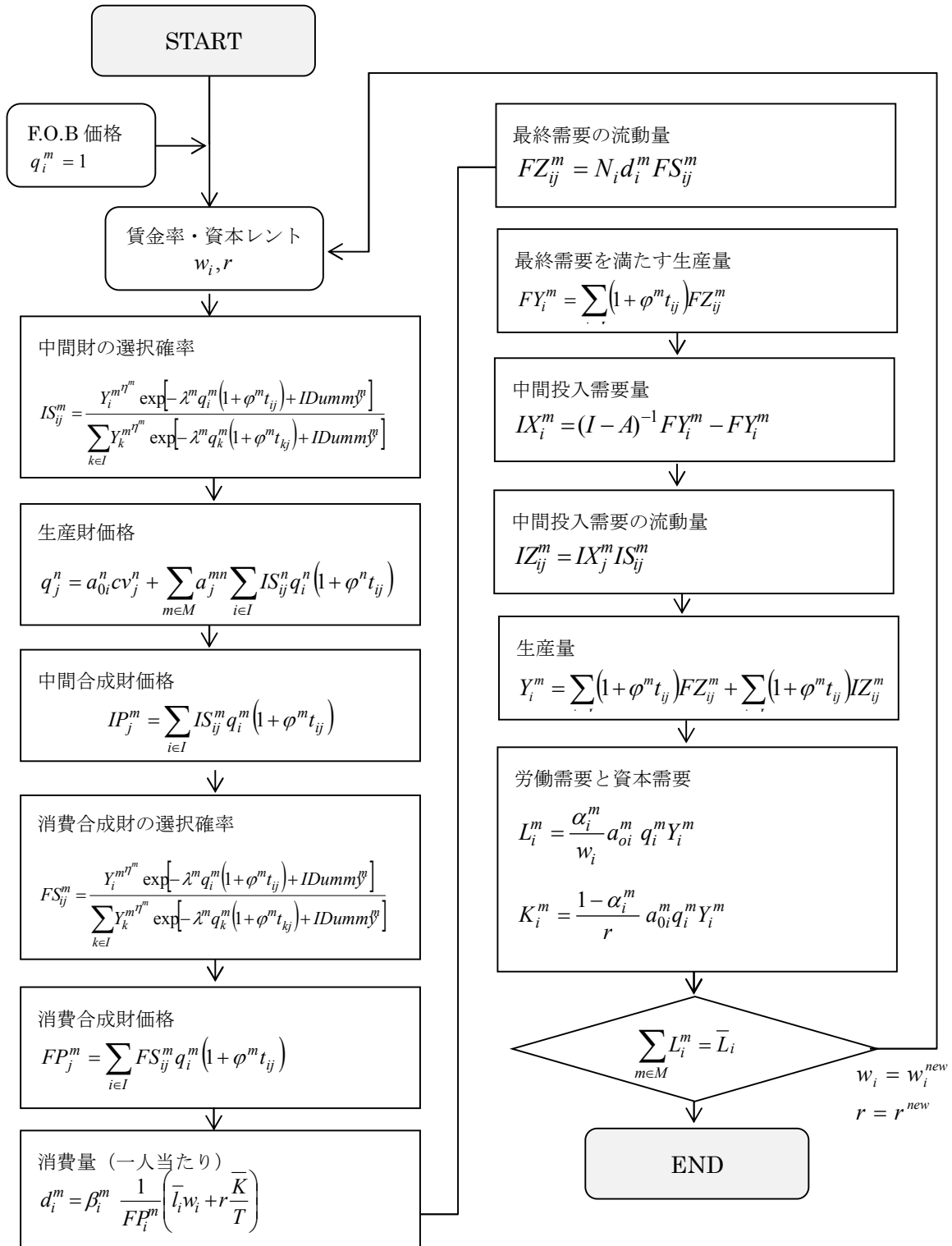
本モデルでは、施策の効果を計測する指標として経済的効果を等価変分 (EV : *Equivalent Variation*) を用いて以下のように定義した。

$$EV^i = \left(w_i^0 L_i^0 + r K_i^0 \right) \left(\frac{e^{U_i^1} - e^{U_i^0}}{e^{U_i^0}} \right) \quad (6-77)$$

ただし、0,1 : 道路整備の有り無しを表すサフィックス

(7) 算出フロー

算出フローは図6-9の通り.



※地域間交易モデルがゼロ次同次体系を満たしていないため、ニューメーレル財を設定せず賃金率、資本レントともに価格更新を行うアルゴリズムとしている。

図 6-9 算出フロー

6.3.4 ワルラス法則の確認

地域 ij 間の財 m の最終需要量 FZ_{ij}^m は式(6-78)より求める.

$$FZ_{ij}^m = N_j d_j^m FS_{ij}^m \quad (6-78)$$

地域 i における財 m の最終需要量 FY_i^m は式(6-79)となる.

$$FY_i^m = \sum_j FZ_{ij}^m \quad (6-79)$$

この FY_i^m を用いて, 地域 i における財 m の生産額 Y_i^m を式(6-80)より求める.

$$\begin{bmatrix} Y_i^1 \\ \vdots \\ Y_i^m \\ \vdots \\ Y_i^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 - a_i^{11} & \cdots & -a_i^{1N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ -a_i^{M1} & \cdots & 1 - a_i^{MN} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} FY_i^1 \\ \vdots \\ FY_i^m \\ \vdots \\ FY_i^M \end{bmatrix} \quad (6-80)$$

地域 j における中間投入量 IX_j^{mn} は, 中間投入比率 a_j^{mn} を乗ずることで式(6-81)となる.

$$IX_j^{mn} = a_j^{mn} Y_j^n \quad (6-81)$$

次に, 中間投入財の消費先選択確率 IS_{ij}^{mn} を用いることで, 地域 ij 間の中間投入量 IZ_{ij}^{mn} は式(6-82)となる.

$$IZ_{ij}^{mn} = IX_j^{mn} IS_{ij}^m \quad (6-82)$$

ただし, IZ_{ij}^{mn} : 地域 i における財 m の中間投入需要の流動量, IS_{ij}^m : 中間投入財 m について地域 j が地域 i を選択する確率 (消費先選択確率).

以上をふまえて, 2 地域 ($region : i \in \{1,2\} j \in \{1,2\}$), 2 種類の財 ($goods : m \in \{1,2\}$, $sector : n \in \{1,2\}$), 労働と資本のみを生産要素とした場合を例としてワルラス法則の確認を行う.

まず, 地域 $j=1,2$ における財 $m=1,2$ に着目すると, 中間投入需要量 IX_j^m は式(6-83), 式(6-84)となる.

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} Y_1^1 \\ Y_1^2 \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1-a_1^{11} & -a_1^{12} \\ -a_1^{21} & 1-a_1^{22} \end{bmatrix}^{-1} \times \begin{bmatrix} FY_1^1 \\ FY_1^2 \end{bmatrix} \\
 &= \frac{1}{(1-a_1^{11})(1-a_1^{22})-a_1^{12}a_1^{21}} \begin{bmatrix} 1-a_1^{22} & a_1^{12} \\ a_1^{21} & 1-a_1^{11} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} FY_1^1 \\ FY_1^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_1^{22} & b_1^{12} \\ b_1^{21} & b_1^{11} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} FY_1^1 \\ FY_1^2 \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} b_1^{22}FY_1^1 + b_1^{12}FY_1^2 \\ b_1^{21}FY_1^1 + b_1^{11}FY_1^2 \end{bmatrix} \tag{6-83}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} IX_1^{11} & IX_1^{12} \\ IX_1^{21} & IX_1^{22} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} a_1^{11}Y_1^1 & a_1^{12}Y_1^2 \\ a_1^{21}Y_1^1 & a_1^{22}Y_1^2 \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} a_1^{11}(b_1^{22}FY_1^1 + b_1^{12}FY_1^2) & a_1^{12}(b_1^{21}FY_1^1 + b_1^{11}FY_1^2) \\ a_1^{21}(b_1^{22}FY_1^1 + b_1^{12}FY_1^2) & a_1^{22}(b_1^{21}FY_1^1 + b_1^{11}FY_1^2) \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} Y_2^1 \\ Y_2^2 \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1-a_2^{11} & -a_2^{12} \\ -a_2^{21} & 1-a_2^{22} \end{bmatrix}^{-1} \times \begin{bmatrix} FY_2^1 \\ FY_2^2 \end{bmatrix} \\
 &= \frac{1}{(1-a_2^{11})(1-a_2^{22})-a_2^{12}a_2^{21}} \begin{bmatrix} 1-a_2^{22} & a_2^{12} \\ a_2^{21} & 1-a_2^{11} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} FY_2^1 \\ FY_2^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_2^{22} & b_2^{12} \\ b_2^{21} & b_2^{11} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} FY_2^1 \\ FY_2^2 \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} b_2^{22}FY_2^1 + b_2^{12}FY_2^2 \\ b_2^{21}FY_2^1 + b_2^{11}FY_2^2 \end{bmatrix} \tag{6-84}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} IX_2^{11} & IX_2^{12} \\ IX_2^{21} & IX_2^{22} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} a_2^{11}Y_2^1 & a_2^{12}Y_2^2 \\ a_2^{21}Y_2^1 & a_2^{22}Y_2^2 \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} a_2^{11}(b_2^{22}FY_2^1 + b_2^{12}FY_2^2) & a_2^{12}(b_2^{21}FY_2^1 + b_2^{11}FY_2^2) \\ a_2^{21}(b_2^{22}FY_2^1 + b_2^{12}FY_2^2) & a_2^{22}(b_2^{21}FY_2^1 + b_2^{11}FY_2^2) \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

ここで、地域 $i = 1, 2$ と $j = 1, 2$ 間の財 $m = 1, 2$ の中間投入需要量 IZ_{ij}^m は式(6-85)のとおりとなる。

$$\begin{aligned}
 IZ_{11}^{11} &= IX_1^{11}IS_{11}^1 = a_1^{11}(b_1^{22}FY_1^1 + b_1^{12}FY_1^2)IS_{11}^1, & IZ_{11}^{12} &= IX_1^{12}IS_{11}^1 = a_1^{12}(b_1^{21}FY_1^1 + b_1^{11}FY_1^2)IS_{11}^1 \\
 IZ_{12}^{11} &= IX_2^{11}IS_{12}^1 = a_2^{11}(b_2^{22}FY_2^1 + b_2^{12}FY_2^2)IS_{12}^1, & IZ_{12}^{12} &= IX_2^{12}IS_{12}^1 = a_2^{12}(b_2^{21}FY_2^1 + b_2^{11}FY_2^2)IS_{12}^1 \\
 IZ_{21}^{11} &= IX_1^{11}IS_{21}^1 = a_1^{11}(b_1^{22}FY_1^1 + b_1^{12}FY_1^2)IS_{21}^1, & IZ_{21}^{12} &= IX_1^{12}IS_{21}^1 = a_1^{12}(b_1^{21}FY_1^1 + b_1^{11}FY_1^2)IS_{21}^1 \\
 IZ_{22}^{11} &= IX_2^{11}IS_{22}^1 = a_2^{11}(b_2^{22}FY_2^1 + b_2^{12}FY_2^2)IS_{22}^1, & IZ_{22}^{12} &= IX_2^{12}IS_{22}^1 = a_2^{12}(b_2^{21}FY_2^1 + b_2^{11}FY_2^2)IS_{22}^1 \\
 IZ_{11}^{21} &= IX_1^{21}IS_{11}^2 = a_1^{21}(b_1^{22}FY_1^1 + b_1^{12}FY_1^2)IS_{11}^2, & IZ_{11}^{22} &= IX_1^{22}IS_{11}^2 = a_1^{22}(b_1^{21}FY_1^1 + b_1^{11}FY_1^2)IS_{11}^2 \\
 IZ_{12}^{21} &= IX_2^{21}IS_{12}^2 = a_2^{21}(b_2^{22}FY_2^1 + b_2^{12}FY_2^2)IS_{12}^2, & IZ_{12}^{22} &= IX_2^{22}IS_{12}^2 = a_2^{22}(b_2^{21}FY_2^1 + b_2^{11}FY_2^2)IS_{12}^2 \\
 IZ_{21}^{21} &= IX_1^{21}IS_{21}^2 = a_1^{21}(b_1^{22}FY_1^1 + b_1^{12}FY_1^2)IS_{21}^2, & IZ_{21}^{22} &= IX_1^{22}IS_{21}^2 = a_1^{22}(b_1^{21}FY_1^1 + b_1^{11}FY_1^2)IS_{21}^2 \\
 IZ_{22}^{21} &= IX_2^{21}IS_{22}^2 = a_2^{21}(b_2^{22}FY_2^1 + b_2^{12}FY_2^2)IS_{22}^2, & IZ_{22}^{22} &= IX_2^{22}IS_{22}^2 = a_2^{22}(b_2^{21}FY_2^1 + b_2^{11}FY_2^2)IS_{22}^2
 \end{aligned} \tag{6-85}$$

以上で整理した需要量を産業連関表で表現すると表 6-1 となる。

表 6-1 2 地域 2 部門における中間投入と最終需要の関係

j, n		Region1		Region2		Final demand		Total
		Sector 1	Sector 2	Sector1	Sector2	Regio1	Region2	
Region1	Goods1	$IZ_{11}^{11} = IX_1^{11} IS_{11}^1$	$IZ_{11}^{12} = IX_1^{12} IS_{11}^1$	$IZ_{12}^{11} = IX_2^{11} IS_{12}^1$	$IZ_{12}^{12} = IX_2^{12} IS_{12}^1$	FY_1^1		Y_1^1
					FZ_{11}^1	FZ_{12}^1		
	Goods2	$IZ_{11}^{21} = IX_1^{21} IS_{11}^2$	$IZ_{11}^{22} = IX_1^{22} IS_{11}^2$	$IZ_{12}^{21} = IX_2^{21} IS_{12}^2$	$IZ_{12}^{22} = IX_2^{22} IS_{12}^2$	FY_1^2		Y_1^2
					FZ_{11}^2	FZ_{12}^2		
Region2	Goods1	$IZ_{21}^{11} = IX_1^{11} IS_{21}^1$	$IZ_{21}^{12} = IX_1^{12} IS_{21}^1$	$IZ_{22}^{11} = IX_2^{11} IS_{22}^1$	$IZ_{22}^{12} = IX_2^{12} IS_{22}^1$	FY_2^1		Y_2^1
					FZ_{21}^1	FZ_{22}^1		
	Goods2	$IZ_{21}^{21} = IX_1^{21} IS_{21}^2$	$IZ_{21}^{22} = IX_1^{22} IS_{21}^2$	$IZ_{22}^{21} = IX_2^{21} IS_{22}^2$	$IZ_{22}^{22} = IX_2^{22} IS_{22}^2$	FY_2^2		Y_2^2
					FZ_{21}^2	FZ_{22}^2		
Intermediate Consumption	Goods1	IX_1^{11}	IX_1^{12}	IX_2^{11}	IX_2^{12}			
	Goods2	IX_1^{21}	IX_1^{22}	IX_2^{21}	IX_2^{22}			
Value Added		$L_1^1 + K_1^1$	$L_1^2 + K_1^2$	$L_2^1 + K_2^1$	$L_2^2 + K_2^2$			
Total		Y_1^1	Y_1^2	Y_2^1	Y_2^2			

(1) 産出構造の計算

モデル内の財の需給バランスを下式のように列挙する。これは、産業連関表の横方向の合計を量ベースで記述したものである。

$$\begin{aligned}
 Y_1^1 &= \left\{ a_1^{11} (b_1^{22} FY_1^1 + b_1^{12} FY_1^2) + a_1^{12} (b_1^{21} FY_1^1 + b_1^{11} FY_1^2) \right\} IS_{11}^1 (1 + \tau_{11}) \\
 &+ \left\{ a_2^{11} (b_2^{22} FY_2^1 + b_2^{12} FY_2^2) + a_2^{12} (b_2^{21} FY_2^1 + b_2^{11} FY_2^2) \right\} IS_{12}^1 (1 + \tau_{12}) \\
 &+ N_1 d_1^1 FS_{11}^1 (1 + \tau_{11}) + N_2 d_2^1 FS_{12}^1 (1 + \tau_{12}) \\
 Y_1^2 &= \left\{ a_1^{21} (b_1^{22} FY_1^1 + b_1^{12} FY_1^2) + a_1^{22} (b_1^{21} FY_1^1 + b_1^{11} FY_1^2) \right\} IS_{11}^2 (1 + \tau_{11}) \\
 &+ \left\{ a_2^{21} (b_2^{22} FY_2^1 + b_2^{12} FY_2^2) + a_2^{22} (b_2^{21} FY_2^1 + b_2^{11} FY_2^2) \right\} IS_{12}^2 (1 + \tau_{12}) \\
 &+ N_1 d_1^2 FS_{11}^2 (1 + \tau_{11}) + N_2 d_2^2 FS_{12}^2 (1 + \tau_{12}) \\
 Y_2^1 &= \left\{ a_1^{11} (b_1^{22} FY_1^1 + b_1^{12} FY_1^2) + a_1^{12} (b_1^{21} FY_1^1 + b_1^{11} FY_1^2) \right\} IS_{21}^1 (1 + \tau_{21}) \\
 &+ \left\{ a_2^{11} (b_2^{22} FY_2^1 + b_2^{12} FY_2^2) + a_2^{12} (b_2^{21} FY_2^1 + b_2^{11} FY_2^2) \right\} IS_{22}^1 (1 + \tau_{22}) \\
 &+ N_1 d_1^1 FS_{21}^1 (1 + \tau_{21}) + N_2 d_2^1 FS_{22}^1 (1 + \tau_{22}) \\
 Y_2^2 &= \left\{ a_1^{21} (b_1^{22} FY_1^1 + b_1^{12} FY_1^2) + a_1^{22} (b_1^{21} FY_1^1 + b_1^{11} FY_1^2) \right\} IS_{21}^2 (1 + \tau_{21}) \\
 &+ \left\{ a_2^{21} (b_2^{22} FY_2^1 + b_2^{12} FY_2^2) + a_2^{22} (b_2^{21} FY_2^1 + b_2^{11} FY_2^2) \right\} IS_{22}^2 (1 + \tau_{22}) \\
 &+ N_1 d_1^2 FS_{21}^2 (1 + \tau_{21}) + N_2 d_2^2 FS_{22}^2 (1 + \tau_{22})
 \end{aligned} \tag{6-86}$$

式(6-86)に、財の生産地価格を両辺に乘じ 4 式を合計する。

$$\begin{aligned}
 & q_1^1 Y_1^1 + q_1^2 Y_1^2 + q_2^1 Y_2^1 + q_2^2 Y_2^2 \\
 &= \left\{ a_1^{11} (b_1^{22} F Y_1^1 + b_1^{12} F Y_1^2) + a_1^{12} (b_1^{21} F Y_1^1 + b_1^{11} F Y_1^2) \right\} q_1^1 I S_{11}^1 (1 + \tau_{11}) \\
 &+ \left\{ a_2^{11} (b_2^{22} F Y_2^1 + b_2^{12} F Y_2^2) + a_2^{12} (b_2^{21} F Y_2^1 + b_2^{11} F Y_2^2) \right\} q_1^1 I S_{12}^1 (1 + \tau_{12}) \\
 &+ N_1 d_1^1 q_1^1 F S_{11}^1 (1 + \tau_{11}) + N_2 d_2^1 q_1^1 F S_{12}^1 (1 + \tau_{12}) \\
 &+ \left\{ a_1^{21} (b_1^{22} F Y_1^1 + b_1^{12} F Y_1^2) + a_1^{22} (b_1^{21} F Y_1^1 + b_1^{11} F Y_1^2) \right\} q_1^2 I S_{11}^2 (1 + \tau_{11}) \\
 &+ \left\{ a_2^{21} (b_2^{22} F Y_2^1 + b_2^{12} F Y_2^2) + a_2^{22} (b_2^{21} F Y_2^1 + b_2^{11} F Y_2^2) \right\} q_1^2 I S_{12}^2 (1 + \tau_{12}) \\
 &+ N_1 d_1^2 q_1^2 F S_{11}^2 (1 + \tau_{11}) + N_2 d_2^2 q_1^2 F S_{12}^2 (1 + \tau_{12}) \\
 &+ \left\{ a_1^{11} (b_1^{22} F Y_1^1 + b_1^{12} F Y_1^2) + a_1^{12} (b_1^{21} F Y_1^1 + b_1^{11} F Y_1^2) \right\} q_2^1 I S_{21}^1 (1 + \tau_{21}) \\
 &+ \left\{ a_2^{11} (b_2^{22} F Y_2^1 + b_2^{12} F Y_2^2) + a_2^{12} (b_2^{21} F Y_2^1 + b_2^{11} F Y_2^2) \right\} q_2^1 I S_{22}^1 (1 + \tau_{22}) \\
 &+ N_1 d_1^1 q_2^1 F S_{21}^1 (1 + \tau_{21}) + N_2 d_2^1 q_2^1 F S_{22}^1 (1 + \tau_{22}) \\
 &+ \left\{ a_1^{21} (b_1^{22} F Y_1^1 + b_1^{12} F Y_1^2) + a_1^{22} (b_1^{21} F Y_1^1 + b_1^{11} F Y_1^2) \right\} q_2^2 I S_{21}^2 (1 + \tau_{21}) \\
 &+ \left\{ a_2^{21} (b_2^{22} F Y_2^1 + b_2^{12} F Y_2^2) + a_2^{22} (b_2^{21} F Y_2^1 + b_2^{11} F Y_2^2) \right\} q_2^2 I S_{22}^2 (1 + \tau_{22}) \\
 &+ N_1 d_1^2 q_2^2 F S_{21}^2 (1 + \tau_{21}) + N_2 d_2^2 q_2^2 F S_{22}^2 (1 + \tau_{22})
 \end{aligned} \tag{6-87}$$

ここで、合成財価格の確認を行う。式(6-87)の右辺を整理すると式(6-88)となる。

$$\begin{aligned}
 & q_1^1 Y_1^1 + q_1^2 Y_1^2 + q_2^1 Y_2^1 + q_2^2 Y_2^2 \\
 &= \left\{ a_1^{11} (b_1^{22} F Y_1^1 + b_1^{12} F Y_1^2) + a_1^{12} (b_1^{21} F Y_1^1 + b_1^{11} F Y_1^2) \right\} \left\{ q_1^1 I S_{11}^1 (1 + \tau_{11}) + q_2^1 I S_{21}^1 (1 + \tau_{21}) \right\} \\
 &+ \left\{ a_2^{11} (b_2^{22} F Y_2^1 + b_2^{12} F Y_2^2) + a_2^{12} (b_2^{21} F Y_2^1 + b_2^{11} F Y_2^2) \right\} \left\{ q_1^1 I S_{12}^1 (1 + \tau_{12}) + q_2^1 I S_{22}^1 (1 + \tau_{22}) \right\} \\
 &+ \left\{ a_1^{21} (b_1^{22} F Y_1^1 + b_1^{12} F Y_1^2) + a_1^{22} (b_1^{21} F Y_1^1 + b_1^{11} F Y_1^2) \right\} \left\{ q_1^2 I S_{11}^2 (1 + \tau_{11}) + q_2^2 I S_{21}^2 (1 + \tau_{21}) \right\} \\
 &+ \left\{ a_2^{21} (b_2^{22} F Y_2^1 + b_2^{12} F Y_2^2) + a_2^{22} (b_2^{21} F Y_2^1 + b_2^{11} F Y_2^2) \right\} \left\{ q_1^2 I S_{12}^2 (1 + \tau_{12}) + q_2^2 I S_{22}^2 (1 + \tau_{22}) \right\} \\
 &+ N_1 d_1^1 \left\{ q_1^1 F S_{11}^1 (1 + \tau_{11}) + q_2^1 F S_{21}^1 (1 + \tau_{21}) \right\} \\
 &+ N_2 d_2^1 \left\{ q_1^1 F S_{12}^1 (1 + \tau_{12}) + q_2^1 F S_{22}^1 (1 + \tau_{22}) \right\} \\
 &+ N_1 d_1^2 \left\{ q_1^2 F S_{11}^2 (1 + \tau_{11}) + q_2^2 F S_{21}^2 (1 + \tau_{21}) \right\} \\
 &+ N_2 d_2^2 \left\{ q_1^2 F S_{12}^2 (1 + \tau_{12}) + q_2^2 F S_{22}^2 (1 + \tau_{22}) \right\}
 \end{aligned} \tag{6-88}$$

式(6-88)の価格項に着目すると、地域 j 財 m の中間合成財価格 IP_j^m および消費合成財価格 FP_j^m は式(6-89)、式(6-90)となる。

$$IP_j^m = \sum_{i \in I} IS_{ij}^m q_i^m (1 + \tau_{ij}) \tag{6-89}$$

$$FP_j^m = \sum_{i \in I} FS_{ij}^m q_i^m (1 + \tau_{ij}) \tag{6-90}$$

(2) 費用構造の計算

生産に要する各部門の費用の合計が、産業の収入と一致する条件を式(6-91)のように列挙する。

$$\begin{aligned}
 q_1^1 Y_1^1 &= (a_1^{11} + a_1^{21}) \left\{ IS_{11}^1 q_1^1 (1 + \tau_{11}) + IS_{21}^1 q_2^1 (1 + \tau_{21}) + IS_{11}^2 q_1^2 (1 + \tau_{11}) + IS_{21}^2 q_2^2 (1 + \tau_{21}) \right\} (b_1^{22} F Y_1^1 + b_1^{12} F Y_1^2) \\
 &+ w_1 l_1^1 + r_1 k_1^1 \\
 q_1^2 Y_1^2 &= (a_1^{12} + a_1^{22}) \left\{ IS_{11}^1 q_1^1 (1 + \tau_{11}) + IS_{21}^1 q_2^1 (1 + \tau_{21}) + IS_{11}^2 q_1^2 (1 + \tau_{11}) + IS_{21}^2 q_2^2 (1 + \tau_{21}) \right\} (b_1^{21} F Y_1^1 + b_1^{11} F Y_1^2) \\
 &+ w_1 l_1^2 + r_1 k_1^2 \\
 q_2^1 Y_2^1 &= (a_2^{11} + a_2^{21}) \left\{ IS_{12}^1 q_1^1 (1 + \tau_{11}) + IS_{22}^1 q_2^1 (1 + \tau_{21}) + IS_{12}^2 q_1^2 (1 + \tau_{12}) + IS_{22}^2 q_2^2 (1 + \tau_{22}) \right\} (b_2^{22} F Y_2^1 + b_2^{12} F Y_2^2) \\
 &+ w_2 l_2^1 + r_2 k_2^1 \\
 q_2^2 Y_2^2 &= (a_2^{12} + a_2^{22}) \left\{ IS_{12}^1 q_1^1 (1 + \tau_{11}) + IS_{22}^1 q_2^1 (1 + \tau_{21}) + IS_{12}^2 q_1^2 (1 + \tau_{12}) + IS_{22}^2 q_2^2 (1 + \tau_{22}) \right\} (b_2^{21} F Y_2^1 + b_2^{11} F Y_2^2) \\
 &+ w_2 l_2^2 + r_2 k_2^2
 \end{aligned} \tag{6-91}$$

