

社会資本整備評価のためのSCGEモデルにおける地域間交易モデルの理論的・実証的検証

佐藤啓輔¹・小池淳司²

¹学生会員 神戸大学大学院工学研究科博士後期課程／復建調査設計株式会社 地域経済戦略チーム

(〒101-0032東京都千代田区岩本町三丁目8-15)

E-mail: keisuke.sato@fukken.co.jp

²正会員 神戸大学大学院工学研究科 (〒657-8501神戸市灘区六甲台町1-1)

E-mail: koike@lion.kobe-u.ac.jp

政策ニーズの多様化とともに、社会資本整備のためのSCGEモデルは産業連関表の整備されていない小地域への適用が求められる。このようなモデル構築を行う上で、工夫が必要になる点が地域間交易行動のモデル化である。既存研究では、離散選択型モデルを活用することで、地域間交易行動を確率的に表現するケースが多いが、現行の地域間交易モデルは理論面・実証面で問題を抱えている。理論面については価格に対するゼロ次同次性を満たしていないことから厳密な一般均衡理論体系となっていない点、実証面については、パラメータ推定方法がアドホックである点があげられる。本稿では、これらの理論的・実証的問題の解決に向け、CES型および離散選択型の地域間交易モデルの特徴を比較検証し考察を行う。

Key Words: *Spatial Computable General Equilibrium, Inter-regional Trade Model*

1. はじめに

政策ニーズの多様化とともに、社会資本整備のためのSCGEモデルは産業連関表の整備されていない市町村単位のような小地域への適用が求められる。このような小地域対応型のSCGEモデルを構築する上で重要になるのが地域間交易行動の定式化である。

地域間交易行動の定式化にあたっては、これまで、Miyagi (1994)¹⁾、宮城・本部 (1996)²⁾、宮城・本部 (1998)³⁾による一連の研究において輸送コストをIceberg型で表現し交易業者の行動モデルを定式化することでエントロピー型（ロジット型）およびCES型のそれぞれの交易係数の誘導を行っている。同様の視点からAnderson (1998)⁴⁾は消費者代表理論に基づき離散選択型モデルを用いた交易行動（消費地選択行動）の定式化を行っている。また、宮城 (2004)⁵⁾は、交易係数を所与として扱うのではなく輸送コストを一般均衡モデル内で内生的に決定する手法の提案についてもを行っているが政策変数の与え方など実証分析を行う上では、まだいくつかの課題を抱えている。

これらの一連の研究をふまえると地域間交易行動の定式化にあたっては、交易係数を所与として一般均衡モデ

ルの構築を行うことが実証的な観点からは望ましく、型式としては、CES型モデルもしくは離散選択型モデルによる表現が考えられる。既往研究における実証的な小地域対応型のSCGEモデルとして、文 (1997)⁶⁾、土屋等 (2006)⁷⁾、小池・川本 (2008)⁸⁾などがあげられるが、これらのモデルでは交易係数の定式化にあたり、離散選択モデルのひとつであるHarker型ロジットモデルを活用している。しかし、Harker型ロジットモデルは、その構造上、価格に対するゼロ次同次性を満たさないことから、厳密な意味での一般均衡体系との整合性が確保されていない点が指摘されている。一方で、土屋・多々納 (2009)⁹⁾、土屋等 (2010)¹⁰⁾は、ゼロ次同次性を満たす積乗型競合作用（MCI）モデルによる交易係数の定式化を提案するとともに、地域間産業連関表をベースとした実証分析を行いHarker型ロジットモデルに比べMCI型モデルは交易係数の現況再現性が改善されるのを確認している。しかし、この結果は、地域間産業連関表をベースとしたものであり、産業連関表に依存しないゾーニングレベルでの交易係数の設定方法については別途検証する必要がある。

そこで本稿では、既存研究の結果をふまえ、産業連関表が存在しない市町村単位のゾーニングレベルにおいて、

交易係数を算出するためのモデルとしてCES型モデルおよび離散選択モデル（Harker型モデル，MCI型モデル）の3つのタイプのモデルに着目し理論面および実証面からの検証を行う。特に，既存研究におけるパラメータ推定手法は，一部アドホックな手法を採用しているケースもあることから，データの設定方法も含めて，本稿では詳細に記述する。

2. CES型モデルによるアプローチ

(1) モデル構造

Armington 仮定に基づき各地域で生産された財を合成財として CES 型により定式化する手法は，一般均衡モデルにおける定式化の伝統的なアプローチであり一般均衡理論との整合性が高い関数である。政策変数としての交通費用を考慮した CES 型モデルは，以下で示す費用最小化問題により定義¹⁾される。

$$p_i d_i = \min_{z_{ij}} \sum_j q_j (1 + \tau_{ij}) z_{ij}$$

$$s.t. \quad d_i = \left\{ \sum_j \beta_{ij} (z_{ij})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right\}^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

p_i : 地域 i における CIF 価格， d_i : 地域 i における需要， q_j : 地域 j における FOB 価格， τ_{ij} : 地域 ij 間の交通抵抗， σ : 地域間の代替弾力性， β_{ij} : シェアパラメータ

