

多地域応用一般均衡モデルに用いる交易係数について*

Modeling of Trade coefficient in Multi-regional Computable General Equilibrium Model

宮城俊彦**, 本部賢一***, 井上恵介****

By Toshihiko MIYAGI**, Kenichi HONBU***, Keisuke INOUE****

1.はじめに

高速道路などのような大規模交通施設の整備は、その高速道路の建設された地域のみならず、その他の地域にも大きな波及効果をもたらす。すなわち、高速道路建設によって地域間移動の時間短縮が計られる結果、地域間の交流が高まり、レクリエーションあるいは観光交通が増加するとともに、物流のパターンが変化し、より安い商品を生産地から移入することが可能となる。その結果、地域の生産量が増加し、それが投入財の生産量を増加させるという乗数効果をもたらす。また、企業の生産量の増加は、価格の低下をもたらし、世帯への便益を上昇させる。このような高速道路の整備効果を計測するためには、多地域を対象に多部門の生産活動を考慮した多地域多部門一般均衡モデル（SCGE モデル）^①で行う必要がある。このとき、重要なはたらきを果たすのが交易係数であり、地域間所要時間の短縮効果をどのように交易係数に反映していくかが課題となる。交易係数とは、「ある地域において 1 単位の財を生産するときに必要な各地域からの投入量」と定義でき、それによって表される「地域間交易額」は財の移入・移出と輸送額を含めた交易額を表現する。財の交易に伴って発生する商業マージンや輸送マージン率は、その生成過程が複雑なため、それを詳細に計量化するのではなく、生産価格と消費地価格の差額として一括して定義するほうが便利である。本研究では、この考え方方に沿ったモデル化を行っているが、輸送部門と商業部門はあらかじめ分離されていることを想定している。

従来の地域間産業連関分析では、地域間 I-O 表か

ら交易係数を求め、これを定数として扱う場合が多いが、その安定性については疑問視されている^②。また、輸送コストの関係でグラビティ型のモデルとして交易係数の予測を行う方法なども提案されているが^{③～⑤}、これらは本研究が対象とするような SCGE モデルの枠組みで行ったものではない。

本研究では、まず、交易係数誘導のための交易業者の行動の定式化、次に、輸送マージン率と輸送時間の関係の設定とパラメータ推定法そして適用事例について触れている。地域間交易モデルでは、モデルの展開の際に量ベースと金額ベースあるいは発地（生産者価格）ベースと着地（購入者価格）ベースの表示が混在する。以下において、大文字は金額ベースの表示、小文字は量ベースの表示を表す。また、着地ベースの変量については「-」を添付して区別する。

2.交易係数の誘導

（1）交易業者の行動モデル

地域 s の産業部門 j が x_s^j の生産を行うときに必要な財 i の需要量を z_s^i とおく。 z_s^i は各地域（自地域も含む）から地域 s に投入される量 x_{rs}^i であり、合成財であり、その合成財の価格を q_s^i とおく。この財の輸送を行ない、財の地域間での交換を行う産業部門を交易部門と呼ぶことにする。そして、交易部門の行動を次のような利潤最大化行動として定義する。

$$\max \pi_s^j(x) = q_s^i z_s^i - \sum_{r=1}^R v_{rs}^j x_{rs}^j \quad (1a)$$

$$s.t. \quad z_s^i = F_s^i(x_{rs}^i) \quad (1b)$$

q_s^i : 地域 s における財 i の購入者価格（均衡価格）

v_{rs}^j : 生産地 r から消費地 s へ輸送された財 i の 1

*キーワード：整備効果計測法、公共事業評価法、物資流動

** 正員 工博 岐阜大学教授 地域科学部

(〒501-1193 岐阜県岐阜市柳戸 1-1 Tel 058-230-1111)