式(6-91)の4式を合計し式(6-92)を得る.

$$\begin{aligned}
 &q_1^1 Y_1^1 + q_1^2 Y_1^2 + q_2^1 Y_2^1 + q_2^2 Y_2^2 \\
 &= (a_1^{11} + a_1^{21}) \left\{ IS_{11}^1 q_1^1 (1 + \tau_{11}) + IS_{21}^1 q_2^1 (1 + \tau_{21}) + IS_{11}^2 q_1^2 (1 + \tau_{11}) + IS_{21}^2 q_2^2 (1 + \tau_{21}) \right\} (b_1^{22} F Y_1^1 + b_1^{12} F Y_1^2) \\
 &+ (a_1^{12} + a_1^{22}) \left\{ IS_{11}^1 q_1^1 (1 + \tau_{11}) + IS_{21}^1 q_2^1 (1 + \tau_{21}) + IS_{11}^2 q_1^2 (1 + \tau_{11}) + IS_{21}^2 q_2^2 (1 + \tau_{21}) \right\} (b_1^{21} F Y_1^1 + b_1^{11} F Y_1^2) \\
 &+ (a_2^{11} + a_2^{21}) \left\{ IS_{12}^1 q_1^1 (1 + \tau_{11}) + IS_{22}^1 q_2^1 (1 + \tau_{21}) + IS_{12}^2 q_1^2 (1 + \tau_{12}) + IS_{22}^2 q_2^2 (1 + \tau_{22}) \right\} (b_2^{22} F Y_2^1 + b_2^{12} F Y_2^2) \\
 &+ (a_2^{12} + a_2^{22}) \left\{ IS_{12}^1 q_1^1 (1 + \tau_{11}) + IS_{22}^1 q_2^1 (1 + \tau_{21}) + IS_{12}^2 q_1^2 (1 + \tau_{12}) + IS_{22}^2 q_2^2 (1 + \tau_{22}) \right\} (b_2^{21} F Y_2^1 + b_2^{11} F Y_2^2) \\
 &+ w_1 l_1^1 + r_1 k_1^1 + w_1 l_1^2 + r_1 k_1^2 + w_2 l_2^1 + r_2 k_2^1 + w_2 l_2^2 + r_2 k_2^2
 \end{aligned} \tag{6-92}$$

また、式(6-92)は式(6-93)のようにかきかえることが出来る.

$$\begin{aligned}
 &q_1^1 Y_1^1 + q_1^2 Y_1^2 + q_2^1 Y_2^1 + q_2^2 Y_2^2 \\
 &= \left\{ a_1^{11} (b_1^{22} F Y_1^1 + b_1^{12} F Y_1^2) + a_1^{12} (b_1^{21} F Y_1^1 + b_1^{11} F Y_1^2) \right\} \left\{ q_1^1 IS_{11}^1 (1 + \tau_{11}) + q_2^1 IS_{21}^1 (1 + \tau_{21}) \right\} \\
 &+ \left\{ a_2^{11} (b_2^{22} F Y_2^1 + b_2^{12} F Y_2^2) + a_2^{12} (b_2^{21} F Y_2^1 + b_2^{11} F Y_2^2) \right\} \left\{ q_1^1 IS_{12}^1 (1 + \tau_{11}) + q_2^1 IS_{22}^1 (1 + \tau_{21}) \right\} \\
 &+ \left\{ a_1^{21} (b_1^{22} F Y_1^1 + b_1^{12} F Y_1^2) + a_1^{22} (b_1^{21} F Y_1^1 + b_1^{11} F Y_1^2) \right\} \left\{ q_1^2 IS_{11}^2 (1 + \tau_{11}) + q_2^2 IS_{21}^2 (1 + \tau_{21}) \right\} \\
 &+ \left\{ a_2^{21} (b_2^{22} F Y_2^1 + b_2^{12} F Y_2^2) + a_2^{22} (b_2^{21} F Y_2^1 + b_2^{11} F Y_2^2) \right\} \left\{ q_1^2 IS_{12}^2 (1 + \tau_{11}) + q_2^2 IS_{22}^2 (1 + \tau_{21}) \right\} \\
 &+ w_1 l_1^1 + r_1 k_1^1 + w_1 l_1^2 + r_1 k_1^2 + w_2 l_2^1 + r_2 k_2^1 + w_2 l_2^2 + r_2 k_2^2
 \end{aligned} \tag{6-93}$$

(生産者価格体系の確認)

式(6-87), 式(6-88)から, 式(6-91)は式(6-94)となる.

$$\begin{aligned}
 q_1^1 Y_1^1 &= (a_1^{11} + a_1^{21}) \left\{ IS_{11}^1 q_1^1 (1 + \tau_{11}) + IS_{21}^1 q_2^1 (1 + \tau_{21}) + IS_{11}^2 q_1^2 (1 + \tau_{11}) + IS_{21}^2 q_2^2 (1 + \tau_{21}) \right\} Y_1^1 + w_1 l_1^1 + r_1 k_1^1 \\
 q_1^2 Y_1^2 &= (a_1^{12} + a_1^{22}) \left\{ IS_{11}^1 q_1^1 (1 + \tau_{11}) + IS_{21}^1 q_2^1 (1 + \tau_{21}) + IS_{11}^2 q_1^2 (1 + \tau_{11}) + IS_{21}^2 q_2^2 (1 + \tau_{21}) \right\} Y_1^2 + w_1 l_1^2 + r_1 k_1^2 \\
 q_2^1 Y_2^1 &= (a_2^{11} + a_2^{21}) \left\{ IS_{12}^1 q_1^1 (1 + \tau_{11}) + IS_{22}^1 q_2^1 (1 + \tau_{21}) + IS_{12}^2 q_1^2 (1 + \tau_{12}) + IS_{22}^2 q_2^2 (1 + \tau_{22}) \right\} Y_2^1 + w_2 l_2^1 + r_2 k_2^1 \\
 q_2^2 Y_2^2 &= (a_2^{12} + a_2^{22}) \left\{ IS_{12}^1 q_1^1 (1 + \tau_{11}) + IS_{22}^1 q_2^1 (1 + \tau_{21}) + IS_{12}^2 q_1^2 (1 + \tau_{12}) + IS_{22}^2 q_2^2 (1 + \tau_{22}) \right\} Y_2^2 + w_2 l_2^2 + r_2 k_2^2
 \end{aligned} \tag{6-94}$$

式(6-94)の両辺を Y_i^m で除することで, 生産関数が規模に関して収穫一定であるため, 財価格は単位生産量当たりの生産費用に等しくなることから, 生産者価格体系は式(6-95)となる.

$$q_j^n = a_{0j}^n c v_j^n + \sum_{m \in M} a_j^{mn} \sum_{i \in I} IS_{ij}^m q_i^m (1 + \varphi^m t_{ij}) \quad (6-95)$$

(3) 産業連関構造の確認

以上で示した算出構造および費用構造について、産業連関表として表現すると表 6-2 のようになる。

表 6-2 産業連関構造 (2 地域 2 部門)

j, n i, m		Region1		Region2		Final demand		Total
		Sector 1	Sector 2	Sector1	Sector2	Region1	Region2	
Region1	Goods1	$a_1^{11}(b_1^{22}FY_1^1 + b_1^{12}FY_1^2) \times IS_{11}^1(1 + \tau_{11})$	$a_1^{12}(b_1^{21}FY_1^1 + b_1^{11}FY_1^2) \times IS_{11}^1(1 + \tau_{11})$	$a_2^{11}(b_2^{22}FY_2^1 + b_2^{12}FY_2^2) \times IS_{12}^1(1 + \tau_{12})$	$a_2^{12}(b_2^{21}FY_2^1 + b_2^{11}FY_2^2) \times IS_{12}^1(1 + \tau_{12})$	$FZ_{11}^1(1 + \tau_{11})$ $= N_1 d_1^1 FS_{11}^1(1 + \tau_{11})$	$FZ_{12}^1(1 + \tau_{12})$ $= N_2 d_2^1 FS_{12}^1(1 + \tau_{12})$	Y_1^1
	Goods2	$a_1^{21}(b_1^{22}FY_1^1 + b_1^{12}FY_1^2) \times IS_{11}^2(1 + \tau_{11})$	$a_1^{22}(b_1^{21}FY_1^1 + b_1^{11}FY_1^2) \times IS_{11}^2(1 + \tau_{11})$	$a_2^{21}(b_2^{22}FY_2^1 + b_2^{12}FY_2^2) \times IS_{12}^2(1 + \tau_{12})$	$a_2^{22}(b_2^{21}FY_2^1 + b_2^{11}FY_2^2) \times IS_{12}^2(1 + \tau_{12})$	$FZ_{11}^2(1 + \tau_{11})$ $= N_1 d_1^2 FS_{11}^2(1 + \tau_{11})$	$FZ_{12}^2(1 + \tau_{12})$ $= N_2 d_2^2 FS_{12}^2(1 + \tau_{12})$	Y_1^2
Region2	Goods1	$a_1^{11}(b_1^{22}FY_1^1 + b_1^{12}FY_1^2) \times IS_{21}^1(1 + \tau_{21})$	$a_1^{12}(b_1^{21}FY_1^1 + b_1^{11}FY_1^2) \times IS_{21}^1(1 + \tau_{21})$	$a_2^{11}(b_2^{22}FY_2^1 + b_2^{12}FY_2^2) \times IS_{22}^1(1 + \tau_{22})$	$a_2^{12}(b_2^{21}FY_2^1 + b_2^{11}FY_2^2) \times IS_{22}^1(1 + \tau_{22})$	$FZ_{21}^1(1 + \tau_{21})$ $= N_1 d_1^1 FS_{21}^1(1 + \tau_{21})$	$FZ_{22}^1(1 + \tau_{22})$ $= N_2 d_2^1 FS_{22}^1(1 + \tau_{22})$	Y_2^1
	Goods2	$a_1^{21}(b_1^{22}FY_1^1 + b_1^{12}FY_1^2) \times IS_{21}^2(1 + \tau_{21})$	$a_1^{22}(b_1^{21}FY_1^1 + b_1^{11}FY_1^2) \times IS_{21}^2(1 + \tau_{21})$	$a_2^{21}(b_2^{22}FY_2^1 + b_2^{12}FY_2^2) \times IS_{22}^2(1 + \tau_{22})$	$a_2^{22}(b_2^{21}FY_2^1 + b_2^{11}FY_2^2) \times IS_{22}^2(1 + \tau_{22})$	$FZ_{21}^2(1 + \tau_{21})$ $= N_1 d_1^2 FS_{21}^2(1 + \tau_{21})$	$FZ_{22}^2(1 + \tau_{22})$ $= N_2 d_2^2 FS_{22}^2(1 + \tau_{22})$	Y_2^2
Value Added		$L_1^1 + K_1^1$	$L_1^2 + K_1^2$	$L_2^1 + K_2^1$	$L_2^2 + K_2^2$	$-l_1 - k_1^1 - l_2 - k_2^1$	$-l_2 - k_1^1 - l_2 - k_2^1$	0
Income Transfer		-	-	-	-	IT_1	IT_2	0
Total		Y_1^1	Y_1^2	Y_2^1	Y_2^2	0	0	

(4) 世帯の所得制約条件

最後に、世帯の所得制約条件を用いて、超過需要がゼロとなりワルラス法則が成立していることを示す。まず、世帯の所得制約条件より式(6-96)を得る。

$$(1 + \tau_{11})q_1^1 FZ_{11}^1 + (1 + \tau_{11})q_1^2 FZ_{11}^2 + (1 + \tau_{21})q_2^1 FZ_{21}^1 + (1 + \tau_{21})q_2^2 FZ_{21}^2 = w_1 L_1 + r_1 K_1 - IT_1 \quad (6-96)$$

$$(1 + \tau_{12})q_1^1 FZ_{12}^1 + (1 + \tau_{12})q_1^2 FZ_{12}^2 + (1 + \tau_{22})q_2^1 FZ_{22}^1 + (1 + \tau_{22})q_2^2 FZ_{22}^2 = w_2 L_2 + r_2 K_2 - IT_2$$

式(6-96)の 2 式を合計して(ただし、 $IT_1 + IT_2 = 0$)、式(6-97)を得る。

$$(1 + \tau_{11})q_1^1 FZ_{11}^1 + (1 + \tau_{11})q_1^2 FZ_{11}^2 + (1 + \tau_{21})q_2^1 FZ_{21}^1 + (1 + \tau_{21})q_2^2 FZ_{21}^2$$

$$+ (1 + \tau_{12})q_1^1 FZ_{12}^1 + (1 + \tau_{12})q_1^2 FZ_{12}^2 + (1 + \tau_{22})q_2^1 FZ_{22}^1 + (1 + \tau_{22})q_2^2 FZ_{22}^2 \quad (6-97)$$

$$= w_1 L_1 + r_1 K_1 + w_2 L_2 + r_2 K_2$$

ここで、式(6-88)の右辺=式(6-93)の右辺より式(6-98)が得られる。

$$w_1 l_1^1 + r_1 k_1^1 + w_1 l_1^2 + r_1 k_1^2 + w_2 l_2^1 + r_2 k_2^1 + w_2 l_2^2 + r_2 k_2^2$$

$$= (1 + \tau_{11})q_1^1 FZ_{11}^1 + (1 + \tau_{12})q_1^1 FZ_{12}^1 + (1 + \tau_{11})q_1^2 FZ_{11}^2 + (1 + \tau_{12})q_1^2 FZ_{12}^2$$

$$+ (1 + \tau_{21})q_2^1 FZ_{21}^1 + (1 + \tau_{22})q_2^1 FZ_{22}^1 + (1 + \tau_{21})q_2^2 FZ_{21}^2 + (1 + \tau_{22})q_2^2 FZ_{22}^2 \quad (6-98)$$

また、式(6-97)の左辺=式(6-98)の右辺より式(6-99)が得られる。

$$\begin{aligned} & w_1 L_1 + r_1 K_1 + w_2 L_2 + r_2 K_2 \\ & = w_1 l_1^1 + r_1 k_1^1 + w_1 l_1^2 + r_1 k_1^2 + w_2 l_2^1 + r_2 k_2^1 + w_2 l_2^2 + r_2 k_2^2 \end{aligned} \quad (6-99)$$

式(6-99)を整理すると、式(6-100)の関係式が得られる。

$$w_1 (l_1^1 + l_1^2 - L_1) + r_1 (k_1^1 + k_1^2 - K_1) + w_2 (l_2^1 + l_2^2 - L_2) + r_2 (k_2^1 + k_2^2 - K_2) = 0 \quad (6-100)$$

以上によりワルラス法則を満たすことが確認された。

6.4 実用性向上のための観光データの整備

(1) はじめに

観光振興策は、地方都市にとって重要な産業政策の一つとして推進されているものの、地方都市レベルの観光政策分析に対する科学的なアプローチの適用は多くない。既往の取り組みの代表的な例は、産業連関分析による観光需要増加に伴う生産誘発額の算出（例えば、（観光庁，2009）³⁾等）であるが、これらの取り組みは現状の観光需要がどの程度の産業へ波及的に影響を与えているのかを計測することに主眼をおいており、どのような観光振興策を行うべきかについて戦略的な情報を提供しているとは言えない。

このような現状をふまえ、本稿では、観光振興を主体的に行うべき基礎自治体が自地域内での観光振興を検討するにあたり有益となる情報を提供することに主眼をおく。特に、地方部の観光行動が自動車へ依存していることを鑑み（図6-10参照）、自動車による観光施設までの移動時間が短縮されることで、基礎自治体の観光産業へどのような影響が及ぼされるのかを定量的に把握する。このように交通ネットワーク整備により地域に生じる変化を予め把握することは、整備される交通ネットワークを有効活用した観光PR戦略等の振興策を検討する際に有益になると考える。

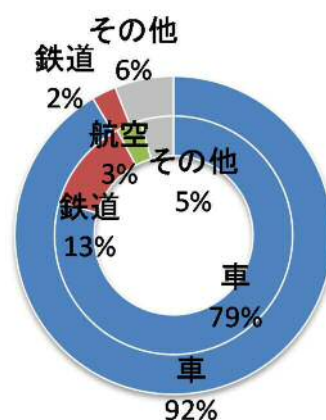


図 6-10 利用交通機関別の観光入込客数割合（鳥取県）⁴⁾

ここで問題になるのは、SCGEモデル内での観光産業の表現方法である。SCGEモデルは国民経済計算体系（System of National Account: SNA）に基づく各種統計（産業連関表、県民・市町村民経済計算）をもとに基準均衡状態を構築するが、これらの統計データには観光産業は類型化されていない。これは統計局の定める「日本標準産業分類」内において観光業が分類されていないことに起因する。現在観光庁では、TSA（Tourism Satellite Account）の整備により国レベルではSNAと整合的な統計情報の蓄積を行っているが、基礎自治体レベルの統計情報については十分な整理が行われていないのが現状である。

なお観光庁は現在、観光地域経済調査⁵⁾として、基礎自治体単位での観光産業の規模、付加価値の調査検討を行っているものの、現時点では全国統一的な調査の実施可能性、県民経済計算との整合性のとりかた等、課題はいくつか存在するのが現状である。

以上をふまえ、モデル内で観光産業を考慮するために必要となる観光産業の付加価値等について、その推計手法を示す。

(2) 基準均衡データにおける観光産業の明示化

本研究では、観光庁が国レベルの観光産業の特定化を行う際に検討している「需要面（消費面）からの近接法」と「供給面（生産面）からの近接法」の2つの手法により推計を試みる（観光庁(2008)⁶⁾。

なお、推計を行う対象地域は、中国地方及び近畿地方の一部地域とし、特に、鳥取県及び兵庫県北部については、合併前の旧市町村レベルの狭域エリアでの観光産業の付加価値推計を行う。

(3) 需要面からの近接法

需要面からの近接法として、「イ）付加価値案分によるアプローチ」と「ロ）消費単価拡大によるアプローチ」の2つのアプローチによる推計を試みる。

両手法の最大の相違点は、観光産業の付加価値推計に当たり基準とするデータにある。手法イ）は県単位の統計量を基準として市町村別の付加価値に按分していく手法であるのに対して、手法ロ）は観光消費単価及び観光目的の交通OD量から直接的に市町村別の観光産業の付加価値を推計する手法である。なお、観光産業の定義は様々あるが、本稿では世界観光機関（UNWTO）をはじめとする国際機関の統計にならない^{6),7),8)}、ビジネス客などの旅行者も含めた観光需要に対してサービスを提供する産業とする。以下に各手法の詳細を示す。

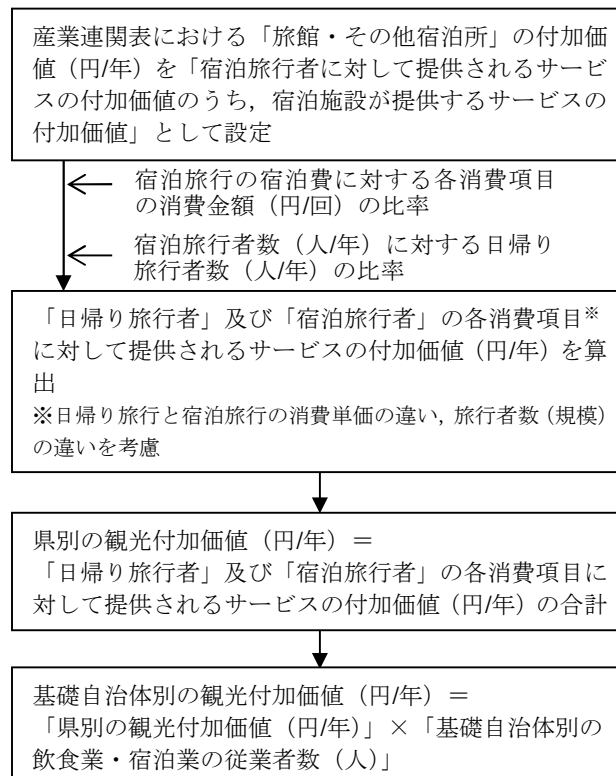
手法イ）「付加価値按分によるアプローチ」

観光産業の付加価値は、「宿泊旅行者に対して提供するサービスの付加価値」と「日帰り旅行者に対して提供するサービスの付加価値」の2つに大別される。

まず、「宿泊旅行者に対して提供するサービスの付加価値」であるが、各県の産業連関表の産業分類には「旅館・その他宿泊所」が定義づけられている。当該産業の付加価値は、宿泊を伴う観光サービスに関する全付加価値であり、観光以外の目的の利用は想定しにくいことから、当該付加価値を「宿泊旅行者に対して提供されるサービスの付加価値のうち、宿泊施設が提供するサービスの付加価値」として定義づけることが可能である。この付加価値をベースに、宿泊旅行の宿泊費に対する各消費項目（宿泊旅行者及び日帰り旅行者の消費項目）の消費金額の比率及び宿泊旅行者数に対する日帰り旅行者数の比率を乗じることで、宿泊旅行と日帰り旅行の消費単価の違い及び旅行者数（規模）の違いを考慮した上で、「宿泊旅行者」及び「日帰り旅行者」の「各消費項目に対して提供されるサービスの付

加価値」を算出することが出来る。なお、ここでの消費項目とは、宿泊費、飲食費、土産代・買物代、入場料・施設利用料、その他、交通費の6項目（観光庁における「旅行・観光消費動向調査」における調査項目）と示す。

以上で推計した各消費項目に対して提供されるサービスの付加価値を全て足し合わせることで県別の観光産業の付加価値を求めることが出来る。そして、更に基礎的自治体別の飲食業・宿泊業の従業者数を乗じることで、基礎的自治体別の観光産業の付加価値を求めることができる。図6-11に算出フローを示す。



※消費項目は、宿泊費、飲食費、土産代・買物代、入場料・施設利用料、その他、交通費の6項目（観光庁の「旅行・観光消費動向調査⁶⁾」における調査項目)。

図 6-11 算出フロー

$$VA_j^{Tourism} = \sum_k (CR_k^{Tourism-day} \times DS_p \times VAS_p) \times NR_{pj} + \sum_k (CR_k^{Tourism-stay} \times VAS_p) \times NR_{pj}$$

(6-101)

ただし、 $VA_j^{Tourism}$: 地域 j の観光産業の付加価値 (円/年), $CR_k^{Tourism-day}$: 宿泊費用に対する日帰り旅行者の消費項目 k の消費金額の割合, $CR_k^{Tourism-stay}$: 宿泊費用に対する宿泊旅行者の消費項目 k の消費金額の割合, DS_p : p 県の宿泊旅行者に対する日帰り旅行者の割合, VAS_p : p 県の宿泊業の付加価値 (円/年), NR_{pj} : p 県の飲食業・宿泊業の総従業者数に占める地域 j の飲食業・宿泊業の従業者数の割合。

VAS_p は、表 6-3 のとおり各県の 104 分類の産業連関表における旅行・その他宿泊所の付

加価値額データにより設定する。 $CR_k^{Tourism-stay}$ については、表6-4に示す通り2008年度旅行・観光消費動向調査における宿泊旅行者の宿泊費用に対する日帰り旅行者と宿泊旅行者の各消費項目の消費金額の比率により求める。 DS_p については、表6-5に示す通り、各県の観光動態調査から宿泊旅行者数に対する日帰り旅行者数の比率により推計する。

表 6-3 各県の104分類産業連関表中の旅館・その他宿泊所の付加価値額データ
(単位：億円)

鳥取県	島根県	岡山県	広島県	山口県	兵庫県	大阪府
231	329	480	640	414	1,490	1,902

出典：各都道府県公表「産業連関表 - 104分類」2000年⁹⁾

表 6-4 宿泊旅行の宿泊費に対する各消費項目の消費金額の比率 (単位：%)

消費項目	宿泊旅行	日帰り旅行
交通費	5,953	3,085
宿泊費	7,620	0
飲食費	5,145	1,775
土地・買物代	6,875	3,046
入場料・施設利用料	1,729	1,060
その他	681	195

