

地域間交易係数の変動分析

京都大学工学部 正員 藤田 昌久
 京都大学大学院 学生員 ○安藤 朝夫

1. はじめに

全国的規模での産業配置あるいは交通計画の策定に際しては、将来における地域間交易パターンの変動を予測することが基本的に重要となる。本研究は通産省により作製された昭和35年と40年の全国9地域分割地域間産業連関表のデータを用い、地域間交易パターンの変動をいくつかのモデルを用いて分析し、あわせて、それらのモデルの適合性について比較検討したものである。

2. 用いた地域間交易パターンの推計モデル

本研究で用いた4つの交易パターン推計モデルの概略を以下に説明する。

(1) フロクラミンクス・タイプのモデル

ここでは単なる線形計画・輸送問題を取りあげる。今、 r 地域から s 地域への i 財の移動量を $X_i^{rs} (\geq 0)$ 、 r - s 間の単位輸送費を V_i^{rs} とし、 r 地域の i 財供給量を S_i^r 、 s 地域の需要量を D_i^s とすれば次のように定式化される。

$$\sum_s X_i^{rs} \leq S_i^r, \sum_r X_i^{rs} \geq D_i^s$$

なる制約のもとに目的関数

$$Z = \sum_r \sum_s V_i^{rs} X_i^{rs}$$

を最小化すること。

このモデルは単純ではあるが経済学的には重要な意味をもつ。すなわち、 S_i^r 、 D_i^s が所与の時、その経済が完全競争にもとづくものであれば、地域間の交易パターンは上式を解いて得られるものと一致するはずである。¹⁾

(2) グラビティー・タイプのモデル

(a) モデル 1

筑井 = ボレンスキの修正グラビティー・モデルの基本式²⁾

$$X_i^{rs} = \frac{S_i^r \cdot D_i^s}{\sum_r S_i^r} \cdot \frac{r_i}{(d_i^{rs})^{\beta_i}}$$

において、地域間距離 d_i^{rs} の代りに輸送費 V_i^{rs} を用いて交易係数推定モデルとしたもので、次式で表わされる。

$$t_i^{rs} = \frac{S_i^r}{\sum_r S_i^r} \cdot \frac{r_i}{(V_i^{rs})^{\beta_i}} \quad (1)$$

ここに β_i 、 r_i は回帰によって定まるパラメータである。

(b) モデル 2

交易係数 t_i^{rs} が各需要地におけるコストに対する指数関数で表わされ、また各供給地の有形固定資産額 KF_i^r に比例するとして導かれた予測モデルで、次式で定義される。³⁾

$$t_i^{rs} = \frac{KF_i^r A_i^r e^{-b_i V_i^{rs}}}{\sum_r KF_i^r A_i^r e^{-b_i V_i^{rs}}} \quad (2)$$

ここに A_i^r は r 地域の輸送以外の「生産立地要因」を包括的に表わすパラメータである。

(c) モデル 3

基本式は(2)式と同じであるが、供給側の容量をも考慮し、

$$\sum_r \hat{t}_i^{rs} = 1, \sum_r \hat{t}_i^{rs} D_i^s = S_i^r$$

なる制約のもとで目的関数

$$Z = \sum_r \sum_s |t_i^{rs} - \hat{t}_i^{rs}|$$

を最小化するようにパラメータを決定するものである。ここで $\hat{t}_i^{rs}$ は交易係数の計算値、 t_i^{rs} は実績値である。

今、(2)式の分母の逆数を B_i^s とおけば、これは2次計画として次のように定式化される。

目的関数

$$Z = \sum_r \sum_s (t_i^{rs2} - 2t_i^{rs} A_i^r B_i^s K F_i^r e^{-b_i V_i^{rs}} + A_i^r B_i^s K F_i^r e^{-2b_i V_i^{rs}}) \longrightarrow \min.$$

制約条件

$$\begin{cases} \sum_i A_i^s B_i^s K_i^s e^{-b_i V_i^s} = 1 \\ \sum_i A_i^s B_i^s K_i^s D_i^s e^{-b_i V_i^s} = S_i^s \end{cases}$$

