

東京工業大学 工学部 正員 森地 茂
三井情報開発株式会社 ○井原 勝美
日本ナレヅインダストリ 酒井 通雄

1. はじめに

交通機関の選択に影響を及ぼす諸要因の中で、運賃は所要時間と並び最も重要な要因の一つとされている。事実、近年の現象を見ても、鉄道やバスの運賃改定に伴って当該交通機関の利用者の減少と競合交通機関への転換が顕著となる傾向が現われている。そのため、運賃変化による輸送需要の変動を的確に把握することが交通機関の経営収支を検討する上で重要な課題とされてきた。交通政策の面からも、公共交通機関の運賃政策や自動車に対する価格、税政策などの機関分担を制御する一つの手段として考えられるに至り、その効果の測定のために運賃・費用の影響を交差性まで含めて捉えることの必要性が高まっている。

従来からこのような問題に対しては、時系列データから輸送需要方程式を導く時系列分析と、機関選択モデルによる分析の2種のアプローチがなされてきた。しかしながら、各々の分析方法に関する精度上あるいは適用上の問題点について従来あまり検討されてはいない。最近種々の交通政策の評価に適用されている非集計機関選択モデルについてはその有効性の反面、個々の選択確率の変化からマクロ的な弾力性を算出していく方法が確立しているとはいえないのが現状である。

このような見地から、本研究では、まず最初に時系列分析を取り上げ、全国ベースの機関別輸送量(人キロ)を説明する需要方程式を具体的に推計し、この方法の問題点と適用上の限界を明らかにする。次に、集計機関選択モデルについては鉄道と航空機の機関分担問題を取り上げ、従来の方法を複数の定式化に基づいて比較評価し、その問題点を明らかにする。ここで、これらの問題点を解決する新しいモデルとして「差分モデル」を提案し、その有効性を検討している。非集計機関選択モデルについては都市内交通を対象としたアンケート調査データから非集計機関選択モデルを作成し、その結果から運賃弾力性を求める代替案を示し、その各々について検討する。

2. 時系列運賃弾力性分析の適用とその限界

輸送人員の時系列データから需要方程式を推定し、そのパラメーターから各種の弾力性を求める方法は分析が簡単であり広範囲に適用されている。交通需要そのものは数多くの要因から規定されると考えられるが、時系列データを用いる場合、導入し得る要因は限られ、機関別運賃水準、所得要因、季節変動、時系列トレンドなどが通常用いられる。本分析は運賃弾力性の把握に重点が置かれているため、分析結果を示すに先立ってまず運賃弾力性と交差運賃弾力性の定義を示す。

(1) 運賃弾力性および交差運賃弾力性の定義

運賃弾力性は2種類に区別される。1つは、ある交通機関の運賃変動がその交通機関の需要量に与える影響度合を表す運賃弾力性値であり、他の1つは、競合交通機関の運賃変動が当該交通機関の需要量に与える影響度合を表す交差運賃弾力性値である。

交通機関 i の交通需要 D_i が、この機関の運賃水準 C_i と競合交通機関の運賃水準 C_j ($j=1, \dots, n$)およびその他の要因(例えば所得水準など)から規定されると考える。すると、この交通機関の需要方程式は次式で表される。

$$D_i = f(C_i, C_1, \dots, C_j, \dots, C_n, \text{その他の要因}) \quad (\text{交通需要方程式})$$

この式から当該交通機関の運賃弾力性は、

$$E_i = \frac{D_i}{D_i} \cdot \frac{dC_i}{C_i} \quad (\text{運賃弾力性の定義})$$

で定義される。一般に、運賃が上昇すれば交通需要は減少するから運賃弾性値は負値である。同様に、交通機関 i に対する交通機関 j の交差運賃弾性値は、次式で定義される。

$$E_{i-j} = \frac{\Delta D_i / D_i}{\Delta C_j / C_j} \quad (\text{交差運賃弾性値の定義})$$

競合交通機関の運賃が上昇すると当該交通機関の需要は増加するから交差運賃弾性値は正値である。

この2つの運賃弾性値が得られれば運賃改定の影響を予測することがきわめて容易である。すなわち、当該交通機関の運賃改定の場合はその改定率($\Delta C_i / C_i$)に運賃弾性値を乗ずることによって、競合交通機関の運賃改定の場合はその改定率($\Delta C_j / C_j$)に交差運賃弾性値を乗ずることによって直ちに交通需要の変動分($\Delta D_i / D_i$)が得られる。

(2) 時系列分析の方法

全国ベースの機関別輸送量(人キロ)を、需要発生要因としての個人消費支出と抑制要因としての機関別運賃とから説明する式を時系列分析により推定し、各交通機関の運賃弾性値と交差運賃弾性値を検討した。

分析対象期間は、サンプル期間の長短と推計される運賃弾性値の関係を見るため、昭和30~51年度の22年間の年度データを適用した長期分析と、昭和48年および49年と52年と4四半期の近年の四半期データを適用した短期分析の2種類について行った。また、運賃については、従来から物価上昇率を用いて修正することが適当かどうかの議論があることを考慮し、修正しない運賃とそれ自体(以下名目運賃と呼ぶ)と、個人消費支出デフレーターで相対化した運賃(以下実質運賃と呼ぶ)の2種類を適用した。したがって、長期・名目、長期・実質、短期・名目および短期・実質の合計4種類の分析を行った。