この最適化問題を解くことで，以下の地域 ij 間の需要量 z_{ij} および CIF 価格 p_i を導出することが出来る。

$$p_i = \left\{ \sum_j \beta_{ij} (1 + \tau_{ij})^{1-\sigma} \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (2)$$

$$z_{ij} = \beta_{ij} \left(\frac{(1 + \tau_{ij})}{p_i} \right)^{-\sigma} d_i \quad (3)$$

(2) パラメータ推定方法

式(2)と式(3)の同定にあたり，シェアパラメータ β および地域間の代替弾力性 σ の2つのパラメータを推定する必要がある。まず，シェアパラメータ β_{ij} については，式(4)に基準データを代入することでキャリブレーションにより求めることになるため，当該モデルは交易の現況再現が 100%になる特徴を有している。

$$\beta_{ij} = \frac{(1 + \tau_{ij})^\sigma z_{ij}}{\sum_j (1 + \tau_{ij})^\sigma z_{ij}} \quad (4)$$

一方で，CES 型関数の実証的観点からの問題点は，地域間代替弾力性のパラメータ σ の設定にある。地域間代替弾力性は，基準均衡状態から政策実施後の状態の変化を確定的に定義づけるパラメータであることから，一般的に，取引される価格と取引額のパネルデータを用いて計量経済学的アプローチにより推定される。既往研究としては，Thomas, H. et al. (2003)¹²⁾をはじめとして国際貿易に関する代替弾力性の推定は数多く行われているが，国内の地域間の代替弾力性については，小池等 (2010)¹³⁾の検討等に限られる。ただし，ここでの検討は，地域間産業連関表を基にした推定であることから，SCGE モデルのゾーニングを市町村レベルまで細分化しようとした場合には対応が難しい。

そこで本稿では，上述のようなパネルデータではなく，クロスセクションデータを用いた推定を行う。

まず，式(1)の費用最小化問題から以下の需要式を導出する。

$$\frac{z_{ij}'}{z_{ij}} = \frac{\beta_{ij}'}{\beta_{ij}} \left\{ \frac{q_j'(1 + \tau_{ij}')}{q_j(1 + \tau_{ij})} \right\}^{-\sigma} \quad (5)$$

さらに， $\tau_{ij} = \varphi \tau_{ij}'$ とし両辺の対数をとると以下の対数式を得ることができる。なお，線形型の推定式とするため $\ln(1 + \varphi \tau_{ij}') \approx \varphi \tau_{ij}'$ とする

$$\ln z_{ij}' - \ln z_{ij} = \ln \beta_{ij}' - \ln \beta_{ij} - \sigma(\ln q_j' - \ln q_j) - \alpha \varphi (t_{ij}' - t_{ij}) \quad (6)$$

z_{ij}' ， β_{ij}' ， q_j' について，それぞれの指標の平均値を設定する。

式(6)は線形式であることからパラメータ推定は回帰分析による推定が可能である。ただし，推定にあたっては，いくつかのデータ設定が必要となる。以下に本稿で検討する各データの設定パターンを示す。

a) シェアパラメータ β_{ij} の設定

シェアパラメータ β_{ij} については直接推定することが出来ないため以下の2パターンの設定を行う。

パターン①

$$\ln \beta_{ij}' - \ln \beta_{ij} \text{ を定数 } \alpha \text{ に置き換えたケース}$$

$$\ln z_{ij}' - \ln z_{ij} = \alpha - \sigma(\ln q_j' - \ln q_j) - \alpha \varphi (t_{ij}' - t_{ij}) \quad (7)$$

パターン②

$$\beta_{ij} \text{ を生産規模 } Y_j^0 \text{ に代替したケース}$$

$$\ln z_{ij}' - \ln z_{ij} = \theta(\ln Y_j' - \ln Y_j) - \sigma(\ln q_j' - \ln q_j) - \alpha \varphi (t_{ij}' - t_{ij}) \quad (8)$$

b) 内々時間 t_{ii} の設定

内々の所要時間 t_{ii} の設定方法については、内々の交通 OD との対応関係が整合的であるとは限らないため、以下の2パターンを設定を行う。

パターン①
内々の所要時間 t_{ii} に合併前の旧市町村役場間の平均所要時間を与える。
パターン②
内々の所要時間 t_{ii} を考慮しない（推定対象のデータから削除する）

c) 価格 q_j の設定

本来、価格 q_j は国内取引財の F.O.B 価格を設定する必要がある。しかし、わが国では F.O.B 価格に関する統計情報が未整備であることから、本稿では以下の2パターンを設定を行う。

パターン①
賃金率（従業員一人当たりの現金給付額）を与える
$q = w_i = \frac{W_i}{L_i} \quad (9)$
W_i : 地域 i における現金給付総額（製造業）, L_i : 地域 i における従業者数（製造業）

パターン②
Cobb-Douglass 型の生産関数から導出される以下の単位費用関数 ⁸⁾ に対して賃金率を与える
$q = \frac{w_i^a r_i^{1-a}}{\delta a^a (1-a)^{1-a}} \quad (10)$
w_i : 地域 i における従業者 1 人あたりの雇用者所得, r : 資本レント (= 1), δ : 効率パラメータ, a : シェアパラメータ（産業連関表よりキャリブレーション）

