

SCGE モデルにおける地域間交易の定式化に関する研究

A Study on Interregional Commodity Trade in the Spatial CGE Model*

土屋 哲**, 多々納裕一***

By Satoshi TSUCHIYA** and Hirokazu TATANO***

1. はじめに

CGE モデル (応用一般均衡モデル) を多地域に展開した SCGE モデルでは, 必然的に地域間の財の流動やそれに係る意思決定がモデルに内包される. このときのモデル化の典型的なものとして, 次に記す二種類がある.

- Armington 仮定に基づき, 移入後の財 (合成財) が購入先地域間について CES 型関数で定式化されるもの.
- 「交易係数」とよばれる財の購入先地域に係る選択確率を用いて地域間流動を表現し, 同係数がロジット型のモデル (またはエントロピーモデル) で定式化されるもの.

後者のモデルは, 通常 SCGE モデルで用いる地域間産業連関表が整備されていないゾーニングでの分析でよく用いられている. その一方で, このモデルを備えた SCGE モデルは単位財・価格のとりかたによって全体のパフォーマンスに影響が及ぶ可能性がある. そのうえ, 地域間交易に関する基準データの再現性が必ずしも良好とは言えない点も問題である.

このような研究背景の下, 本研究では, SCGE モデルにおける地域間交易の定式化について扱い, 特に交易係数を用いる後者の式に関して代替案を検討する.

本稿の構成は次のようである. まず, 2. で地域間交易に関する代表的な定式化についてレビューし, その特徴を整理する. 次に, 研究の関心を後者のモデルとし, 3. でその代わりとなる定式化について考察しながら問題解決の方向性を示す.

2. 代表的な定式化とその特徴

(1) Armington 仮定+CES 型関数

SCGE モデルにおける地域間交易の定式化で最も代表的なものは, 同じ種類の財でも産出地域によって異質であるとする「Armington の仮定」に基づき, 移入後の財 (合成財) が購入先地域間の CES 型関数で定式化される形であろう. これは, 例えば次の費用最小化行動として記述できる.

$$q_i^l X_i^l = \min_{x_i^{kl}} \sum_k p_i^k (1 + \phi_i^{kl}) x_i^{kl} \quad (1)$$

$$\text{s.t. } X_i^l = \left\{ \sum_k (\lambda_i^{kl})^{\frac{1}{\nu_i}} (x_i^{kl})^{\frac{\nu_i-1}{\nu_i}} \right\}^{\frac{\nu_i}{\nu_i-1}} \quad (2)$$

ここに, ラベル i, k, l はそれぞれ財 (産業), 発地 (財購入先地域), 着地 (財需要地域) を表す. また,

p_i^k, q_i^l : 生産地価格および需要地価格,

X_i^l : 需要地における移入後の財 (合成財) の量,

x_i^{kl} : 発地 k から着地 l への交易量 (流動量),

ϕ_i^{kl} : 輸送費用率,

λ_i^{kl} : 財購入先地域に係るウェイトパラメータ,

ν_i : 財の地域間代替弾力性,

である. 以後, この形を「Type 0」と呼ぶ.

式 (1), (2) を解くことにより, 財 i の需要地価格, および需要地需要量が与えられた際の各地域への購入需要 (交易量) が次のように求まる.

$$q_i^l = \left\{ \sum_k \lambda_i^{kl} (\tilde{p}_i^{kl})^{1-\nu_i} \right\}^{\frac{1}{1-\nu_i}} \quad (3)$$

$$x_i^{kl} = \lambda_i^{kl} \left(\frac{\tilde{p}_i^{kl}}{q_i^l} \right)^{-\nu_i} X_i^l \quad (4)$$

ただし, $\tilde{p}_i^{kl} = p_i^k (1 + \phi_i^{kl})$ である.

シェアパラメータ λ_i^{kl} は,

$$\lambda_i^{kl} = \frac{(\tilde{p}_i^{kl})^{\nu_i} x_i^{kl}}{\sum_k (\tilde{p}_i^{kl})^{\nu_i} x_i^{kl}} \quad (5)$$

の式に基準データを代入して得られる. 式 (5) からわかるように, λ_i^{kl} は $\sum_k \lambda_i^{kl} = 1$ を満たす.