*** 正員 工博 (財)岐阜県総合研究所

**** 学生員 岐阜大学大学院工学研究科

単位の価格（消費地価格）

x_{rs}^i : 消費地 s における財 i の供給地 r に対する需要量

F_s^i : 生産関数

予定消費地価格 v_{rs}^i は、次式で定義されると仮定する。

$$v_{rs}^i = p_r^i \exp[\eta_{rs}^i] \quad (2a)$$

p_r^i : 地域 r に立地する企業 i の产出商品 i の 1 単位の価格（生産地価格）

η_{rs}^i : 財 i の地域間輸送の輸送マージン率

(2a) 式は指數関数の近似式を用いて

$$v_{rs}^i = p_r^i (1 + \eta_{rs}^i) \quad (2b)$$

と変形することができる。 F_s^i には次のような CES 関数を仮定する^{注1)}。

$$F_s^i = \varepsilon^i \left[\sum_{r=1}^R \hat{\theta}_r^i \{x_{rs}^i\}^{\frac{\sigma_i - 1}{\sigma_i}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_i}} \quad (3)$$

ここで、 ε^i はスケールファクター、 $\hat{\theta}_r^i$ はシェア・パラメータ、 σ_i は代替弾力性を表すパラメータである。今、財の市場価格は均衡しており、交易企業は価格享受者として行動するものと仮定する。このとき、(1) 式において、 $Z_s^i = 1$ とおけば、地域 s で商品 j を 1 単位生産するときの生産に必要な各地域からの投入量、言い換えれば交易係数を求めることができる。このとき、1 単位に伴う交易量 m_{rs}^i は次式で与えられる。

$$m_{rs}^i = \frac{x_{rs}^i}{Z_s^i} = \{\varepsilon^i\}^{\sigma_i - 1} \{\hat{\theta}_r^i\}^{\sigma_i} \{\lambda_s^i\}^{\sigma_i} \{v_{rs}^i\}^{-\sigma_i} \quad (4)$$

(λ_s^i : ラグランジュ未定乗数)

(1b) に対応したラグランジュ未定乗数は次式で与えられる。

$$\lambda_s^i = \{\varepsilon^i\}^{-1} \left[\sum_{r=1}^R \{\hat{\theta}_r^i\}^{\sigma_i} \{v_{rs}^i\}^{1-\sigma_i} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_i}} \quad (5)$$

で与えられる。ところで、 $\{\hat{\theta}_r^i\}^{\sigma_i} = \theta_r^i$ と置き換えるても一般性を失うことはない。以降では、この置換されたパラメータを用いる。(4), (5) 式より、交易係数は次式に改められる。

$$m_{rs}^i = \{\varepsilon^i\}^{-1} \{\theta_r^i\} \{v_{rs}^i\}^{-\sigma_i} \left[\sum_{r=1}^R \{\theta_r^i\} \{v_{rs}^i\}^{1-\sigma_i} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_i}} \quad (6)$$

これより 1 単位の生産に伴う単位費用関数 c_s^i は、

$$c_s^i = \{\varepsilon^i\}^{-1} \left[\sum_{r=1}^R \{\theta_r^i\} \{v_{rs}^i\}^{1-\sigma_i} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_i}} \quad (7)$$

で与えられる。また、利潤ゼロの条件より

$$q_s^i = \sum_r p_r^i m_{rs}^i (1 + \eta_{rs}^i) \quad (8)$$

$$q_s^i = \{\varepsilon^i\}^{-1} \left[\sum_{r=1}^R \{\theta_r^i\}^{\sigma_i} \{v_{rs}^i\}^{1-\sigma_i} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_i}} \quad (9)$$

を得るので、購入地均衡価格は $c_s^i = q_s^i$ で与えられることが分かる。なお、(7) (8) (9) 式にはスケールファクター ε^i が含まれているが、これは、 λ_s^i あるいは θ_r^i に含めて考えることができるので、(7)

(8) (9) 式で $\varepsilon^i = 1$ とおき、省略してもその後の展開で一般性を欠くことはない。単位費用関数あるいは q_s^i は生産価格 p_r^i に関し、1 次同次関数であることに注意する。