(3) 分析条件および使用データ

パラメータ推定にあたっての分析条件および使用データは以下の通りである。地域間交易データについては、産業連関表が整備されていない場合、道路交通センサスにおける交通量 OD データ（台/年）、そして貨物純流動調査における貨物量 OD データ（台/年、トン/年）が代理指標としてあげられる。ただし、貨物純流動調査の場合、公表されている最小のゾーニングは都道府県レベルであり、仮に生データから再集計するとしても生活圏レベルが最小となり市町村のような細かいゾーンに対応できるだけのサンプリング調査となっていない。そのため、本稿では、道路交通センサスの交通量 OD データから貨物車 OD を抽出し推定を試みる。

表-1 分析条件

項目	設定内容
対象地域	中国地方および近畿・四国地方の一部（図1参照）
ゾーンレベル	147ゾーン（市町村レベル）
対象業種	製造業

表-2 使用データ

使用データ	出典
地域間交易データ z_{ij} （=地域間交通 OD）	H17 道路交通センサス OD ※貨物 OD のうち積載品目が製造業関連のものを抽出
現金給付総額（製造業） W_i	H22 工業統計
従業者数 L_i	H22 工業統計
地域間所要時間 t_{ij}	H17 道路交通センサスの混雑時旅行速度を用いて、Dijkstra 法により最短ルートの所要時間を算出 ※内々の所要時間については旧市町村役場間の所要時間の平均値を使用

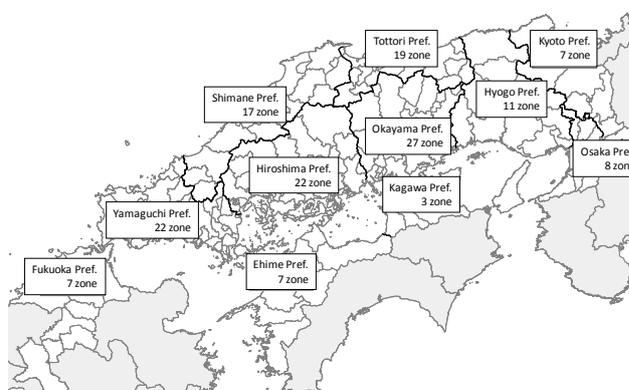


図-1 対象地域とゾーン数

なお、図-2に示すように市町村レベルの交通量 OD データは、多くのゼロ OD を含む。本稿で対象とする OD データの場合、全 21,609 OD データのうち、16,694 サンプル（77%）がゼロ OD となっていることから、パラメータの推定にあたっては、このゼロ OD は対象外として扱う。

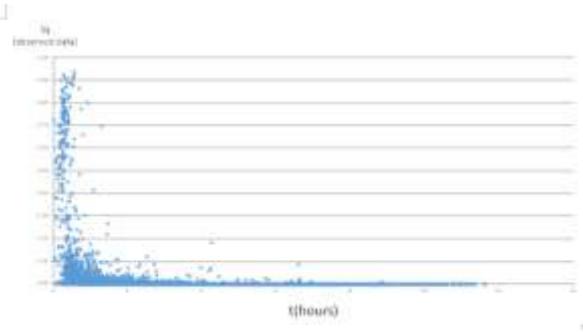


図2 地域間所要時間（横軸）と地域間 OD シェア（縦軸）

(4) パラメータ推定結果

以上の各設定のもとでのパラメータ推定結果を表-3に示す。まず、地域間代替弾力性 σ については、シェアパラメータ β_{ij} の設定を生産規模 Y_j^θ に代替したケースにおいて正の値となっており、 t 値についても比較的高めの数値となっている。内々の設定方法、価格の設定方法で両者に大きな差はみられない。地域間代替弾力性は、価格指標が 1% 変化した際の交易需要の変化を示したものであるが、小池等（2011）による国内地域間産業連関表の時系列データを用いた推定では、産業によってばらつきはあるものの、概ね 0.5~1.0 の数値をとっており本稿で推定した数値と概ね同様の傾向を示している。

一方で、土屋・多々納（2009）、土屋等（2010）における CES 型関数のパラメータ推定では σ の値がマイナスになるケースもあり有意な数値を推定出来ていない。基準とする交易データおよび価格のデータが本稿で採用したものと異なることから、使用データの相違による結果の変化について検証が必要である。

表-3 CES 型関数のパラメータ推定結果

シェアパラメータの設定	内々ODの設定	価格の設定	σ		$\sigma \varphi$	
			推定値	t値	推定値	t値
CES型モデル β を α に代替	処理なし	賃金率	-0.13	-3.26	0.69	45.52
		単位費用	-0.07	-1.84	0.69	45.41
	内々削除	賃金率	-0.12	-2.97	0.61	40.27
		単位費用	-0.06	-1.55	0.60	40.17
CES型モデル β を θ Y で代替	処理なし	賃金率	1.12	14.29	0.87	32.19
		単位費用	0.58	8.16	0.86	31.43
	内々削除	賃金率	1.13	14.54	0.84	30.60
		単位費用	0.59	8.36	0.83	29.90

3. 離散選択型アプローチ

離散選択モデルは、一般的に間接効用関数を定義した上で確率効用最大化問題により導出される。しかし、Anderson(1998)、Miyagi(1994)でも示されているように、

