

通勤鉄道の混雑率低下による乗客数への影響*

A Study of the Passenger Increasing Effect by Commuter Rail Congestion Relieving*

柏谷増男**, 朝倉康夫***, 細川透****

Masuo KASHIWADANI**, Yasuo ASAKURA***, Tohru HOSOKAWA****

1. はじめに

大都市の通勤鉄道混雑は、我が国の都市交通問題の中でも最も深刻な問題のひとつである。これまで、交通サービス提供者である鉄道事業者が輸送力増強を怠ってきたわけではないが、200%を越えるような混雑率に対してはその努力も残念ながら“焼け石に水”であったと言わざるを得ない。このように極端に多い需要のもとでの交通サービス供給という特殊な状況下では、混雑率低下という交通サービスの上昇に対する需要者側の反応はほとんど観測されていなく、そのことが通勤鉄道混雑緩和への取り組みを萎えさせているとも考えられる。

ところで JR 西日本では、通勤輸送の主力をなす大阪圏で大幅な輸送力増強投資を行い、乗客数を大きく増加させている。JR 発足時の昭和 62 年大阪圏主要都市線区 6 線の運行本数は 2106 本/日であったが、平成 8 年 3 月には 2699 本/日、28.2%の大幅増となり、所要時間短縮等の効果をも含めて、昭和 62 年時の 1.25 倍の乗客を得ている¹⁾。この間の関西 5 私鉄の乗客数が 1%減であったことと比較すると、サービス向上策が乗客増につながったと考えられる。この結果から見ても、混雑度が乗客数に与える影響を分析し、有意な結果が得られれば今後の輸送力増強計画に寄与しうると思われる。

わが国での従来の研究では、鉄道混雑による利用者への影響については少数の研究例が見られるものの、乗客数に与える影響を計測する事は困難であった。このことは代替機関としての自動車通勤がほとんど不可能であり、どの路線も混雑しているという状況のもとでは実質的には人々は交通機関や路線を選択出来ないことを反映している。しかし、上述のように JR 西日本では大幅な列車増発により多くの乗客を得ている。そこで、本研究では、従来の研究がクロスセクション分析であったために測定

できなかったのではないかと考え、同一路線での混雑度の変化を考慮しうる時系列データを加えたプーリング分析手法での計測を試みる。

2. 通勤鉄道の混雑率及び乗客数に関する従来の研究

通勤鉄道の混雑は先進諸国のうち我が国でのみ深刻な問題であるが、その計測は容易ではない。家田、松本は着席待ちのために乗車する列車を遅らせる人の行動を計測して着席効用度を測定²⁾、また美谷等は改札口への所要時間が余分にかかっても混雑していない車両を選択しようとする行動を計測して混雑不効用が有意なことを実証している³⁾。さらに、志田等および堀江等では、混雑不効用を考慮した経路選択モデルが最短経路配分モデルよりも優れていることから、経路選択への混雑の影響が大きいことを示している^{4), 5)}。

マクロデータを用いた研究のうち、屋井、岩倉は首都圏での通勤鉄道経路選択分析で非集計ロジットモデルを用いて混雑率の影響を調べている⁶⁾。混雑指標は区間別混雑度の 2 乗に区間所要時間をかけ、それを経路全体について加算するという複雑な形をとっているが、パラメータ分析の結果、t 値は 1.79 であまり有意な指標とはなっていない。また土居らは、やはり首都圏鉄道の利用者に対してネスティッドロジットモデルを用いたアクセス交通手段選択と経路選択を分析している⁷⁾。この研究では ①路線別の乗車時間を加重平均した平均混雑率、②乗車区間中の最大混雑率、③路線別乗車時間と路線別平均混雑率からなる混雑不効用関数が用いられるが、パラメータ推定結果の t 値はそれぞれ ①2.10②1.66③1.74 であり、あまり有意な変数とはなっていない。

一方、SP データを用いた鈴木の研究では、被験者が学生であることを割り引かねばならないものの、ロジットモデルによる混雑時間変数の t 値は 5 を越え、有意であると報告されている⁸⁾。このように乗客にとって重大な関心事であるはずの通勤鉄道混雑が、ミクロな行動分析や SP データによる計測では認められてもマクロなデータ分析からその影響が把握されないことは、大都市圏で都心に向かう通勤鉄道路線が、程度の差こそあれおしなべて混雑しており、乗客にとって実質的な交通手段選択あるいは経路選択が不可能な現状を反映している。別の言い方をすれば家田らが述べているように、鉄道の