(9) 式を用いることによって、(6) 式は次のように変形できる。

$$m_{rs}^i = \begin{cases} \frac{\{\theta_r^i\} \{v_{rs}^i\}^{\sigma_i}}{\sum_{r=1}^R \{\theta_r^i\} \{v_{rs}^i\}^{1-\sigma_i}} q_s^i \\ \text{or} \\ \{\theta_r^i\} \exp[-\sigma_i \eta_{rs}^i] \left\{ \frac{q_s^i}{p_r^i} \right\}^{\sigma_i} \end{cases} \quad (10a)$$

$$(10b)$$

(10b) 式は価格体系 $\{q_s^i, p_r^i\}$ が与えられているとき地域 r から地域 s への移入量は、輸送マージン率が大きければ大きい程少なくなることを意味している。 m_{rs}^i を用いた地域間交易量は次式で与えられる。

$$x_{rs}^i = m_{rs}^i z_s^i \quad (11)$$

ただし、この量は輸送に伴う資源の消費を加味していない。言い換えれば、 m_{rs}^i は地域 r から s へ輸送を予定している量であり、実際に輸送するには、輸送に伴う労働や資本の消費が考慮されねばならない。

(2) 交易係数の誘導

一般均衡体系で価格体系 $\{p_r^i\}$ のみを扱い、しかも、輸送費を加味したモデル化を行うには、 $m_{rs}^i(1+\eta_{rs}^i)$ を用いたほうが都合がよい。すなわち、

$$\bar{m}_{rs}^i = m_{rs}^i(1+\eta_{rs}^i) \quad (12)$$

とおくと、(8)式からも分かるように、この式は、生産価格 $\{p_r^i\}$ を直接的に消費地価格に結び付ける関数となっている。すなわち、(12)式は、 m_{rs}^i の輸送過程で $(m_{rs}^i \eta_{rs}^i)$ だけの資源消費があり、したがって、輸送費は $p_r^i m_{rs}^i \eta_{rs}^i$ になるという iceburg モデル（あるいはフォン・チューネン仮定）に対応していることがわかる。すなわち、輸送費 $p_r^i m_{rs}^i \eta_{rs}^i$ は、地域間輸送に伴う労働や資本などの投入要素の費用をカバーする価格と見なすことができる（一次同次の生産関数の仮定より）。(12)式（あるいは(6)も同様であるが）シェパードの補助定理⁸⁾を用いることによって、次のように求めることもできる。

$$\bar{m}_{rs}^i = \frac{\partial c_s^i}{\partial p_r^i} = \frac{\partial c_s^i}{\partial v_{rs}^i} \frac{\partial v_{rs}^i}{\partial p_r^i} = m_{rs}^i(1+\eta_{rs}^i) \quad (13)$$

(10a) (10b) 式に対応した形で書き改めると次のようになる。

$$\bar{m}_{rs}^i = \begin{cases} \frac{\{\theta_r^i\} \{v_{rs}^i\}^{1-\sigma_i}}{\sum_{r=1}^R \{\theta_r^i\}^{\sigma_i} \{v_{rs}^i\}^{1-\sigma_i}} \frac{q_s^i}{p_r^i} & (14a) \\ \{\theta_r^i\} \exp[\eta_{rs}^i(1-\sigma_i)] \left[\frac{q_s^i}{p_r^i} \right]^{\sigma_i} & (14b) \end{cases}$$

\bar{m}_{rs}^i は輸送を加味した交易量を表わしており、消費地ベースの交易係数と呼ぶ。それに対し、 m_{rs}^i は生産ベースの交易係数と呼ぶことができ、通常の意味での地域間輸送量を表すのに用いられる。 q_s^i は生産価格に関し 1 次同次なので、投入需要、あるいは交易係数 \bar{m}_{rs}^i は、生産価格に関し、0 次の同次関数となる。したがって、 \bar{m}_{rs}^i は相対価格の変化に対してのみその値を変え、価格変数を定数倍してもその値は不变である。

(14a) 式より直接的に、あるいはオイラーの法則を (13) 式に適用することにより、(8)式と同じ式を得ることができる。

$$\begin{aligned} q_s^i &= \sum_{r=1}^R p_r^i \bar{m}_{rs}^i \\ &= \sum_{r=1}^R p_r^i m_{rs}^i \exp[\eta_{rs}^i] \\ &\equiv \sum_{r=1}^R p_r^i m_{rs}^i (1+\eta_{rs}^i) \end{aligned}$$

すなわち、消費地価格 q_s^i は、 v_{rs}^i を交易係数で重み付けした輸送費込みの平均価格である。

以上に示したように消費地ベースでの交易係数は地域間での財の交換の際に各地域で異なる価格を換算する係数である。すなわち、地域 r での価格 p_r^i を地域 s における価格 q_s^i に変換する係数であり、その変換のルールを決める関数である。したがって、供給地での生産価格は同じでも輸送マージン率が異なれば、地域 s での単位生産に伴う投入財の費用は輸送マージン率の高い地域ほど高くなることを (14) 式は表現している。