代表消費者アプローチ（集計データを用いた離散選択モデル）としてエントロピー項を導入した直接効用関数を以下のように定義することで、交通費用最小化問題を解き離散選択モデルの導出が可能である。

$$\min \sum_j T_{ij} z_{ij} + \frac{1}{\theta} \sum_j z_{ij} \ln \frac{z_{ij}}{d_j} \quad (11)$$

$$s.t. \quad \sum_j z_{ij} = d_j$$

T_{ij} : 交通コスト, θ : スケールパラメータ

導出される需要式は以下の通りとなり、一般的な離散選択モデルとして捉えることが出来る。

$$z_{ij} = \frac{\exp(-\theta T_{ij})}{\sum_j \exp(-\theta T_{ij})} d_j \quad (12)$$

本稿では、離散選択モデルとして、Harker型ロジットモデル、そしてHarker型ロジットモデルの理論的問題点を克服したMCI型モデルの2つのモデルタイプについて検討を行う。

(1) Harker型ロジットモデル

a) モデル構造

文（1997）において示されているようにHarker型ロジットモデルは、空間的価格均衡モデルに確率要因を導入し地域間交易モデルを構築しており、地域間の交易パターンは、地域ごとの財価格と輸送費によって決定される。各地域の需要者はCIF価格が最小となる生産地を購入先として選ぶと考える。いま、地域 i に住む需要者が生産地 j にある一企業を財の購入先として選んだとすると、その選択行動は、次のように表される。

$$q_j(1 + \varphi t_{ij}) + \varepsilon_{ij} < q_k(1 + \varphi t_{ik}) + \varepsilon_{ik} \quad (13)$$

for all $k \neq j$

ここに φ は、一単位の財を単位距離輸送するために用いられる財の量、 t_{ij} は、ネットワークにおける地域 ij 間の所要時間である。したがって、財を一単位輸送するコストは、単位距離当たり φq_j になる。また、 ε_{ij} がパラメータ $(0, \lambda)$ をもつガンベル分布に従うものと仮定すると、 i に住む需要者が生産地 j を財の購入先として選ぶ確率 s_{ij} は次式によって与えられる。

$$s_{ij} = \frac{y_j \exp[-\lambda q_j(1 + \varphi t_{ij})]}{\sum_{k \in K} y_k \exp[-\lambda q_k(1 + \varphi t_{ik})]} \quad (14)$$

y_j は生産地 j における生産規模を示しており、 s_{ij} は、地域 i の需要者が生産地 j の規模の魅力を検討し消費先

を選択する構造となっている。なお、この確率を用いると、地域 ij 間の地域間交易量は下式のように定義され、式(12)で示した交通コスト T_{ij} を $q_j(1+\phi t_{ij})$ 、スケールパラメータ θ を価格に関するパラメータ λ に代替したものに、需要地 j の生産規模 y_j を重みとして付加したモデルとして理解することが出来る。

$$z_{ij} = d_i s_{ij} \quad (15)$$

ただし、 d_i : 地域 i における財の需要量

b) パラメータ推定方法

式(14)を以下のように変形すると、推定するパラメータは、 λ および $\lambda\phi$ となる。

$$s_{ij} = \frac{y_j \exp(-\lambda q_j - \lambda\phi q_j t_{ij})}{\sum_{k \in K} y_k \exp(-\lambda q_j - \lambda\phi q_j t_{ij})} \quad (16)$$

なお、式(16)では、生産地 j の魅力度 y_j にパラメータが定義づけられていないが、本稿では現況再現向上の観点から η をつけることで式(17)を用いてパラメータ推定を行う。

$$s_{ij} = \frac{y_j^\eta \exp(-\lambda q_j - \lambda\phi q_j t_{ij})}{\sum_{k \in K} y_k^\eta \exp(-\lambda q_j - \lambda\phi q_j t_{ij})} \quad (17)$$

通常、一般均衡モデルでは基準均衡時の価格 q_j は 1 に基準化されるため、式(17)の説明変数は t_{ij} のみとなり、2つのパラメータ λ および ϕ をそれぞれ一意に推定することが出来ない。

そのため、小池等 (2012)¹⁴⁾は Grid-search 法を適用することで、 λ および ϕ の組み合わせを推定しているが、この手法では所要時間のみが交易へ与える影響を λ および ϕ で表現しているにすぎず、価格 q_j の変化が交易へ与える影響を考慮出来ていない。一方、文 (1997) では、価格 q_j に生産関数から導出された単位費用関数の賃金率に統計量 (従業員一人当たり賃金) を与えることで、 λ および ϕ をそれぞれ推定している。本稿では、この手法を踏襲し、外生的に価格データを与えることを前提とした推定を行う。なお、文 (1997) においても推定手法は Grid-search 法を採用しているが、Grid-search 法を活用する利点は、経験的に設定した任意の Grid の範囲内で最適となるパラメータ値を推定できる点にあるが、手法としてはアドホックになることから、本稿では最尤法による推定を通して考察を加える。本稿での検討パターンは以下の通りである。

1) 内々時間 t_{ii} の設定

内々時間 t_{ii} にダミー変数を考慮する以下の 3 パター

ンについて設定する。

パターン①

内々の所要時間 t_{ii} に合併前の旧市町村役場間の平均所要時間を与える。

パターン②

内々の所要時間 t_{ii} についてはダミー変数 γ を与えることで $t_{ii} = \gamma$ とする。

パターン③

内々の選択項 $y_j^\eta \exp(-\lambda q_j - \lambda\phi q_j t_{ij})$ を $y_j^\eta \exp(-\lambda q_j - \lambda\phi q_j t_{ii}) + \gamma$ とする。