出典：国土交通省観光庁「旅行・観光消費動向調査」2008年度⁶⁾より算出

表 6-5 旅行形態別 (宿泊旅行, 日帰り旅行) の割合

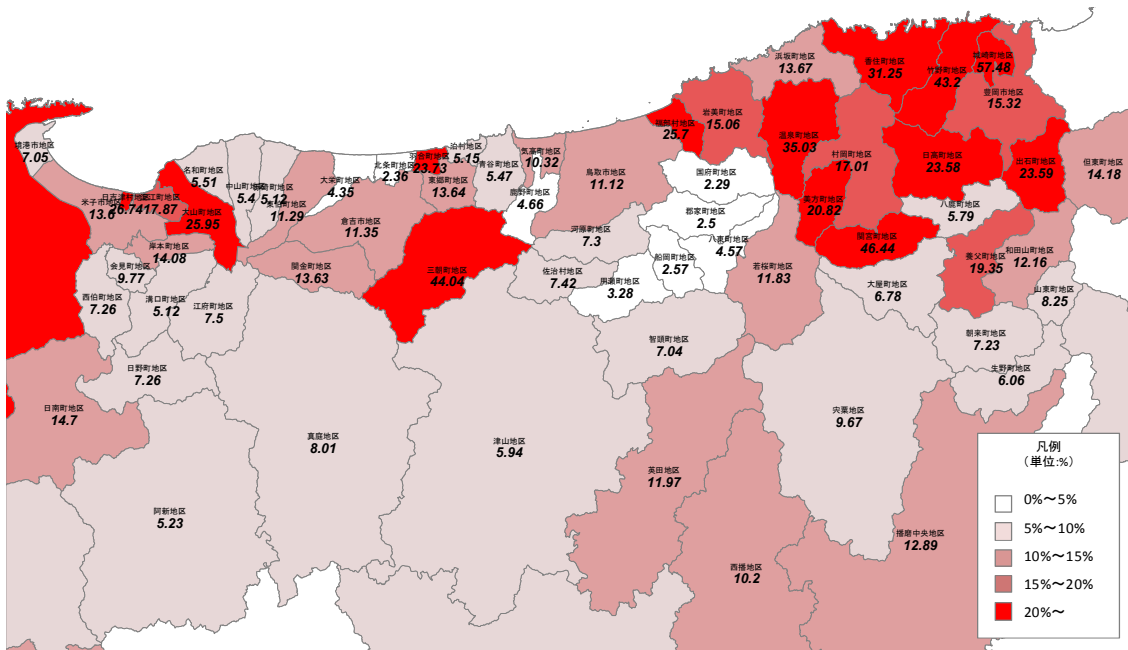
	宿泊旅行 (千人/年)	日帰り旅行 (千人/年)	宿泊旅行者に対する 日帰り旅行者比率 (%)
鳥取	2,534	6,663	260 %
島根	3,497	25,204	720 %
岡山	9,072	15,734	170 %
広島	7,364	48,952	660 %
山口	3,474	21,040	610 %
大阪	12,980	130,640	1,010 %
兵庫	18,917	115,645	610 %

出典：JTB総合研究所「都道府県観光統計」2008年¹⁰⁾

以上の手法の利点は、産業連関表の付加価値を基本とした推計であることから、推計された県全体の観光産業の付加価値は、SNA (国民経済計算) 体系に準じた値となっている

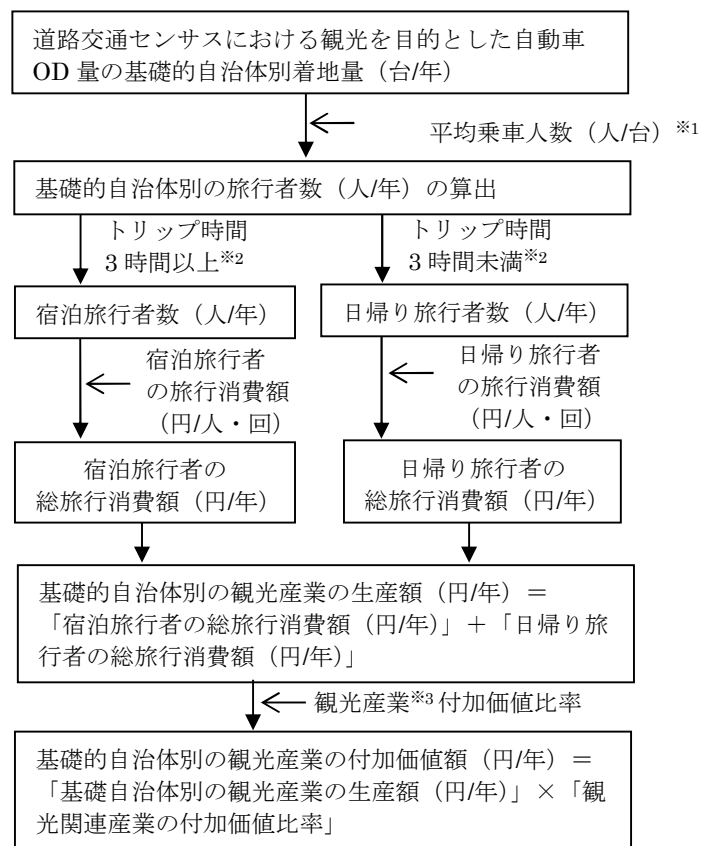
点にある。つまり、SCGEモデルで扱うその他の経済統計（県民・市町村民経済計算等）と全体量でみた場合に整合的な数値となっている。

一方、基礎自治体別の付加価値の分布状況を見ると（図6-12参照）、温泉街などで有名な三朝町、城崎町、竹野町、関宮町などではサービス業に占める比率が概ね45%と非常に高いシェアになっている。この数値の妥当性の是非については、必ずしも明確な結論を得ることはできないが、観光消費の多くが宿泊費に依存することを考えると、相対的に滞在型観光の多い地区において観光産業の付加価値が高くなっている傾向は現実的にも妥当な結果であると言える。ただし、この分布状況を算出する上での問題点として、県単位の日帰り観光の付加価値推計は使用する消費単価に依存し変動すること、更に、基礎自治体別の観光産業付加価値の推計の際に、日帰り・宿泊の区別を出来ていないことがあげられる。しかし、県別の観光消費単価及び市町村別の日帰り・宿泊観光客数の統計整備は既に観光庁が調査マニュアルを作成し基礎自治体単位での調査も進められていることから、これらのデータ整備環境が整えば、観光産業の付加価値についての地域分布の推計精度を更に向上させることが可能である。



で定義する。次に、宿泊旅行者及び日帰り旅行者別の旅行消費額（全国値）を乗じること
 で、基礎自治体別の宿泊旅行者及び日帰り旅行者の総旅行消費額を算出することが出来、
 結果的に基礎自治体別の観光産業の生産額を得ることができる。なお、観光消費額を観光
 生産額としてみなす背景には以下のような理由が存在する。一般的に、産業連関表の産出
 構造にならうと「中間投入額」+「最終需要額（最終需要財の消費額）」＝「生産額」の関
 係式が成り立つ。しかし、観光産業は完成品（サービス）の売買が主であるため中間投入
 額の規模は非常に小さいことから、「最終需要額」＝「生産額」の関係が概ね成立している
 といえる。

以上で算出した基礎自治体別の観光産業の生産額に対して、観光関連の各産業の付加価
 値比率を乗じること、基礎自治体別の観光産業の付加価値を得ることができる。図6-13
 に算出フローを示す。算出式は式(6-101)の通りであり、日帰り旅行者及び宿泊旅行者の消
 費項目別の消費金額 $CR_k^{Tourism-day}$, $CR_k^{Tourism-stay}$ は、表6-6の通りである。内訳をみると、宿泊旅
 行者が宿泊費に費やす消費金額が最も高くなっている。また、全消費項目について、宿泊
 旅行者が日帰り旅行者に比べて相対的に高めの消費を行っていることが分かる。



※1：平成17年道路交通センサスの平均乗車人数を使用

※2：二層の広域圏に資する総合的な交通体系に関する検討委員会(国土交通省)¹¹⁾において、日帰り圏を3時間として設定している。

※3：観光産業とは、産業連関表で分類される産業分類のうち観光サービスの提供を主していると想定される産業

図 6-13 算出フロー

表 6-6 旅行消費単価 (円/人・回)

消費項目	宿泊旅行	日帰り旅行
宿泊費	7,620	0
飲食費	5,145	1,775
土産・買物代	6,875	3,046
入場料・施設利用料	1,729	1,060
交通費	5,953	3,085
その他	681	195

出典：国土交通省観光庁「旅行・観光消費動向調査」2008年度⁶⁾

$$VA_j^{Tourism} = \left\{ \left(\sum_i OD_{ij}^{Tourism-day} \times \alpha \right) \times \sum_k \left(C_k^{Tourism-day} \times VAR_p^k \right) \right\} + \left\{ \left(\sum_i OD_{ij}^{Tourism-stay} \times \alpha \right) \times \sum_k \left(C_k^{Tourism-stay} \times VAR_p^k \right) \right\} \quad (6-102)$$

ただし、 $VA_j^{Tourism}$ ：地域 j の観光産業の付加価値額 (円/年)、 α ：平均乗車人数 (人/台)、 $OD_{ij}^{Tourism-day}$ ：地区 ij 間の所要時間が 3 時間以上の観光目的の自動車 OD (台/年)、 $C_k^{Tourism-day}$ ：日帰り旅行者の消費項目 k の消費金額 (円/人・回)、 $C_k^{Tourism-stay}$ ：宿泊旅行者の消費項目 k の消費金額 (円/人・回)、 VAR_p^k ： p 県の観光産業の付加価値比率 (%)

次に、県別の観光産業の付加価値比率 VAR_p^k の算出方法を示す。県別産業連関表の産業の分類数が 104 分類なのに対し、全国産業連関表は 512 分類であり、県別産業連関表より細かい分類で観光産業を設定することができる。そのため、まずは全国産業連関表 (512 分類)¹²⁾ において下表で示す産業を観光産業として想定し、各県の産業連関表 (104 分類) で想定する観光産業の付加価値及び生産額を全国表の比率 (全国表 104 分類に対する全国表 512 分類で観光産業の付加価値・生産額それぞれのシェア) で案分することで、県別の観光産業の付加価値比率を設定する (表 6-7 参照)。

以上より整理した観光産業の付加価値比率を表 6-8 に示す。

本手法では、基礎自治体別の日帰り観光客と宿泊観光客を片道のアクセス時間「3 時間」で区分することで、手法イ) に比べると、直接的に基礎自治体別の観光行動を表現している。しかし、本手法の最大の問題点は、SCGE モデル内で使用している SNA との整合性を担保出来ていない点にある。本手法は、日帰り・宿泊の区切り方、観光客の推計の仕方等を工夫することで、推計精度自体は、更に向上出来るものの、他統計との整合性が低いことから、観光付加価値のみを推計する目的であれば問題ない手法であるものの、SCGE モデルのような政策分析内で数値を活用する際には注意を要する手法である。

表 6-7 観光産業に分類する産業

県別産業連関表 (104分類)	全国業連関表(512分類)
飲食店	一般飲食店(除喫茶店)
	喫茶店, 遊興飲食店
旅館・ その他宿泊所	旅館その他宿泊所
食料品	菓子類
	と畜・牛肉・豚肉・鶏肉・その他の肉と畜副産物, と畜副産物, 肉加工品, 畜産びん・かんづめ, 酪農品, 飲用牛乳, 乳製品, 冷蔵魚介類, 塩・干・くん製品, 水産びん・缶詰, ねり製品, その他の水産品, 精穀, 精米, その他の精穀, 製粉, 小麦粉, その他の製粉, めん類, パン類, 菓子類, 農産びん・かん詰, 農産保存食料品(除びん・かん詰), 砂糖, 精製糖, その他の砂糖・副産物, でん粉, ぶどう糖・水あめ・異性化糖, 植物油脂, 植物油脂, 加工油脂, 植物原油かす, 動物油脂, 調味料, 冷凍調理食品, レトルト食品, そう菜・すし・弁当, その他の食料品, 清酒, ビール, ウィスキー類, その他の酒類, 茶・コーヒー, 清涼飲料, 製氷, 飼料, 有機質肥料(除別掲), たばこ
娯楽サービス	映画・ビデオ制作・配給業, 映画館, 劇場・興行場, 遊戯場, 競輪・競馬等の競走馬・競技団, スポーツ施設提供業・公園・遊園地, 興行団, その他の娯楽
道路輸送	ハイヤー・タクシー
	バス, 道路貨物輸送
その他対個人 サービス	洗濯, 理容業, 美容業, 浴場業, その他の洗濯・理容・美容・浴場業, 写真業, 冠婚葬祭業, 各種修理業(除別掲), 個人教授業
	その他の対個人サービス

※グレーハッチングの産業は観光産業以外の産業とした。

表 6-8 各県の観光産業の部門別付加価値比率(単位: %)

項目	鳥取県	島根県	岡山県	広島県	山口県	兵庫県	大阪府
宿泊業	52	53	54	51	53	51	53
飲食	44	44	43	42	43	41	43
娯楽・ サービス	62	70	72	70	67	69	63
お土産代	47	49	45	44	45	41	45
その他 金額	77	80	82	80	79	79	77
交通費	78	80	81	78	81	78	86

一方、基礎自治体別の観光付加価値の分布状況をみると(図 6-12, 手法イ)の結果と比べ一部地域を除いて、地域間で大きな偏りが無い結果となっていることが分かる。

特に、滞在型観光の多い三朝地区などで相対的に低めの数値が算出されているのが分かる。そのため、上述で直接的に基礎自治体別の観光行動を表現している点を特徴とあげたが、

このような表現を行うためには、日帰り・宿泊観光の分別の仕方（3時間の妥当性）、観光消費単価の地域特性を再度、検証する必要がある。なお、観光統計の整備が進めば、基礎自治体別の観光客数及び観光消費単価の入手も可能となることから、将来的にはそれらの統計を活用することで付加価値の地域分布についての精度を向上させることが可能である。

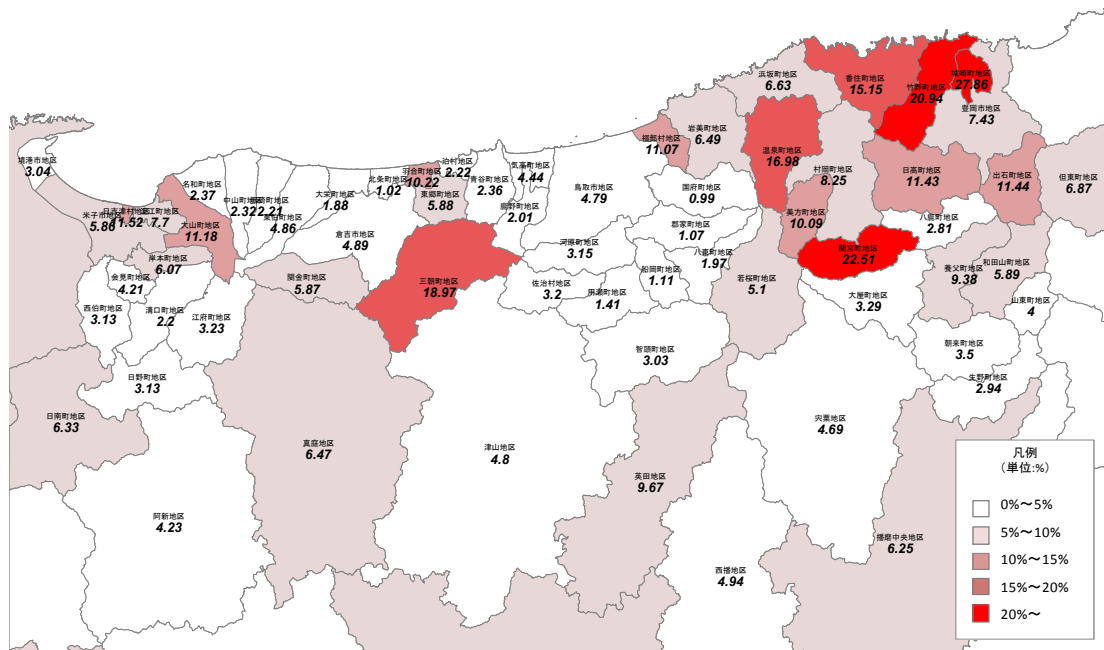


図 6-14 サービス業の付加価値に対する観光産業の付加価値の割合 (手法ロ) による推計結果

(4) 供給面からの近接法

供給面からの近接法 (手法ハ) については、産業連関表をもとに下式により算出する。

$$VA_j^{Tourism} = \sum_k VA_p^k \times NR_{pj} \tag{6-103}$$

ただし、 $VA_j^{Tourism}$: 地域jの観光産業の付加価値 (円/年), VA_p^k : p県の観光産業kの付加価値, NR_{pj} : p県の飲食業・宿泊業の総従業者数に占める地域jの飲食業・宿泊業の従業者数の割合

本手法の特徴は、供給面に着目することで、経済統計との整合的な数値になる点に加えて、観光客の消費特性等を想定する必要が無いという利点がある。しかし、基礎自治体別に按分する際の指標が基本的には従業員数等での対応になることから、観光サービス提供者の属性 (例えば、宿泊関係の従業者は多いが、飲食関係の従業者は少ない等) を考慮することが出来ないため、結果的に、地域の観光特性を踏まえた算出が困難となる。

図6-15に付加価値の分状況を示しているが、滞在型観光に特化した地域の状況などをうまく表現できていない点が課題となっている。本手法での精度向上のためには、既存のアクティビティベース産業分類をベースとした場合に、各産業内での観光サービスを提供す

表 6-9 に各手法の比較総括表を示す。

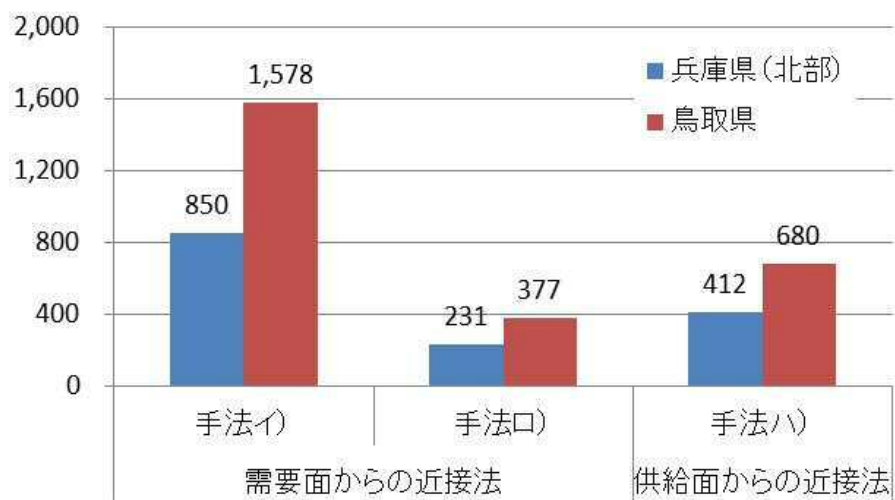


図 6-16 手法別の観光産業の付加価値 (億円/年)

表 6-9 観光産業の付加価値推計手法の比較

SCGE へ反映するための要件	需要面からの接近法		手法ハ) 供給面からの接近法
	手法イ) (付加価値按分)	手法ロ) (消費単価拡大)	
SNA との整合性	産業連関表をベースとした推計であるため整合性は高い	消費単価及び観光目的 OD 量に依存するため整合性は低い	産業連関表ベースのため整合性は高い
	○	×	○
基礎自治体別の観光行動特性の表現	県レベルでは、日帰り・宿泊の観光実態をふまえた付加価値を推計できるものの、基礎自治体別に案分する際に、日帰り・宿泊の分別をすることなく、飲食業・宿泊業の従業者数で案分している点が課題。精度向上のためには、観光特性をふまえた案分指標の立案が必要	基礎自治体別の観光客数を直接的に算出しているため、案分の必要が無いものの、基礎自治体別の日帰り・宿泊の観光客数の推計精度は高くない。	供給ベースのため、観光行動特性を考慮する必要はない。
	△	△	—
観光産業の抽出精度	需要面からの接近法では、需要属性に応じて付加価値額が算出されることから、観光産業の抽出精度は高い		ある企業が観光に関する産業に属するか否かは、その需要側の属性に大きく依存するため、基本的に抽出精度は低い。
	○		×

以上より、本稿では、SCGEモデル内における観光産業の付加価値推計手法として手法イ)を採用するものとする。手法イ)について各県別に観光産業の付加価値シェアを対象地域の県別に整理したものを図6-17に示す。この結果をみると観光産業の付加価値額が各県において一定規模存在していることから、観光産業への振興策が各地域の経済成長に対して一定規模のインパクトが存在するものと考えられる。なお、以下の数値をみると島根県の観光産業が他産業に対するシェアで非常に高くなっている。これは、島根県の観光産業が温泉を中心とした滞在型観光に特化していること、更には、基礎素材、加工組立型の製造業の集積度合いが他県に比べて低いことが影響しているためであると考えられる。

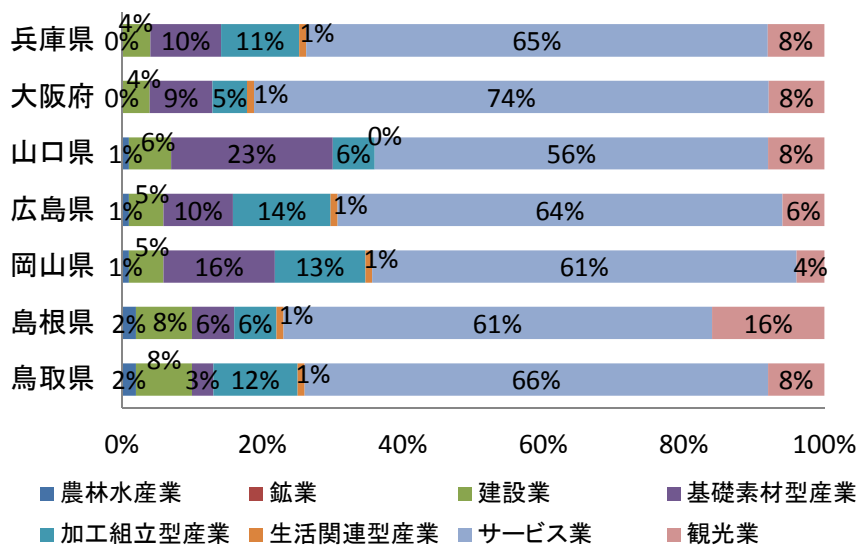


図 6-17 手法イ) による各県別の産業別付加価値シェア

6.5 結言

本章では、中間投入財を考慮しない SCGE モデルおよび考慮した SCGE モデルの 2 つのタイプのモデルを提示するとともに、実務ニーズの高い道路整備が観光産業へ与える影響の分析が可能となるよう、SCGE モデル内で活用する経済データと統合的な観光産業のデータ整備を行った。

中間投入財を考慮しない SCGE モデルについては、実証性の観点からは道路整備による効果を過小に評価することに留意が必要となるもののシンプルな構造となっていることからエクセル VB 等での構築も容易に行うことができるため、例えば政策実務を担当する行政職員がモデルの挙動を確認する際に活用するなど幅広い利用者が活用可能な汎用性の高いモデルとなっている。一方、中間投入財を考慮した SCGE モデルについては、データ整備および計算アルゴリズムが複雑化するものの実証性の高い分析が可能となる。特に、本章では産業連関表の整備されていない空間スケールにおいても中間財と最終需要財を分類して効果分析を可能にしている点が特徴的な点である。

最後に示した観光産業のデータ整備については、政策実務の現場において非常にニーズの高い検討要素であり、本稿では、SCGE モデル内で反映可能となるよう SNA 体系と統合的なデータ整備を行った。このことにより道路整備が観光産業へ与える影響を他の産業と同様に SCGE モデルの枠組みを通して把握することが可能となる。

これらの分析ツールを活用し、7 章では国内の細分化された空間スケールでの分析事例を紹介し、8 章ではデータ制約のある発展途上国における分析事例を示す。

参考文献

- 1) 小池淳司・佐藤啓輔・川本信秀, 帰着便益分析による道路ネットワーク整備の公平性評価-RAEM-Light モデルを用いたアプローチ-, 高速道路と自動車, Vol.51, No.12, pp.27-33, 2008.
- 2) 小池淳司・佐藤啓輔・川本信秀, 空間的応用一般均衡モデル「RAEM-Light」を用いた道路ネットワーク評価-地域間公平性の視点からの実務的アプローチ-, 土木計画学研究・論文集 Vol.26, pp.161-168, 2009.
- 3) 国土交通省観光庁: 旅行・観光産業の経済効果に関する調査研究, 2009.
- 4) 鳥取県: 観光客入込動態調査結果, 2008.
- 5) 国土交通省観光庁: 観光地域経済調査,
<http://www.mlit.go.jp/kankocho/siryou/toukei/kouzou.html>
- 6) 国土交通省観光庁: 旅行・観光消費動向調査, 2008.
- 7) 柴田耕介: 観光産業の実態と課題, IATSS Review, Vo.131, No.3, 2006.
- 8) 塩谷英生: 観光消費の経済効果の推計ー観光統計の現状と TSA の登場ー, オペレーションズリサーチ, 1月号, 2005.
- 9) 大阪府, 兵庫県, 鳥取県, 島根県, 岡山県, 広島県, 山口県産業連関表 (104 分類), 2000.
- 10) JTB 総合研究所, 都道府県別観光消費額.
- 11) 国土交通省「二層の広域圏に資する総合的な交通体系に関する検討委員会」, 2005.
- 12) 総務省: 全国産業連関表 (512 分類), 2000.