(3) 交易係数を用いた市場均衡条件の表現

ところで、この論文の文脈だけでは、消費地価格 q_s^i が必要なのか明確ではない。SCGE モデルでは、最終需要や中間需要を価格の関数として求める。したがって、これらの需要を求めるには交通費用を含む消費地価格が必要であり、生産価格を用いるだけでは交通投資効果を正確に反映できない。

\bar{m}_{rs}^i は、1 単位生産に伴う交易量なので、 x_s^i だけ生産するときの交易量は

$$\bar{x}_{rs}^i = \bar{m}_{rs}^i x_s^i \quad (15)$$

ところで、地域 s での需給バランスは

$$x_s^j = \sum_{j=1}^J \alpha_s^{ij} x_s^j + d_s^j \quad (16)$$

α_s^{ij} : 地域 s に立地する企業 j が 1 単位の商品 j を 1 単位生産するのに必要な中間投入財 i の投入割合（量ベース）

x_s^j : 地域 s に立地する企業の商品 j の生産量（量ベース）

d_s^j : 地域 s に居住する世帯 s による財 j の最終需要量（量ベース）

したがって、(16)式を用いることによって、地域間産業連関における IO 関係式を得る。

$$x_r^j = \sum_{s=1}^S \bar{m}_{rs}^i x_s^j = \sum_{s=1}^S \bar{m}_{rs}^i \left(\sum_{j=1}^J \alpha_s^{ij} x_s^j + d_s^i \right) \quad (17)$$

なお、輸送費込みの地域間交易額は

$$\bar{X}_{rs}^i = p_r^i \bar{x}_{rs}^i = p_r^i m_{rs}^i (1 + \eta_{rs}^i) x_s^i \quad (18a)$$

であり、これを(14a)式を用いて書き直すと、

$$\bar{X}_{rs}^i = p_r^i \bar{x}_{rs}^i = \frac{\{\theta_r^i\}^{\sigma_i} \{\bar{v}_{rs}^i\}^{1-\sigma_i}}{\sum_{r=1}^R \{\theta_r^i\}^{\sigma_i} \{\bar{v}_{rs}^i\}^{1-\sigma_i}} \{q_s^i x_s^i\} \quad (18b)$$

したがって、

$$\sum_r \bar{X}_r^i = \sum_{s=1}^S \{q_s^i x_s^i\} \quad (19)$$

であり、生産額と消費額は一致する。

ところで、輸送費を考慮していない地域間交易額は、

$$X_{rs}^i = p_r^i m_{rs}^i x_s^i = \frac{\bar{X}_{rs}^i}{1 + \eta_{rs}^i} \quad (20)$$

で与えられる。したがって、その差額

$$T_{rs}^i = \bar{X}_{rs}^i - X_{rs}^i \quad (21)$$

が地域間輸送額となる。

輸送費込みの財 i の価格 q_s^i 及び労働賃金、資本賃貸料をカバーするように生産価格は決定され、次式で与えられる¹⁰⁾。

$$p_s^i = \sum_{i=1}^I \alpha_s^{ij} q_s^i + \sum_{k=1}^K c_s^{kj} w_s^k \quad (22)$$

c_s^{kj} : 地域 s での財 j の生産に投入される基本投入要素 k の割合

w_s^k : 労働賃金率 ($k=1$)、社会資本賃貸料率 ($k=2$)

すなわち、 w_s^k が与えられた場合に、 p_s^i は、(22) 式を満足するように決定され、その結果 q_s^i が決定される。

3. 交易のもたらす効果

前節でみたように、地域 s における財 i の生産関数は次式を仮定している。

$$F_s^i = \epsilon \left[\sum_{r=1}^R \theta_r^i \{m_{rs}^i x_s^i\}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (23)$$

交易のもたらす効果を分かり易く説明するため、2

地域のケースを想定する。また、財も1財に固定するものとし、添字 i を省略する。このとき、生産フロンティアの任意の点の勾配は、

$$0 = dF_1 = \frac{\partial F_1}{\partial x_{11}} dx_{11} + \frac{\partial F_1}{\partial x_{21}} dx_{21}$$