2) 価格 q_j の設定

CES 型と同様に以下の 2 パターンについて設定する。

パターン①

賃金率 (従業員一人当たりの現金給付額) を与える

$$q = w_i = \frac{W_i}{L_i}$$

W_i : 地域 i における現金給付総額 (製造業), L_i : 地域 i における従業者数 (製造業)

パターン②

Cobb-Douglas 型の生産関数から導出される以下の単位費用関数 (参考文献) に対して賃金率を与える

$$q = \frac{w_i^a r_i^{1-a}}{\delta^a (1-a)^{1-a}}$$

w_i : 地域 i における従業者 1 人あたりの雇用者所得, r : 資本レント (= 1), δ : 効率パラメータ, a : シェアパラメータ (産業連関表よりキャリブレーション)

なお、対数尤度関数は一般的な集計型ロジットモデルと同様、以下のように定義する。

$$\ln L = \sum_i \sum_j s_{ij}^* \ln s_{ij} \quad (18)$$

s_{ij}^* : 交通 OD シェア (実測値)

c) 分析条件および使用データ

基本的な分析条件およびデータ設定は、CES 型関数のパラメータ推定と同様である。離散選択型モデルの推定で新たに定義する変数は、生産地 j における魅力度 y_j である。

表4 使用データ

使用データ	出典
生産地 j の魅力度 y_j	H21 工業統計調査における製造業の市町村別付加価値額

d) パラメータ推定結果と実証面の課題

以上の設定のもとで推定したパラメータの結果を表5に示す。なお、 ϕ は、 $\lambda\phi/\lambda$ より算出したものである。式型から λ 、 ϕ ともに正の値をとる必要があるが、検討ケースの数値をみると、内々の所要時間の影響が大きく内々ダミーを $t_{ii} = \gamma$ として与えるケースにおいて、 λ 、 ϕ ともに正の値となっている。相関係数については、内々ダミーを与えることで非常に高くなっている。また、便益に直接的に影響を与える価格に対するマークアップ率 ϕ であるが、本推計結果では1以上、つまり財価格に対して100%以上の物流コストがかかっていることになる。現実的な取引を考えると、このようなコストがかかっているとは想定できないものの、実際の企業間取引では物流コストに現れない物流抵抗の存在も否定できないことから、今後産業別の推定等の検証が必要である。

表5 Harker型ロジットモデルのパラメータ推定結果

内々の設定	価格の設定	λ	ϕ	η	γ (内々ダミー)	相関係数
処理なし	賃金率	-7.76	-10.16	0.31	-	0.78
	単位費用	-5.46	-4.86	0.21	-	0.77
内々ダミー① $t_{ii} = \gamma$	賃金率	38.44	1.02	0.35	-1.20	0.93
	単位費用	9.93	1.39	0.30	-1.11	0.92
内々ダミー② $\gamma^{\phi} \exp(-\lambda q_j - \lambda \phi q_j t_{ij}) + \gamma$	賃金率	8.54	4.77	0.40	38.10	0.92
	単位費用	-6.54	-2.12	0.27	49.28	0.92

ここで、Harker型ロジットモデルのパラメータ推定を行っている既往研究である文(1997)、土屋・多々納(2009)・土屋等(2010)、小池・佐藤(2012)の各推定手法および結果を表6に整理する。価格 q_j の設定方法、ゾーニング、使用データ、推定にあたっての条件等がそれぞれ異なることから一概に比較することは出来ないが、本稿での推定結果は相関係数が高くなっているものの推定値が相対的に高めである。今後は上述したように産業別パラメータの推定、同一ODデータに基づくゾーニングの変化が与える影響等について検証を行う必要がある。一方で、全ケースともに抱える問題は λ と ϕ を分離推定出来ない点である。これは交通コストのマークアップのさせ方に依存する問題であり今後の検討課題のひとつである。

表6 パラメータ推定方法・結果の比較

	文	土屋等	小池・佐藤
推定方法	Grid-search	不明	Grid-search
価格の設定	$q_j =$ 単位費用	$q_j = 1$	$q_j = 1$
ゾーニング	東北地 37都市圏	全国 9ブロック	中国地方等 147市町村

産業	20分類	3分類・40分類	18分類
基準データ (交易)	物流 センサス	地域間 産業連関表	道路交通 センサス
推定結果	$\lambda = 0.0\sim 28.6$ $\phi = 0.1\sim 1.7$	$\lambda = -0.02\sim 1.2$ $\phi = -3.7\sim 4.6$ ※40分類での値	$\lambda = 1.1\sim 7.4$ $\phi = 0.07\sim 0.4$
相関係数	0.28~0.87	0.61~1.00	0.22~0.41
ODデータのクリーニング	発地を県単位に 集約化	-	ゼロ OD を削除
備考	$\lambda = 0$ の産業については、モデル全体の適合度が高くなるようパラメータを設定	推定にあたっての条件等は不明	時間短縮地については消費地価格減少制約を付加し推定 (Gridは $\lambda = 0\sim 1$, $\phi = 0\sim 10$ で推定)

d) 理論面の課題

理論面からの課題として、Harker型ロジットモデルは、価格 q_j に対するゼロ次同次性を満たしていない点があげられる。つまり、式(16)内の価格 q_j を k 倍した際、右辺から k が消えないことから選択確率 s_{ij} の値が変わることになるため、ワルラスの一般均衡理論との整合性の観点からは課題がある。ただし、必ずしも全ての条件下でゼロ次同次性を満たさないわけではない。詳細については、(3)節内に記す。