対象交通機関は、運賃弾性値の差異に着目して可能な限り細分し、乗合バス、営業用乗用車、自家用乗用車、国鉄(普通、定期、新幹線)、民鉄(普通、定期)および国内航空とした。

交通需要方程式は、次式に示される弾性値一定モデルに適用した。

$$\log D_i = \alpha_0 + \alpha_Y \log Y + \alpha_{Ci} \log C_i + \sum_{j \neq i} \beta_{ij} \log C_j + \sum_k \gamma_k Q_k$$

ここに、 D_i は輸送機関 i の輸送量(人キロ)、 Y は実質個人消費支出、 C_i 、 C_j は輸送機関 i 、 j の運賃指数(j は i の競合機関)、 Q_k は四半期の季節ダミー変数(短期分析にのみ導入)である。このモデル式では、輸送機関 i の運賃弾性値が α_{Ci} 、輸送機関 i に対する j の交差運賃弾性値が β_{ij} として直接求められる。

(3) 分析結果とその問題点

上記の旅客輸送需要方程式を交通機関別に前述した4種類について推定した。この内、統計的な有意性の面から短期・名目の結果が最も有効と判断された。表7にこの名目運賃を用いた短期的な弾性値を示す。この結果から次の点が読み取れる。① 運賃弾性値の大きい交通機関は乗合バス、新幹線であり、逆に自家用乗用車は小さく、鉄道の定期は運賃の影響がほとんどみられない。② 交差運賃弾性値が有意に推定される交通機関も少なくなく、競合交通機関の運賃を考慮することの必要性が示唆される。例えば、新幹線輸送量に対する航空の運賃の影響を表わす交差弾性値は当該機関の弾性値に近い値を示しており、両交通機関の競合の強さが伺える。③ 全機関合計の弾性値は平均運賃が上昇した場合、どれだけ総交通需要が減るかを意味しているから代替交通機関への移行が起る個別交通機関の弾性値よりもかなり小さな値となる。

また、短期モデルと長期モデルの相違点、名目運賃と実質運賃の結果の相違点は以下に要約される。

① 長期分析と短期分析の結果を比較すると一般に長期の弾性値の方が大きくなる。長期的な需要方程式の

表7 旅客輸送量の運賃弾性値(短期・名目運賃)

交通機関	運賃弾性値	交差運賃弾性値	個人消費支出弾性
自動車	乗合バス	-0.76 (営業用)0.21 (乗用車)0.39	
	営業用乗用車	-0.40	
	自家用乗用車	-0.08	1.52
国鉄	普通(新幹線を除く)	-0.28	
	新幹線	-0.52 (航空)0.41	
	定期	-0.42	1.33
	航空	-0.17 (自家用車)0.22	
民鉄	普通	-0.46 (乗合バス)0.32 (営業用)0.11 (乗用車)	
	定期		
航空	普通	-0.27	2.58
	定期	-0.16	0.55

(注) 昭和48、49、50、51、52年度の四半期データによる。

乗客輸送量は人キロ

乗客白の欄は統計的に有意でないため除外された変数を示す。

推計結果は、ダービン・ワトソン値が低く系統的な残差が認められるものが多い、このことは、運賃と個人消費支出だけで需要の輸送量の変動を十分には説明できないことを意味している。短期的な需要方程式の結果には系統的な残差はほとんど認められない。

- ② 名目運賃と実質運賃の結果を比較すると全般的傾向は似ているが、名目運賃を用いた方が多少説明力が優れている。また、実質運賃を用いた結果は交差運賃弾性値がほとんど有意に推定されなかった。一般に競合交通機関との間には強い交差性があると考えられるので、この点についても名目運賃を用いた方が実態に即しているように思われる。この点は、交通需要と他の一般消費財との間にはほとんど代替関係がないことに基くものと考えられる。

時系列分析による方法は運賃変化の影響を直接把握でき分析も簡単である反面、時系列データを用いることからくる制約やモデル式の前提条件に関連したいくつかの問題点を含むものである。以下、本分析を通じて明らかになった時系列分析の問題点をあげる。この種の分析結果の評価やその適当にあたっては、以下の問題点をもあわせて考慮する必要がある。

- ① 輸送需要を運賃と消費支出の2要因だけで説明しており、輸送容量の増加や交通機関間の相対的サービス水準の変化の影響などが考慮されていない。長期分析はもとより、短期分析に適用したデータ期間の中でも新線・路線の開設や所要時間の短縮など各交通機関の輸送条件に変化があり、このような影響によって弾性値にバイアスが生じていることが十分考えられる。
- ② 交通機関の輸送条件に変化がないとしても利用者の機関選択性向の時系列的変化によって輸送量は変動する。乗合バスのすう勢的な減少傾向や航空輸送の急増などは交通条件の変化に起因するというよりは、利用者の選択性向の変化(例えば、より便利な機関、より速い機関への偏向)が大きな原因であるように思われる。しかしながら、本分析で用いたモデル式では機関選択構造の時系列的な変化による影響増減差として弾性値に含まれる。
- ③ 本分析で適用したモデル式は弾性値一定モデルであり、弾性値自体が経年的に変化する可能性およびそれが運賃改定率の大きさに依存する可能性については考慮されていない。これらは別途検討を要する問題であるが、通常の機関選択モデルに比べればより強い仮定に立っていると言える。