*キーワード：公共交通需要，交通行動分析，
鉄道計画，公共交通計画

**フェロー，工博 愛媛大学工学部（松山市文京町3）
Tel. 089-927-9825, Fax. 089-927-9843

***正会員，工博 愛媛大学工学部（松山市文京町3）
Tel. 089-927-9829, Fax. 089-927-9843

****正会員，工修 佐藤工業（川内市城上町平久保 5-4-77）

表-1 対象路線の交通量観測区間

路線名	観測区間	備考
J R 京都線	新大阪→大阪	快速は茨木→大阪
J R 神戸線	塚本→大阪	快速は芦屋→大阪
J R 片町線	鳴野→京橋	
J R 関西本線	東部市場前→天王寺	S.60まで平野→天王寺
		快速は王寺→天王寺
阪急京都線	上新庄→淡路	
阪急神戸線	神崎川→十三	
阪急宝塚線	三国→十三	
阪急千里線	下新庄→淡路	
近鉄大阪線	俊徳道→布施	
近鉄奈良線	河内永和→布施	
阪神本線	淀川→野田	S.60まで姫島→淀川
京阪本線	野江→京橋	

分析上の利点となり得たと思われる。

3. 対象地域とデータ

(1) 対象路線

対象地域は JR 西日本の中心的な営業地域である京阪神地域とした。JR 西日本は JR 発足時(昭和 62 年度)32%にまで低下したシェアを回復すべく、列車の増発や編成増の増大など大幅な輸送力増強をはかり、その結果、平成 6 年度には 38%にシェアを向上させることが出来た¹⁾。本研究では都市交通年報⁸⁾を主要な資料として用いたため、同資料でのデータ整備状況、JR と私鉄との競合状況等を考慮して、以下に示す各路線での各駅の都心方向直前断面における最混雑 1 時間での輸送状況を具体的な分析対象とした。表-1 に対象路線の観測区間を示す。対象路線は、JR 京都線および JR 神戸線、JR 片町線、JR 関西線、阪急神戸線および宝塚線、阪急京都線および千里線、近鉄大阪線および奈良線、阪神本線、京阪本線の 12 線である。対象期間は昭和 57 年から平成 6 年までの 13 年としたが、JR 関西線については資料の都合上、昭和 60 年以降の 11 年間となっている。

(2) 輸送力と輸送量

最混雑 1 時間あたりの運行本数、輸送力、輸送量についてはいずれも都市交通年報記載のデータを用いた。ここで、輸送力の値は都市交通年報に記載されている通り最混雑 1 時間通過車両数に 1 車両あたりの乗車定員数をかけた値である。

図-1 に JR3 線(京都線、神戸線、片町線)の輸送力と輸送量の推移を示す。輸送力については、昭和 63 年まではほぼ横ばいであるが、平成元年以降約 3000 人/年程度のペースで増加している。輸送量については昭和 62 年までは漸減傾向を示しているが、昭和 63 年の JR 発足時に一挙に 3 万人程度減少しており、その後は約 4000 人/年程度増加している。このうち、昭和 63 年度の大幅な減少に関して JR 西日本経営企画室で事情を尋ねたところ、① 昭和 62 年以前の国鉄時代は私鉄各社と異なった計算方法を採用していたが、その間の計算方式は変化してないこと、② 昭和 63 年以降は私鉄と同様な方法で計算していること等が判明した。図-2 は私鉄 8 線の輸送力と輸送量の推移を表している。輸送力に対象期間中約 2000 人/年のペースで一貫して増加している。輸送量は全体的には横ばい傾向であるが、平成 3 年をピークにそれ以降は減少しつつある。

混雑率については、分析の都合上、図を後に示す。図-3 は JR3 線の値であり、昭和 62 年までは 2 程度、昭和 63 年以降は 1.4 程度で推移している。輸送量の計算方式が異なっているため、昭和 62 年以前と昭和 63 年以降とを単純に比較することは出来ない。JR は近年輸送力を増強してきたが、その分乗客が増えているため結果とし