*キーワード: 国土計画, 計画情報

**正員, 工博, 長岡技術科学大学 環境・建設系

(〒940-2188 長岡市上富岡町1603-1, Tel 0258-47-

9677, E-mail: tsuchiya@vos.nagaokaut.ac.jp)

***正員, 工博, 京都大学防災研究所

Type 0 の定式化には、いくつかの特徴がある。

まず、内生変数の数だけパラメータ λ_i^{kl} があり、原理的に地域間交易の現況再現性が 100%になる。

次に、式 (3) の形から、すべての生産地価格が t 倍になったとき、需要地価格もやはり t 倍になることが判る。すなわち、需要地価格は生産地価格に対して 1 次同次である。これと式 (4) より、交易パターンが価格のとり方に依存しないことが明らかとなる。交易以外の部分の定式化を含めた SCGE 全体のモデリングにおいては、通常この性質が満たされており、地域間交易に Type 0 の定式化を用いることの長所である。

一方、Type 0 の定式化には問題点もある。第一に、データ整備の問題である。この定式化により SCGE 分析を実施するには、地域間交易量データを含む地域間産業連関表が整備されていることが前提となる。我が国では全国 9 地域間表や全国 47 都道府県間産業連関表が推計されているが、世界でこのようなデータが整備されている国・地域は少ない。事前に地域間表を推定せずに SCGE 分析をすすめるには、後述する (2) の方法などを用いる必要がある。

また、代替弾力性 ν_i の問題である。SCGE モデルの現況再現では、基準年における産業連関データが方程式系の解となるようにパラメータを調整するが、 ν_i のように代替弾力性に係るパラメータはこのような一時点のデータから求めることはできないため、別途調査研究により推定しておく必要があるが、本来 ν_i は空間の設定 (集計単位) によって異なりうる点は見過ぎされやすい。

以上のような問題があるとはいえ、最もポピュラーな定式化の方法である。

(2) Harker による定式化

土木計画の分野では、道路交通需要予測の初期に四段階推定法を学習し、ゾーン間分布予測に重力モデルを用いることもあり、これを SCGE モデルの物流需要予測 (地域間交易) に適用することが割と自然に行われてきた (文¹⁾ ほか)。

地域間交易について、地域 l の企業 i_l が生産地 k を財 i の購入先を選ぶ確率 s_i^{kl} を

$$s_i^{kl} = \frac{Q_i^k \exp \left\{ -p_i^k \lambda_i^l (1 + \phi_i^{kl}) \right\}}{\sum_{k'} Q_i^{k'} \exp \left\{ -p_i^{k'} \lambda_i^l (1 + \phi_i^{k'l}) \right\}} \quad (6)$$

で規定する (Harker 型²⁾)。 λ_i^l はパラメータである。

また、 Q_i^k は発地側の生産量を表し、 Q_i^k が増加すると s_i^{kl} も大きくなることから購入先地域の選択に関してその地域の魅力のような意味を持つ変数であると解釈される。

式 (6) における s_i^{kl} は、交易係数とよばれる。この形では通常 Armington の仮定をおく必要は無く、各購入先地域から移入した財の量の単純和が需要地における当該財の量となる点が (1) の定式化とは異なっている。以後、この形を「Type 1」と呼ぶ。Type 1 を地域間交易モデルとして用いる場合、データの現況再現性には問題が生じうる。

図 1 は、SCGE 分析を念頭に、全国を 9 地域に分割したゾーンを表す。これは、我が国で整備されている全国 9 地域産業連関表 (1995 年) に対応している。したがって、(1) のアプローチを採用すれば、基準年における地域間交易の再現性を 100%にすることは可能である。一方、(2) のアプローチを採用した場合のパラメータ推定結果と地域間交易の再現性を表 1 に示す。再現性の指標として、推定されたパラメータの下で計算された交易係数とその実績値との相関係数を用いている。