第7章 空間スケールを細分化した道路整備効果分析

7.1 諸言

道路整備効果は、全国一律に享受できるわけではなく路線特性、利用者特性、産業特性などに応じて様々な効果の帰着パターンが考えられる。6章までの検討で、データ制約をふまえながら、このような特性をふまえることが可能な実証性の高い SCGE モデルを構築した。本章では、中間投入財を考慮した SCGE モデルを活用し中国地方を対象に空間スケールを細分化した道路整備効果分析を行う。特定のブロックを対象に、このような分析を行うことの意義は2点ある。

1点目は、国土計画上の観点からブロック内での道路整備による便益の帰着状況を確認することである。道路整備の優先度検討を行う上では効率性（費用便益比；B/C）と公平性（便益の分布）のバランスのとれた計画（必要性の議論）が必要である。しかし、現在の事業評価体制では、主に効率性を重視したプロジェクトの事業の優先度が高くなる傾向にあり、効率性が相対的に低い地方部のプロジェクトが実現するような事業評価体制に無いように思われる。もちろん、公共経済学的に社会的効率性と社会的公平性の議論を切り離し、仮説的補償原理を前提とすれば、効率性の高いプロジェクトのみを実施することが効率的であるが、そのような計画では、国土計画として国土全体の道路ネットワークを考えることの意味がないと思われる。このような議論を喚起する上で、従来の分析手法では、プロジェクト実施による地域別の帰着便益の状況は定量的に把握できないため不十分であった。そのため、ともすれば、地域間公平性の視点は、情緒的な判断とならざるを得なかった。SCGE モデルにより出力される帰着便益は、このような議論に対してデータと理論に基づく客観的情報を提供することが可能である。

2点目は、地域計画上の観点から地域別の産業の生産変化を確認することである。6章で示した観光産業を含めて地域の産業を可能な限り細かく設定することで、道路整備が、どの地域のどの産業に、どの程度の効果を与えるかを明確にすることができる。このような分析を道路整備前に予め行うことは、沿線自治体にとっては、道路整備にあわせて実施すべき有効な産業振興策の検討を行うことが可能となる。加えて、地域間交易の変化を計測できることから、例えば、観光産業であれば、道路整備により、どの地域から観光客が多く来訪することが期待されるかについて把握することができるため観光 PR の重点化にも資することになる。

本章では、中国地方を対象に、これら2つの観点から SCGE モデルによる分析結果を示す。

7.2 分析条件の設定

(1) 分析対象範囲とゾーニング

分析対象範囲の設定にあたっては、中国管内の貨物流動の特性を踏まえ、東は関西圏、西は福岡県までを含む範囲を対象とした。さらに、ゾーニングは中国地方内をH25.4時点の市町村、中国地方外を2次生活圏規模とした。ゾーン数は145ゾーンである(図7-1参照)。

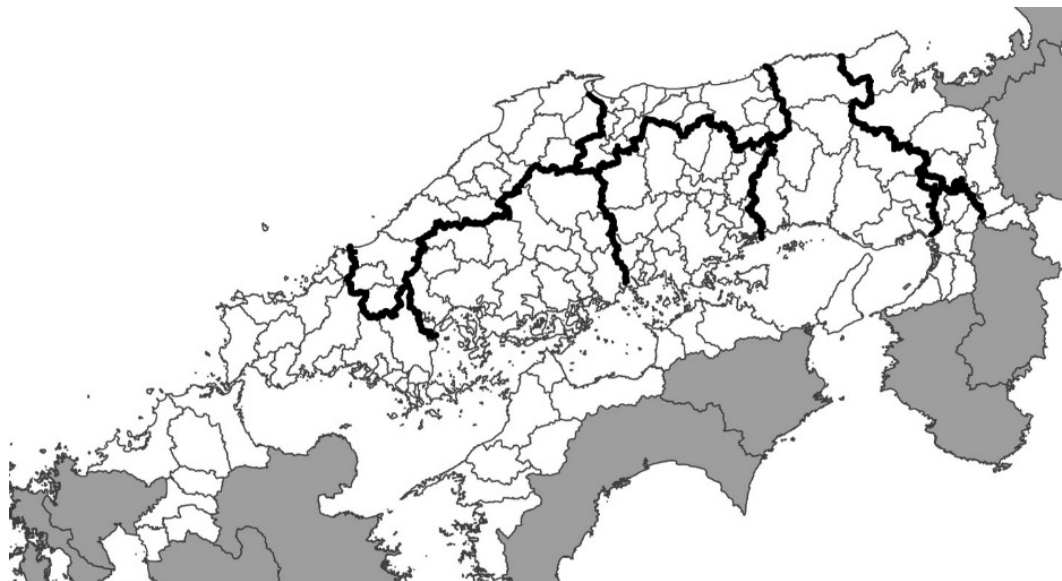


図 7-1 分析対象範囲とゾーニング

(2) 産業分類

産業分類は、表7-1に示す通りであり観光産業を含めて18分類とした。

表 7-1 産業分類 (18分類)

産業分類	
1. 農林水産	9. 鉄鋼・非鉄金属
2. 鉱業	10. 金属製品
3. 建設業	11. 一般機械器具
4. 食料品	12. 電子・電気機械
5. 繊維工業	13. 輸送用機械器具製造
6. パルプ・紙製品	14. その他製造業
7. 化学	16. 商業
8. 石油・石炭	17. サービス業
9. 窯業・土石	18. 観光業

※建設業およびサービス業については地域間取引を行わないものとして設定

(3) 交通データの整備

政策変数となる交通データの整備を行う。本研究で構築した交通データは表 7-2 の通りである。本研究では、H17 を基準均衡時点とし、新直轄国道である尾道松江線等が整備された H25 時点の整備効果、そして現時点で計画されている事業化ネットワークが整備された時点の整備効果の 2 ケースの整備効果を算出する。

表 7-2 交通データ

【モデル再現時点の道路ネットワーク：H17】
・平成 17 年時点の道路ネットワーク
【尾道松江線整備時の道路ネットワーク：H25 ケース】
・平成 25 年時点の道路ネットワーク
【将来の道路ネットワーク：事業化ネットワーク整備ケース】
・現況ネットワークに対して、現在事業化されている高規格幹線道路及び地域高規格道路が全て整備されたケース

SCGE モデルにインプットする道路整備データは、対象範囲内の現行市町村役場間の一般化費用として算出したものを用いる。一般化費用の算出条件は表 7-3 の通りである。

表 7-3 一般化費用算出条件

【現況道路ネットワーク】
・所要時間については、H22 道路交通センサス ¹⁾ の混雑時旅行速度（上下平均値）により算出し、高速道路の利用料金については、24.6 円/km、ターミナルチャージ 150 円として設定する。なお、高速道路の利用料金については ETC 割等の割引は考慮しない。
・現行市町村役場間の一般化費用の決定は、Dijkstra 法により一般化費用最小ルート of の値とする。
【将来道路ネットワーク】
・将来整備路線については、各設定速度をもとに所要時間を算出し、有料道路については、現況ネットと同様、利用料金を 24.6 円/km、ターミナルチャージ 150 円として設定。
・現行市町村役場間の一般化費用の決定は、現況道路ネットワーク同様、Dijkstra 法により決定する。

将来道路ネットワーク図は、図 7-2 の通りである。

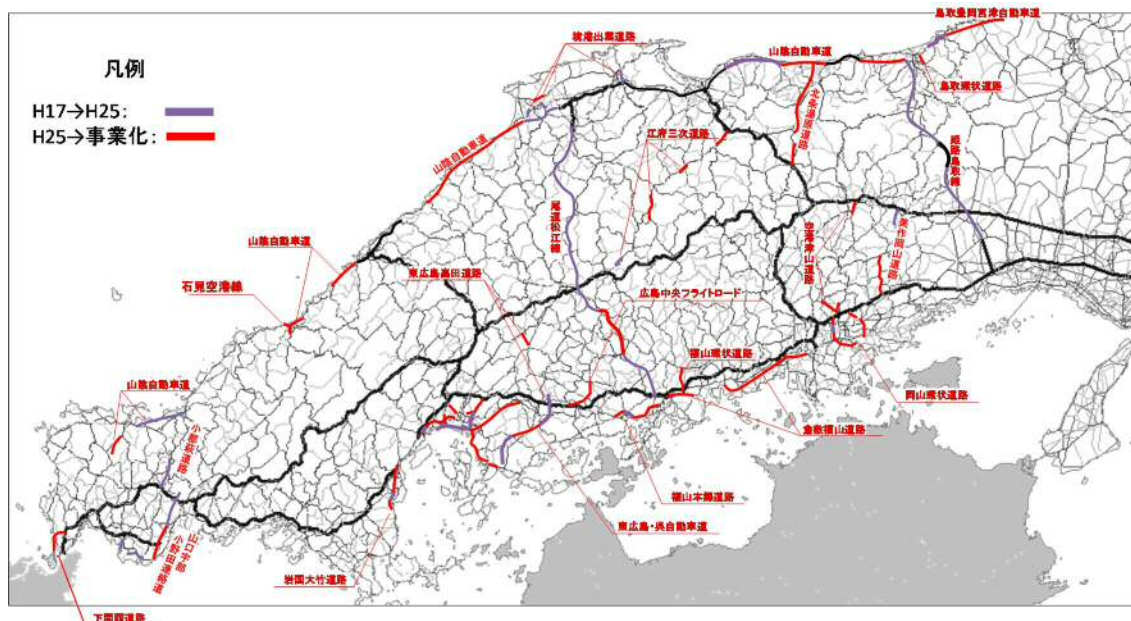


図 7-2 将来ネットワーク

(4) 基準均衡データの整備

上述で設定した産業分類別に、表 7-4 で示す算出方法に基づき産業活動関連データ（ゾーン別経済指標）の整理を行う。

表 7-4 経済活動関連データの算出方法及び出典

産業活動関連データ	算出方法および出典
付加価値額	<ul style="list-style-type: none"> ・ H17 県民経済計算²⁾の総生産（名目値）×①地域シェア ※県民経済計算よりも細かい産業分類が必要な産業については、県民経済計算の産業別付加価値額を②産業シェアによって以下の通り按分する。 ・ 各地区の総生産×②産業シェア ※付加価値額は、固定資本減耗を含む粗付加価値額を意味する。
人口	<ul style="list-style-type: none"> ・ H17 国勢調査³⁾
労働所得	<ul style="list-style-type: none"> ・ ゾーン別付加価値額×③労働シェア ※労働シェアは H17 産業連関表より設定する
資本所得	<ul style="list-style-type: none"> ・ ゾーン別付加価値額×④資本シェア ※資本シェアは H17 産業連関表より設定する
中間投入額	<ul style="list-style-type: none"> ・ H17 産業連関表⁴⁾ 中間投入額
消費のシェア	<ul style="list-style-type: none"> ・ H17 産業連関表⁴⁾ 産業別最終需要額／最終需要額計

なお、①地域シェア・②産業シェアについては表 7-5 の指標を用いて算出する。

表 7-5 按分指標一覧

産業分類	按分使用する指標	出典
農業	農業産出額	生産農業所得統計 (H18) ⁵⁾
林業	林業従業地就業者数	国勢調査 (H17) ³⁾
漁業	漁業従業地就業者数	国勢調査 (H17) ³⁾
鉱業	鉱業従業地就業者数	国勢調査 (H17) ³⁾
建設業	工事費予定額 建設業従業地就業者数 普通建設事業費	建築統計年報 (H17) ⁶⁾ 市町村別決算状況調 (H17) ⁷⁾ 国勢調査 (H17) ³⁾
製造業全般	各産業の粗付加価値額	工業統計調査 (H17) ⁸⁾
卸売・小売業	卸売・小売業従業地就業者数	国勢調査 (H17) ³⁾
観光業	宿泊業・飲食業従業地就業者数	国勢調査 (H17) ³⁾
その他サービス業	サービス業従業地就業者数	国勢調査 (H17) ³⁾

上記で整理した「地域別産業別の付加価値額」に対して「各県産業連関表内の産業別③労働シェア・④資本シェア」を用いて「地域別産業別の労働所得・資本所得」を算出する。

表 7-6 労働所得・資本所得・付加価値額

項目	産業連関表項目
労働所得	<ul style="list-style-type: none"> ・家計外消費支出 (行) ・雇用者所得 ・間接税 (除関税・輸入品商品税) ・(控除) 経常補助金
資本所得	<ul style="list-style-type: none"> ・営業余剰 ・資本減耗引当 ・資本減耗引当 (社会資本等減耗分)
付加価値額	<ul style="list-style-type: none"> ・家計外消費支出 (行) ・雇用者所得 ・間接税 (除関税・輸入品商品税) ・(控除) 経常補助金 ・営業余剰 ・資本減耗引当 ・資本減耗引当 (社会資本等減耗分)

※各県産業連関表の生産者価格表を用いて算出

(5) 地域間取引データ

2章で整備した TDB による企業間取引データを活用する。整備年次は基準均衡データと同様に H17 年とする。この企業間取引データを集計した地域間交易量による所要時間の加重平均値 (図 7-3 参照) をみると、農林水産、食料品、繊維、パルプ、一般機械、電子・電気、輸送用機械、その他製造で高くなっている。これらの産業は、平均取引距離が長いこ

とを示している。

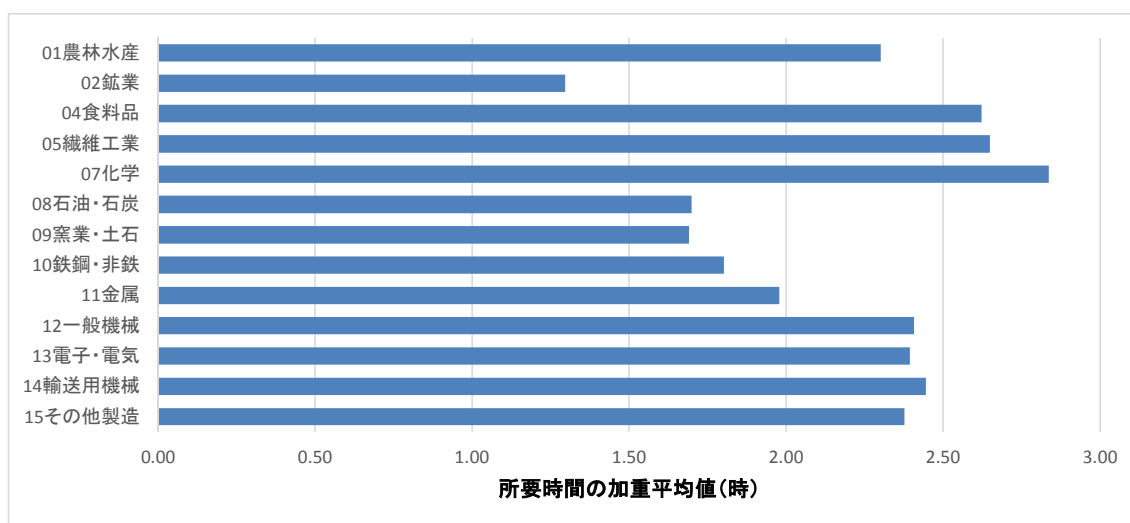


図 7-3 地域間交易量による所要時間の加重平均値

7.3 地域間交易モデルのパラメータ推定

(1) 地域間交易モデル式

5章での検討結果をふまえて、本章では集計 Logit モデルにより地域間交易モデルを定式化する。地域間交易需要、地域間交易シェアおよび消費地価格は、下式の通りである。

$$x_{ij}^m = s_{ij}^m d_i^m \quad (7-1)$$

$$s_{ij}^m = \frac{\alpha_j^m \exp\{-\lambda^m q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij}) + IDummy^m\}}{\sum_k \alpha_k^m \exp\{-\lambda^m q_k^m (1 + \varphi^m t_{ik}) + IDummy^m\}} \quad (7-2)$$

$$p_i^m = \sum_{j \in J} s_{ij}^m q_j^m (1 + \varphi^m t_{ij}) \quad (7-3)$$

$$\text{ただし, } \alpha_j^m = \frac{Y_j^m}{\sum_j Y_j^m}$$

(2) データ設定

所要時間および地域間交易シェアについては、上述した基準均衡データを使用する。ただし、推定に必要な生産地価格 q_j^m については、5.2 でも示したように式(7-4)により算出する。

$$C^m(w_j, r) = q_j^m = w_j^{\alpha_j^m} \quad (7-4)$$

なお、賃金率 w_j は H17 工業統計⁸⁾における課税所得額/従業者数により定義し α^m は産業連関表の労働シェアを使用する。なお、賃金率の産業別データについては市区のみでの整理となっており町村については製造業計のデータのみ提供となっている。そこで本研究では、分析対象ゾーンである 145 市町村のうち産業別データが整備されている 93 市を対象にパラメータ推定を行う。表 7-1 の 18 産業のうち、建設業、商業、サービス業は交易変化しないものとして設定する。

(3) 推定結果

推定結果を表 7-7 に示す。18 産業のうち地域間交易を行う 15 産業を対象に地域間交易に係わるパラメータを推定している。このような産業分類を細分化した推定は、地域別・産業別の特性が生じやすいことから、本研究では地域内々ダミーに加えて、本社バイアスが生じやすい広島からの購入ダミー、大阪からの購入ダミーをそれぞれ導入し推定を行っている。

表 7-7 パラメータ推定結果

	λ					ϕ					η					ダミー変数		
	近畿	九州	山陰	山陽	四国	近畿	九州	山陰	山陽	四国	近畿	九州	山陰	山陽	四国	内々	広島	大阪
01農林水産	1.50	1.38	3.68	1.70	2.31	0.11	0.10	0.09	0.14	0.08	0.51	0.53	0.57	0.50	0.29	2.15	2.14	3.45
02鉱業	1.42	1.43	1.50	0.98	1.02	0.12	0.12	0.21	0.27	0.20	0.12	0.15	0.12	0.07	0.12	2.56	1.14	2.83
03建設	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
04食料品	1.89	1.11	1.16	2.50	2.48	0.08	0.14	0.26	0.09	0.09	0.38	0.35	0.50	0.46	0.52	2.19	0.83	2.26
05繊維工業	0.89	0.86	0.68	0.68	0.68	0.20	0.20	0.30	0.30	0.30	0.57	0.56	0.58	0.58	0.58	2.51	0.67	3.00
06パルプ	0.87	0.77	0.78	0.80	0.68	0.20	0.20	0.40	0.30	0.30	0.06	0.06	0.09	0.07	0.06	3.17	1.67	3.14
07化学	0.69	0.67	0.55	0.79	0.55	0.18	0.20	0.29	0.20	0.29	0.05	0.06	0.06	0.07	0.06	2.44	0.87	3.60
08石油・石炭	2.59	2.88	1.24	2.47	2.96	0.08	0.07	0.30	0.10	0.09	0.06	0.06	0.05	0.08	0.07	1.38	1.00	1.00
09窯業・土石	1.15	1.08	0.90	1.25	0.71	0.16	0.15	0.39	0.21	0.29	0.00	0.02	0.04	0.02	0.04	2.94	1.28	2.48
10鉄鋼・非鉄	0.96	0.88	0.85	0.88	0.99	0.17	0.19	0.39	0.28	0.30	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	1.94	0.49	2.55
11金属	1.03	0.87	0.80	0.89	1.25	0.17	0.19	0.37	0.29	0.21	0.11	0.21	0.26	0.22	0.30	2.37	1.02	2.51
12一般機械	0.85	0.85	0.68	0.87	0.68	0.19	0.19	0.40	0.29	0.40	0.39	0.38	0.48	0.48	0.48	2.56	0.81	2.37
13電子・電気	0.73	0.73	0.57	0.57	0.57	0.20	0.20	0.30	0.30	0.30	0.63	0.63	0.64	0.64	0.64	2.76	1.97	2.31
14輸送用機械	0.68	0.97	0.79	0.77	0.91	0.29	0.20	0.40	0.40	0.30	0.13	0.17	0.18	0.17	0.19	2.38	1.89	2.48
15その他製造	1.90	1.96	0.87	1.80	1.35	0.08	0.07	0.38	0.12	0.21	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	2.54	1.09	2.31
16商業	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
17サービス業	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
18観光	1.82	1.19	1.30	1.64	1.64	0.06	0.10	0.21	0.11	0.15	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	2.00	0.63	-0.23

表 7-7 の推定結果に基づく地域間交易モデルの現況再現性は、図 7-4 の通りである。石油・石炭および鉄鋼・非鉄については特定地域（企業）への取引の偏りが激しく地域間交易の再現性が低下している一方、パルプ、窯業・土石については再現性が高くなっている。産業の細分化に伴い、産業固有の特性が顕在化してくることから、今後は、例えば Bilgic et al. (2002) のようにシェアパラメータに密度の概念を考慮するなど再現性向上に向けた取り組みが必要である。

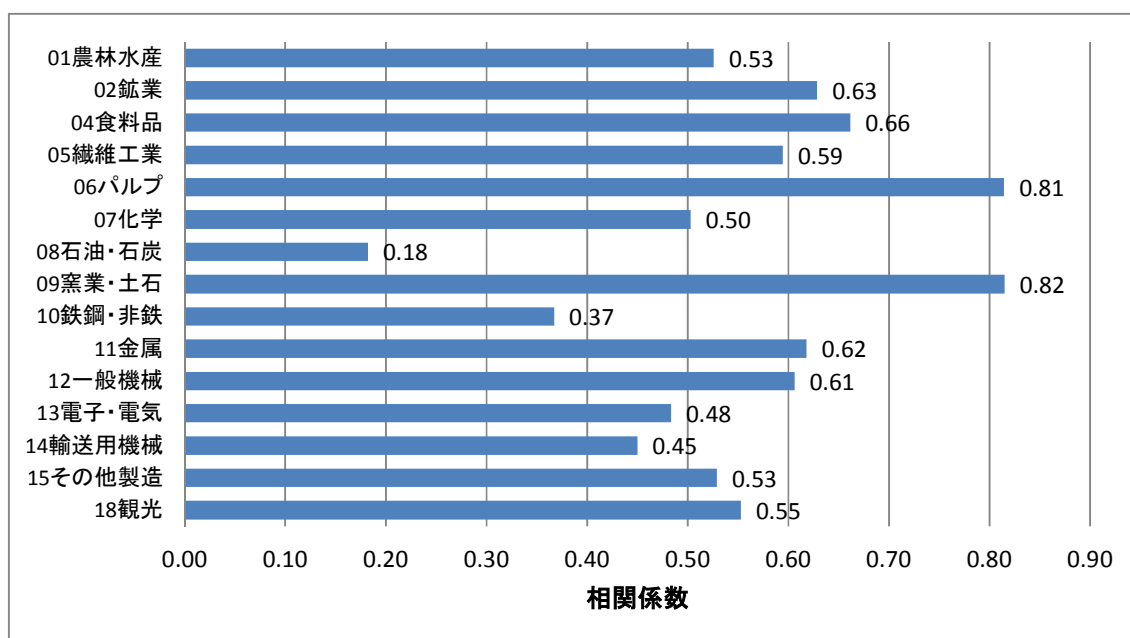


図 7-4 地域間交易の現況再現性

推定したパラメータをもとに算出した輸送マージン率は次頁の図 7-4 の通りである。5 章

でも述べたように、全国産業連関表は、実態に対して過少であり地域間交易モデルによる推定値は実態に対して過大となる傾向にあるため両者に乖離が生じている。特に、図7-3で示した所要時間の加重平均値が高い産業では、時間価値パラメータが高く推定されていることもあり高めの輸送マージン率となっている。

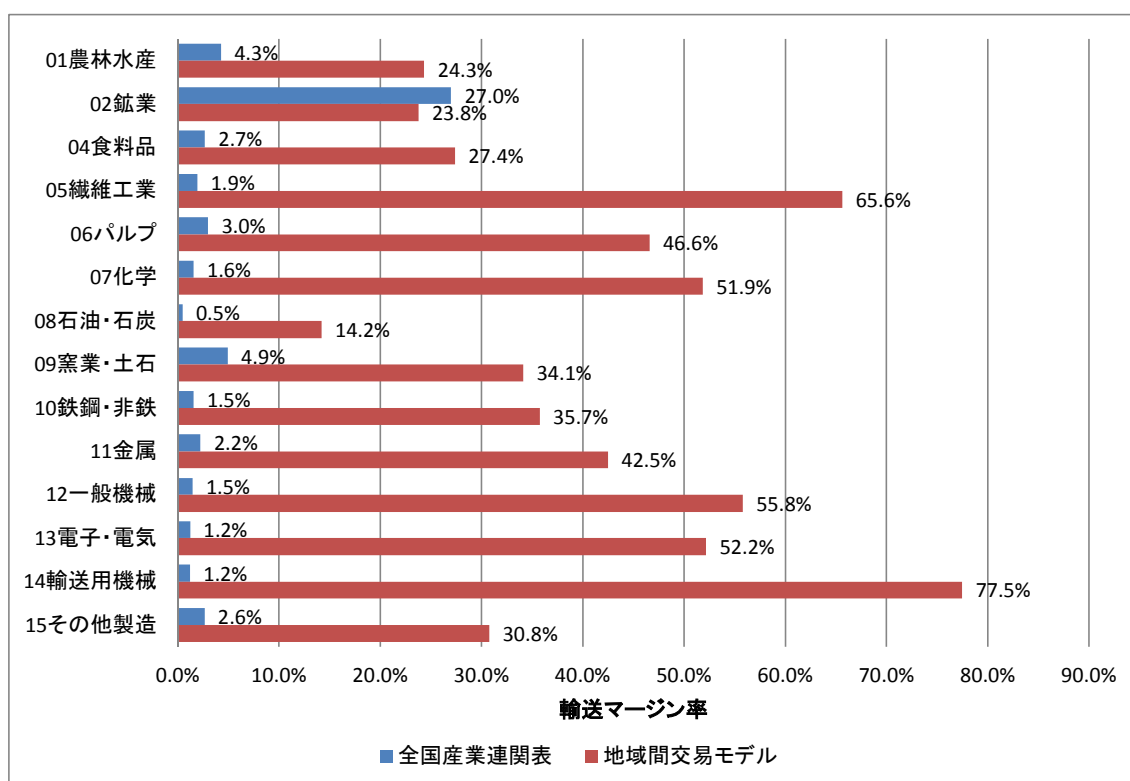


図7-5 産業別輸送マージン率の比較

7.4 SCGE モデルの現況再現性

SCGE モデルの現況再現性については、現況の実測データから整理した産業別付加価値額とモデル内で推定された現況の産業別付加価値額の相関により評価する。結果は下表に示す通りであり各産業とも相関係数は高い値を示している。