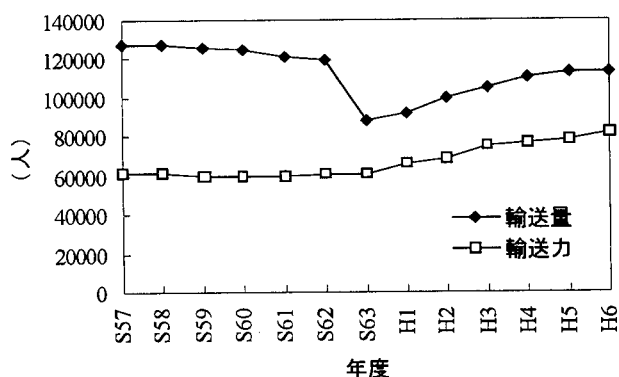


図-1 JR3 線の輸送力と輸送量

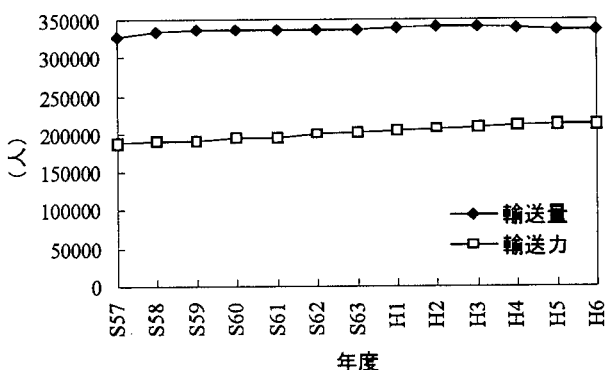


図-2 私鉄 8 線の輸送力と輸送量

輸送シェアがすでに十分高く地域独占性も高いため、サービス・価格に対する需要の弾力性は極めて小さい⁹⁾。

ところで、サービスや価格に対する需要弾力性を測定することは、交通経済学では重要な課題である。バスサービスを対象とした Kyte の研究¹⁰⁾やフィラデルフィアの通勤鉄道を対象とした Voith の研究¹¹⁾等では、いずれもサービス水準の変化に対して顕著な乗客数変化が報告されている。アメリカの場合には自動車交通との代替性が高いことが有意な需要弾力性を観測し得た主要な要因であろうが、これらの研究では時系列データまたはパネルデータが用いられており、鉄道交通のサービス水準の変化がその後の乗客数の変化として把握できることも、

て混雑率の値はほぼ一定で推移している。図-4は私鉄8線の値である。昭和58年の値が約1.77と最大で、それ以後は一貫して低下し、平成6年には1.57程度になっている。混雑率低下は各社の輸送力増強の努力の結果とも言えるが、それでも私鉄の平均値はJR3線の平均値よりも大きく、近年の乗客減少のひとつの理由になっていると推察される。

(3) その他のサービス指標

運賃及び速度については交通公社及び私鉄各社発行の時刻表を用いて、当該路線の代表的駅間ペアについての値を計算し、1kmあたりの値に直したうえで駅間ペアに関する平均値を計算した。なお、運賃は名目値を用いている。またt-1年の交通量をt年の輸送力で割った値を予想混雑率と定めた。

4. 推定式とパラメータ推定結果

(1) 推定式と変数

各路線毎に交通量は異なっているが、その値自身を鉄道路線の特性で表現することは出来ない。そこで各路線の基礎的な乗客数を表す変数として前年度輸送量を用いた。つまり、大部分の通勤者は慣性的に利用を継続するが、一部の人々は路線特性に応じて変更すると考えていることになる。推定式は単純に線形とし、各年度輸送量(人)を被説明変数、また説明変数には前年度輸送量とサービス内容を表す4変数、運賃率(円/km)、速度(km/分)、予想混雑率の逆数、運行本数(本)を用いた。ここでは、運賃、速度、輸送力、運行頻度等の情報が鉄道事業者から利用者に提供され、利用者は居住地選択をも含めて路線選択が出来ると想定している。混雑については鉄道サービスに対する乗客の反応を含むので、利用者は前年度利用者がそのまま各路線を利用すると考えて混雑率を予想し、その値を路線選択の要因とすると仮定している。ただし、すべての推定ケースで、前年度輸送量を変数に含むため、予想混雑率をそのまま用いると分子に前年度輸送量が来て重共線性の危険が考えられるので、重回帰分析の変数には予想混雑率の逆数を用いている。

ところで、3の(2)に述べたJRの輸送量計算方式の取り扱いについて、次の2点を検討すべきである。第1は、昭和63年に従来の計算方式を変えたため、昭和62年輸送量の値と昭和63年輸送量の値とに大きい食い違いが生じていることである。このことは図-1からも明らかであり、昭和63年のJR4路線に対してのみ前年度輸送量の値をもつ係数ダミー変数を用いることである。本研究ではこのダミー変数を63年ダミーと名付ける。第2は、昭和62年以前の国鉄時代の計算方式が私鉄の方式とは異なることから、昭和57年以降、昭和62年以前の国鉄4路線に対しても同様な係数ダミー変数を用いるべきとの考え方である。ここではそのダミー変数を国鉄ダ