また、このような時系列分析はある程度のサンプル期間を必要とすることから、現時点では石油危機前後の期間がサンプルに含まれる。交通需要と消費支出の関係は石油危機を境として変化していると言われており、弾力性分析の期間としてはやや問題がある。この点は、あと数年のデータの蓄積を待つて再度この種の分析を試みればより正確な所得弾性、運賃弾性の把握ができるものと考えられる。

3. 集計機関選択モデルによる運賃弾力性分析と「差分モデル」の提案

機関選択モデルによる運賃弾力性分析は、分担率モデル式に種々のサービス要因が導入でき、運賃の影響を他の諸要因と関連づけて捉えられる点に特徴がある。ここでは、鉄道(国鉄)と航空機の機関分担を対象とし、集計機関選択モデルを用いた運賃弾力性分析について検討を加える。

従来の分析方法は、ある1時点のクロスセクションデータから分担モデルを作成し、運賃改定前後でこの構造が変化しないとの仮定のもとで改定後の分担率を予測し、運賃改定による需要の変動を算出しようとするものである。まず、この方法をいくつかのモデル式を用いて実際に適用し、その問題点を指摘する。次いで、その問題点を踏まえ、運賃改定による需要の変動をより的確に捉えるモデルとして「差分モデル」を提案し、その有効性を検討する。

(1) クロスセクション分析

クロスセクションデータから分担モデルを作成し、それを用いて運賃改定の影響を予測するという方法は、推計パラメータが改定前後で安定した値であるという、パラメータの「時間的安定性条件」を必要とするもの

である。通常よく適用される集計機関選択モデルでこの安定性条件を満足するパラメータが推定されるかどうかという点の検証を中心として分析を進めた。

① 適用データと適用モデル

鉄道対航空機の機関選択モデルは、都道府県をゾーンの単位とするODペアモデルとして構成し、両交通機関の所要時間差、運賃差を説明変数とするLogitモデルを適用した。対象サンプルは、現在運航している航空路線から離島路線を除く他全てを原則として対象とし、それも都道府県間に集計した結果、計58サンプルが適用された。分析対象時点は運賃の影響をより明確に捉えるため、昭和51年11月の国鉄運賃改定（50.4%UP）前後の2時点とし、機関選択の季節性を除去するため、改定前は51年9～10月（1～3月の累積）、改定後は52年9～10月（1～3月の累積）とした。両交通機関の輸送人員、所要時間、運賃および距離をこの2時点について整備しモデルの基礎データとしたが、この間輸送人員と鉄道の運賃だけが変化しており、他の要因に変化はない。運賃、所要時間および距離は県所在地間で判定されており、所要時間には待ち時間なども含まれている。

適用モデルは、時間差、運賃差と説明要因とするLogitモデルであるが、運賃の影響はトリップ距離によって相違があるため、距離の扱いを3通り試み、次の3種のモデルを適用した。

$$A \text{ モデル ; } P_A = \frac{1}{1 + \exp(\alpha T_d + \beta C_d + \gamma)}$$

$$B \text{ モデル ; } P_A = \frac{1}{1 + \exp(\alpha T_d + \beta C_d + \gamma D + \delta)}$$

$$C \text{ モデル ; } P_A = \frac{1}{1 + \exp\{(\alpha_0 + \alpha_1 D)T_d + (\beta_0 + \beta_1 D)C_d + \gamma\}}$$

ここに P_A は航空機の分担率、 T_d は所要時間差（分、鉄道－航空機）、 C_d は運賃差（円、鉄道－航空機）、 D は鉄道路線距離（km）、 $\alpha \sim \delta$ は推計パラメータである。Aモデルはトリップ距離を分担率の説明要因と考えないモデル、Bモデルは距離も分担率のシフト要因と考えるモデル、Cモデルは距離をパラメータのシフト要因と考えるモデルである。

これらの3本のモデル式について、前述の運賃改定前のデータを適用したもの（preモデルと呼ぶ）と改定後のデータを適用したもの（postモデル）および改定前後のプーリングデータを適用したもの（poolモデル）の計9本の式が推定された。

② モデルの推定結果と考察

1) 適合性の比較

各モデルの時間差、運賃差および距離にかかる各パラメータは、t値が全て2を越え高度に有意な結果となっており、これらの要因の機関選択に及ぼす影響が少なくないことがわかる。重相関係数も0.6～0.8にあり、この種の既往モデルと比べて満足のいくものといえる。

これらの各モデルが、前回の国鉄運賃改定前後の分担率に対してどの程度の適合性をもっているかを調べてみた。適合性を評価する指標として、次式で定義される平均絶対誤差（Mean Absolute Error）を用いた。

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |P_i - \hat{P}_i|$$

ここに n : サンプル数 ($n=58$)
 P_i : 航空機の分担率の実績
 $\hat{P}_i$: 航空機の分担率の推定値

その結果を示したのが表2である。この結果から、① preモデル、postモデルはいずれも運賃改定前後の一方に対して誤差が大きくなっている、② poolモデルは改定前後で比較的安定した適合性を示して