より、

$$\frac{dx_{21}}{dx_{11}} = -\frac{\theta_1}{\theta_2} \left(\frac{m_{21}}{m_{11}} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (24)$$

となる。従って、 m_{21} が大きくなれば、すなわち、地域 2 から地域 1 への移入が増加すれば、AB の傾きは大きくなり、消費者の効用は増加する。(10b) 式より、

$$\frac{m_{21}}{m_{11}} = \frac{\theta_2}{\theta_1} \left(\frac{p_1}{p_2} \right)^\sigma \exp[-\sigma(\eta_{21} - \eta_{11})] \quad (25)$$

が得られるので、次のことがいえる。

- 1) 輸送マージン率が変化しない場合、地域 1 の生産価格が増加するか、地域 2 の生産価格が減少すれば、勾配は大きくなる。
- 2) 両地域の生産価格が変化しない場合、地域 2 から地域 1 への輸送マージン率が減少すれば、勾配は大きくなる。
- 3) 輸送の代替弾力性が大きくなれば、傾きは価格や輸送マージン率の変化に敏感になる。

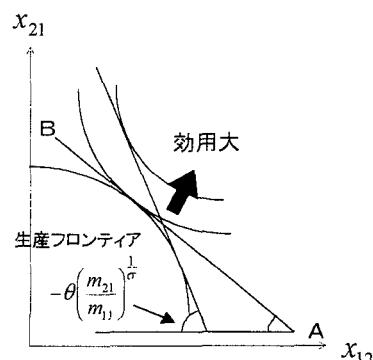


図 1 交易の増加に伴う生産フロンティアと効用関数との関係

したがって、輸送サービスの改善が輸送マージン率の低下に関係するならば、輸送サービスの改善は消費者の効用の増加をもたらす。本研究では、(25) 式を地域間交易条件と呼ぶ。国際貿易論では

通常、国際間の輸送条件を考慮せず、生産価格の相対的变化を交易条件と呼んでいる。しかし、地域間交易においては、地域間輸送条件も大きな要因になる。

4. 交易係数のパラメータ決定

交通インフラ整備に伴う輸送サービスの改善が地域間交易に与える影響を分析するには、輸送マージン率と交通サービスの関係を分析する必要がある。ところで、地域間産業連関表のデータから判断すると、地域間所要時間 t_{rs} が増加した場合、交易係数は小さくなる。このことより、輸送マージン率と輸送時間の関係には次のような関係式を想定することができます。

$$a) \eta'_{rs} = \beta_s^i / t_{rs}$$

$$b) \eta'_{rs} = \beta_s^i - \gamma_s^i t_{rs}$$

t_{rs} : 地域間輸送時間

γ_s^i : シェアパラメータ

ただし、(2)式の関係より、 η'_{rs} は常に正の値を取る必要がある ($\beta_s^i = 0$ とおくことはできない)。この点を考慮し、今回の分析では、a)を用いた。パラメータ推定は式(14b)式 (あるいは(11b)式) を変形して行うことができる。

$$\bar{\eta}'_{rs} = \varphi_{rs}^i \exp \left[\frac{\alpha_s^i (1 - \sigma_t)}{t_{rs}} \right] \quad (26)$$

σ_t は、CES 関数のパラメータ推定を行った他の文献で用いられている値⁹⁾を用いる。今生産価格ベースの地域間産業連関データと地域内所要時間データが利用できるものとする。これから交易係数に含まれるパラメータ α を決定するには回帰分析を用いればよい。 φ_{rs}^i は、 $\{\theta_r^i, (q_s^i / p_r^i)\}$ の関数であり回帰パラメータとして推定されるが、この値は SCGE モデルの計算過程の中で決定されるので推定値そのものは用いない。

9 地域間産業連関表を用いたパラメータ推定結果を表-1 に示す。なお、産業分類は農林・水産部門、製造部門、建設部門、金融・保険部門、電力・ガス・水道部門、商業、サービス部門の 7 分類としているが、建設、電力・ガス・水道、金融・保険部門は地域間交易額がほとんどゼロであったため、パラメー