ミーと名付ける。しかしながら、本研究で採用する推定式はすべて前年度輸送量を説明変数に含んでおり、しかも当年度輸送量と前年度輸送量との相関係数の値は0.9893と大きいので、6年間、4路線にわたって前年度輸送量と同じ値を持つ係数ダミー変数を導入することに全く問題がないとは言いきれない。そこで、以下ではこの国鉄ダミー変数を含まない場合と含む場合とについて、パラメータ推定結果を述べることにする。

サンプル数は11路線で13年、1路線で11年、合計154である。

(2) 国鉄ダミー変数を含まない場合のパラメータ推定結果

表-2に国鉄ダミー変数を含まない場合のパラメータ推定結果を示す。各推定式に対する自由度調整済み決定係数の値は0.99以上で大きい。前年輸送量を変数に持っているのも当然ともいえる。なお、参考のためダービン・ワトソン比の値を示している。本研究では路線と年度にわたるプーリングデータを扱っているので、機械的にダービン・ワトソン比の値を算出することは正確には意味のないことであり、ここではあくまで参考までに記載しているにすぎないが、誤差の自己相関はあまり見られないと思われる。また、各変数間の相関係数を見ると、運行本数と前年度輸送量との値が最大で0.8155であり、その他の組については絶対値で0.4を越えるものがないことから、重共線性の心配はないと思われる。

まず、前年輸送量の係数値が1に近くt値も大きいことから被説明変数である乗客数は前年輸送量によってほとんど説明されることがわかる。このことは通勤交通が職場及び居住地選択の結果生じることから考えて当然の結果といえる。63年ダミー変数のt値は18前後となっており、2番目にt値の大きい変数である。予想混雑率の逆数のt値は各ケースで3以上を示し、1%水準で有意な変数となっている。前年輸送量及び63年ダミーと予想混雑率のみを変数とした推定(ケース2)での決定係数の値は0.9939であり、前年輸送量及び63年ダミーのみの場合(ケース1)の値0.9932よりも0.007大きい。表-2に示した推定ケースの中で決定係数が最大の場合(ケース6,8)での値は0.9942でケース2の場合に比べて0.0003大きいにすぎないことから、予想混雑率の逆数の値は乗客数の変化に大きな影響を与えていると言える。また各推定ケースでの予想混雑率の逆数に対する係数値はほぼ安定している。運賃については符号が正となり、期待に反しているが、我が国では通勤費が通勤先から支払われる場合が多いので、本来中立的とも考えられる。運賃のt値はさほど大きくなく5%水準でもケース8,9は有意となるが、ケース6,7では優位ではない。なお、本研究では名目運賃額を用いているが、平成8年の消費者物価を100とした場合の昭和57年の値は82.3で、この間大きくは変動していないため、名目運賃額を用いて

表-2 国鉄ダミーを含まない場合の最混雑時1時間輸送量の推定結果

推定ケース	1	2	3	4	5	6	7	8	9
定数項	713.3 (2.51)	-2110.8 (3.00)	-2369.8 (3.38)	-1888.5 (2.49)	-2266.7 (2.96)	-3177.46 (3.96)	-2285.6 (2.82)	-3000.9 (3.62)	-1044.5 (1.93)
前年度輸送量	0.9885 (147.43)	0.9969 (150.44)	0.991 (142.62)	0.9877 (74.17)	0.9872 (75.22)	0.9873 (138.54)	0.9815 (69.91)	0.9772 (70.84)	0.9543 (80.28)
運賃						43.02 (1.99)	29.90 (1.36)	47.72 (2.14)	52.07 (2.28)
速度			1022.5 (2.44)		994.3 (2.32)	1300.1 (2.97)		1258.0 (2.86)	1414.9 (3.15)
予想混雑率 の逆数		4118.0 (4.34)	3596.3 (3.76)	3683.8 (3.36)	3423.3 (3.15)	3708.7 (3.91)	3635.1 (3.32)	3276.3 (3.05)	
運行本数				16.72 (0.79)	7.21 (0.34)		25.39 (1.16)	18.54 (0.86)	49.33 (2.52)
63年ダミー	-0.2456 (17.93)	-0.2345 (17.77)	-0.2404 (18.21)	-0.2339 (17.62)	-0.2400 (18.04)	-0.2425 (18.49)	-0.2339 (17.72)	-0.2416 (18.35)	-0.2479 (18.55)
自由度修正済 決定係数	0.9932	0.9939	0.9941	0.9939	0.9941	0.9942	0.9939	0.9942	0.9939
(参)D.W.比	1.44	1.55	1.64	1.55	1.64	1.68	1.56	1.68	1.60