(2) 乗積型競合作用 (MCI) モデル

a) モデル構造

Harker型のロジットモデルが抱える理論的問題点を克服可能なモデルとして、土屋(2009)は、Nakanishi and Cooper(1974)¹⁵⁾において示されている乗積型競合作用 (Multiplicative Competitor Interaction : MCI) モデルの提案を行っている。MCIモデルは、消費地選択行動の一般型として示されているモデルであり、下式のように定義される。

$$s_{ij} = \frac{\prod_m X_{ij}^{\mu_m}}{\sum_k \prod_m X_{mik}^{\mu_m}} \quad (19)$$

X_{mik} : 地域*i*にとって地域*j*の魅力度を表現する*m*番目の変数、 μ_m : *m*番目の変数のパラメータ

ここで、地域間交易量が重力モデルにより定義されるものとすれば、消費先の規模 y_j 、消費先までの交通抵抗を T_{ij} とし、MCI型モデルは以下のように定義することが出来る。

$$s_{ij} = \frac{y_j^{\eta} T_{ij}^{-\lambda}}{\sum_{k \in K} y_k^{\eta} T_{ik}^{-\lambda}} \quad (20)$$

さらに、交通抵抗 T_{ij} を Harker 型ロジットモデルの時と同様に、Ice-berg 型の交通抵抗がかかるものとして表現すると以下のようになり価格 q_j に対してゼロ次同次性を満たす式型となる。

$$s_{ij} = \frac{y_j^\eta [q_j(1+\varphi_{ij})]^{-\lambda}}{\sum_{k \in K} y_k^\eta [q_k(1+\varphi_{ik})]^{-\lambda}} \quad (21)$$

ただし、 η ：財に関する消費先の生産規模に関するパラメータ、 λ ：財に関する CIF 価格についてのパラメータ、 φ ：所要時間に関するパラメータ

b) パラメータ推定方法

推定するパラメータは、CIF 価格に関するパラメータ λ 、所要時間に関するパラメータ φ 、そして生産規模に関するパラメータ η である。なお、 λ と φ の分類推定については、Harker 型ロジットモデルと同様 Iceberg 型のマークアップを前提としているためできない。一方、MCI 型モデルの場合、Harker 型ロジットモデルと異なり、FOB 価格に依存することなくパラメータ推定を行う事が出来ことから一般均衡モデルの特徴である基準均衡時点で FOB 価格が 1 として与えられても各パラメータを推定出来る。しかし、上述したように、その場合、交易係数内に価格の変化による影響を考慮することが出来なくなるため、やはり基準均衡価格のもとでのパラメータ推定は望ましくない。

そのため、本稿では Harker 型ロジットモデルと基本的に同様の以下のパターン設定のもとでパラメータ推定を行う。

1) 内々時間 t_{ii} の設定

内々時間 t_{ii} にダミー変数を考慮する以下の 3 パターンについて設定する。ただし、パターン②については MCI 型の場合、ダミー変数がマイナスになると計算不可になるため、ここでは内々削除ケースとして推定を行う。

パターン①

内々の所要時間 t_{ii} に合併前の旧市町村役場間の平均所要時間を与える。

パターン②

内々の所要時間 t_{ii} にダミー変数 γ を与えると計算不可となるため内々を削除したパターンとする。

パターン③

内々の選択項 $y_j^\eta \exp(-\lambda q_j - \lambda \varphi q_j t_{ij})$ を $y_j^\eta \exp(-\lambda q_j - \lambda \varphi q_j t_{ii}) + \gamma$ とする。

2) 価格 q_j の設定

CES 型と Harker 型と同様に以下の 2 パターンについて設定する。

パターン①

賃金率（従業員一人当たりの現金給付額）を与える

$$q = w_i = \frac{W_i}{L_i}$$

W_i ：地域 i における現金給付総額（製造業）、 L_i ：地域 i における従業者数（製造業）

パターン②

Cobb-Douglas 型の生産関数から導出される以下の単位費用関数（参考文献）に対して賃金率を与える

$$q = \frac{w_i^\alpha r_i^{1-\alpha}}{\delta \alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha}}$$

w_i ：地域 i における従業者 1 人あたりの雇用者所得、 r ：資本レント（= 1）、 δ ：効率パラメータ、 α ：シェアパラメータ（産業連関表よりキャリブレーション）

なお、対数尤度関数は Harker 型ロジットモデルの時と同様に式(19)により定義する。

c) パラメータ推定結果

以上の設定のもとで推定したパラメータの結果を表-7 に示す。基本的に、Harker 型ロジットモデルに比べて、パラメータの推定値が全体的に高くなっている。全ケースともに相関係数は高いものの、財価格に対するマークアップ率である ϕ の値が非常に高い数値となっており現実的ではない。

表-7 MCI 型モデルのパラメータ推定結果

内々の設定	価格の設定	λ	φ	η	γ (内々ダミー)	相関係数
処理なし	賃金率	1.55	48,161.52	0.59	-	0.58
	単位費用	2.08	201.82	0.59	-	0.72
内々削除	賃金率	1.33	18.38	0.57	-	0.93
	単位費用	1.12	34.62	0.51	-	0.92
内々ダミー $y_j^\eta [q_j(1+\varphi_j)]^{-\lambda} + \gamma$	賃金率	1.38	285.88	0.60	61.81	0.90
	単位費用	1.13	127.44	0.51	53.04	0.89