タ推定の対象から除外している。また、次節の再現性テストではこれらの部門の地域間交易係数はゼロ (地域内交易係数を 1 とおく) とおいて行っている。表-1 にパラメータ推定の相関係数を、表-2 には推定されたパラメータ値を示す。

表-1 パラメータ推定の相関係数

地域/産業	農林水産業	製造業	商業	サービス
北海道	0.7880	0.3748	0.4477	0.7308
東北	0.4114	0.3528	0.3809	0.6798
関東	0.3371	0.3871	0.4527	0.5328
中部	0.3122	0.3937	0.3812	0.5530
関西	0.1961	0.3357	0.3974	0.4949
中国	0.3838	0.3480	0.2891	0.5725
四国	0.4258	0.3071	0.2878	0.5885
九州	0.4903	0.3051	0.3779	0.5267
沖縄	0.3921	0.2668	0.3812	0.6829

表-2 交易係数のパラメータ

地域/産業	農林水産業	製造業	商業	サービス
北海道	0.1424	0.1110	0.1330	0.2177
東北	0.1217	0.1030	0.1120	0.2006
関東	0.0995	0.1137	0.1334	0.1578
中部	0.0922	0.1138	0.1109	0.1617
関西	0.0575	0.0971	0.1158	0.1457
中国	0.1123	0.1018	0.0859	0.1695
四国	0.1229	0.0871	0.0836	0.1691
九州	0.1460	0.0899	0.1116	0.1562
沖縄	0.1174	0.0798	0.1141	0.2045

ところで、交通インフラ整備後の輸送マージンの変化を次式で与える。

$$\eta'_{rs} = \exp \left[\frac{\alpha_s^i}{t_{rs}} \left(\frac{t'_{rs}}{t_{rs}} \right) \right] \quad (27a)$$

or

$$\eta'_{rs} = \left[1 + \frac{\alpha_s^i}{t_{rs}} \left(\frac{t'_{rs}}{t_{rs}} \right) \right] \quad (27b)$$

ここに、 t'_{rs} は交通インフラ整備後の所要時間である。なお、現況分析では $\{t_{rs} = t'_{rs}\}$ である。

(26) 式に整備後の短縮された所要時間を代入すると輸送マージン率は逆に増加する (図 2 における A→B の変化)。図 2 に見るように、輸送時間と輸送マージン率の関係は、改善後は曲線そのものが下方へシフトすると考えたほうが妥当である。すなわち、変化後の輸送マージン率は点 C に対応した値をとる。また、(27) 式は、相対的な輸送時間が輸送マージ

ン率の変化に影響すること、そして輸送時間の大きい地域ほど輸送マージン率の変化率が小さいことを表現している。

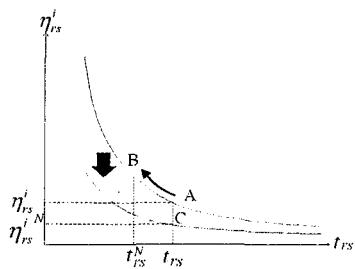


図2 輸送マージン率と輸送時間の関係

5. SCGEによる現業再現性テスト

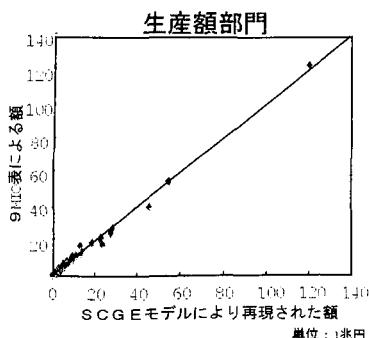
国内産業連関表を基準均衡データとして用い、9地域の産業部門ごとの生産額、地域間交易額を再現する。

表-2 のパラメータを SCGE モデルに適用し、9 地域間産業連関表を推定した。これを既存の 9MIO 表と比較することにより現況再現性の検討を行った。推定精度の指標には相関係数を用いた。その結果を表-3 に示す。また、散布図を図3 に示す。

表-3 相関係数

	表本数	相関係数
総生産額部門	63	0.9972
内政部門	441	0.9949
粗付加価値部門	126	0.9959
最終需要部門	63	0.9955
移入部門	567	0.9654