注 () 内数値はt値, 5%有意水準, 1.98, 1%水準, 2.62, 0.1%水準, 3.37

表-3 国鉄ダミーを含む場合の最混雑時1時間輸送量の推定結果

推定ケース	1	2	3	4	5	6	7	8	9
定数項	762.2 (2.71)	-2230.4 (2.60)	-1456.0 (1.66)	-2073.8 (2.36)	-1489.3 (1.69)	-2236.3 (2.39)	-2672.2 (2.78)	-2236.7 (2.37)	-1242.3 (2.36)
前年度輸送量	0.9891 (149.27)	0.9971 (148.25)	0.9853 (128.81)	0.9871 (73.48)	0.9904 (75.26)	0.9808 (125.07)	0.9796 (68.55)	0.9805 (70.79)	0.9748 (74.20)
運賃						46.12 (2.15)	33.71 (1.50)	46.27 (2.09)	46.96 (2.11)
速度			1620.5 (2.99)		1746.4 (2.89)	1974.2 (3.53)		1967.7 (3.24)	2361.3 (4.51)
予想混雑率 の逆数		4283.0 (3.68)	1820.9 (1.30)	3924.7 (3.17)	1843.66 (1.31)	1775.0 (1.28)	4065.6 (3.29)	1773.4 (1.27)	
運行本数				18.66 (0.86)	-11.15 (0.47)		30.03 (1.31)	0.68 (0.03)	1.86 (0.07)
63年ダミー	-0.2474 (18.26)	-0.2338 (17.28)	-0.2500 (17.54)	-0.2326 (17.08)	-0.2520 (16.92)	-0.2531 (17.88)	-0.2315 (17.05)	-0.2530 (17.18)	-0.2605 (19.28)
国鉄ダミー	-0.0131 (2.21)	0.0017 (0.26)	-0.0153 (1.72)	0.0030 (0.42)	-0.0174 (1.75)	-0.0167 (1.90)	0.005 (0.75)	-0.017 (1.69)	-0.025 (3.25)
自由度修正済 決定係数	0.9933	0.9939	0.9942	0.9938	0.9941	0.9943	0.9939	0.9943	0.9942
(参)D.W.比	1.48	1.55	1.71	1.55	1.72	1.76	1.56	1.76	1.77

注 () 内数値はt値, 5%有意水準, 1.98, 1%水準, 2.62, 0.1%水準, 3.37

いることが計算結果にさほど悪影響を与えているとは思えない。速度については符号は正で利用者は速度の速い路線を選択している。推定した5ケースのうち3ケースで1%有意水準を満足し、残りの2ケースでも5%有意水準は満足している。運行本数については、符号は正で条件を満足しているが、t値の値はケース9を除けば、5%水準でも有意ではない。ケース9では予想混雑率の値を除いており、予想混雑率の逆数が運行本数、車輛数、定員の積の値を前年度輸送量で割った値であるため、運

行本数が予想混雑率の逆数の代理変数としての役割を果たしたものと推察される。

(3) 国鉄ダミー変数を含む場合のパラメータ推定結果

表-3に国鉄ダミー変数を含む場合のパラメータ推定結果を示す。自由度調整済み決定係数の値は表-2の結果とほとんど変わらなく、導入した国鉄ダミー変数の有意性も推定ケース1の場合に5%水準で有意、推定ケース9の場合に1%水準で有意となるが、その他のケース