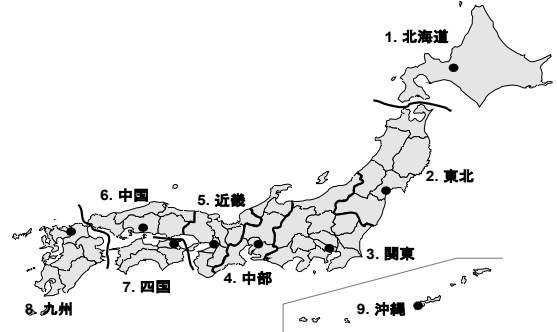


図 1: 地域分割

表 1: パラメータ推定結果と再現性

着地域	第一次産業			第二次産業			第三次産業		
	切片	距離指標	相関係数	切片	距離指標	相関係数	切片	距離指標	相関係数
1	3.148	8.130E-04	0.677	2.765	1.430E-03	0.574	3.813	1.739E-03	0.342
2	2.951	4.750E-04	0.459	2.286	2.279E-03	0.636	4.194	1.480E-03	0.127
3	2.367	3.760E-04	0.858	1.712	7.290E-04	0.962	3.160	4.680E-04	0.947
4	3.155	2.860E-04	0.161	2.374	1.156E-03	0.589	4.068	1.190E-03	0.181
5	2.574	4.050E-04	0.193	2.072	8.710E-04	0.605	3.820	7.930E-04	0.334
6	3.244	1.003E-03	0.051	2.853	9.200E-04	0.340	4.024	1.782E-03	0.044
7	3.681	1.035E-03	-0.042	3.372	1.137E-03	0.350	4.608	1.940E-03	-0.102
8	3.472	6.000E-04	0.692	2.726	9.960E-04	0.400	4.012	1.220E-03	0.214
9	1.993	1.959E-03	0.831	1.712	2.168E-03	0.837	2.046	2.679E-03	0.995

同表は、式 (6) を変形した

$$s_i^{kl} = \frac{Q_i^k \exp \left\{ -p_i^k \left(\lambda_{0i}^l + \lambda_{1i}^l T^{kl} \right) \right\}}{\sum_{k'} Q_i^{k'} \exp \left\{ -p_i^{k'} \left(\lambda_{0i}^l + \lambda_{1i}^l T^{k'l} \right) \right\}} \quad (7)$$

において、基本的に道路輸送を想定した場合のゾーン間所要時間を T^{kl} とし、パラメータ λ_{0i}^l (切片)、 λ_{1i}^l (距離指標) を推定したものである。これらのパラメータは着地域間でおおむね同じオーダーであるものの、かなりの地域で再現性が非常に悪く、相関係数が負になるケースすらある。相関係数の自乗が自由度による調整を施さない場合の決定係数であるが、この値が 0.5 を超える (=相関係数が 0.71 を超える) ケースは 6/27 しかない。

こうしてみると問題の所在は明らかであろう。複雑な社会経済条件の中で決まる地域間取引を所要時間のみで説明するというのが困難な理由であると考えられるが、本研究で試した地域分割のケースは、SCGE モデルでよく扱いうる地域分割であるので、新たな地域間取引モデルの定式化を検討し再現性を改善させることで、分析の枠組みとしてより確立されたものを目指す必要がある。

なお、Type 1 において、需要地価格および各地域への購入需要 (Type 0 の式 (3), (4) に対応する式) は次のようになる。

$$q_i^l = \sum_k s_i^{kl} \tilde{p}_i^{kl} \quad (8)$$

$$x_i^{kl} = s_i^{kl} X_i^l \quad (9)$$

3. 積乗型競合作用モデル

前節での議論を受け、Type 1 を改良すべく代替モデルについて検討しよう。

まず、2.(2) で交易係数 s_i^{kl} を規定する式 (6) について、その導出過程を遡って考えてみる。

$$\begin{aligned} & Q_i^k \exp \left\{ -p_i^k \lambda_i^l \left(1 + \phi_i^{kl} \right) \right\} \\ &= \exp \left\{ \ln Q_i^k - p_i^k \lambda_i^l \left(1 + \phi_i^{kl} \right) \right\} \end{aligned}$$

であるから、財購入先地域に関する地域の意思決定として、(集計) ロジットモデルの確定効用項の形のようになる。ロジット型であるので、確率効用項にガンベル分布を仮定して s_i^{kl} が導かれている。ここで、確率効用項にガンベル分布とは異なる確率分布を仮定した場合に導出される式に着目する。