表-2 より総生産額では現況をほぼ確実に再現しているが、地域間交易に関しては十分な結果を得ているとはいえない。ただし、地域内交易額を含めた再現性の相関係数は、地域内交易係数を 1 とおいている部門もあるので、その値が 0.96 に増加する。



-98-

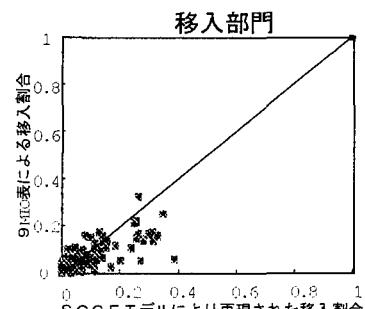
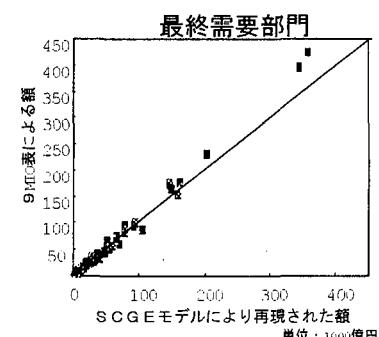
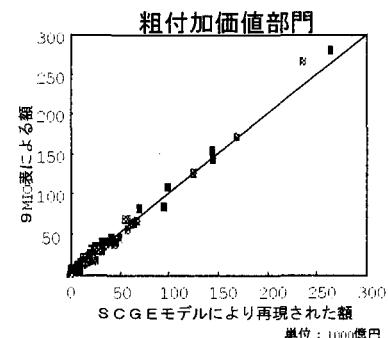
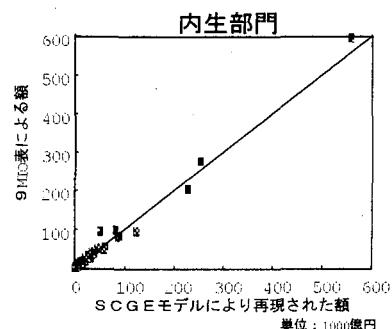


図3 各項目の適合度

6. 特定地域の輸送マージン率の設定法

9 地域 IO 表から輸送マージン率のパラメータを統計的に推定できたとしても、ある特定地域（たとえば、中部地域や四国地域あるいは岐阜県）に、その

まま適用するには問題がある。しかし、これらの地域の地域間 IO 表は整備されてないので輸送マージンパラメータを決定できないという問題に遭遇する。この場合には、全国地域間表より推定されたパラメータを利用して次のような考え方で特定地域の輸送マージンパラメータを決定すればよい。まず、(26)式より、交易係数の所要時間弾力性 ε^i は、

$$|\varepsilon^i| = \frac{(1-\sigma)\beta^i}{t_{rs}} \quad (28)$$

で与えられる。産業部門ごとの所要時間弾力性は、適用地域に拘わらず一定と仮定する。このとき、求めたい特定地域の輸送マージンパラメータを $\tilde{\beta}^i$ 、平均所要時間を \bar{t} とおくと、上記の仮定より、

$$\tilde{\beta}^i = \beta^i \frac{\bar{t}}{t} \quad (29)$$

t ：全国平均所要時間

たとえば、全国の平均所要時間が 10 時間、対象地域の平均所要時間が 2 時間ならば、対象地域の輸送マージンパラメータは全国値の 1/5 を使うことになる。全国表から推定された値をそのまま使うと図 2 から類推できるように、狭い地域の所要時間は小さいので輸送マージン率の変化率が大きくなり、輸送時間の短縮効果が大きくなりすぎる傾向になる。

7. おわりに

本研究では、地域間産業連関分析の分野で曖昧のままにされていた交易係数の理論的な導出を試みた。そして、輸送マージン率と交易係数の関係、量ベースと貨幣ベースの交易係数の関係、交易係数と iceburg モデルの関係等を明確にすることができた。また、交易の増大が世帯の便益を増加させることについても、従来の国際貿易論や空間価格均衡モデルとは異なり、交易係数を利用することによって形で示すことができた。さらに、輸送マージン率と輸送時間の関係、さらにはその統計的関係を求めるための関係式の誘導法についても明らかにした。これらの結果は CES 関数という限定された条件下のもではあるが、CES 関数のもつ一般的な性質を考えれば、より、普遍的な事実として受け入れられる交易係数の諸特性を表わしているものと考えられる。