3. 適用結果の比較検討

ここでは前節で述べたモデルを実際に適用し、その適合性について比較検討を行なった。

(1) フロトラミング・タイプのモデル

輸送費最小という評価関数のもとでの最適交易パターンは自給率が過大に出るのは当然としても、その相関係数はかなり良く、とくに自給率の高い01農林産では0.9950にも達した。そこで実際の交易パターンから、産業連関論の基本仮定「一産業・一産品」がみたされないために生ずると考えられる地域相互間の交差輸送を除去した交易パターンは、最適交易パターンとさわめてよく一致している。各モデルの相関係数をまとめて表-1に示す。

(2) クラビティー・タイプのモデル

(a) モデル1

(b) モデル2

(1)式は本来 X_i^s 推定モデルであり交易係数の基本仮定 $\sum_i A_i^s = 1$ を満足しない。そこでここでは地域ごとに異なるパラメータ b_i^s を用いて $\sum_i A_i^s = 1$ となるように補正を行なった。

(2)式は分子・分母に求めるべきパラメータ A_i^s, b_i^s を含んでいるため通常の重回帰分析ではこれを決定することはできない。ここでは文献(3)に示された[方法1]を用いて計算を行なった。

この2つのモデルを実際に適用したが、その結果は一般に実績値とかなりよく一致し相関係数もよかった。両者の相関係数を比較すると(a)の方が(b)より総じて良いが、両者の差異は計算式上は S_i^s と K_i^s の違いのみであるため、むしろ計算法の相異によるものと考えられる。またこの2つのモデルにおいて輸送費の影響力を表わすパラメータ β_i, b_i の変動の方向は一致していた。これを表-2に示す。

表-1 相関係数

産業	年次	輸送問題		グラビティー・モデル	
		実績値	推定値	モデル1	モデル2
01 農林産	35	0.9950	0.9969	0.9828	0.8635
	40	0.9935	0.9953	0.9753	0.7496
03 繊維	35	0.8540	0.9167	0.9445	0.8613
	40	0.8609	0.9315	0.9374	0.8117
04 化学	35	0.8709	0.9705	0.9307	0.8866
	40	0.8743	0.9560	0.9124	0.8798
05 金属	35	0.8494	0.9931	0.9290	0.9374
	40	0.9160	0.9986	0.9186	0.8731
06 機械	35	0.8484	0.9623	0.9419	0.9240
	40	0.8774	0.9678	0.9404	0.9281
07 その他の製造業	35	0.9803	0.9991	0.9687	0.9181
	40	0.9662	0.9977	0.9605	0.8249

表-2 パラメータ β_i, b_i

		01 農林産	03 繊維	04 化学	05 金属	06 機械	07 その他の製造業
β_i	35年	1.53458	0.96490	1.28097	1.23838	1.00612	1.44207
	40年	1.38561	0.94095	1.16964	1.23502	1.02354	1.28968
b_i	35年	0.000408	0.000414	0.000456	0.000351	0.000324	0.000413
	40年	0.000324	0.000390	0.000406	0.000331	0.000325	0.000320

(c) モデル3

モデル2においては、式の構造上 $\sum_i A_i^s = 1$ という条件は満たされるのに対し、供給側の制約条件 $\sum_i A_i^s D_i^s = 1$ は満たされず、関東への需要が過大に出るなど地域間の整合性が保たれぬおそれがある。モデル3ではすべての A_i^s が供給制約をみたしつつ定まるので適合性が増すものと考えられる。

4. おわりに

モデル3の適用結果については講演時に発表するが、この制約式は S_i^s, D_i^s という事後的に決定すべき値を含んでいるので、予測モデルとしては長期的にはしだいに適合度が低下することが考えられる。したがってパラメータを更新してゆくことがのぞましい。

* 参考文献 *

- 1) Isard, W. 他, "General Theory - Social, Political, Economic and Regional", MIT, 1969, pp.519-562
- 2) 金子敏生, 「産業連関の理論と適用」, 昭和46年2月, 日本評論社, pp.163-171
- 3) 天野光三・藤田昌久, 「交通施設整備による地域構造の変動分析モデルに関する研究」, 昭和43年8月, pp.33-49