このような値が推定される背景について尤度曲面を用いて確認（図-4）する。パラメータ推定にあたりヘッセ行列の固有値は負になっていることから、本式は解を一意にもつ凸関数ではある。しかし、尤度の曲面をみると ϕ 側に対して非常に緩慢であることから、尤度最大になるポイントは、 λ は 1~2 の周辺となっているのに対して、 ϕ は非常に広い範囲が対象となっている。そのため、価格の与え方や内々のデータの与え方で ϕ の値が大きく変動する結果となっている。

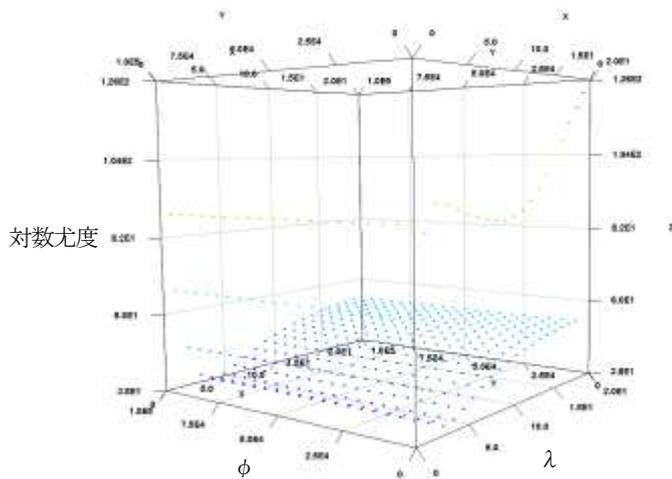


図4 MCI型モデルの尤度曲面

一方で、土屋・多々納 (2009) ・土屋等 (2010) においても表-6 で整理した条件下で MCI 型のパラメータ推定を行っているが、 $\lambda=0.76\sim 5.48$ 、 $\phi=0.001\sim 1.5$ となっており、相関係数は全体的に 0.9 を超える値となっていることから、分析条件および使用データの相違等を含めて今後検証が必要である。

d) Harker型ロジットモデルとMCI型モデルの比較

ここで、Harker型ロジットモデルとMCI型モデルの関係について考察を加える。まずは、既往研究でもみられるように、価格 q_j を基準均衡時の 1 に基準化した場合、式型は以下ようになる。

Harker型ロジットモデル

$$s_{ij} = \frac{y_j^\eta \exp(-\lambda \phi q_j t_{ij})}{\sum_{k \in K} y_k^\eta \exp(-\lambda \phi q_k t_{ik})} \quad (22)$$

MCI型モデル (Gravity型モデル)

$$s_{ij} = \frac{y_j^\eta (1 + \phi t_{ij})^{-\lambda}}{\sum_{k \in K} y_k^\eta (1 + \phi t_{ik})^{-\lambda}} \quad (23)$$

両式の $\exp(-\lambda \phi q_j t_{ij})$ と $(1 + \phi t_{ij})^{-\lambda}$ について、両者が 1 の近傍にある際は、式(22)と式(23)は近似関係にあることを Bröcker (2001)¹⁰⁾ は指摘している。例えば、 $\lambda=3$ 、 $\phi=0.5$ とし、本稿で使用した所要時間 t_{ij} をもとに両者の関係を示したものが図-5 になる。既往研究で価格 q_j を 1 に基準化したケースのパラメータのオーダーの場合、Harker型モデルは図-5 のように MCI 型による結果と近似関係にあることになる。つまり、パラメータの値次第ではあるものの、Harker型ロジットモデルの構造においても近似的にゼロ次同次性を満たすことになる。

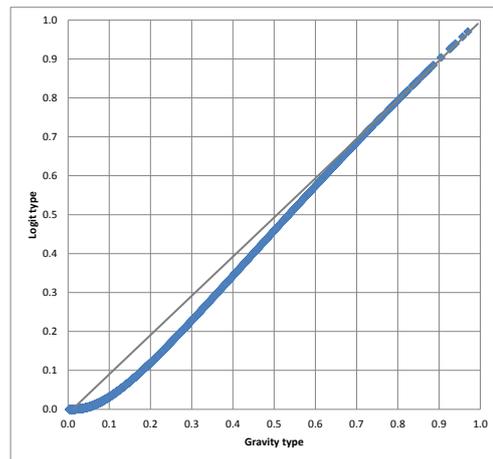


図-5 $\exp(-\lambda \phi t_{ij})$ と $(1 + \phi t_{ij})^{-\lambda}$ の関係

このような特徴は、価格のデータ q_j を外生的にいれようと崩れ両者は近似関係にはならないことから、価格と時間の変化による影響を反映した交易係数とするためには理論的には MCI 型モデルの方が望ましいということになる。ただし、実証面では(2)の c) に示した通りの課題が残る。