表 2 各モデルの平均絶対誤差

距離の導入方法	モデルの別	MAE算出対象データの平均		
		運賃改定前のデータ	運賃改定後のデータ	平均
運賃要因としない (Aモデル)	preモデル	0.169	0.165	0.167
	postモデル	0.211	0.151	0.181
	poolモデル	0.173	0.168	0.171
分担率のシフト要因とする (Bモデル)	preモデル	0.133	0.108	0.166
	postモデル	0.223	0.144	0.184
	poolモデル	0.163	0.147	0.155
パラメータシフト要因とする (Cモデル)	preモデル	0.119	0.191	0.155
	postモデル	0.158	0.128	0.143
	poolモデル	0.144	0.142	0.143

いる。④ Poolモデルの中では距離をパラメータのソフト要因と考えるCモデルが最も誤差が小さい、という点が指摘できる。この内、④はある一時点のクロスセクションデータから推定されたモデルによって運賃改定の影響を予測することの問題点を指摘するものであり、本分析にとってとりわけ重要な点である。PreモデルとPostモデルの運賃差にかかる係数を比較すると、例えばAモデルでは後者が前者の1.69倍にもなっており、必ずしも時間的に安定した係数とは見なし得ない。④については、モデルに適用したデータの中での議論であり当然の結果とも言えるが、Cモデルでも1サンプル当りの誤差は運賃改定による分担率の変化分より大きく、適合性の面では問題が残されている。これらの点は差分モデルによって解決を試みる。

ii) トリップ距離の違いによる機関選択構造の相違

トリップ距離によって機関選択構造にどのような相違があるかをC-Poolモデルの結果から検討する。

まず、運賃差、所要時間差の係数は距離の一次関数として与えられているが、距離が短い程係数の絶対値が大きくなり、運賃の改定や所要時間の短縮の影響は短距離のトリップ程強く表われることを示唆している。

所要時間と運賃の相対的な影響度は時間価値として捉えられる。Logitモデルの場合、時間価値は所要時間の係数を運賃差の係数で除して求められ、これもやはり距離の関数となる。その算出結果は右図に示される。この図から、時間価値はトリップ距離が長くなる程大きくなり、相対的に所要時間にウェイトを置いて選択していることがわかる。因みに、

東京-大阪間の時間価値は18.7円/分、東京-北海道間は22.6円/分という結果が得られている。

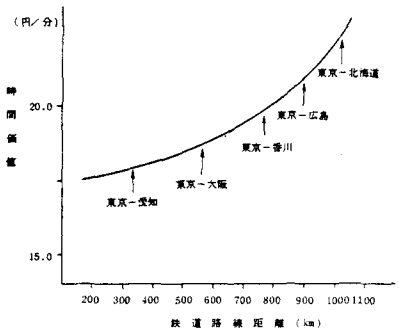


図1 距離と時間価値

iii) 航空機の容量制約の導入

上に示した機関選択モデルは、利用者が交通機関を自由に選択できるという状況を想定して考えられたものである。しかしながら、運賃改定後は、航空機のロードファクターが0.9を越える路線が相当数に昇り、交通機関の自由な選択が阻害されていることが充分考えられる。従って短期の需要変動を予測するためには、機関選択モデルで航空機の容量制約を何らかの形で考慮することが必要である。本分析ではこの問題に対して次の2つの方法を試みた。

第一の方法は、航空機の輸送容量から定まる分担率を最大分担率(P_{max})として、これとモデルで推定された分担率(P_0)との小さい方を予測値(すなわち、 $P = \min(P_{max}, P_0)$)とする方法である。この方法を、C-Poolモデルに適用すると運賃改定前後を平均したMAEが0.143から0.107となり、推定精度がかなり向上した。なお、容量制約を考慮しないモデルで、 P_{max} を越える値を推定していた数は、改定前のデータで14サンプル、改定後のデータで20サンプルであった。

第二の方法は、モデルのスペシフィケーションに容量制約を明示的に導入する方法である。航空機の分担率が P_{max} を越えることがないから、Logitモデルの分子を P_{max} に置き換え、分担率曲線として右図の実線で示した曲線を想定する。このモデル式で推定した結果は、重相関係数が0.41へ低下し、パラメータの尤値も低くなって推定精度は著しく低下した。この理由は、真の分担率曲線が、分担率の小さい部分では容量制約が起らないため、図の点線で推移するが、 P_{max} に近づくに容量制約によって実線を示

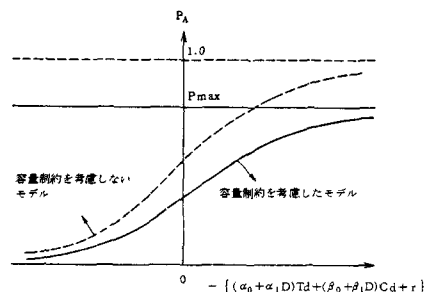


図2 容量制約を考慮したモデルの分担率曲線

した曲線へフィットするためだと考えられる。

以上から、容量制約の導入方法は、第1の方法がより妥当な方法であると考えられる。この方法によるとモデルで推定した分担率(P)が最大分担率(P_{max})より大きい時、航空機の容量を増すことによって分担率は最大Pまで大きくなる。したがって、モデルで推定された値は航空機の潜在的な分担率を表わしているものと解釈される。