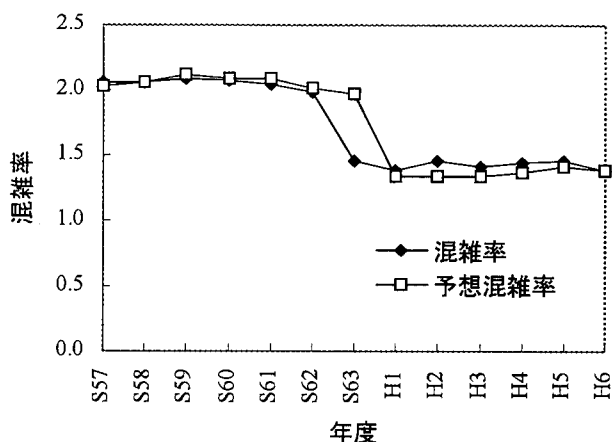


図-3 JR 3線の混雑率と予想混雑率

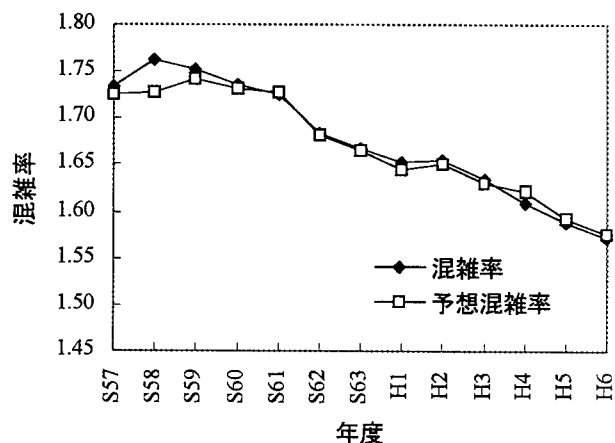


図-4 私鉄8線の混雑率と予想混雑率

では5%水準でも有意とはならない。一方、63年ダミー変数ではいずれの推定ケースでもt値は17以上となり、きわめて大きい。以上の結果から判断すると、国鉄時代の推定方式は特にバイアスがかかったものであるとは言えず、表-2の推定結果が無効とは言えない。

ところが、予想混雑率の逆数についてのパラメータ推定値やt値は表-2の推定結果に比べて小さくなっている。特に、速度を説明変数に取り入れた推定ケースではそれらの値は大きく低下しており、t値は5%水準でも有意ではなくなる。これに対して速度のt値は表-2の推定結果に比べてかなり大きくなっている。その他の前年度輸送量や運賃、運行本数については、t値が小さい場合のパラメータ推定値を除けば表-3の推定結果は表-2の結果とあまり変わらない。

問題は速度を説明変数に取り入れた推定ケースでの予想混雑率の逆数についてのパラメータ推定値やt値の低下である。相関係数表を見ると、予想混雑率の逆数と国鉄ダミー変数との相関係数の値は-0.5424であり、かなり強い相関が見られる。また国鉄ダミー変数と速度との相関係数の値は0.3644で両者には相関がある。こうした関係が、国鉄ダミー変数を導入した時に、予想混雑率の逆数の説明力の低下となり、速度の説明力の向上をもたらしたものと推察される。一方、予想混雑率の逆数と速度との単相関係数の値は0.0912と小さく、このため表-2の推定結果では、速度を説明変数に取り入れた推定ケースでも予想混雑率の逆数についてのパラメータ推定値やt値はさほど低下しなかったものと思われる。また、予想混雑率の逆数が説明変数に入っていない推定ケースでのみ、国鉄ダミー変数が有意となっていることも両者の相関関係を反映している。図-1、図-2から明らかなように近年のJRの輸送量は大きく増加しており、JR1人勝ち現象と言えなくもない。その要因にはJRの輸送力拡大が寄与しているとも読みとれるが、JR各線の速度が私鉄にくらべて速いため、統計的にはJRの集客力イコールJRの速度で説明される可能性もある。

表-2の推定結果が無効とは言えないが、表-3の推定結果を無視することはできない。この時点ではひとまず、予想混雑率の逆数が乗客増加に対して有意な変数となりうるとのあいまいな結果に留めざるを得なく、断言は避けたい。

(4) 輸送力増強と乗客数の変化

ここでは、表-2の結果にもとずき、輸送力の増強がどの程度の乗客数変化を生じるのかをパラメータ推定値を用いて検討してみる。対象としたサンプルの輸送力の平均値は約23919人/時であり、前年度輸送量の平均値は約40354人/時である。今、輸送力を1割増大させて26311人/時とすると予想混雑率の逆数の平均値は0.593から0.652に変化する。表-2に示すパラメータ推定値の範囲から、予想混雑率の逆数に対するパラメータ値を3500と想定すると積の値は2076から2282に変化する。すなわち、2392人分の輸送力増強に対する1時間交通量の変化は206人に過ぎない。この結果から判断する限り、電鉄会社が自ら混雑率低下をめざすインセンティブは弱いと言わざるを得ない。

しかしながら、3(2)に述べたようにJRは3000人/年程度の輸送力増強によって、その値を上回る4000人/年程度の乗客増加を得ており、輸送力増強は十分な効果を発揮している。この点を検討するために、JRと私鉄それぞれに対して予想混雑率と現実の混雑率、すなわち同年度の輸送量を輸送力で割った値の推移を分析する。図-3はJRの結果であり、平成元年以降混雑率の値は予想混雑率の値を上回っている。このことはJRが大幅な輸送力増強を実施した結果、乗客数が毎年増加していることを表している。一方、図-4は私鉄の結果を示している。平成3年以降混雑率の値は予想混雑率の値を下回っている。私鉄各社の輸送力増強により予想混雑率の値は年々低下しているが、それ以上のペースで乗客数が減っていることが読み取れる。私鉄では輸送サービスを改善してもなおかつ乗客を失いつつあるのである。2つの図をあ