表 7-8 SCGE モデルにおける付加価値額の現況再現性

産業分類	相関係数	%RMS
農林水産業	0.74	3.45
鉱業	0.86	8.29
建設業	0.93	1.20
食料品	0.99	0.85
繊維工業	0.98	1.00
パルプ	0.93	5.70
化学	0.98	3.39
石油・石炭	0.90	3.16
窯業・土石	0.67	6.63
鉄鋼・非鉄金	0.99	2.15
金属	0.91	2.01
一般機械	0.97	0.72
電子・電気	0.94	1.00
輸送用機械	0.95	1.34
その他製造	0.96	1.24
商業	0.99	0.45
サービス	1.00	0.59
観光	0.96	0.94
GRP	1.00	0.19

7.5 SCGE モデルによる算出結果

7.5.1 総便益

H17→H25の期間に整備された事業による便益は、単年で総額約580億円/年となった。この値を50年便益換算すると約13,000億円/50年となる。当該期間に整備された事業の費用は概算値として約11,000億円程度⁹⁾になることから費用よりも若干高い便益が計上されていることになる。また、公表されている各事業の便益額を単純に合計すると約15,000億円程度⁹⁾になることから費用便益分析マニュアル¹⁰⁾ベースの便益に比べると若干低い値となっている。費用便益分析マニュアルベースの便益は交通量配分により混雑緩和の効果を考慮しているとともに事業単位で算出されている値であることから、単純に両者を比較することには留意が必要となるものの両者に大きな乖離が無いことが確認できる。

そして、H17→H25の便益と同様のパラメータに基づき算出されたH17→事業化の便益は、約1,300億円/年となる。

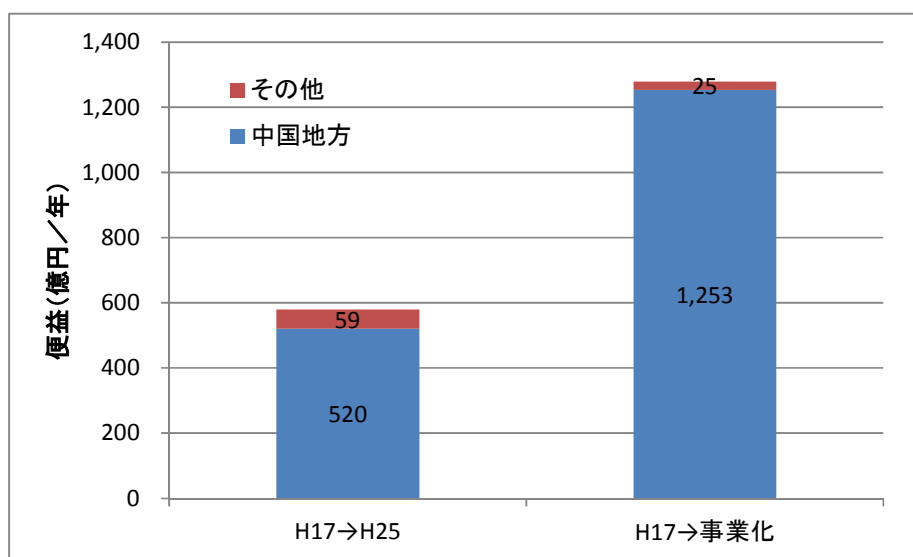


図 7-6 便益 (億円/年)

7.5.2 帰着便益

7.5.1で示した総便益の地域別帰着状況を確認する。帰着便益の結果を図7-5～7-8に示す。事業沿線のみならず、波及的に広く地域に効果が生じている一方、H17-25時点で事業の無い岡山県内ではH17-25時点で負の便益が帰着しているが、事業化ネット整備時には県内事業があることから正の便益が帰着していることがわかる。

このような帰着便益の計測の実務的意義は単なる整備効果把握にとどまらない。Koike et al. (2008)¹¹⁾、小池ほか(2009)¹²⁾では、これまでに整備された高規格幹線道路ネットワークを現況の道路ネットワークから削除することで、過去から現在までの高規格幹線道路整備による帰着便益を計測するとともに将来計画路線の帰着便益を計測し累計することで、過去から現在、そして将来にわたって道路整備による帰着便益がどのように変化していくかを示し、効果の地域バランスの平準化に資する道路整備の必要性検討への活用可能性を示している。また、Koike et al. (2012)¹³⁾では、道路の通常時および異常時の管理費用の負担割合の相違を計測することで、効率的な費用負担の在り方検討に資することを示している。

以上のような検討は、大きい空間スケールを対象に行う場合、事業特性を反映できないとともに、基礎自治体レベルでの効果・費用負担割合を把握することができない。そのため、本項で提示しているように空間スケールを細分化し分析することの意義は大きい。

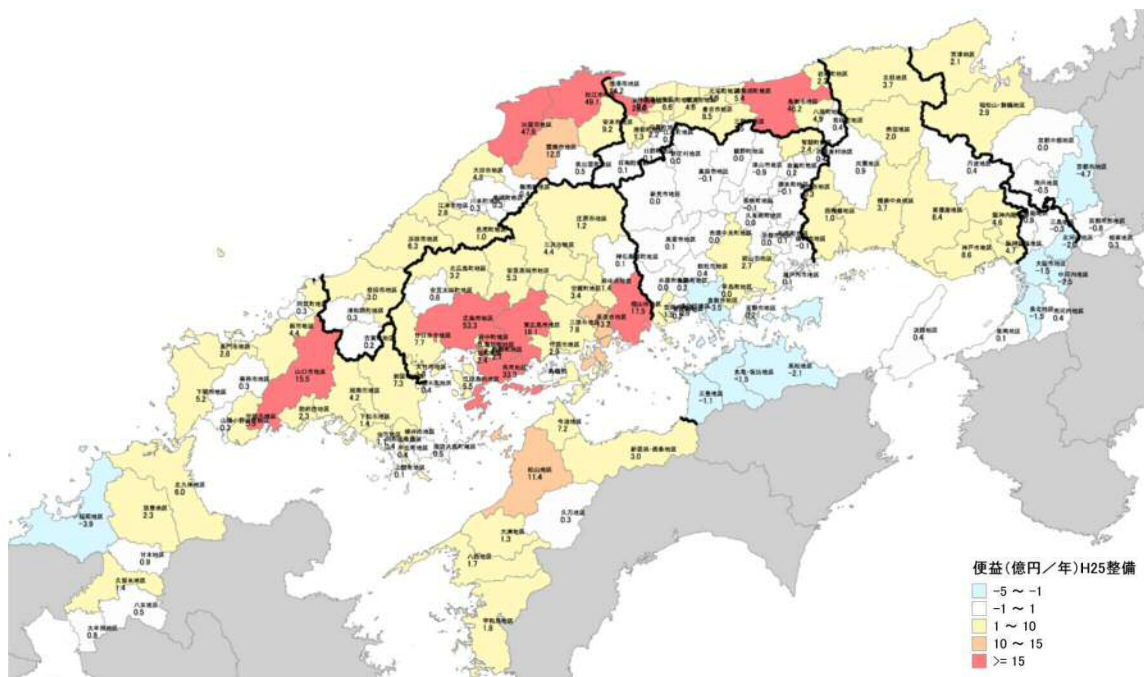


図 7-7 帰着便益 (億円/年) H17→H25 の整備効果

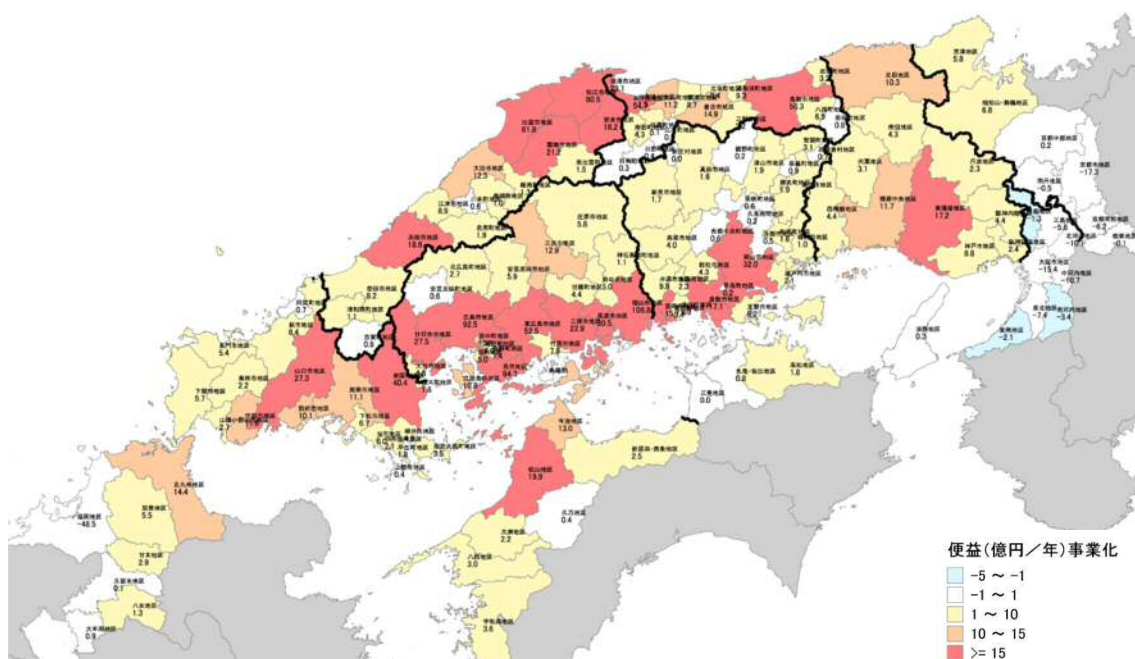


図 7-8 帰着便益 (億円/年) H17→事業化の整備効果

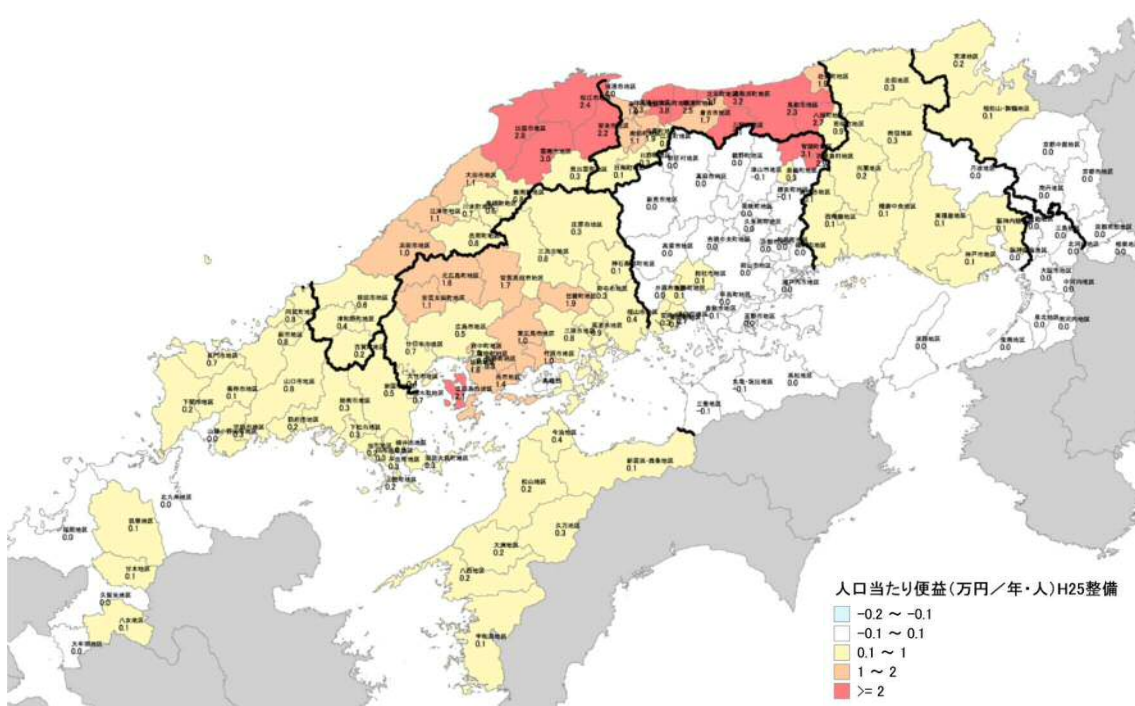


図 7-9 人口当たり帰着便益 (億円/万人・年) H17→H25の整備効果

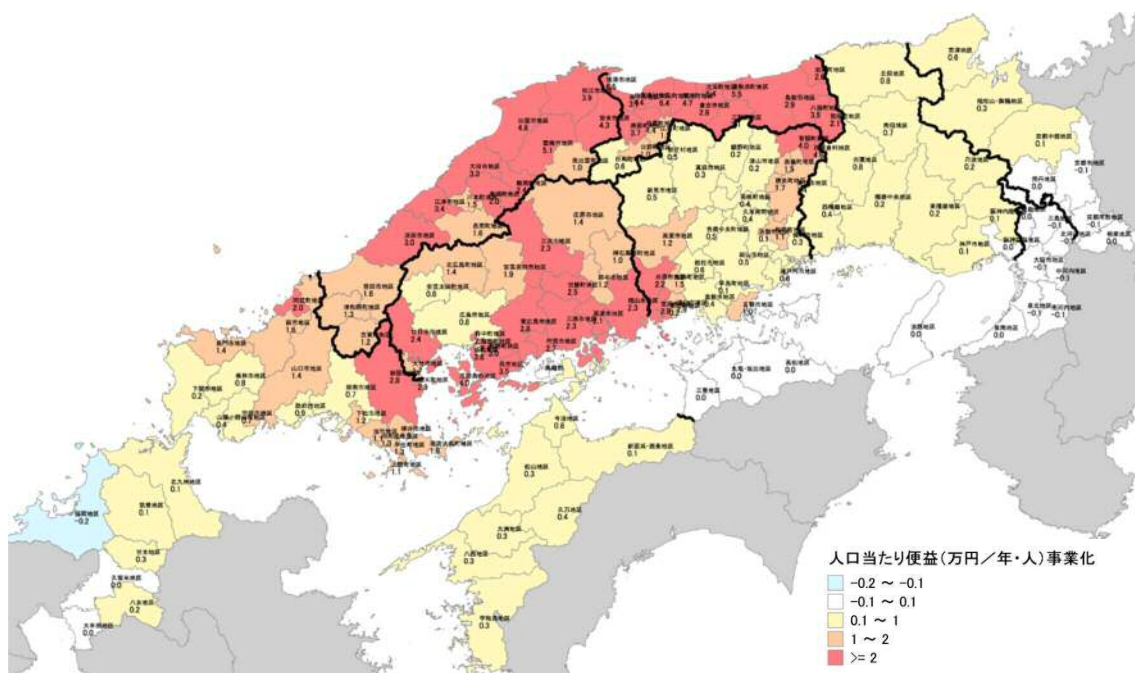


図 7-10 人口当たり帰着便益 (億円/万人・年) H17→事業化の整備効果

7.5.3 産業別生産変化

SCGE モデルは、全市場を対象としていることから空間を細分化したゾーン別に産業別の付加価値額変化を出力することが可能となる。このような情報は、事業のアカウントビリティを向上させるだけでなく道路整備にあわせて実施すべき地域政策を検討するうえで有効となる。図 7-9 は、島根県松江市、出雲市、雲南市における H17（基準均衡年）に対する H25 ネットワーク整備時の産業別の付加価値額変化を示したものである。松江市については観光、一般機械、食料品、その他製造での付加価値の伸びが大きく、出雲市については観光、電子・電気機械、パルプ、一般機械の付加価値の伸びが大きく、雲南市については一般機械の伸びが大きくなっている。これらの産業は、各自治体にとって、規模および特化度の高い産業であるとともに、道路整備による所要時間短縮の影響を享受しやすい産業であることを示唆している。

例えば、これらの情報を政策実務の現場で活用する際には、現時点（H27）における H17-H25 の整備効果情報を用いてモデルと同様の傾向の効果が顕在化している産業と、そうでない産業を分類したうえで、効果が顕在化していない産業に着目し、その要因は、モデルの設定によるものなのか、もしくは景気変動等の外部要因によるものなのかについて整理するとともに、整備効果を顕在化させようとした場合、政策的に、どのような方策を検討すべきかについて整理することが重要となる。SCGE モデルによる出力結果は、一定の仮定のもとで算出されたベンチマークとしてとらえることができことから、このベンチマークと現実の地域経済実態を比較することで、科学的なデータに基づいた地域政策の議論が可能となる。

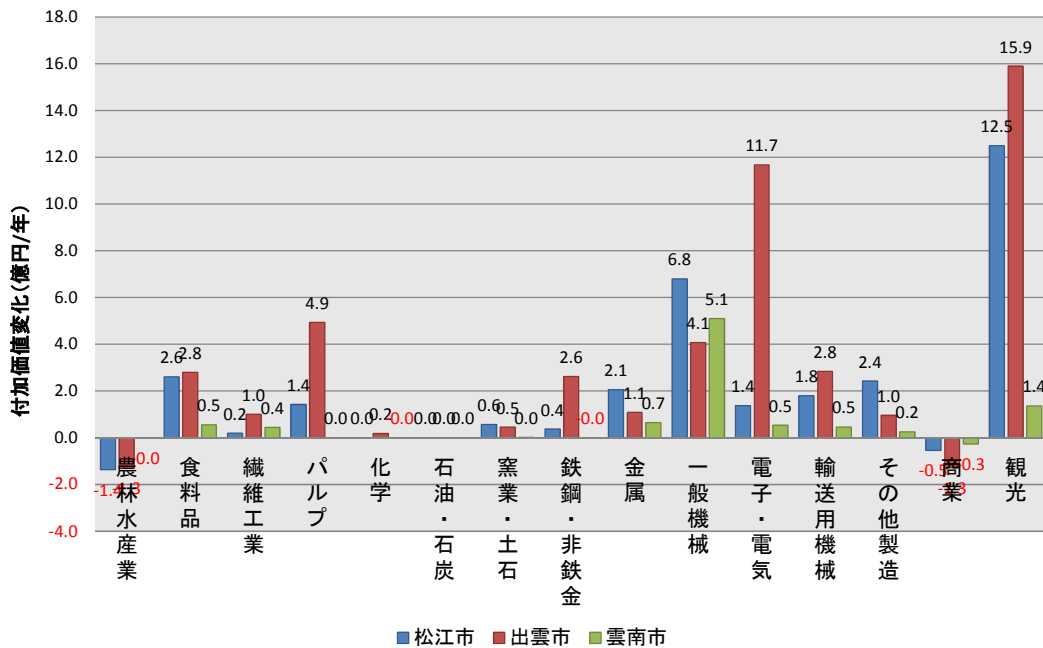


図 7-11 H17→H25 の付加価値額変化 (億円/年)

図 7-12 は、H17→事業化の産業別の付加価値額変化を示したものである。基本的には H17→H25 の整備効果と同様の傾向を示していることが分かる。このような効果の妥当性を検証するためにも、上述のように既に供用された事業の効果を確認することが有効である。

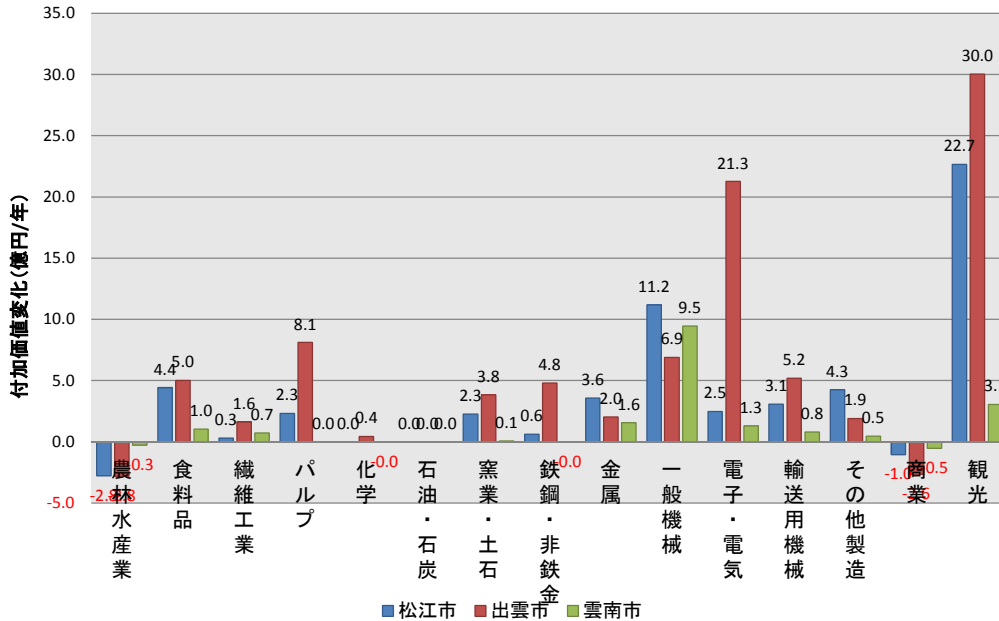


図 7-12 H17→事業化の付加価値額変化 (億円/年)

7.5.4 地域間交易変化

7.5.2 の議論に関連して、地域間交易変化も有効な政策分析の情報となる。例えば、図 7-13 は、H17→H25 において松江市の観光業に着目し、方面別の観光入込消費額を示しているものである。この図からは、松江市は尾道松江線整備による影響をうけて広島方面からの入込が増えているとともに、東西山陰道の整備により出雲・米子方面からの入込が増えていることが分かる。一方、図 7-14 に示す H17→事業化の効果を見ると、山陰道の整備が拡充されることで、東西方面の都市部である京都、福岡、神戸からの観光入りこみが増えることが予想される。

このように、地域間交易変化データを整理することで、どこからの入込が多くなるのか、もしくはどこへの出荷が多くなるのかを事前に把握することが可能となり、道路整備に合わせて観光プロモーションをはじめとした地域外への営業戦略の重点化に資するものと考えられる。

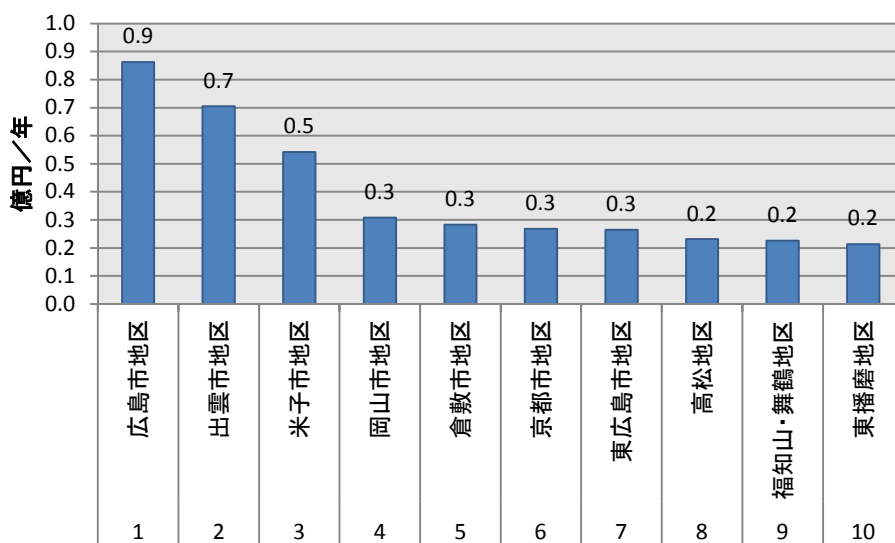


図 7-13 松江市への観光入込変化トップ 10 (H17→H25) ※地域内々からの入込除く

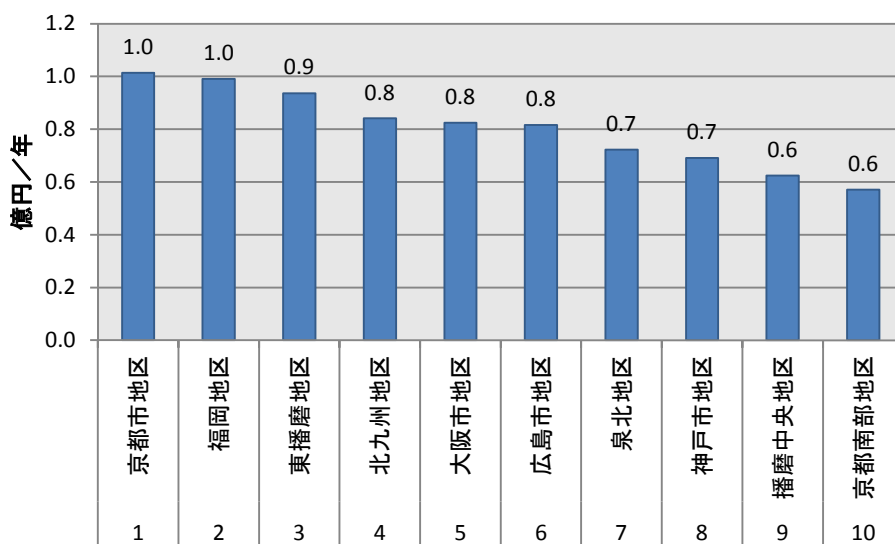


図 7-14 松江市への観光入込変化トップ 10 (H17→事業化) ※地域内々からの入込除く

7.6 結言

中国地方の道路事業を例に、本研究で構築した中間投入財を考慮した SCGE モデルを用いて国土計画および地域計画の両観点の検討を行う際の分析例を示した。このようなアウトプットを実務において有効にするためには、単に予測情報としてのみならず事後的検証結果をふまえて将来計画を見直すための基礎情報としての活用が考えられる。

事後的検証の視点として、SCGE モデルによる推計結果と統計値もしくは様々な事例と重ね合わせることで効果の発現有無を確認し、仮に推計結果で効果の発現が予測されているが発現していない場合、それはモデルの前提による問題であるのか、景気変動等の外部要因によるものなのか、さらには政策的に不足している部分があるのかについて関係者間で議論することで、モデル前提の変更もしくは政策の見直しにつなげていくことが可能となる。このような、政策実務の現場での議論を通してモデル設定条件の見直しが可能となるのは、SCGE モデルが便益のみならず産業別の付加価値額変化、地域間交易変化等の多様な指標を出力できる点にある。従来の費用便益分析では便益額のみ出力であったことから、評価のみの活用に終始しており地域活性化の議論への活用は出来なかった。これからの道路整備は、整備することが目的ではなく沿線地域の地域活性化策との連携により、ストック効果を高めていくことが必要であることから、道路整備が基礎自治体レベルで、どの地域のどの産業へのどの程度の影響を及ぼすのかを定量的に出力することの重要性は高いものと考えられる。

なお、本研究で提示したモデルでは、各地域の産業別付加価値額から最終需要を算出し地域間交易モデルをもとに産業連関構造を推計しているため、SCGE モデル内で地域別・産業別の産出量と投入量に若干のズレが生じている。産業連関表では両者の数値は完全に一致する必要があることから、今後は両者のズレを補正する計算アルゴリズムを実装することで、より精度の高い分析を行う必要がある。

参考文献

- 1) 国土交通省：全国道路・街路交通情勢調査, <http://www.mlit.go.jp/road/census/h22-1/>
- 2) 大阪府, 兵庫県, 鳥取県, 島根県, 岡山県, 広島県, 山口県, 香川県, 愛媛県, 福岡県：県民経済計算, 2005.
- 3) 総務省：国勢調査,
<http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2005/>
- 4) 大阪府, 兵庫県, 鳥取県, 島根県, 岡山県, 広島県, 山口県, 香川県, 愛媛県, 福岡県：産業連関表（104分類）, 2005.
- 5) 農林水産省：生産農業所得統計,
http://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/nougyou_sansyutu/
- 6) 国土交通省：建築統計年報.
- 7) 総務省：市町村別決算状況調, http://www.soumu.go.jp/iken/kessan_jokyo_2.html
- 8) 経済産業省：工業統計調査
<http://www.meti.go.jp/statistics/tyo/kougyo/result-2/h17/kakuho/sichoson/>
- 9) 国土交通省中国地方整備局：公共事業の評価について,
<https://www.cgr.mlit.go.jp/cginfo/koukyouhyouka/>
- 10) 国土交通省：費用便益分析マニュアル, 平成20年11月.
- 11) Koike, A., Tavasszy, L., Sato, K.: Spatial Equity Analysis on Expressway Network Development in Japan-Empirical Approach Using the Spatial Computable General Equilibrium Model RAEM-Light-, Journal of the Transportation Research Board, Volume 2133, 46-55, 2009.
- 12) 小池淳司・佐藤啓輔・川本信秀, 空間的応用一般均衡モデル「RAEM-Light」を用いた道路ネットワーク評価-地域間公平性の視点からの実務的アプローチ-, 土木計画学研究・論文集 Vol.26, pp.161-168, 2009.
- 13) Koike, A., Tavasszy, L., Sato, K. and Monma, T.,; Spatial Incidence of Economic Benefit of Road-Network Investments: Case Studies under the usual and Disaster Scenarios, Journal of Infrastructure Systems, ASCE, 2012.