(2) 「差分モデル」の提案

クロスセクションデータから作成したモデルによって運賃改定の影響を予測する方法にはいくつかの問題点がある。その一つは、全体的な統計の有意性は満足はいくものの個々のODについてみると運賃改定による分担率の変化分より大きな推定誤差があること、オースには、運賃、時間、距離を説明変数とするモデル式でも、運賃改定前後のパラメータと比較すると必ずしも安定した値ではないこと、があげられる。また、クロスセクションモデルは、同一時点におけるODペア相互間の分担率の相違を説明しているのであって、各ODペアの分担率の時間的な変化を説明しているものではない。運賃改定の影響を予測することは後者に当るからクロスセクションモデルによる分析は間接的なアプローチといえる。

以下、これらの問題点を踏まえ、運賃改定の影響をより直接的に捉える「差分モデル」を検討する。

① モデルの定式化

差分モデルは、個々のODペアの運賃改定前後における分担率の差を直接説明しようとするものである。このモデルの基本的な考え方は、「運賃改定前後の分担率の差は、この間運賃以外の要因に変化がないため運賃だけで説明されるべきものである」という点にある。運賃改定による需要の変動は、運賃の偏微分的な変化分と見なされるが、改定前後の分担率の差はまさにこの偏微分的な変化に対応したものと考えることができる。

運賃以外の諸要因の影響は、改定前の分担率そのものに総体として反映されているものとする。クロスセクションモデルと差分モデルの適用データの相違を模式的に示したのが図3である。

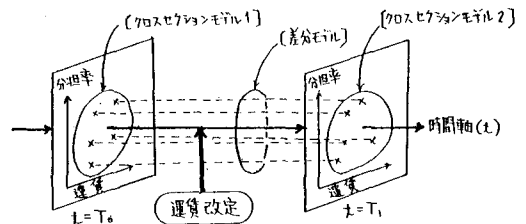


図3. クロスセクションモデルと差分モデルの適用データ模式図

モデル式は、前と同様 Logit モデルを基本とする。ただし、この式は非線型な構造をしており、差分を直接推定することが困難なため、推定可能な式への変換が必要とされる。本分析では、Cモデルを対象としてこの変換を行うが、さらにいくつかの要因をモデル式に追加導入しても以下の議論は全く同様である。Cモデルの構造式は次式である。

$$P_A(C_d) = 1 / \{ 1 + \exp \{ (\alpha_0 + \alpha_1 \cdot D) C_d + (\beta_0 + \beta_1 \cdot D) T_d + \gamma \} \}$$

上式は、航空機分担率 P_A が運賃差 C_d の関数として表現されているが、これは、運賃改定前後に着目すれば、この間で変化している要因は運賃だけであり、この両時点と比較する限り P_A は C_d だけの関数とみなすことができるからである。

上式から、 C_d が $C_d + \Delta C_d$ に変化した時、分担率は次式で表わされる。

$$\begin{aligned} P_A(C_d + \Delta C_d) &= P_A(C_d) + \frac{\partial P_A}{\partial C_d} \bigg|_{C_d} \Delta C_d + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 P_A}{\partial C_d^2} \bigg|_{C_d} (\Delta C_d)^2 + \dots \\ &= P_A(C_d) - (\alpha_0 + \alpha_1 \cdot D) P_A(C_d) (1 - P_A(C_d)) \Delta C_d \\ &\quad - \frac{1}{2} (\alpha_0 + \alpha_1 \cdot D)^2 P_A(C_d) (1 - P_A(C_d)) (2 P_A(C_d) - 1) (\Delta C_d)^2 + \dots \end{aligned}$$

もし上式の Taylor 展開項の第2次項以降が無視できる程の小ささであれば、次式の近似式が成り立つ。

$$P_A(C_d + \Delta C_d) - P_A(C_d) = -(\alpha_0 + \alpha_1 \cdot D) P_A(C_d) (1 - P_A(C_d)) \Delta C_d$$

上式が差分モデルの構造式である。逆に、上式の α_0, α_1 が得られれば、運賃上昇分 (ΔC_d) と改定前の分担

率 (PA (cd)) から直ちに分担率の差分が推定される。

② パラメータの推定結果と考察

差分モデルのパラメータの推定結果を表3に示す。Taylor 展開項の2次以降を無視したことの影響をみるため、全サンプルの分担率、運賃上昇分、距離を平均して第1項と第2項を算出すると、第1項が0.126、第2項が0.0096でありこの点はほぼ問題ないと言ってよい。

次に、差分モデルの適合性をクロスセクションモデルと比較した。差分モデルで推定する値は分担率の差であるが、クロスセクションモデルで推定する値は分担率そのものであるため、比較指標 (MAE) も次式に示されるように差分で計算した。

$$MAE = \sum_{i=1}^n |(P_i - \hat{P}_i) - (\hat{P}_i^* - \hat{P}_i^*)|$$

ここに、 $P_i, \hat{P}_i$; 運賃改定後の分担率の実積値と推定値

$P_i^*, \hat{P}_i^*$; 運賃改定前の分担率の実積値と推定値

n ; サンプル数 ($n=58$)