表-4 年度別パラメータ推定結果

年度	昭和57	58	59	60	61	62	63
定数項	210.2 (0.05)	-1489.1 (0.39)	-1440.7 (0.79)	58.6 (0.06)	-3379.0 (0.96)	-2801 (2.96)	14710.0 (2.41)
前年輸送量	0.9847 (28.06)	1.006 (30.90)	0.9821 (63.62)	0.9895 (96.40)	0.9822 (30.49)	1.005 (114.6)	0.9767 (34.56)
予想混雑率 の逆数	1307.5 (0.24)	3241.3 (0.59)	4001.5 (1.48)	755.1 (0.43)	7093.1 (1.23)	4288.3 (2.78)	-22485.6 (2.33)
決定係数	0.9921	0.9927	0.9982	0.9990	0.9904	0.9993	0.9947
サンプル数	11	11	11	12	12	12	12

年度	平成1	2	3	4	5	6
定数項	-2152.6 (0.89)	-6144.0 (1.48)	-9834.6 (5.83)	-8221.0 (2.68)	1423.7 (0.49)	-533.1 (0.89)
前年輸送量	0.9918 (57.61)	1.011 (30.04)	1.011 (68.54)	1.026 (47.67)	0.9827 (43.51)	1.002 (186.90)
予想混雑率 の逆数	4605.2 (1.42)	10328.7 (1.86)	15461.2 (6.93)	11535.0 (2.75)	-590.8 (0.17)	585.1 (0.86)
決定係数	0.9977	0.9907	0.9981	0.9962	0.9970	0.9998
サンプル数	12	12	12	12	12	12

注 ()内数値はt-値, 5%有意水準, 1.98, 1%水準, 2.62, 0.1%水準, 3.37

わせて考えると対象路線の鉄道乗客市場は既に飽和しており、各社のサービス競争はシェア争いにすぎないことが理解される。JR 各線また私鉄各線がそれぞれ輸送力増強を図ってはいるもののそのことがシェア変化しか生み出さないことが、輸送力の増強に対する乗客数の弾性値の低さとなって現れていると推察される。ただし、本研究では各路線の特殊性を表わす説明変数を含んでいないため、この程度の大まかな分析しか出来ない。

(5) クロスセクション分析との比較

表-4 は、前年輸送量と予想混雑率の逆数のみを変数としたクロスセクション推定の結果を示したものである。クロスセクション分析であるので、63 年ダミー変数は用いていない。ただし、63 年の推定については、JR 各 4 線に対して前年輸送量変数に関わる係数ダミー変数を用いており、その係数は-0.342, t値は 9.67 であった。決定係数の値は大きく、前年輸送量の係数値が 1 に近く、t 値も大きいことは表-2 の結果と同様であるが、予想混雑率の逆数のパラメータ推定値が負になるケースが 13 例中 2 例あり、1%水準で有意となる場合はわずかに 1 例、5%水準でも有意とならない場合が 9 例と大半を占める等予想混雑率の逆数は乗客数推計の有意な変数となっていない。

5. おわりに

本研究では、我が国でのマクロな通勤鉄道乗客数分析で混雑指標値が必ずしも有意な変数となっていない問題に対して、時系列データを加えたプーリングデータ推定式を用いて、それが有意な変数となりうることを示した。

ただし、昭和 62 年までの国鉄の計算方式にバイアスがあるとして係数ダミー変数を導入し、予想混雑率の逆

数と速度とを説明変数に含む推定式を用いた場合には予想混雑率の逆数の説明力は小さいことが計算結果に現れている。この係数ダミー変数が有意な変数とは認定できないことから、バイアスの存在を認めないとの立場を取れないこともないが、やはり現時点では、断定的な結論は下すべきでなく、今後のデータの蓄積やより詳細な統計分析に結果をゆだねるべきと思われる。

ところで JR 西日本が結果的に増加輸送力以上の乗客数を得ているという事実にもかかわらず、推定値から見る限り、輸送力増強の乗客数に対する弾性値はかなり低いと判断される。このことは対象とする鉄道網全体の輸送力が増えているため、私鉄の場合には輸送力を増強しながら客を失っているという状況を推定式が反映しているためと考えられる。本研究の推定式はサービスの絶対的な量が乗客数に反映されると仮定しているが、現実的には市場が飽和してシェア争いになっているため、サービスの相対的な差が乗客数に反映していると考えらるべきであろう。乗客の効用増加そのものはこの弾性値から推測されるものよりも大きいのではなかろうか。しかしながらそのようなモデルを作成するためには時系列変化を含む選択行動モデルが必要となり、今後の課題としたい。