第8章 統計制約のある発展途上国における道路整備効果分析

8.1 諸言

アジアの"Land-locked" countries と呼ばれている内陸国は、貿易にかかる輸送コストの比重が大きく、これが貿易の発展を阻害する大きな要因となっている。このボトルネックを解消すべく、現在、JICA、ADB等の援助機関が各国政府とともに国境をまたぐ幹線道路（アジアハイウェイ等）の整備を行っているが、これらの幹線道路の整備を各国の経済活動の活性化に繋げるには、単なる道路整備だけではなく、貿易戦略や投資環境整備、産業政策等広範な展開が必要になる。

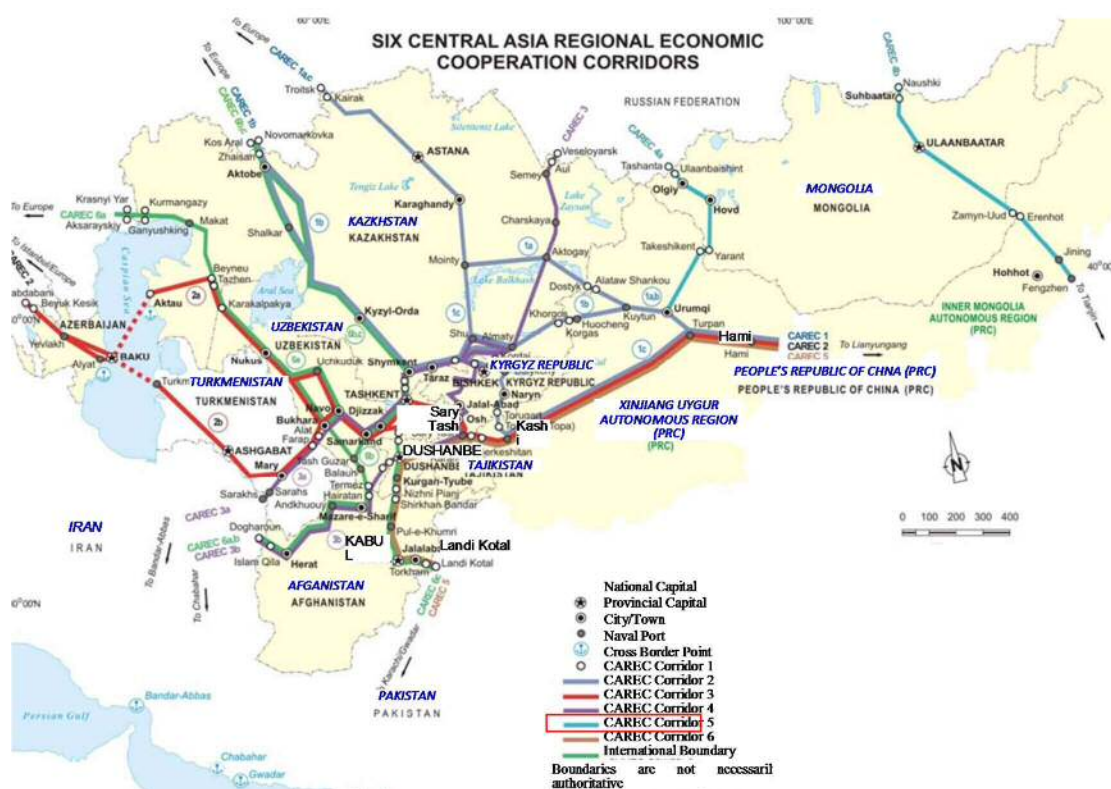
本研究では、"Land-locked" countries の一部であるタジキスタン、キルギス、新疆ウイグル自治区を含めた周辺諸国を対象に、現地の交通・物資流動状況を整理するとともに、公表されている既存の統計調査結果を用いた産業・物資流動の実態を分析する。分析にあたっては、現状把握に加えて SCGE モデルを適用することで幹線道路整備による空間的な経済効果の波及状況について算出するとともに、このような分析手法の当該地域での適用可能性について整理する。

8.2 対象地域の概況

現在、中央アジア地域では、中央アジア地域経済協力（Central Asia Regional Economic Cooperation : CAREC）プログラムによる各国政府からの投資援助により各種インフラ整備が行われている。CAREC はアジア開発銀行（ADB）、世界銀行（WB）、国際通貨基金（IMF）、欧州復興開発銀行（EBRD）、イスラム開発銀行（IDB）、国連開発計画（UNDP）の計 6 機関をパートナーとする地域協力型開発イニシアチブであり、加盟国はアフガニスタン、アゼルバイジャン、中国、カザフスタン、キルギス、モンゴル、パキスタン、タジキスタン、トルクメニスタン、ウズベキスタンの 10 カ国となっている。2001 年からは ADB が事務局を務めており、図 8-1 に示す域内を貫く 6 本の交通回廊（Corridor）やエネルギーインフラの整備など、これまでの投資は 120 件以上、総額 170 億ドル規模に達している。この CAREC Corridor 沿線での最貧国と呼ばれている国がタジキスタン（GDP：68 億ドル/年）とキルギス（GDP：64 億ドル/年）の 2 カ国（図 8-2 参照）である。両国は現況の産業規模は小さいものの、周辺諸国との積極的な貿易によって、今後の国内経済の成長ポテンシャルを有している国々である。その際、重要な貿易ルートとなるのが、新疆ウイグル自治区を介した中国国内へのルート、そしてアフガニスタン、パキスタンを介し海上輸送と連結して各国へつながるルートの 2 つである。現在、この 2 つのルートの物資流動効率化を目的に CAREC Corridor の 1 つである Corridor 5 の整備が進められている。

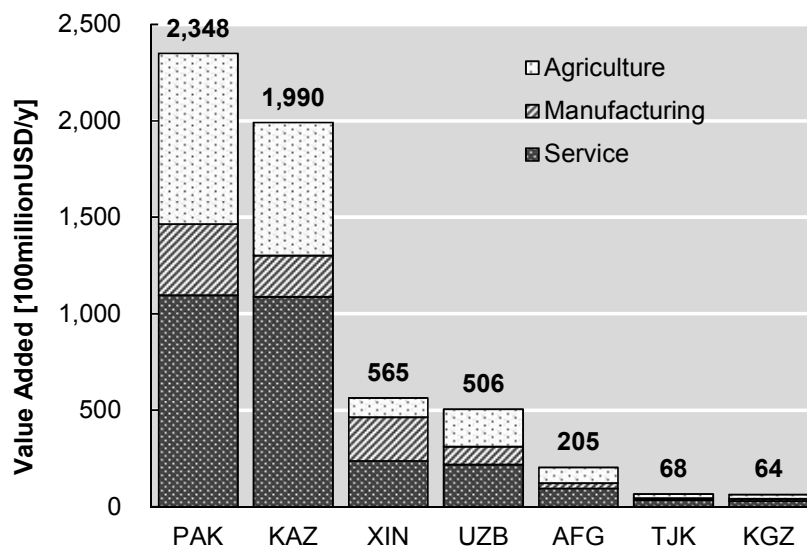
Corridor 5 は、パキスタンの Landi-Kotal からアフガニスタンの首都 Kabul、タジキスタンの首都 Dushanbe、キルギス南部の都市 Sary-Tash、新疆ウイグル自治区の Kashi を経由し、Hami まで伸びる全長約 3,600km の道路ネットワーク（図 8-3 参照）である。当路線は、2012 年時点でタジキスタンの一部区間（首都 Dushanbe から 50km 東の Obigarm 周辺約 30km 区間）を除くほぼ全ての区間でネットワーク化はほぼ完了しているものの、BCPs (Border Crossing Points)における大幅な時間ロス、路面の管理不徹底等、未だいくつかの課題を抱えているのが実態である。

そこで本研究では、この Corridor 5 を対象に、2010 年時点の事業中区間（約 300km）の整備による経済効果を算出することで、当該地域における道路ネットワークが周辺諸国の経済活動上、どの程度の重要性を有しているのかを明らかにする。



出典：ADB (2009)¹⁾

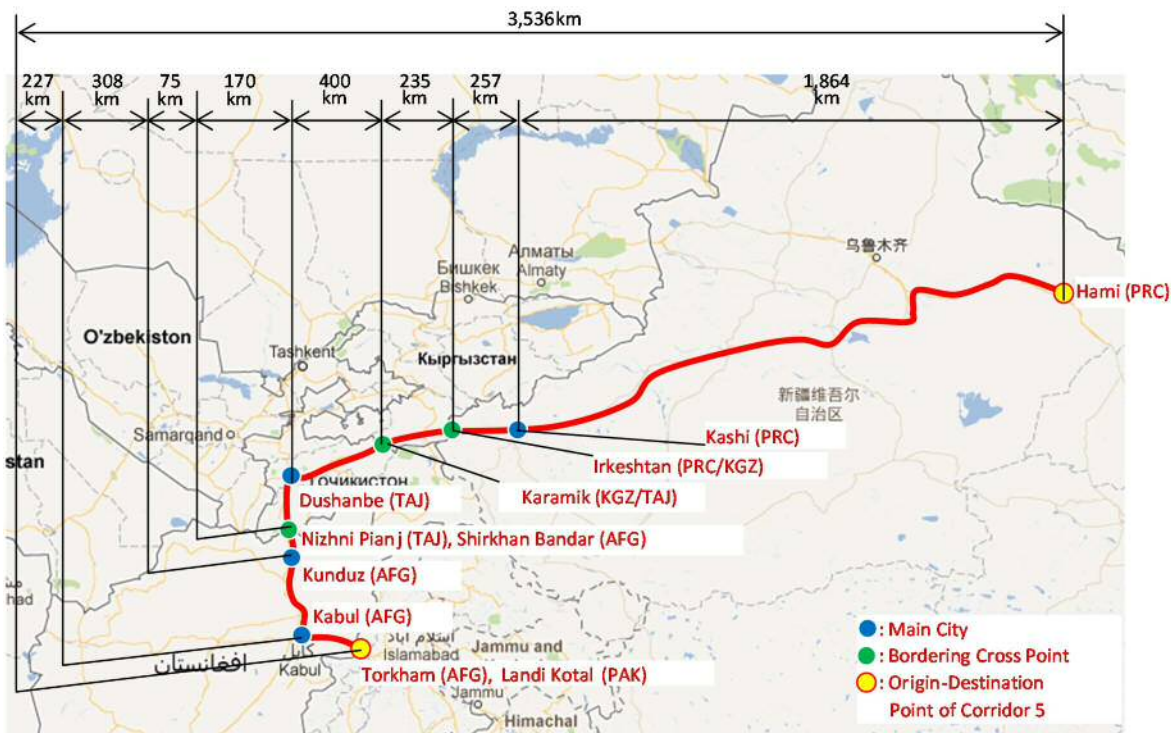
図 8-1 CAREC Corridor のネットワーク



※新疆ウイグル自治区については 2008 年の値

出典：UNData²⁾及び新疆統計年鑑(2009)³⁾をもとに筆者が作成

図 8-2 周辺諸国の GDP (2011 年※)



出典：Google Map および CPMM (2010)⁴⁾をもとに筆者が作成

図 8-3 CAREC Corridor 5 の位置図

8.3 統計データの整備状況と課題

8.3.1 交通データの整備状況

道路整備による時間短縮効果の把握にあたり必要になる指標は、当該区間の旅行速度およびBCPsの通過時間である。CARECでは、加盟国における交通の統一的なデータとしてCPMM(Corridor Performance Measurement and Monitoring)データ⁴⁾を整備している。CPMMデータは、CARECが事務局となり、各国の物資流動協会の協力によって実施されたドライバーに対する聞き取り調査をもとに、表8-1に示す通り、旅行速度及び積載品目、BCPs等での道路上での停車要因別の所要時間及び所要費用についてデータ化されているものである。このうち、旅行速度については、都市間の所要時間と延長から算出するSpeed With Delay及びBCPsや警官による検問、宿泊等の停車時間を除いた速度であるSpeed Without Delayの2種類が収録されている。

本調査データは、2009年から月単位で一定規模のサンプルが確保されており、季節変動等の解析も可能である。なお、CAREC全体での年間の取得サンプル数は2009年：2,627サンプル、2010年：4,062サンプルである。国によってデータの収録レベルには差があるものの、本研究で取り扱うCorridor 5の主要沿線国であるタジキスタン及びキルギスについては表8-2に示す通り概ね良好な収集状況であった。

表 8-1 CPMM の主な収録データ

データ	収録内容
旅行速度	Speed With Delay (※1)
	Speed Without Delay (※2)
	※1 都市間の所要時間と延長から算出 ※2 BCPs や警官による検問、宿泊等の停車時間を除いた速度
積載品目	13 品目 (Machinery, Metals, Products of chemical or allied industries, Mineral Products, General merchandise, Vegetable products, Textiles, Consolidated goods, Prepared food stuffs, Building Products, Wood, Stone and Others)
BCPs等の道路上での停車時間とその要因	停車要因別の所要時間と所要費用

出典：CPMM (2010)⁴⁾

表 8-2 CPMM データのサンプル数 (2010 年)

COUNTRY	Name of Association	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec
Afghanistan	AAFFCO	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
Azerbaijan	ABADA	2	5	8	5						3		
Kazakhstan	KFFA	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
	KAZATO				30	30	30	30	30	30	30	30	30
Kyrgyz Public	FOA		9	15		25	3	4	15	33	30	30	30
	AIA			21	9	10	30						1
	KGZ FFA									2			
Mongolia	MNCCI / NTTFC	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
	NARTAM	20	20	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
PRC	CIFA	10	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
	IMAR	30	30	30	30	60	60	30	30	30	30	30	30
	XUAR			2					15	15			
	CFXU						30	30	30	30	30	30	30
Tajikistan	ABBAT	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
Uzbekistan	AIRCUZ	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
	ADBL	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
	Total	242	274	316	314	365	393	334	360	380	363	360	361

出典：CPMM (2010)⁴⁾

8.3.2 交通データの課題

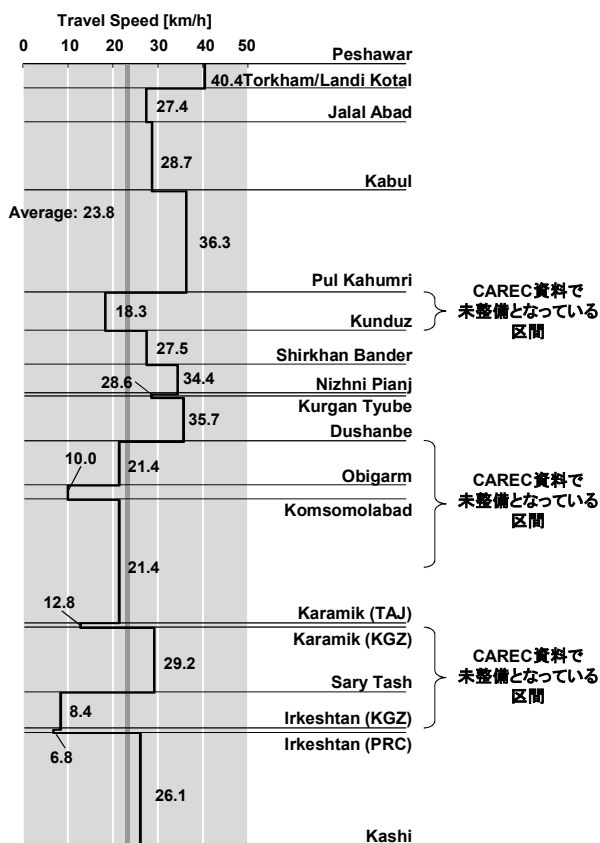
現在入手できる唯一の交通データである CPMM データの課題として、実際の道路の整備状況と交通データが示唆する整備状況が必ずしも一致していない点、BCPs の実態とデータが乖離している点の 2 点が挙げられる。

まず 1 つ目の課題については、現在 CAREC は、各国政府からの情報提供をもとに道路整備状況を把握するとともに CPMM データによる旅行速度の把握を行っているが、この両者が必ずしも整合的なデータとなっていない。理由としては、現地政府から上げられる最新の道路整備状況が不正確である点、CPMM データが都市間の旅行速度であるとともにドライバーへの聞き取りから推計されているため、必ずしも精度が高くない点などが挙げられる。そのため、特定の区間に絞ったミクロな分析等を行う際には留意が必要となる。

なお、Corridor 5 に着目し、2010 年の CPMM データをもとにした旅行速度と CAREC が整理している 2010 年時点の道路整備状況を比較したものが図 8-4 である。例えば、キルギスの Karamik から Irkeshtan までの区間については、Karamik から Sary Tash 間は比較的旅行速度が高い (29.2km/h) のに対して、Sary Tash から Irkeshtan の間は低め (8.4km/h) となっている。しかしながら、現地政府へのヒアリング結果からは、Sary Tash ~Irkeshtan 間は 2010 年時点で一部供用されていたとの情報もあり、当該年次で未整備区間がどの区間であったのかについては、正確な情報が無い。また、他の区間についても、CPMM データが都市間データであることから、一部の限定的な未舗装区間における極端な旅行速度低下が都市間の速度を下げていることも考えられ、旅行速度から詳細かつ正確な道路整備状況を推定することは困難である。

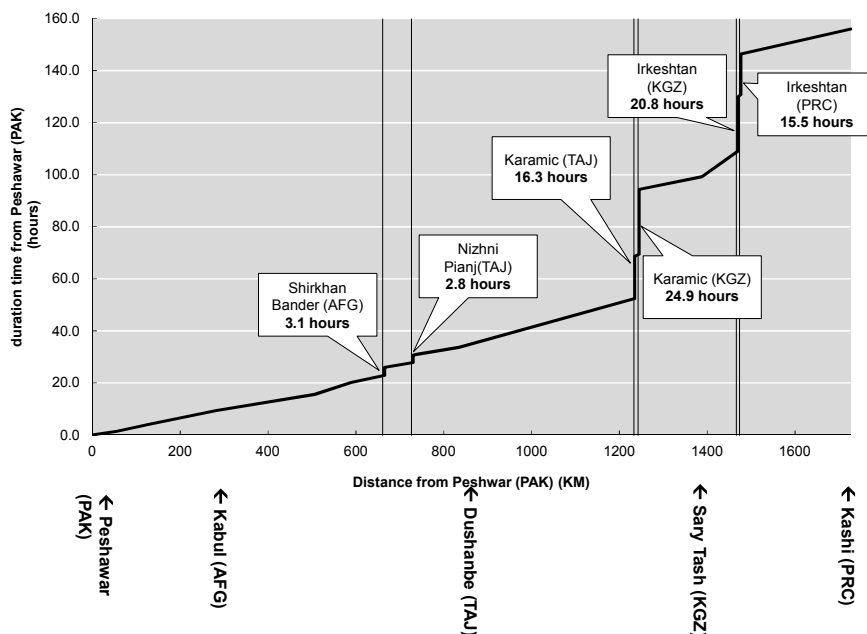
次に、もう1つの課題であるBCPsの実態とデータの乖離であるが、CPMMのBCPsに関する所要時間データを整理したものを図8-5に示す。図8-5において、例えばKaramik（キルギス側）におけるBCPs通過時間は平均24.9時間を要しているが、現地のCustomオフィスへのヒアリング結果によると、これらの時間は積載品目、車両の登録国籍、目的地によって大きく乖離があることが確認されている。例えば、外国籍の車両は書類認可をキルギス南部の主要都市Oshで受ける必要があり、その際には約72時間もの間Karamikにおいて待つ場合もあることから、BCPsにおける所要時間にはかなりのばらつきがあることが分かる。なお、このようなBCPsの利用実態については、ADBのRegional Improvement of Border Services Project Inceptionにおいて実態調査がなされているが、2012年時点の所要時間のデータについては収録されていないためBCPsにおいて求められる停止時間の正確な実態については把握できないのが現状である。

ただし、少なくともBCPsにおける停車時間は特定のポイントによっては非常に多くの時間を要することは確認されていることから、物資流動活動を行う上で大きな障壁となっているのは事実であろう。よって、道路整備の効果の分析にあたり留意しなければならないのは、仮に路面舗装の改善により単路部における旅行速度向上が図られたとしても、BCPsにおいて数日間の停止を求められることも想定されることである。このような状況下であれば、同地域における道路整備単体による効果の恩恵は非常に限定的になることが懸念される。



出典：CPMM (2010)⁴⁾

図 8-4 Corridor 5 (Peshawar~Kashi : 1,672km) の旅行速度 (2010 年)



出典：CPMM (2010)⁴⁾

図 8-5 Corridor 5 の所要時間と BCPs 通過時間の累積図

8.3.3 経済データの整備状況

経済データについては、世界統一データとして、国連が整備している ITC (International Trade Center) の Trade Map (<http://www.trademap.org/>)⁵⁾等の各種基本統計が存在する。その他、各国によって整備レベルにはバラつきがあるものの、一部の国では国内の地域別(県別・都市別)データ等も存在する。

例えば、タジキスタンについては統計局のホームページ (<http://www.stat.tj/>) において輸出入統計、雇用統計、物価統計、所得統計等について国レベルの数値が公表されている。一方、キルギスについては政府が国家プログラムとして 2010 年～2014 年の期間に統計情報の積極的な整備・公表 (<http://www.stat.kg/>) を行っている。また、両国に隣接するアフガニスタン、カザフスタン、パキスタン、ウズベキスタン等においても、国によって若干の整備レベルの差異はあるものの、同様の統計データを各国の統計局においてダウンロード可能である。これらの統計データについては、いずれも無償で入手することが可能であり、ダウンロードページは英語に対応しているため、誰でも容易にアクセス可能である。なお、キルギスにおいては国内の小地域レベルの経済データについてもオーダーメイドで集計・販売するサービスを統計局が提供していることから、国内を対象とした各種分析を行うにあたっては非常に有効なデータとなり得る。

新疆ウイグル自治区については、新疆ウイグル自治区政府ホームページ等で無償公開されている経済データは若干限定的であるものの、新疆統計年鑑や新疆生産建設兵団統計年鑑等の統計年鑑が毎年発行されており、これらを用いることで、概ね基礎自治体レベルの社会経済動向の把握は可能である。なお、これらの新疆ウイグル地区を対象とした統計年鑑の掲載情報は、他の中央アジア各国の統計データと比較して収集項目・整備レベルともに高く、詳細な分析が可能である。