この結果は表4のとおりである。ただし、この値を算出するに当たっては、各モデルとも航空機の容量制約を考慮している。

この結果から、差分モデルは極めてすぐれた予測適合性をもっていることがわかる。のみならず、運賃改定も影響が現在の分担率と運賃上昇分から各ODについて直ちに算出されるというモデル操作上の簡便さも合せ持っている。こうした点から、運賃改定の影響を予測するという目的に限って言えば、クロスセクションモデルよりこの差分モデルが有効であると判断される。

③ 差分モデルによる運賃弾性値の試算結果

表3に示した差分モデルの推定結果を用いて鉄道と航空機の運賃弾性値を試算した。弾性値は、昭和51年11月の国鉄運賃上げ後の水準から鉄道運賃をさらに値上げした場合について求めたが、その際、航空機の容量制約を考慮した。

容量制約を各ODごとに考慮すると、運賃上昇率の大きさによって容量制約が発生するODの組合せが変わってくるため、運賃弾性値は一定値とはならず運賃上昇率に依存する。そのため、各ODごとに個々の運賃上昇率 (5% さざみで50% までとした) での分担率を差分モデルから求め、それに総輸送人員を乗じて当該ODの機関係輸送人員を算出し、次にこれを全ODについて集計して事後的に運賃弾性値と交差運賃弾性値を求めた。この結果が図4である。

ただし、この場合、運賃弾性値 (ER) と交差運賃弾性値 (EA-R) は独立には定まらばい。鉄道の運賃上昇による鉄道と航空機の分担率の増加をそれぞれ ΔP_R , ΔP_A とすると、全体の需要は変化しないとは仮定しているから $\Delta P_R + \Delta P_A = 0$ である。

一方、 $ER = \frac{\Delta P_R}{P_R} / \frac{\Delta CR}{CR}$, $EA-R = \frac{\Delta P_A}{P_A} / \frac{\Delta CR}{CR}$ であるから次の式が導かれる。

$$ER \cdot P_R + EA-R \cdot P_A = 0 \quad \text{したがって、} \quad \frac{ER}{EA-R} = - \frac{P_A}{P_R}$$

すなわち、運賃弾性値と交差運賃弾性値の比は分担率の比の逆数になることが示される。図4に示した運賃弾性値と交差運賃弾性値の違いは、モデルに適用したサンプル全体での両交通機関の分担率と相違を反映するものである。

表 3 差分モデルのパラメータ推定結果

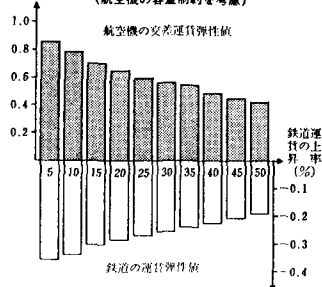
モデルの種別	モデルの名称	パラメータの推定結果		重相関係数	自由度調整済重相関係数
		a_0	a_1		
差分モデル	E-1	-0.2374×10^{-3} (-8.11)	0.8747×10^{-7} (3.69)	0.864	0.747

(注)① () 内の値はt-値を表す。

表 4 クロスセクションモデルと差分モデルのMAE比較

モデルの種別	モデルの名称	MAE
クロスセクションモデル	A-pool	0.0514
	B-pool	0.0773
	C-pool	0.0835
差分モデル	—	0.0220

図 4 鉄道運賃上げの場合の弾性値 (航空機の容量制約を考慮)



4. 非集計機関選択モデルによる運賃弾力性分析

ここでの分析は、アンケート調査結果から各個人の選択行動を推定対象とする非集計機関選択モデルを作成し、機関選択に影響を及ぼす諸要因の中で運賃がいかなる位置を占めているかを明らかにするとともに、運賃弾力性値を試算する。確率モデルから運賃弾力性値を算出する方法はいくつかの代替案が考えられ、その各々について検討を加える。

(1) 機関選択モデルの作成

① 適用データと分析方法

運輸経済研究センターが、昭和53年11月に仙台市圏を対象として実施した調査データ（回収数は857サンプル）を本分析に適用した。この調査は、自家用車保有者を対象に、鉄道沿線地域を中心とする比較的競合度の高い地域における通勤交通と私用目的交通を調査対象としている。調査項目は、モデルの作成に直接利用される各交通機関の諸特性（所要時間、費用、徒歩時間、待ち時間等）のほか、利用しない交通機関の非選択理由、運賃改定時の利用交通機関の変更の有無も含まれており、モデル分析結果との比較がなされる。

モデルの構造式は、各交通機関の諸特性を説明変数とするLogitモデルを用い、最尤法により各要因にかけるパラメータ値を推計した。符号条件に合致しない要因やパラメータの不安定な要因は除外して推計されている。

モデルの種類は、鉄道・バス・乗用車の3機関選択モデルを作成したが、分析を通じて乗用車を含めた3機関の間の選択と鉄道・バスの公共交通機関の間の選択では選択構造に差異があることが明らかになったため、鉄道対バスの2機関選択モデルも作成した。