これは、結果的には、一般形が次式のように表されるシェア式が導かれる⁴⁾。

$$s_i^{kl} = \frac{\Pi_m X_{km}^{\beta_m}}{\sum_j \left(\Pi_j X_{jm}^{\beta_m} \right)} \quad (10)$$

ただし、 X は説明変数、 β はパラメータである。

この結果をうけて、式 (7) の代替モデルとしてたとえば次式が検討に値する。

$$s_i^{kl} = \frac{Q_i^k \left\{ p_i^k \left(1 + \beta_i^l T^{kl} \right) \right\}^{-\eta_i^l}}{\sum Q_i^{k'} \left\{ p_i^{k'} \left(1 + \beta_i^l T^{k'l} \right) \right\}^{-\eta_i^l}} \quad (11)$$

ただし、 $\beta_i^l (\geq 0)$ 、 $\eta_i^l (\geq 0)$ はパラメータである。

式 (10) や (11) のような形は積乗型競合作用モデル (Multiplicative Competitive Interaction model; MCI model) と呼ばれる。また、このモデルにもとづき定式化されたものを「Type 2」とする。

式 (11) より、Type 2 では Type 1 と異なり、交易パターン (交易係数) が価格のとり方に依存しないことが判る。また、Type 2 は以下のような意味で Type 0 と Type 1 の中間的な存在である。まず、式 (8) を Type 2 の場合に当てはめてみよう。

$$\begin{aligned} q_i^l &= \sum_k s_i^{kl} \tilde{p}_i^{kl} \\ &= \sum_k \frac{Q_i^k \left(\tilde{p}_i^{kl} \right)^{1-\eta_i^l}}{\sum_{k'} Q_i^{k'} \left(\tilde{p}_i^{k'l} \right)^{-\eta_i^l}} \end{aligned} \quad (12)$$

ただし、 $\tilde{p}_i^{kl} = p_i^k \left(1 + \beta_i^l T^{kl} \right)$ である。

ここで、シェア λ_i^{kl} を

$$\lambda_i^{kl} = \frac{Q_i^k}{\sum_{k'} Q_i^{k'} \left(\frac{\tilde{p}_i^{k'l}}{q_i^l} \right)^{-\eta_i^l}} \quad (13)$$

と定めると、

$$\lambda_i^{kl} \left(q_i^l \right)^{\eta_i^l} = \frac{Q_i^k}{\sum_{k'} Q_i^{k'} \left(\tilde{p}_i^{k'l} \right)^{-\eta_i^l}} \quad (14)$$

であるから、これを式 (12) に代入して

$$\begin{aligned} q_i^l &= \sum_k \lambda_i^{kl} \left(q_i^l \right)^{\eta_i^l} \left(\tilde{p}_i^{kl} \right)^{1-\eta_i^l} \\ &= \left(q_i^l \right)^{\eta_i^l} \sum_k \lambda_i^{kl} \left(\tilde{p}_i^{kl} \right)^{1-\eta_i^l} \end{aligned} \quad (15)$$

となり、最終的に次式を得る。

$$q_i^l = \left\{ \sum_k \lambda_i^{kl} \left(\tilde{p}_i^{kl} \right)^{1-\eta_i^l} \right\}^{\frac{1}{1-\eta_i^l}} \quad (16)$$

式 (16) は、式 (3) と同じ形である。したがって、上述のようにシェア λ_i^{kl} を定めればよいことがわかった。

表 2 : パラメータ推定結果と再現性 (MCI)

着地域	第一次産業			第二次産業			第三次産業		
	指数	距離指標	相関係数	指数	距離指標	相関係数	指数	距離指標	相関係数
1	1.190	0.855	0.999	1.438	0.027	0.998	1.798	0.545	1.000
2	1.297	0.647	0.981	1.548	0.766	0.984	2.682	0.979	0.998
3	0.849	0.742	0.994	0.677	0.294	0.999	1.600	100	1.000
4	1.698	0.933	0.942	1.612	11.734	0.982	3.597	1.287	0.983
5	1.364	19.540	0.807	1.274	100	0.965	3.050	1.906	0.996
6	1.932	0.833	0.959	1.594	0.673	0.980	2.900	6.982	0.994
7	2.550	19.340	0.986	2.650	2.114	0.804	4.846	1.386	0.979
8	1.557	17.850	0.998	1.295	0.765	0.977	2.146	0.797	0.997
9	1.681	0.022	0.990	1.551	0.309	0.990	1.938	0.398	1.000