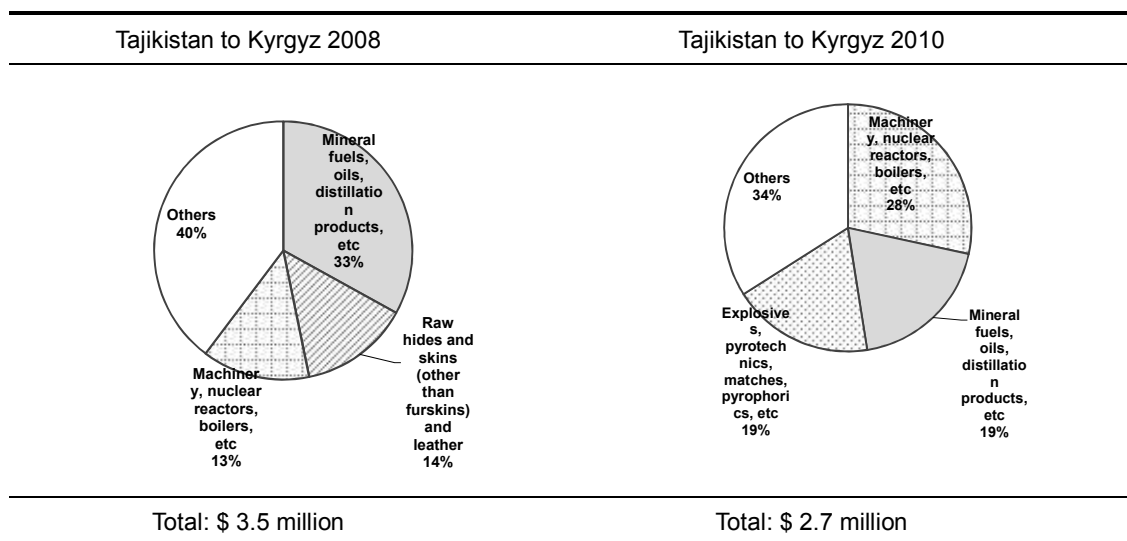
8.3.4 経済データの課題

物資流動実態の把握を行う上での課題としては、貿易統計と物資流動実態との乖離が挙げられる。前述の Trade Map により、国家間の貿易統計は毎年、97 品目別に詳細に整備されているものの、現地政府へのヒアリング結果からは、これらの統計が必ずしも現状を反映しているものではないことが確認されている。また、数年で貿易品目が大きく変化している点についても、その背景が不明確であることから、どの程度実態を反映しているか定かではない。

例えば、図 8-6、図 8-7 は Trade Map を用いて、タジキスタンからキルギス及びキルギスからタジキスタンそれぞれの主要輸出品目の 2008 年と 2010 年の比較をしたものである。両グラフからわかるように、両国間の輸出品目は 2008 年から 2010 年に大きく変わっている。例えば、タジキスタンからキルギスへの輸出品目では、2008 年時点では鉱物が 3 割程度で輸出品トップであったのに対して、2010 年には機械製品が 3 割程度を占め、輸出品ト

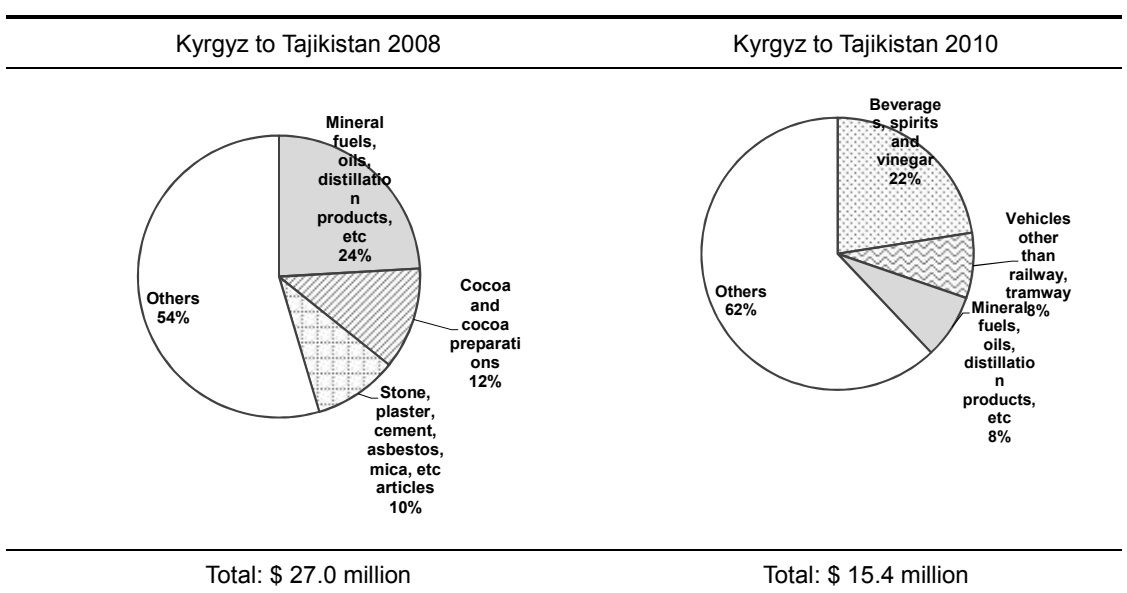
ップとなっている。キルギスにおいても同様に、2008年時点では鉱物が輸出品トップであったが2010年には鉱物は3位に転落し、代わりに飲料・酒類が輸出品目1位となっている。しかし、タジキスタン・キルギスいずれの現地政府担当者についても、このような変化に対する認識は確認されておらず、統計データ上で生じているこのような変化が実際に国内に生じていたのかについては定かではない。

また、キルギスの首都 **Bishkek** にある **Manas** 国際空港内には、米軍の中央アジア最大の基地（**Manas** 米空軍基地）があり、当該基地からアフガニスタンへの支援物資や米軍向けの各種物資の配送を行っている。これらの物資はキルギスから **Corridor 5** を使ってタジキスタンを経由し、アフガニスタンまで配送されているが、道路整備に物資流動コスト削減効果が帰着しない取引であることから、分析に際しては留意が必要である。



出典：ITC Trade Map⁵⁾

図 8-6 タジキスタンからキルギスへの輸出品目 (2008年と2010年の比較)



出典：ITC Trade Map⁵⁾

図 8-7 キルギスからタジキスタンへの輸出品目 (2008年と2010年の比較)

8.4 道路整備効果分析

8.4.1 道路整備効果分析の視点

前章で示したように、統計データと実態の乖離など、中央アジア地域において道路整備の必要性・有効活用策を考えるにあたって立ちどころ課題は多い。このような課題解決のアプローチとして、JICA (2010) ⁶⁾のように物資流動実態の把握を精緻に行いながら当該地域において道路を有効に活用し地域経済を活性化していく方向性を見出すミクロ的アプローチは1つの有効な手段として考えられる。

一方で、限定された情報ではあるものの、現在入手可能なデータを用いて、今後推進するインフラ整備と併せて現時点で国家若しくは地域全体として目指すべき方向性を明確化するマクロ的アプローチも並行して進めることも有効なアプローチと言える。特に、中央アジアのような統計データの整備途上地域においては、データの精緻化に多大な時間と労力を要することが予測されることから、まずは既存データを用いてインフラ整備の効果を定量化し、政府関係者等がマクロ的視点から今後の経済戦略の方向性を共有化する方法は有効であろう。また、今回取り扱う Corridor 5 のように、国家を跨いで整備が進められている道路ネットワークについては、その効果が空間的にどの国にどの程度帰着し、その効果が当該国の経済成長にとって、どの程度のインパクトがあるのかを定量化することが重要な視点であると言える。このような分析を可能にするのが貿易政策の分析等において活用がなされている空間的応用一般均衡 (Spatial Computable General Equilibrium: SCGE) モデルであり、本研究ではこの SCGE モデルを用いて Corridor 5 の整備効果を計測する。世界的に見ても統計データの整備不足が顕著な中央アジア地域であるが、ある特定の国・地域に着目した空間を考慮しない CGE モデルや産業連関分析による政策評価については、数は少ないもののいくつか既往事例が存在している。例えば、新疆ウイグル自治区を対象にして産業連関分析を行った雪合来提(2004)⁷⁾、阿不力米提(2006)⁸⁾をはじめ、キルギスでは ADB(2006)⁹⁾、カザフスタンでは Naumov(2009)¹⁰⁾、パキスタンでは Rizvi and Staeglin(2007)¹¹⁾、タジキスタンでは Zavkiev(2005)¹²⁾などがそれぞれ経済モデルを用いた政策評価を行っている。中でも、キルギスを対象に分析を行った ADB(2006)⁹⁾では、空間を考慮しない CGE モデルを用いて他国との道路整備による物資流動コスト削減効果を算出している。同調査では、各産業の代表的な企業に対してヒアリングを実施することで、将来期待される整備に対する産業別の時間短縮効果を大まかに把握し産業別の経済効果を算出している。しかし、空間の概念を入れていないことから、特定の道路整備を対象とした効果分析ができないだけでなく、周辺国への効果の波及等を考慮することができていないことから、今後の政策分析につなげるためには十分なアプローチとは言えない。

8.4.2 SCGE モデルの適用

伝統的な SCGE モデルは、産業連関表をベースにモデル構築を行うため、分析対象地域において産業連関表が整備されていることが条件となる。しかし、表-3 に示すように、SCGE モデルが必要とする統計データの整備状況をみると、当該諸国では産業連関表が一定レベルで整備されているものの、その整備年次は一部の国で古くなっており、経済動向の変化の激しい途上国において適用する政策分析としては望ましくはない。

そこで、産業連関表の整備状況に依存しない中間投入財を考慮しない SCGE モデルを適用する。

表 8-3 各国の経済データ整備状況

Statistical data		TAJ	KGZ	PRC (Xinjiang)	AFG	KAZ	PAK	UZB
Input-Output table	National data or Regional data	National	National	Regional	-	National	National	National
	Number of industrial sector	27 sectors	34 sectors	42 sectors	-	62 sectors	12 sectors	13 sectors
	Year	2001	2009	2002	-	-	1999	2005
Value Added	National data or Regional data	National	National	National	National	National	National	National
	Number of industrial sector	7 sectors	7 sectors	17 sectors	7 sectors	17 sectors	7 sectors	25 sectors
	Year	2011	2011	2008	2011	2008	2011	2008
Population	National data or Regional data	Regional	Regional	Regional	Regional	Regional	Regional	Regional
	Year	2008	2008	2008	2008	2009	2008	2009
International trade origin destination	National data or Regional data	National	National	National	National	National	National	National
	Number of industrial sector	97 sectors	97 sectors	97 sectors	97 sectors	97 sectors	97 sectors	97 sectors
	Year	2010	2010	2010	2010	2010	2010	2010

出典：ADB (2009)¹⁾、新疆統計年鑑(2009)²⁾、各国統計局ポータルサイト等を参考に筆者作成

(1) データ設定

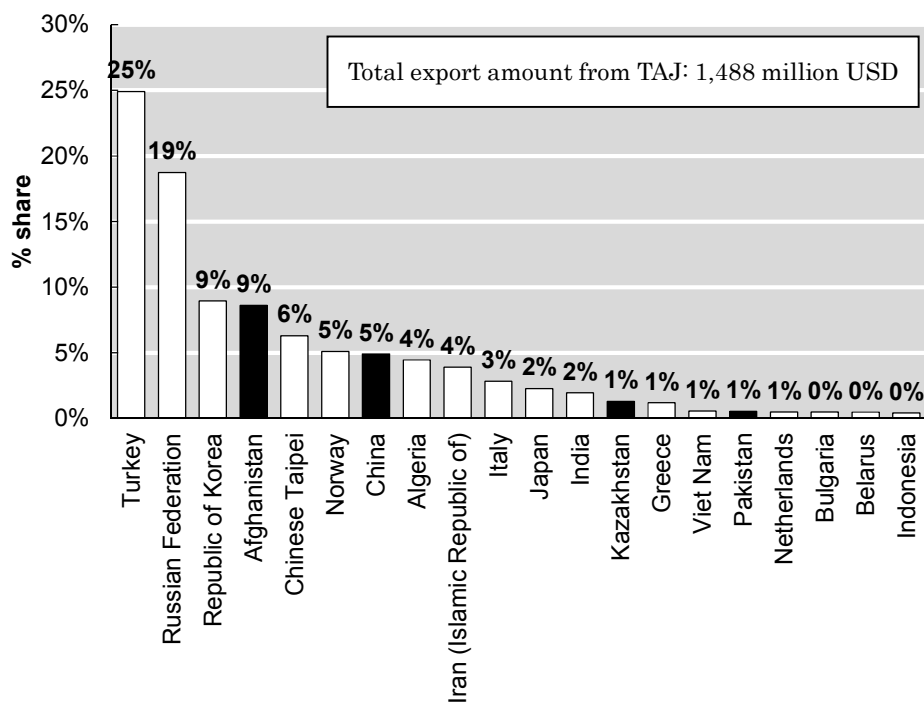
a) 分析対象範囲の設定

分析対象範囲の設定にあたっては、分析対象路線である Corridor 5 の整備により物資流動

活動に影響が及ぶと思われる範囲を設定することが望ましい。そこで、設定にあたっては、まずITCのTrade Map⁵⁾を用いてタジキスタン及びキルギスの主要貿易パートナーを抽出した上で、現地政府へのヒアリング結果を踏まえて、Corridor 5を利用する可能性がある国を絞り込んだ。図8-8、図8-9にTrade Mapの集計結果を示している。

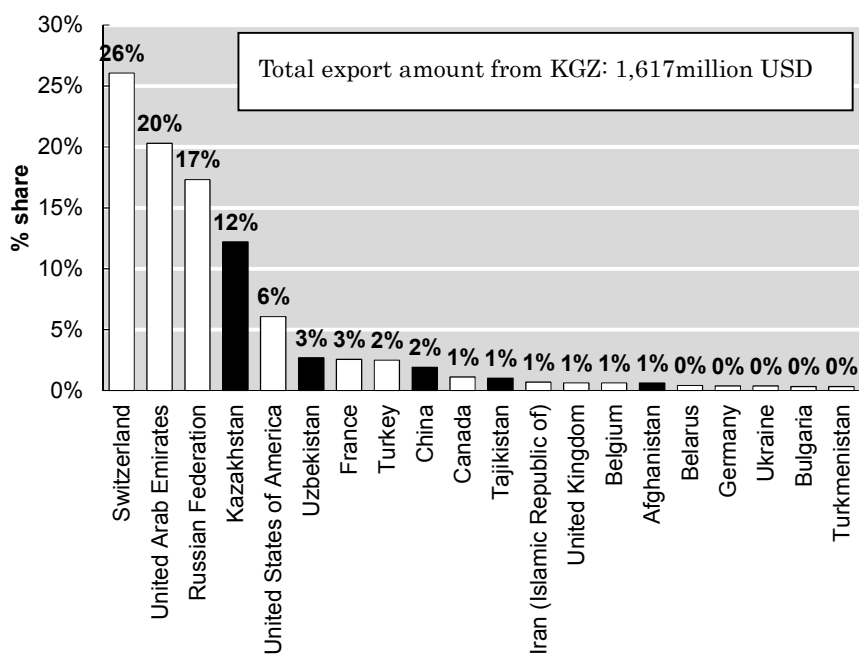
タジキスタンについては、トルコ（輸出総額の25%）を筆頭に、ロシア（18.6%）、韓国（8.9%）、アフガニスタン（8.5%）など、ユーラシア大陸の国家間での取引が相対的に多いことが分かる。一方、キルギスについては、スイス（26.1%）、UAE（20.3%）、ロシア（17.3%）、カザフスタン（12.2%）と、ヨーロッパ・中東との取引シェアがタジキスタンと比較して多い。これらの取引のうち、ヨーロッパや東南アジアのような長距離輸送については航空便や鉄道便のシェアが大きいため、道路整備の影響を直接的に受けにくい。また、トルコ、ロシア等への輸出の際にはトラックが用いられることもあるが、輸送時間が膨大であることに加え、BCPsを複数通過することにより所要時間が非常に大きくなることから、Corridor 5内の一部区間（数十～数百キロ程度）の道路整備効果は限定的であると言える。よって、Corridor 5の整備効果はタジキスタン・キルギスに隣接する国家間での物資流動活動に概ね限定される可能性が高い。

以上より、分析対象範囲については、タジキスタン、キルギスに加え、アフガニスタン、パキスタン、新疆ウイグル自治区、カザフスタン、ウズベキスタンの7か国（地域）とした。



出典：ITC Trade Map⁵⁾

図 8-8 タジキスタン輸出相手国のシェア（2010 年降順）



出典：ITC Trade Map⁵⁾

図 8-9 キルギス輸出相手国のシェア（2010 年降順）

b) 基準均衡データ

表 8-4 に本研究で分析する際の基準均衡データを示す。なお、本研究では産業分類は 3 分類とし、ゾーニングは国レベルで計算した。この設定については、例えば、キルギスは国内の行政区域レベル（9 地域）別の付加価値額等が揃っていることから国内を細分化し設定することも可能であるが、データ整備のためにはキルギス政府へのオーダーメイド集計依頼をかける必要があるため本稿では国レベルでの分析とした。また、産業分類についても従業員数で按分するなどの対応により、3 分類よりも細かい分類での分析も行うことが可能であるが、製造業を細分化した従業員数については、各国の統計局への照会が必要となるケースもあり、横断的に入手することが出来なかったため本稿では 3 分類での検討とした。

表 8-4 基準均衡データ

基準均衡データ	設定方法
V_i^m : 付加価値	<ul style="list-style-type: none"> UN data(2010)¹⁾より設定 新疆ウイグル自治区については新疆統計年鑑 2009³⁾により設定
L_i^m, K_i^m : 労働・資本投入比率	<ul style="list-style-type: none"> 各国産業連関表より設定 キルギス, カザフスタン, ウズベキスタンについては各国の統計局 HP 等から入手。 新疆ウイグル自治区については新疆統計年鑑(2009)³⁾に掲載されているものを使用 パキスタンについては, Rizvi, H. and Staeglin, R. (2007)¹¹⁾内に記載されている産業連関表をもとに設定 タジキスタンについては Zavkiev(2005)¹²⁾が作成した社会会計行列をもとに設定 アフガニスタンについては産業連関表が整備されていないため, 分析対象地域の平均値を採用
S_{ij}^m : 購入先選択確率	<ul style="list-style-type: none"> ITC の Trade Map⁵⁾及び各国産業連関表（出典は労働資本投入比率と同様）を用いて設定
N_i : 人口	<ul style="list-style-type: none"> UN data(2010)¹⁾より設定 新疆ウイグル自治区については新疆統計年鑑(2009)³⁾により設定

表 8-5 は集計 Logit モデルにより推定したパラメータである。

表 8-5 集計ロジットモデルのパラメータ (λ, φ)

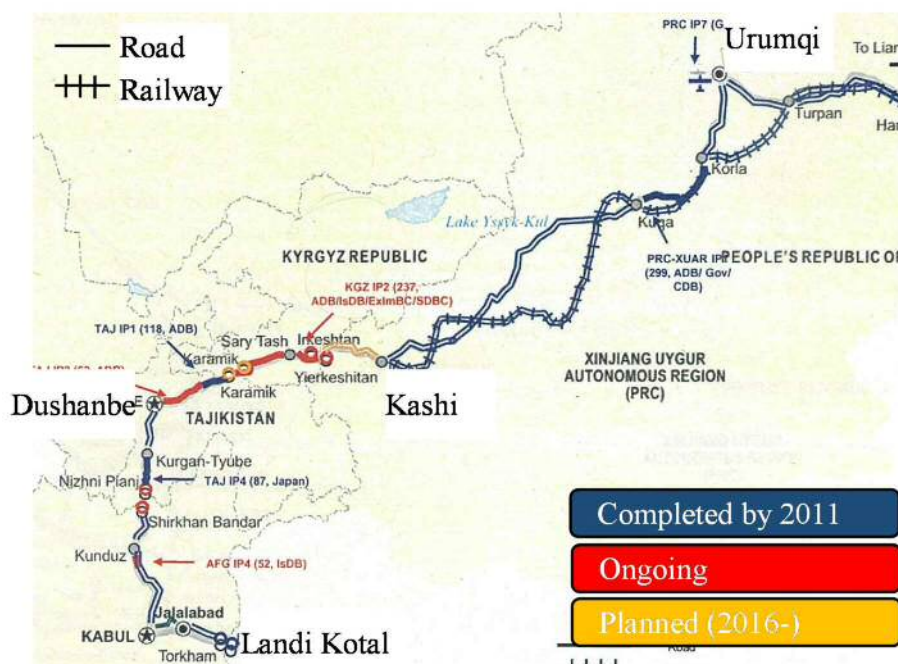
		AFG	PRC	KAZ	KGZ	PAK	TAJ	UZB
λ	産業1	4.17	2.57	2.57	2.57	4.17	2.57	2.57
	産業2	2.78	3.99	3.99	3.99	2.78	3.99	3.99
	産業3	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
ψ	産業1	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
	産業2	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13
	産業3	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

c) 交通データ

地域間所要時間 t_{ij}^m については、表 8-6 に示す道路ネットワーク条件のもとで設定した。なお、BCPs の待機時間については、現地ヒアリング等を通してある程度把握できているものの、ヒアリング先や調査報告書によって、待機時間が大きく異なるため、本稿では BCPs の待機時間については考慮に入れないものとした。特に、BCPs の待機時間は物資流動目的によっても変動することから、正確な実態を把握した上で、モデル内で考慮する必要がある。なお、主要都市間での所要時間変化は、タジキスタンと中国、カザフスタン、キルギスの首都間で約 8 時間の時間短縮が見込まれる。

表 8-6 道路ネットワーク条件

時点	内容
現況	<ul style="list-style-type: none"> 2010 年時点の CAREC Corridor 及び National Road を対象に現況道路ネットワークを構築 CPMM(2010)⁴⁾によって旅行速度が把握できる路線については、同レポート内記載の速度を設定、それ以外の路線については一律 30km/h で設定 ダイクストラ法に基づく各国首都間の最短経路探索により所要時間を算出
将来	<ul style="list-style-type: none"> 現況ネットワークに対して Corridor 5 における 2010 年時点の整備中 (Ongoing) 路線全て (約 300km) が整備された際の所要時間をダイクストラ法で計測 (図 8-10) 整備区間の設計速度は一律 80km/h として設定



出典：CAREC 提供資料

図 8-10 道路整備計画

8.4.3 モデルの現況再現

SCGEモデルは前で紹介した基準均衡データをもとに各産業の付加価値額の再現値と実測値の相関係数を確認することにより、現況再現を行いモデルの信頼性を確認する。SCGEモデルはパラメータをキャリブレーションにより算出することから、一般的にその再現性が高い点が特徴的である。本稿においても各産業の相関係数は、第1次産業が0.84、第2次産業が0.81、第3次産業が1.00、産業計が1.00となっており高い再現を確保できている。

8.4.4 分析結果

図8-11に付加価値額の変化を示す。対象とする道路整備は、タジキスタンから新疆ウイグル自治区方面へのアクセスを改善することから、タジキスタンの輸出が増加し約20億ドル/年の付加価値の増加（タジキスタンの輸出総額約150億ドル/年の約13%）が見込まれる。産業別でみると、タジキスタンの第2次産業の伸びが最も大きく約1.5億ドル/年（変化率6%）の増加、次いで同国の第1次産業が約0.8億ドル/年（変化率5%）の増加となっている。一方でウズベキスタンでは第1次産業・第2次産業のトータルで約2億ドル/年の生産の減少がみられる。これは、タジキスタンが物資流動コスト削減に伴う市場競争力の強化により、ウズベキスタンから新疆ウイグル自治区の市場の一部を奪取したことによるものである。

既存統計情報および現地のヒアリング結果をふまえると、1次産業であれば綿花など、2次産業ではアルミなどの鉱物類が主な製品として推察される。現在、新疆ウイグル自治区の主要輸入相手国は、カザフスタン、ウズベキスタン、キルギスとなっておりタジキスタンからの輸入は非常に少ない。当該道路の整備は、このような状況においてタジキスタンの輸出産業の成長に寄与することが期待される。一方で、整備区間の一部が立地するキルギスでは第1次産業の生産が若干増加するものの、生産の大きな変化がみられない。これはキルギスの主要都市が国内北部地域に立地しているとともに、新疆ウイグル自治区との交易ルートが別途存在することから、このような結果となっている。また、付加価値額の変化率（図8-12）をみると、タジキスタンでは大きな変化率となっているものの、ウズベキスタンでの変化率は小さいことから、当該道路整備が経済的に規模の小さい国と大きい国の市場競争力を平準化する機能を有していることを示している。なお、道路整備にあわせたシナリオ分析として、例えば本モデル内で設定している効率パラメータ A_i^m （産業連関表よりキャリブレーションにより設定したパラメータ）は、各産業の技術レベルを表現するパラメータであることから、当該パラメータを変更することで、例えば、道路整備にあわせて産業の技術レベルの向上させる産業育成政策等を実施した際の相乗的な効果についても把握することが可能である。

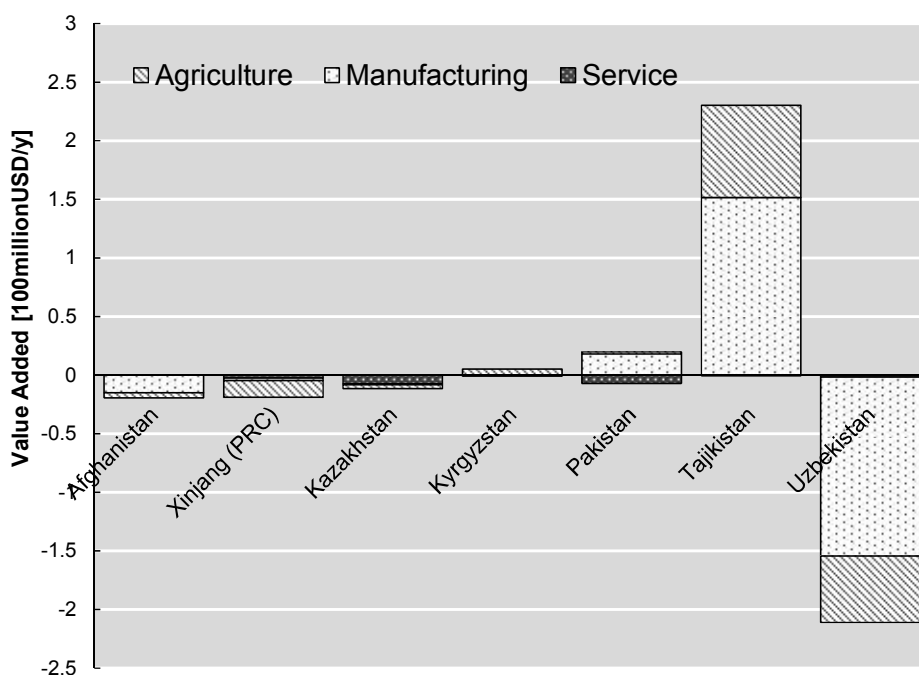


図 8-11 産業別の付加価値額変化 (億ドル/年)