また、推定された交易係数を用い、SCGE モデルによる地域間産業連関表の再現性テストについても分析を行った。その結果、産業部門ごとの生産額については、十分な精度で現況再現が可能であることが分かった。この点については、9 地域間産業連関表のうち、特に中部地域を構成する 5 県に分割し、また、労働賃金率・資本賃貸料率を内生変数として予測した結果の場合にも言えることである。ただし、地域間交易額については、生産額ほどの高い相関が得られていない。輸送マージン率を用いた場合には、ほぼ完全な再現が可能と思われるが、この論文では所要時間を介した分析を行っており、輸送マージンパラメータの予測精度が大きく関係しているようと思われる。今回の分析では着地ベースの交易係数をもとに分析したが、生産地ベースの交易係数を用いるほうが自然のように思われる。また、地域内交易係数も推定しているが、これを与件として扱う方法も当然考えられる。いずれにしろ、輸送マージンを交通サービスとの関係でどのように推定するかは SCGE モデルの重要な課題であり、今後更なる分析が必要である。

注 1) ロジット型の交易係数を得るために Miyagi (1994) によって提案されたエントロピー生産関数を仮定すればよい。

【参考文献】

- 1) 宮城俊彦・本部賢一 (1996) : 応用一般均衡分析を基礎とした地域間交易モデルに関する研究, 土木学会論文集, No.530/IV-30, pp.31-40.
- 2) 宮沢健一 (1975) : 産業連関分析入門, 日経文庫
- 3) W.W.Leontief (1941) : 産業連関分析 (新飯田宏訳, 岩波書店)
- 4) 金子敬生 (1967) : 経済変動と産業連関, 新評社
- 5) Sasaki,K., Shinmei,M. and Kunihisa,S. (1987) : Multiregional model with endogenous price system for evaluating road construction projects, Environment and Planning A, 19, 1093-1114.
- 6) Amano,K. and Fjita,M. (1970) : A Long-run Economic Effect Analysis of Alternative Facility Plan, Regional and National. J. of Regional Science 10, No.3
- 7) 高増明・野口旭 (1997) : 国際経済学, ナカニシ

- 8) Varian, M.R. (1984) : Microeconomic Analysis, Second Edition (佐藤隆三・三野和雄訳：ミクロ経済分析、勁草書房)
- 9) 小川一夫・斎藤光雄・二宮正司 (1992) : 他部門

- 10) Miyagi.T. (1994): The entropy production function and its application to the multi-commodity and multi-sector model. The Annal of Regional Science, 28, pp.345-367.

多地域応用一般均衡モデルに用いる交易係数について

宮城俊彦、本部賢一、井上恵介

この論文は、SCGE モデルにおいて最も重要な役割を果たす地域間交易係数について、その誘導法、モデルのパラメータ推定法、そして適用結果を報告したものである。誘導法については、交易業者の利潤最大化行動を仮定し、CES 生産関数を仮定して行っている。その結果、輸送マージン、生産地価格、消費地価格と地域間交易係数の関係を導くことができる。また、道路投資効果を算定するために地域間輸送時間と所要時間の関係を設定し、パラメータ推定法について提案した。得られた関係式を SCGE モデルに組み込み、現況再現した結果、地域間交易量については比較的良い値を得ることができた。

Modeling of Trade coefficients in Multi-regional Computable General Equilibrium Model

Toshihiko MIYAGI, Kenichi HONBU, Keisuke INOUE

This paper reports the investigation of interregional trade model which plays the important role in SCGE model operations: it includes the derivation of the model, parameter estimation method and application results. The pooling concept is adopted in modeling the profit maximizing behavior of traders with CES production function. This approach provides us the interregional trade model as a function of production prices, C.I.F. prices and transport margins. In order to evaluate the improvements arising from road investment, one should set the relation between transport margins and interregional travel times. The paper also proposes a method for estimating parameters included in the equation which expresses the relations between transport-margin and interregional travel times. Finally, the interregional trade model obtained is incorporated into SCGE model and applied to the 9-region IO-Table. The reproduced interregional trades are relatively acceptable, not satisfactory. The development of a more sophisticated procedure for obtaining transport-margin parameters is left as a further research target.