次に、Type 2 を採用した場合の再現性を確認しよう。ゾーン間所要時間 T^{kl} やその他の基準データは Type 1 の計算と同一のものを用い、パラメータ η_i^l (指数)、 β_i^l (距離指標) を推定した。その結果を表 2 に示す¹。Type 1 のときとは大きく異なり、全体の 9 割近いケースで相関係数が 0.95 以上となった。また、最も相関の低いケースでも 0.8 は超えており、再現性の点では Type 1 から劇的に改善されたと言える。

図 2 は、仮想的に交通条件を変えた際に、Type 1、Type 2 のモデルがそれぞれ交易係数をどのように計算 (予測) したかについて結果を表したものである。これを見ると、予測値も 2 つのモデルの間には大きな差があり、これまで Type 1 の定式化により地域間交易を表現してきた経済モデルでは、予測が大きく違っている可能性もある。

ただし、他の分析事例 (例えば 1) はここまで再現性が低くはないということも強調しておかねばならない。ゾーニングの設定の影響が大きいものと思われる。

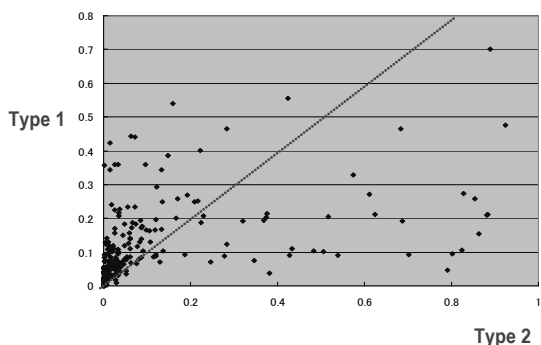


図 2: 2 つのモデルによる交易係数予測値

¹表 2 の中で、距離指標のパラメータ β_i^l が 100 となっているケースが 2 箇所みられるが、最適かどうか十分な検討ができていない。データからは、他の地域に比べて十分大きな値になりそうだとことが判っており、100 よりも大きい値かも知れない。

4. おわりに

本研究では、SCGE モデルにおける地域間取引の定式化にフォーカスを当て、特に交易係数を用いるロジット型 (エントロピーモデル) の式に関して代替案を検討した。その結果、MCI モデル (積乗型競合作用モデル) の利用により、「財の地域間流動量を備えた完全な地域間産業連関表を準備しなくても分析が可能」という Harker 型の長所を引き継ぎつつ、「現況再現性が良くない」という短所を克服できる可能性があることが明らかとなった。

他の分析事例 (例えば 1) における現況再現性との比較から考察するに、ゾーニングが大きく影響していることが予想される。特に、文 1) の事例では東北地方を市町村に分割した地域経済をモデル化しているのに対し、本稿で示した例は全国を地域に分割しており、ゾーニングのスケールがかなり異なっている。空間スケールが広い本研究の事例では、説明変数である地域間距離指標が、これだけでは十分な説明力を持たなくなっていると考えられる。本研究のように、Harker 型のモデルで再現性に乏しくても MCI 型の地域間交易モデルを導入することで再現性が格段に向上している。

本研究の事例では、提案したモデルは非常に有効であった。今後は、さまざまなゾーニングでモデルの有効性について確認していく。

謝 辞

本研究の遂行に関して、2009 年 3 月 9 日・10 日「社会経済リスクの下での長期的な社会基盤政策の理論研究小委員会となんでもありの勉強会」にて議論・コメントを頂いた同委員会メンバーの皆様に感謝申し上げます。

参考文献

- 1) 文世一：地域間人口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—, 東北建設協会 建設事業の技術開発に関する助成 研究成果報告書, 1997.
- 2) Harker, P.T. : Predicting Intercity Freight Flows, VNU Science Press BV, 1987.
- 3) 中西正雄編：消費者行動分析のニュー・フロンティア, 誠文堂新光社, 1984.