② 機関選択モデルの作成結果

機関選択モデルのパラメータ推計結果を通勤交通について表5に示す。鉄道・バス・乗用車選択モデルで有意となった要因は、所要時間、費用、乗り換え回数、駐車難易度、道路混雑度の5要因で、鉄道・バス選択モデルでは乗用車に関連した要因が除かれ、所要時間、所要時間の変動、費用の3要因となった。

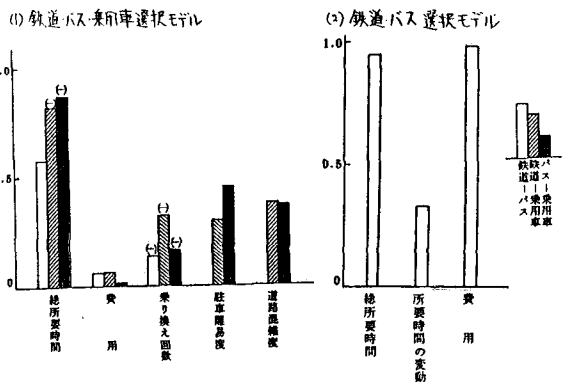
各選択要因の機関選択に及ぼす相対的影響度を図5に示した。この値は、各選択要因について2機関の差の平均値を算出し、それにパラメータ値を集めて求めたものである。3機関選択モデルでは、所要時間と駐車難易度の影響が大ましく、費用の影響は小さい。アンケート調査に設けられた、利用しない交通機関の非選択理由に所要時間と駐車の問題を挙げる者が多く、モデル分析の妥当性を示唆している。鉄道・バス選択モデルでは、3機関選択モデルと対照的に費用が所要時間と並んで重要な選択要因となっている。

表5 機関選択モデルのパラメータ推計結果（通勤交通）

選 択 要 因	3機関 選択モデル	2機関 選択モデル
総所要時間（分）	-0.0413	-0.0679
所要時間の変動（分）		-0.0531
費用（円）	-0.000915	-0.0146
徒歩時間（分）		
待ち時間（分）		
乗り換え回数（回）	-0.291	
車内混雑度（カテゴリ）		
駐車難易度（カテゴリ）	-0.889	
道路混雑度（カテゴリ）	-0.399	
定数項（バス嗜好）	-0.117	1.31
定数項（乗用車嗜好）	1.095	
的 中 率（％）	75.9	72.0
選択機関別サンプル数	計 445 鉄道 75 バス 100 乗用車 290	計 100 鉄道 60 バス 40

注）空欄は有意でないため、除外された変数を示す。

図5 各選択要因の相対的影響度（通勤交通）



(2) 非集計モデルによる運賃弾性値の試算

① 運賃弾性値の算出方法

非線型で確率的な機関分担モデルでは、各個人が位置している確率曲線上の位置が異なるため、運賃上昇の影響は各個人の間で異なる。非集計機関選択モデルから運賃弾性値を推計する方法として以下の3つの代替案が考えられる。

第一の方法は、運賃上昇率(ε_j)を設定することにより、各個人の運賃(C_j)を変化させて選択確率(P_j)の変化を算出し、それを「全サンプル」について積み上げて分担率の変化を導く方法である。この分担式の変化率を運賃上昇率で除して運賃弾性値(E_j)が得られる。と、 j をそれぞれ個人、交通機関を表すインデックスとすれば、この方法による j 機関の運賃弾性値(E_j)は次式で算出される。

$$E_j = \frac{\Delta P_j / P_j}{\varepsilon_j} = \frac{\sum_i \{P_j^i (C_j^i + \varepsilon_j C_j^i) - P_j^i (C_j^i)\}}{\sum_i P_j^i (C_j^i)} / \varepsilon_j$$

この算出方法の特徴として、①当該機関の選択者のみならず、全サンプルの選択確率の変化を積み上げる。②各個人の運賃弾性値の単純平均ではなく、選択確率でウェイトづけした平均値である。点が挙げられる。

第二の方法は、実際観測されるモード(モデルの被説明変数)が0(選択しない)か1(選択する)であるから、各個人の最大選択確率を有する機関を1(選択機関)と考え、運賃上昇による「人数の変化」を全サンプルから計算し運賃弾性値を導く方法である。

第三の方法は、以上個人レベルの方法と異なり、対象地域の個人に関するデータの平均値で表された「平均的個人」を考え、その平均的個人の運賃上昇に対する変化から分担率の変化を推計する方法である。各選択要因の平均値より導かれる j 機関の分担率 P_j 、平均費用 $\langle C_j \rangle$ 、モデルで推定された費用要因のパラメータ α とすれば運賃弾性値は次式で算出される。

$$E_j = \alpha \cdot (1 - P_j) \cdot \langle C_j \rangle$$

ここで注意を要する点は、運賃弾性値が α のみならず P_j 、 $\langle C_j \rangle$ にも依存する点である。なお、この式は分担率曲線の微分により導かれるものであり、運賃変化が有限の場合には次式により算出される。

$$E_j = (1 - P_j) / \{P_j + 1 / (\exp(\alpha \varepsilon_j \langle C_j \rangle) - 1)\} / \varepsilon_j$$