5. まとめ

本稿では、小地域対応型の SCGE に求められる交易係数について、CES 型および離散選択型について実証分析をふまえて検討した。

CES 型モデルについては、概ね良好な結果を得られているが、他の検討事例では、地域間代替弾力性が負になるケースもみられることから、ゾーニング、使用データの変更等の入力条件を変えた上で、推定されるパラメータの傾向を検証する必要がある。また、離散選択型モデルについては、Harker型ロジットモデルおよびMCI型モデルについて検証を行った。両者は価格を 1 に基準化した場合では近似関係にあるものの、価格の概念を導入した場合は、近似関係にはないことから、ワルラスの一般均衡理論との整合性を考えると MCI 型の方が望ましいということになる。しかし、推定されているパラメータをみると、パラメータが現実的には許容できない数値となっていることから、交通データとの関係性を含めて今後検証が必要である。

一般均衡モデルは、本来、キャリブレーションによりパラメータ推定を行うことから、パラメータ推定に関する透明性は高い。しかし、小地域型への対応にともない、全てのパラメータをキャリブレーションにより推定することは困難であり、本稿で示すように統計的な推定を行うことが必要となるが、現状の交易モデルのパラメータ推定については実証的かつ理論的な検証が必ずしも十分に行われていない。小地域対応型の SCGE モデルは実務

的有効性の高いモデルであることから、交易係数の設定方法を明確化することで頑健性の高いモデルとなるよう今後も検討を進めていきたい。

参考文献

- 1) Miyagi, T., The entropy production function and its application to the multi-commodity and multi-sector model, *The Annals of Regional Science*, 28, pp.345-367, 1994.
- 2) 宮城俊彦・本部賢一, 一般応用均衡分析を基礎にした地域間交易量モデルに関する研究, *土木学会論文集*, No.530/IV-30, pp.31-40, 1996.
- 3) 宮城俊彦・本部賢一・井上恵介, 多地域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*, 15, pp.93-100, 1998.
- 4) Anderson S. P, A. de Palma and J.F. Thisse. (1992). *Discrete Choice Theory of Product Differentiation*, MIT Press.
- 5) 宮城俊彦, 独立した輸送部門を前提にした地域間交易モデル, *地域学研究*, 34(3), pp.137-152, 2004.
- 6) 文世一, 地域間事項配分からみ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一般均衡分析-建設事業の技術開発に関する助成(助成番号 95-06), *東北建設協会*, 1997.
- 7) 土屋哲・多々納裕一・岡田憲夫, 新潟県中越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, pp.365-372, 2006.
- 8) 小池淳司・川本信秀, 集積の経済性を考慮した準動学 SCGE モデルによる都市部交通渋滞の影響評価, *土木計画学研究・論文集*, Vol.23, pp.179-186, 2006.
- 9) 土屋哲・多々納裕一, SCGE モデルにおける地域間交易の定式化に関する研究, 第 39 回土木計画学研究講演集, 2009.
- 10) 土屋哲・野村智成, 多地域応用一般均衡モデルにお

ける地域間交易の定式化に関する一考察, *長岡技術科学大学修士論文*, 2009.

- 11) 上田孝行編著, *EXCEL で学ぶ地域・都市経済分析*, コロナ社, 2009
- 12) Thomas, H., David, H., Maros, I., Roman, K. How Confident can We be in CGE-Based Assessments of Free Trade Agreement?, *GTAP Working Paper No.26*, 2003.
- 13) 小池淳司, 伊藤佳祐, 地域間交易の代替弾力性の推定, *土木計画学研究・講演集(CD-ROM)*, 2011.
- 14) 小池淳司, 佐藤啓輔, 交通ネットワーク整備が観光産業の生産活動へ与える空間的影響の把握~鳥取・兵庫県の日本海地域における基礎自治体レベルの観光産業の付加価値推計をふまえた検討~, *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 29 巻)*, 2012.
- 15) Nakanishi. M. and L.G.Cooper (1974). "Parameter Estimation for a Multiplicative Competitive Interaction Model-Least Squares Approach," *Journal of Marketing Research*, 11, 303-311.
- 16) Bröcker, J, A. Kancs, C. Schürmann, and M. Wegener. (2001). *IASON: Deliverable 2: Methodology for the assessment of spatial economic impacts of transport projects and policies*. Technical report, Christian-Albrechts-Universität Kiel/Institut für Raumplanung, Kiel/Dortmund, IASON (Integrated Appraisal of Spatial economic and Network effects of transport investments and policies). Funded by 5th Framework RTD Programme.

(201#. ## 受付)

The Theoretical and Empirical Verification of Inter-regional Trade Modeling in the Spatial CGE model for Transport Improvements

Keisuke SATO and Atsushi KOIKE

The SCGE models are only able to apply to National or Regional projects, because of bench mark data of conventional SCGE model is based on Inter-regional IO table which is only provided at international or inter-regional scale. In order to analyse at subdivided area such as municipalities, there are some ideas about empirical SCGE models integrated the Logit type inter-regional trade modelling in the fields of transport engineering (e.g. Koike (2006) and Tatano (2008)). Although these models are effective from the empirical viewpoint, some theoretical problems are pointed out. The economic theory of SCGE models is required "the homogeneity of degree zero" and "direct utility maximization theory". But the integrated SCGE models with Logit type aren't satisfied their conditions. In this paper, the theoretical consistency on each model will be clarified by literature review. And also, the differences of transport project effects on each functional structure will be empirically compared from the perspective of benefit estimation and traffic demand prediction. Finally, the more sophisticated model to apply at subdivided area will be proposed.