本研究の遂行に際して、JR 西日本企画室の松岡次長（平成 9 年）はじめ JR 西日本の皆様には事情聴取や資料提供の面で大変お世話になった。また中央復建コンサルタント岸野課長には以前からの鉄道サービス資料を教えていただいた。これらの方々に心から感謝申し上げたい。また、本研究は平成 7, 8 年度文部省科学研究費（基盤 C(2) 07650626）の援助を受けたものである。

参考文献

- 1) 西日本旅客鉄道株式会社：経営の現状と課題, 1996.
- 2) 家田仁, 松本嘉司：列車選択行動における着席効用度の定量的評価, 土木学会論文集, 第 365 号/IV-4, pp. 69-78, 1986.
- 3) 美谷邦章, 家田仁, 畠中秀人：乗車位置選択行動モデルを用いた混雑費用の定量的評価法, 土木計画学研究・論文集, No. 5, pp. 139-146, 1987.
- 4) 志田州弘, 古川敦, 赤松隆, 家田仁：通勤鉄道利用者の不効用関数パラメーターの移転性に関する研究, 土木計画学研究・講演集, No. 12, pp. 519-525, 1989.
- 5) 堀江雅直, 家田仁, 永井邦彦, 志田州弘：鉄道通勤旅客の経路選択のフロー依存性, 土木学会第 46 回年次学術講演会講演概要集, 第 4 部, pp. 384-385, 1991.
- 6) 屋井鉄雄, 岩倉成志, 伊東誠：鉄道ネットワークの需要と余剰の推計法について, 土木計画学研究・論文集, No. 11, pp. 81-88, 1993.
- 7) 土居厚司, 遠藤弘太郎, 杉山茂雄, 小坂彰洋, 鈴木昭久：鉄道を利用した通勤トリップの経路選択特性の分析について, 土木計画学研究・講演集, No. 16(1), pp. 327-334, 1993.
- 8) 鈴木聡：交通の経路選好特性に関する研究, 日交研シリーズ A121, 1988.
- 9) 家田仁, 岡村敏之, 加藤浩徳：戦後日本の大手民鉄事業者の輸送力増強設備投資実績の分析, 日交研シリーズ A219, 1997.
- 10) Kyte, M., Stoner, J., Cryer, J.: A time-series analysis of public transit ridership in Portland Oregon, 1971-1982, Transportation Research-A, Vol. 22A, No. 5, pp. 345-359, 1988.
- 11) Voith, R.: Fares, service level, and demographics: what determines commuter rail ridership in the long run?, Journal of Urban Economics, Vol. 41, pp. 176-197, 1997.
- 12) 財団法人運輸経済研究センター：昭和58年～平成8年度都市交通年報, 1983-1996.

通勤鉄道の混雑率低下による乗客数への影響*

柏谷増男**, 朝倉康夫***, 細川透****

混雑が路線選択行動に与える統計的分析は、従来からクロスセクション分析により試みられてきたが、マクロデータでは有意な結果が得られていない。本研究では時系列のデータ分析が必要と考え、プーリング推定式を作成した。大阪都市圏の12路線13年間のデータを対象とした推定の結果、推定式自体の精度は良く、混雑を表す指標の予想混雑率の逆数の値は1%ないし0.1%の水準で有意となった。ただし、昭和62年以前の国鉄の推計方式にバイアスがあるとすれば、断定的な結論は下せない。なお、この結果から推測される弾性値は小さく、鉄道各社が積極的に混雑率低下に取り組めるほどの乗客数増加は望めない。

A Study of the Passenger Increasing Effect by Commuter Rail Congestion Relieving*

Masuo KASHIWADANI**, Yasuo ASAKURA***, Tohru HOSOKAWA****

A heavy congestion in commuter railways is one of the most serious urban transportation problems in Japanese large metropolitan areas. However, the effect of congestion on the number of passengers has not been estimated statistically so far. A panel statistic analysis, cross section and time series, is applied for the data of 12 lines and 13 years in Osaka metropolitan area where JR west company has succeeded to get more passengers by supplying more trains. We find the parameter related to a congestion measure can be significant but the magnitude of congestion relieving effect on passenger increase is not large.