② 運賃弾性値の試算結果

(1)に示した機関選択モデルを用いて上記3つの方法を比較検討した。

まず、第一の方法に基づいて、各交通機関の運賃がそれぞれ5~50%に昇したときの各機関の弾性値を求めた。運賃上昇率の違いによる弾性値の差は小さいため、20%、50%のケースの結果を表6に示した。3機関分担モデルから導かれる値は、鉄道・バス分担モデルの値よりかなり小さい値となっている。これは、図5に示した運賃の相対的影響度が両者で大きく異なるためである。鉄道・バス分担モデルの対象サンプルは、両交通機関が高度に競合したごく限られた地域のものであり、このモデルから算出される弾性値もそれに対応した地域のものであって、対象地域全体の弾性値を表すものではない。調査対象地域の設定方法や調査対象者の抽出方法によって運賃弾性値が著しく異なる点是非集計モデルの場合特に注意すべき点である。

つぎに、第二の方法では、弾性値試算対象の交通機関の利用者が対象サンプルに多く含まれる場合には問題ないが、あまり多くない場合には推計誤差が大きくなる。今回のサンプル数で実際に計算した結果、運賃上昇率の大きさによって弾性値が非連続に変動し、この方法は必ずしも適切でないことが明らかになった。

「平均的個人」を想定する第三の方法では、運賃弾性値が第一の方法による値の1.5~2倍となった。

表 6 個人モデルより導かれる運賃弾性値
(個人レベルの変化・全サンプルの積み上げ)

モデル 交通目的 交通機関 運賃上昇率	鉄道・バス・乗用車分担モデル			鉄道・バス分担モデル	
	鉄道	バス	乗用車	鉄道	バス
20 %	-0.082	-0.096	-0.066	-0.571	-0.974
50 %	-0.081	-0.094	-0.066	-0.545	-0.805

般に、平均的個人の分担率曲線上の位置は中央方向に寄る傾向があり、その近辺では微分係数が大きくなるため、運賃弾性値が過大推定される傾向をもつ。特定地域で作成されたモデルを他ゾーンに適用する場合、ゾーンの平均値を適用して分担率を求める方法がよく行われるが、運賃弾性値のように分担率の変化分が問題となる場合にはこの方法は適切ではない。ゾーンの平均値のみならずその分布の形状についても考慮することが必要とされる。

以上、非集計機関連選択モデルを用いた運賃弾性値の算出方法を比較検討したが、個人の選択確率の変化分を積み上げて求める第一の方法以外は適切な方法ではないことが示された。第一の方法から導かれる弾性値も、サンプル数が少ない場合や特定地域・対象者に限ったサンプリングをする場合には必ずしも対象地域全体の弾性値とは見なし得ない。非集計モデルの利点を生かしつつ全域的な弾性値を求めるためには、限られたサンプルから作成された非集計モデルを対象地域全体に適用する方法を確立する必要がある。その場合でも、単にゾーンの平均値を用いる方法では前述した通り推計誤差が大きくなるため、各選択要因の分布形状を考慮した適用方法でなければならない。この点が、非集計モデルによる弾力性分析の残された重要な課題であると考ええる。

5. おわりに

運賃弾力性分析の手法として、時系列分析、集計機関連選択モデル分析、非集計機関連選択モデル分析についてそれぞれ個別に検討してきた。時系列分析による方法は、運賃変化の影響が直接把握でき分析も簡単である反面、推定される弾性値が説明要因に導入されない諸要因の影響に左右されるため、正確な弾性値の推定が困難である。クロスセクションデータを用いる機関連選択モデルによる分析は、それとは対照的に交通機関の種々のサービス要因から需要曲線が導かれるもの、異なる時間断面での結果を比較すると必ずしも安定したパラメータが得られない、説明要因の組合せ、その導入方法によって運賃の係数がかなり変動する点もこの分析の問題点として指摘される。本研究で提案した差分モデルは、運賃改定をばさむ2時間断面のデータから運賃の影響だけによる分担率の変化分を推定するものであり、こうした問題点を解決するモデルとしてその有効性が示されたものと考ええる。このモデルは、ある1つの要因の変化の影響を精緻に捉える必要がある場合にとりわけ効果を発揮するものといえる。

非集計モデルについては、4で述べた通り、いわゆる「非集計モデルの集計問題」を解決する必要がある。一般にはゾーンの平均値を非集計モデルにインプットし分担率を求める方法が用いられている。この方法ではモデルの非線型性に基づくバイアスが生じることが指摘されているが、分担率そのものを推定する場合にはその大きな目体は大きくない。しかしながら、運賃弾性値のように分担率の変化分が問題となる場合はこのバイアスが問題となり、そのため各要因の分布形状までを考慮した集計方法が必要とされてくる。今後はこの点を中心として分析を進める。

なお、本研究は、運輸省ならびに運輸経済研究センターにより進められた「交通機関連選択要因としての運賃に関する調査」の一環として行われたものである。

(参考文献)

- 1) 森地、西井、井原：大都市圏における交通機関連選択分析、
土木計画学研究発表会講演集、1979年1月
- 2) M.B.Akiva and M.G.Richard：Disaggregate Multimodal Models for Work Trips
in the Netherlands, Transportation Research Record, 569, 1976
- 3) A.Talvitie：Aggregate Travel Demand Analysis with Disaggregate Demand
Models, Transportation Research Forum Proceeding, 1973
- 4) Domencich and McFadden：Urban Travel Demand, North-Holland, 1975