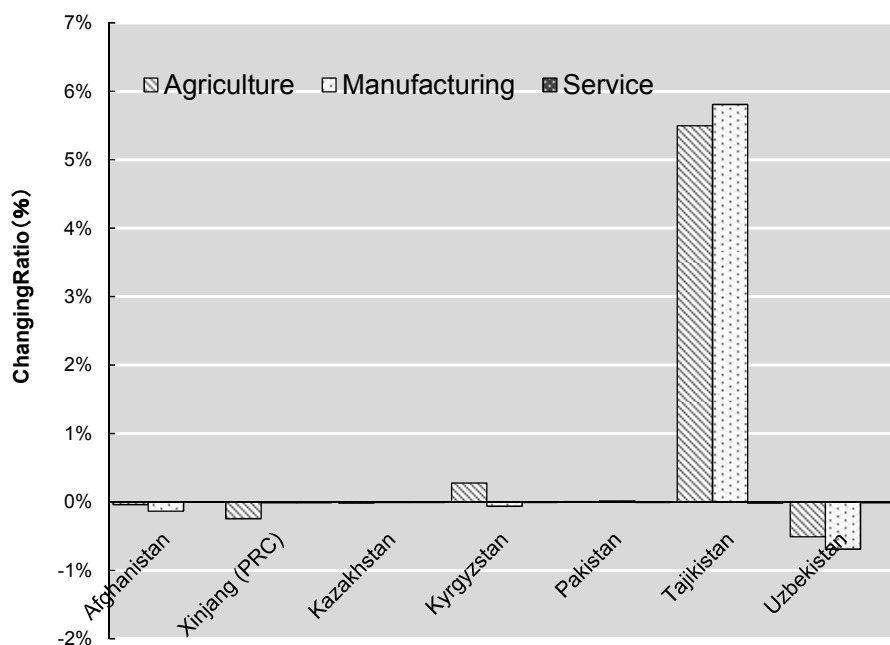


図 8-12 産業別の付加価値額変化率 (%)

以上の結果からは、基本的にタジキスタンへの効果が非常に高く他国への空間的な波及効果は大きくはないことが分かる。これは、タジキスタンの製造業の主力産業が産業の連関性の低い鉱業であるとともに、他地域との貿易が限定的であることが主要因であると推察される。ただし、本稿でのSCGEモデルは中間投入財を扱っていないため鉱業についても

最終消費財として扱っていることから、今後は中間投入を明示化したモデルにより、このような傾向の検証が必要である。

8.5 結言

本研究では、統計データの整備状況が不足している中央アジア地域を対象として、同地域における道路整備の空間的な経済波及効果を計測するにあたってのデータ収集に係る課題を整理し、SCGEモデルを用いて分析を行った。

道路整備の効果を検証するにあたって必要となる交通データ、経済データともに、データが示唆する状況と現地政府が把握している実態との間にギャップが存在している。しかし、現地政府が把握している実態についても担当部局により意見が違うなど必ずしも現地の正確な実態を表現しているわけではない。そのため、ミクロな実態把握にあたっては、既存の統計情報の調査・整備手法をふまえるとともに、現地における継続的なモニタリング調査、関係者へのヒアリング調査により把握する必要がある。一方で、既存の統計制約を前提としたマクロな効果の傾向分析の重要性は高い。特に、本稿で対象とした国家間を跨ぐ道路整備のように非常に規模の大きなプロジェクトについては、各国政府に当該道路を活用した産業政策を検討してもらうこと、そして整備される道路の維持管理の重要性を認識してもらうことなどが重要となる。そのためには、道路整備によって、地域全体が具体的にどのような効果を享受できるのか、そして、その効果を空間・産業で細分化した場合に、どのような傾向にあるのかについて客観的な情報を現地政府に提供することが有効である。

当該モデルを用いることで、各国の産業連関表の整備状況に大きく依存しない経済効果の捕捉が可能となることから、途上国のような統計制約のある国においても政策分析ツールとしての活用が期待できる。特に、当該モデルは特定の市場に限定することなく産業全体の構造をモデル化していることから、道路整備に加えて産業育成策等を実施した場合の相乗的な効果の把握等も可能である点が特徴的である。また、本稿ではBCPsにおける待機時間を考慮した分析を行っていないが、BCPsにおける検閲作業の効率化・迅速化が具体的にどの程度の経済的インパクトを有しているか、道路整備とあわせた改善策の実施が、相乗的にどのような効果を生むかについても分析が可能である。BCPsの問題は外交的な政策課題でもあることから、このような空間的な分析が、関係国におけるBCPsの改善策に関するコンセンサスの確保に資することが期待される。

一方、本稿では物資流動の輸送機関のシェアを考慮した分析を行っていない。Corridor5沿線には鉄道網がないことから、本稿の分析結果には大きな影響はないものの、今後、他地域・他事業へ適用する際には、輸送機関のシェアを考慮した分析が必要となる。特に、当該諸国の主要産業である鉱業は、陸上輸送を鉄道で行うケースが多くみられることから留意が必要である。また、本稿では、分析対象国以外との貿易額はCorridor5の整備によって変化しないものとして与えている。しかし、本稿で対象としている道路整備のように非常に規模の大きな整備の場合、その影響は周辺諸国に限定されることなく、より広範囲に波及することも想定される。特に、取引のシフトなどは十分に想定される変化であること

から、今後は、貿易主要国については可能な限り対象範囲として分析することで、国間の取引のシフトを表現することが望ましい。

最後に、本稿で示したような経済モデルによるアウトプットは、企業・家計が合理的な行動を行った結果を示しているものであり、必ずしも途上国における企業の取引実態が精緻に反映されているとは限らない。無論、企業や家計の行動を途上国における実態に即して構築することが望ましいが、今後のマクロ的な政策の方向性を検討するためのひとつのベンチマークとしては、本稿で示したような空間的な経済効果の把握は有効であると考えられる。なお、本稿で示すレベルの分析はエクセルマクロによる簡便な繰り返し計算での算出が可能であることから、政策担当者自らが想定する様々なシナリオをインプットし、その効果を確認できることから、実務の現場におけるハンドリングの視点からも有効な手法である。

参考文献

- 1) ADB Publishing: CAREC Transport and Trade Facilitation –Partnership for Prosperity–, 2009.
- 2) United Nations: UN data, <http://data.un.org/>.
- 3) 新疆統計局編：新疆統計年鑑 2009，中国統計出版社，2009.
- 4) CAREC Corridor Performance Measurement and Monitoring Annual Report, 2010.
- 5) International Trade Centre: Trade Map, <http://www.trademap.org/>.
- 6) JICA: タジキスタン国総合物資流動システム情報収集・確認調査，2010.
- 7) 雪合来提馬合木提：新疆ウイグル自治区を編入した中国 9 地域間産業連関表の作成，経済論叢別冊 調査と研究，Vol.29, pp.54-66, 2004.
- 8) 阿不力米提克力木：新疆ウイグル自治区経済の産業連関構造と成長要因，国際開発学研究，Vol.6, No.1, pp.111-118, 2006.
- 9) ADB Publishing: CENTRAL ASIA –Increasing Gains from Trade through Regional Cooperation in Trade Policy, Transport, and Customs Transit–, 2006.
- 10) Naumov, A.: An Analysis of Kazakhstan and Its Energy Sector Using SAM and CGE Modeling, Thesis submitted for the degree of Doctor of Philosophy, Centre for Economic Reform and Transportation Department of Economics Heriot-Watt University, 2009.
- 11) Rizvi, H. and Staeglin, R.: Towards an experimental Input-Output Table of Pakistan for 1999 – 2000, 16th International Conference on Input-Output Techniques, 2-6 July 2007 Istanbul, 2007.
- 12) Zavkiev, Z.: Constructing a 2001 Social Accounting Matrix of Tajikistan, CAMA Working Paper Series, The Australian National University, 2005.

第9章 結論

応用一般均衡（CGE）モデルは、社会経済システムをモデル化し政策実施による社会経済システムの挙動変化を分析・理解する際の有効な分析手法の一つである。CGEモデルの実証分析における利点は、基準均衡状態を仮定することで現実の社会経済データを利用可能であるとともにパラメータ設定を機械的に行える（キャリブレーション）点にある。CGEモデルを多地域に拡張した Spatial CGE(SCGE)モデルは、政策実施による効果の空間的帰着状況を把握できることから、これまで国際貿易等の政策分析において活用されてきた。この SCGE モデルを道路整備効果分析に適用することは、国土計画および地域計画を検討する際に有益となる。国土計画の観点からは整備による便益の帰着状況を空間的に計測できることから地域間の効果のバランスを勘案した整備計画の立案に資するとともに、地域計画の観点からは地域別・産業別の付加価値変化を計測できることから道路整備にあわせた産業振興、地域振興の立案に資する。道路整備効果分析のための SCGE モデルは、これまでも宮城・本部(1993)、Bröcker(1998)など多くの研究蓄積があるものの、算出結果に影響を及ぼす地域間交易モデルの理論面および実証面の検証は十分になされていない。本研究では、整備する道路の事業特性、地域の産業特性をふまえた道路整備効果分析を行うためにも空間スケールおよび産業分類を細分化したデータの整備を行ったうえで、当該データに基づく地域間交易モデルの検証をふまえて、実用的な道路整備効果分析のための SCGE モデルを提示した。各章の検討成果を以下に示す。

2章では、地域間交易モデルのパラメータ推定に使用する地域間取引データについて、既往の取引統計（地域間産業連関表）および物資流動統計（物流センサス）と民間企業が取得している企業間取引データの特性比較を行った。既往の取引・物資流動統計では、事業所間の財の取引を金額もしくは件数・重量で把握することが可能であるものの、データ取得年次が古く都道府県以上の空間スケールに集計したものであることから基礎自治体レベル等の細分化した地域を対象に分析する際には適していない。一方、民間企業が取得している企業間取引データは本社間の取引有無データとして整備されているため、金額等の取引量ではない点、事業所間取引ではない点が分析上の課題となるものの全国 110 万社の取引データを毎年更新していることから細分化した地域・産業において最新のデータを活用した分析が可能となる。加えて、ブロックレベルにおいて既往の取引・物資流動統計と企業間取引データの財の調達先シェアは高い相関関係にあることから、本来、SCGE モデルは地域間取引額に基づくパラメータ推定が望ましいが細分化された空間スケール下での統計データの制約を勘案し本研究では企業間取引データを地域間取引データとして活用した。

3章では、道路整備効果分析のための SCGE モデルとして地域間取引を内生的に決定するメカニズムを具備したモデルの基本構造を示した。地域間取引を内生的に決定するためのアプローチとして、運輸部門を明示的に考慮し所要時間変化が運輸部門の投入構造を介

して各産業部門へ及ぼす影響を分析する方法，そして運輸部門を考慮せず各産業部門が生産地において輸送コスト分を追加生産する Ice-berg 型輸送費用を仮定する方法の 2 つがあげられる．前者は運輸部門（特に道路輸送部門）と他の産業部門の投入・産出構造を把握可能な産業連関表の整備が前提となることから細分化した地域への適用は難しい．後者については，運輸部門を捨象するものの各産業部門の所要時間変化に対する支払意志額を推定することで，産業連関表の整備状況に依存することなく道路整備が各産業の生産活動へ与える影響を明示的に表すことが出来るため実証分析において有効なアプローチとなる．ただし，Ice-berg 型輸送費用を定義する地域間交易モデルについては，関数形の特定およびパラメータ推定方法について理論面・実証面の検証が十分になされていない点が課題となっている．

そこで 4 章では，3 章で示した基本構造をふまえ地域間交易モデルの理論面・実証面の課題と対応策を提示した．地域間交易モデルは，これまで Armington アプローチに基づく CES 型モデルおよび確率型空間価格均衡アプローチに基づく集計 Logit モデルが提案されてきた．CES 型モデルは一般均衡理論と整合的であるが既往研究では時間価値および地域間代替弾力性のパラメータを分析対象地域に即して推定していないため実証性に欠けるとともに，シェアパラメータを地域間交易が基準均衡状態を再現するようキャリブレーションにより設定するため現状で取引量の無い地域間において政策効果が発現しない 4S 問題が発生することが課題となっていた．そこで，本研究では時間価値および地域間代替弾力性のパラメータを分析条件に即して推定するとともに，4S 問題を回避することを目的に，一般均衡理論との整合性は欠くもののシェアパラメータをキャリブレーションにより設定するのではなく生産地の規模に関する変数を導入し潜在的な地域間交易の可能性を示すよう統計的に推定した．

一方，集計 Logit モデルは，価格に対してゼロ次同次性を満たさないため一般均衡理論との不整合が生じる．また，誤差項が確率的に分布することを前提としていることから所要時間減少シナリオ下でも消費地価格が増加する現象が生じ経済合理的行動を前提とする SCGE モデルにおいては理論的に不整合な解が算出される点が課題となる．Bröcker(2014) は抜本的対応策として，賃金率を変数に追加しログサム変数により消費地価格を定義することを提案しているが，パラメータ推定に必要な統計データの収集に課題がある点に加えて価格変数が負となる点が課題として残る．そこで本研究では，ゼロ次同次性を満たす関数形の特定については今後の課題とし，所要時間減少に伴う消費地価格減少制約を課したパラメータ推定を行うことで SCGE モデルにおいて理論的に不整合な解が算出されることを回避するための対応策を提示した．

5 章では，3 つの異なる空間スケール（全国 46 都道府県，37 市町村，145 市町村）を対象にクロスセクションデータを用いた実証分析を通して各モデルの対応策を検証した．検証結果から，CES 型モデル，集計 Logit モデルともに地域間交易の現況再現性に大差はないが，便益評価の観点からはモデル間で差異が生じる結果となった．製造業に着目し便益

に影響を与える時間価値パラメータを財価格に対する輸送費率である輸送マージン率に換算し両モデルを比較すると、CES型モデルは全国46都道府県ケースで2,000%程度と非常に大きな値となるのに対して集計Logitモデルでは80%程度の値が推定された。CES型モデルの推定結果については、一般均衡理論における財価格のマークアップデータとしては整合的でないため便益評価をする上では適切ではない。一方、集計Logitモデルの推定結果はCES型モデルに比べると低い値となっているが、全国産業連関表における製造業にとっての輸送マージン率は2%程度となっているため両者に乖離が生じている。主な乖離要因として、全国産業連関表の輸送マージン率は自家用輸送費用の一部が未計上であるとともに生産財のうち輸送費用を必要としない財も含めた比率であるため効果が過小に推定されるのに対して、地域間交易モデルでは輸送されている財のみを対象に輸送マージン率を算出し輸送費用を必要としない財を含む全ての財に対して輸送マージン率を適用することから算出される効果が過大に推定される特性を有している。このような課題に対して、抜本的対策とはならないが対象とする道路整備による地域内々の所要時間変化をゼロもしくは極小にするような空間スケールにデータを細分化し分析することは輸送費用を必要としない財取引が含まれる地域内々取引変化の過大推定を抑制することになる。以上から、パラメータ推定精度に課題は残るものの実証分析においてはCES型モデルより集計Logitモデルの利用が望ましいと判断した。

6章では5章までの検討をふまえ、集計Logitモデルを採用したSCGEモデルとして、中間投入財を「考慮しないモデル」と「考慮するモデル」の2つのモデルを提示した。中間投入財を考慮しないモデルについては小池ほか(2008)に準拠している一方、中間投入財を考慮するモデルについては小池ほか(2009)では中間財と最終需要財の区別がなされていなかったため両者を区別し定式化を行うとともにワルラス法則を満たすことを確認しモデルの実用性向上を行った。加えて、実務における分析ニーズをふまえ、SCGEモデル内で観光産業を明示できるよう各種経済統計データの推計・整備を行った。

7章では、中国地方を対象に中間投入財を考慮したモデルを適用することで、細分化した空間スケール・産業分類のもとで分析することが国土計画および地域計画の両観点において有益な情報を提供できることを示した。

8章では、中間投入財を考慮しないモデルを活用することで、発展途上国のように統計データの制約がある地域においてもSCGEモデルを用いた実証分析が可能であることを示した。

以上の検討により、本研究では地域間交易モデルの理論面・実証面の検証を通して、細分化された空間スケールおよび産業分類における集計Logitモデルを実装した道路整備効果分析のためのSCGEモデルの有効性を示した。ただし、本研究を通して、SCGEモデルの更なる精緻化に向けていくつかの課題が明らかとなった。以下に代表的な課題を示す。

地域間交易データについては、本研究では空間スケールの細分化に適用可能な企業間取引データの有効性を示したが、当該データは本社間データである点、取引量を把握できな

い点等の課題を抱えている。現在、事業所間データの作成、取引量の推定に係わる研究が進められていることから、今後は、それらの研究をふまえた、より実証性の高いデータの利用が必要となる。パラメータ推定については、産業連関表により把握できる輸送マージン率は過小となるのに対して、地域間交易モデルにより推定される時間価値パラメータ（輸送マージン率）は過大に推定される特性を有していることから実証分析においては留意が必要となる。また、本研究ではクロスセクションデータに基づくパラメータ推定を行ったが、時間価値、地域間代替弾力性ともに本来はパネルデータに基づく推定が望ましい。今後は、輸送費用を必要としている財とそうでない財を分離するとともにパネルデータによる推定技術を開発することが求められる。最後に、中間財を考慮した SCGE モデルについては、地域間交易モデルを活用することで産業連関表の整備されていない地域での活用が可能となる枠組みを示したが、地域・産業別の産出量と投入量にずれ（産業連関表の縦列と横列の生産量の相違）が生じている。今後は、この相違を抑制するための計算アルゴリズムを実装することで、より精度をあげた SCGE モデルの構築が求められる。

SCGE モデルから得られる政策的含意は豊富であり、政策分析モデルとしての有効性は高い。一方で、従来の SCGE モデルを扱った実証分析は、算出される結果の検証が十分になされないまま多様なモデルが提案されてきた経緯がある。実務における活用を念頭におくと、このような取り組みが続くことは SCGE モデルに対する信頼性を欠くことにもなりかねない。SCGE モデルが有する政策分析モデルとしての有効性を最大限に引き出し、科学的な政策的意思決定に資するようことが出来るよう、今後も継続的にモデルの特性・精度検証の取り組みを行っていく必要がある。

謝 辞

本論文を結ぶにあたり、本研究を遂行する上でご指導、ご鞭撻、ご支援を頂きました皆様に対して、この場をお借りして感謝の意を表します。

本研究を終始ご指導くださり、学位論文としてまとめる機会を与えてくださった指導教官である神戸大学大学院工学研究科の小池淳司教授は、私が大学院 1 年生の時よりご指導頂きました。学生のころから社会人になっても、物事の考え方、政策実務に向かう姿勢まで先生は常に私の憧れでした。社会人として博士後期課程に在籍してからも終始厳しくも根気強く温かいご指導を頂きました。先生の理論と実証を常に意識し政策分析に対して真摯に向かう姿勢を目の前で体感していたにも関わらず、筆者の力不足から正面から突っ込んだ議論を十分にすることが出来ていない部分が多く、ご期待にそえなかった点多々あったことを、ここで深くお詫び申し上げますとともに、この先、実務者として政策分析に携わる中で成長を遂げていきたいと考えております。今後も引き続き変わらぬご指導・ご鞭撻のほど、何卒よろしくお願い申し上げます。

神戸大学経済学部の萩原泰治教授には審査教官として、ご多用の中、貴重な時間を割いていただきました。日頃、経済学部の先生からご指導いただく機会が少ないことから大変貴重なご指摘を頂きました。深く感謝申し上げます。同じく審査教官であります同大学大学院工学研究科の喜多秀行教授には、私が学部の学生の頃から継続的にご指導・ご鞭撻を頂くとともに私が海外の仕事に携わるきっかけを頂きました。8章の中央アジアでの業務に携わることができたのは喜多教授によるところが多くあります。心より感謝申し上げます。同じく審査教官であります井料隆雅教授にはパラメータ推定の基本的な考え方をご助言頂きました。時にはお忙しい中にも関わらず東京までお越し頂き授業を行っていただきました。誠にありがとうございました。同じく審査教官であります同大学織田澤利守准教授にはスウェーデンのウッデバラで開催された国際学会の際にはご一緒する時間が多く、研究に対する姿勢に加えて心温まるアドバイスを頂きました。深く感謝申し上げます。

学会および研究会を通して多くの方々からご指導・ご鞭撻を頂きました。京都大学経済研究所の文世一教授、森知也教授には都市経済研究会において大変貴重なご助言を頂きました。誠にありがとうございました。首都大学東京の石倉智樹准教授には、博士後期課程に在籍する前より機会あるごとに大変貴重な助言を頂くとともに、ベルギーのブリュッセルで開催された国際学会時には貴重な時間を割いていただき研究に関するご助言を頂きました。非常に悩んでいる時期でもあったため大変有り難く、心救われた気持ちとなりました。ありがとうございました。京都大学の松島格也准教授には、国内外の学会でご一緒する機会が多く、常に笑顔で温かいお言葉をかけて頂きました。感謝申し上げます。東北大学の河野達仁教授には応用地域学会において経済学的視点からのご助言を頂くとともに

関連書籍の紹介を頂きました。大変貴重かつ有益なご助言を頂き誠にありがとうございました。アジア経済研究所開発研究センターの主任調査研究員である孟渤 (Meng Bo) 氏には、帰国早々にも関わらず貴重なお時間を割いていただき海外実務における SCGE モデルの動向をはじめ地域間交易モデルの課題について議論をさせて頂きました。ありがとうございました。

また、RAEM-Light 研究会を通して多くの方々からご助言を頂きました。株式会社価値総合研究所の山崎清主席研究員には、実務に携わる者としての心構えを含め大変厳しくも温かい助言を頂きました。助言頂く視点は常に刺激的で心に残るものでした。心よりお礼申し上げます。システム科学研究所の片山慎太郎研究員には、SCGE モデルの均衡計算アルゴリズムについて相談に乗って頂き適切な助言を頂きました。誠にありがとうございました。

本研究は、実務における SCGE モデルの適用を通じた実証分析の蓄積により得られた知見が多くあります。このような機会を頂きました行政機関の皆様方にも大変お世話になりました。国土交通省 (現兵庫県道路企画課長) の門間俊幸氏には、本格的に SCGE モデルを業務内で活用し始めたころ、行政職、研究職の両面から、その有効性に着目頂き、ご理解・ご支援を頂きました。誠にありがとうございました。国土交通省中国地方整備局の皆様には、業務を通じて継続的に大変貴重なご意見を頂くとともに、実務での活用をご支援頂きました。特に、現在、道路情報管理官である高橋利彰氏には、道路計画課課長補佐を担当されていた際に、いち早く SCGE モデルの有効性に着目頂き業務への活用を後押し頂きました。あのような機会がなければ現在のような実証分析の蓄積は無かったと感じております。心より感謝申し上げます。その他、業務を通じて関わらせて頂きました多くの方々はこの場をお借りして感謝申し上げます。

本研究に着手できる職場環境を整えて頂いたのは、復建調査設計株式会社総合計画部の多くの方々のご支援によるものです。この場をお借りして感謝申し上げます。私が入社した際、総合計画部長であった山根哲之進氏 (現大阪支社長) は、研究への取り組みに理解頂き国内外の学会での発表等に対して積極的にご支援頂きました。あのような支援がなければ今現在のように SCGE モデルを活用した業務を履行することは出来なかったと思います。誠にありがとうございました。現在の総合計画部長である安達誠氏、社会デザイン創発センター長である山根啓典氏には、業務消化の場面において常に配慮頂き温かく見守って頂きました。誠にありがとうございました。また、総合計画部の上席主任エンジニアである竹葉克浩氏は、RAEM-Light 研究会の立ち上げ時期の上司でありユーモアにあふれるお言葉を多く頂き心温まる助言も頂きました。また、SCGE モデルの分析のためには、多くのデータ集計、プログラム処理を必要とします。川本信秀氏 (現日通総研) および吉野大介氏には、SCGE モデルの計算処理を含めて多方面で支援頂きました。また、平井健二氏には地域間代替弾力性の推定において、高橋恵一氏には企業データの集計において、村山圭氏には所要時間の計算において、それぞれご協力を頂きました。大変泥臭い作業を忍

耐強くやって頂いたことが実証分析の蓄積に繋がっております。心より感謝いたします。

また、ここに記しきれない多くの方々の学恩、ご支援によって本研究がなされたことを銘記し、深く感謝いたします。

最後に、最も手のかかる子育ての時期に、研究に割く時間を与えてもらった妻と、休日にもっと遊びたかったにも関わらずじっと我慢してくれた長男と次男に感謝するとともに、なかなか実家に帰れず孫の顔を見せることが出来ない中、常に温かい声をかけて頂いた両親・家族に対してもあわせて感謝いたします。

2016年1月 佐藤啓輔

神戸大学博士論文

「空間的応用一般均衡モデルのための地域間交易モデルに関する研究」全 206 頁

提出日 2016年1月21日

本博士論文が神戸大学機関リポジトリ **Kernel** にて掲載される場合、掲載登録日（公開日）はリポジトリの該当ページ上に掲載されます。

© 佐藤啓輔

本論文の内容の一部あるいは全部を無断で複製・転載・翻訳することを禁じます。