

非集計行動モデルによる新駅利用量の予測方法とその評価

THE PREDICTIVE ACCURACY OF DISAGGREGATE BEHAVIOURAL MODELS OF NEW RAILWAY STATION'S USAGE

原田 昇*・太田勝敏**・新谷洋二***

By Noboru HARATA, Katsutoshi OHTA and Youji NIITANI

The predictability of Nested Logit (NL) models was examined at the aggregate level as well as the disaggregate sample level, using the before-and-after data on a new railway station. The NL models tested have a three-level structure, containing line-haul mode, station, and access mode choices.

We showed (1) the temporal stability of the choice structure, the independent variables and the parameters is very high, and (2) the prediction error on the usage of the new railway station is within 20 percent, using simplified aggregation procedures. So, we concluded that the NL models have high applicability for the prediction of the station's usage.

1. まえがき

非集計行動モデル (Disaggregate Behavioural Model) は、個人選択行動理論に基づくことから論理性が高く、実際の交通計画への適用に際しても、集計モデルと比べて応用性が高いと考えられることから、交通需要予測モデルとしての可能性が指摘されている。特に、データ効率のよさ、政策変数の導入しやすさ、集計の自由度 (個人属性や任意の空間単位に沿って集計し得ること)、モデルの整合性、ならびに移転可能性の高さ (地域間移転可能性と予測精度) の点で集計モデルより優れているといわれている。また、集計モデルとの適用手順の違いや離散型変数のモデル化に伴う適用手法上の課題に関しては、サンプリング手法と集計手法を始めとして種々の方法が比較検討されている¹⁾。しかし、4段階推定法の補完、あるいは代替関係を含めて、具体的にどの交通問題分野において非集計行動モデルが有用に関し

ては、明らかになっていない。その理由は、特定の交通行動を対象とする研究の蓄積が不十分であること、特に、交通政策の選択に必要な集計交通量の予測精度に関する実証的研究がほとんど行われていないことにあると考えられる。

そこで、本論文は、駅・アクセス手段同時選択行動に関する一連の非集計行動モデル分析の経験をもとに、非集計行動モデルによる新駅利用量の集計予測精度を検討したものである。駅・アクセス手段同時選択行動は、非集計行動モデルの諸特性を検討するのに適した多次元選択²⁾であり、従来の集計モデルによる分析が困難なことから分析対象に選定したものであり、すでに、データ効率のよさ³⁾、政策変数の導入しやすさ^{3), 4)}、集計の自由度⁵⁾、ならびにモデルの整合性⁶⁾に関する検討を行っている。

非集計行動モデルの移転可能性に関する既存研究をみると、ロジットモデルを用いた通勤交通手段選択に関するものがほとんどである^{7)~18)}。なかでも、BARTの開業前・後のデータを用いて、予測精度 (時間的な移転可能性) を検討したものが多く^{8)~11)}。比較内容としては、パラメーターの時間的安定性に関する t 検定^{7), 12)}、モデルの転用精度に関する尤度比 (χ^2) 検定^{8), 11), 12)}、あるいは、選択肢別分担量の推計精度に関する RMS 誤差の検

* 正会員 工博 財団法人 計量計画研究所 (研究員)
(〒151 渋谷区代々木 1-35-7)
計量計画研究所・研究員 (前・東京大学工学部都市工学科
/日本学術振興会奨励研究員)

** 正会員 Ph.D. 東京大学助教授 工学部都市工学科
(同上)

*** 正会員 工博 東京大学教授 工学部都市工学科 (同上)

討⁹⁾が行われている。また、わが国の検討例^{14)~18)}では、統計的検定を用いたものはない。検討結果をみると、移動可能性を肯定するもの^{7), 10), 11), 15), 16), 18)}と否定するもの^{8), 9), 12)~14), 17)}があり、統一した見解は得られていない。この理由の1つは、調査手法や変数値の設定方法が異なっているため、モデルの誤差とデータ等との誤差とが分離されていない点にあると指摘されている¹²⁾。また、非論理的サンプルと変数組の取り方による影響が大きいとするもの⁸⁾、変数の関数形（たとえば、Box-Tukey変換）の影響が小さいとするもの¹¹⁾、推定モデルを改訂（up-to-date）することによって移転性を改善できるとするもの⁷⁾、等がみられる。最後に、集計交通量の予測精度に関しては、新設されたパークアンドライドの利用量を5割過小推計したという分析¹³⁾がある程度で、実証的検証はまだまだ不十分といわざるを得ない。

2. 分析対象とデータベース

分析対象は、昭和55年10月に開業された国鉄横須賀線東戸塚駅3km圏内居住者による通勤、および通学（高校以上）交通である（図-1参照）。なお、東戸塚駅を選定した理由としては、新駅およびそれに伴うバス網の再編という大幅な交通サービス条件の変化による交通行動変化の調査可能性とともに、250mメッシュデータ（人口）の存在がある。また、3km圏は、東戸塚駅駅勢圏を内包するように隣接駅との中間地点より外側に設定したものである。

交通実態調査は、横浜市、国鉄等の関連部局の協力を得たもので、東戸塚駅開業後4か月を経た昭和56年2月に、開業前の交通行動も併せて調査した。なお、居住者郵送調査、居住者訪問調査、新駅利用者の観測調査（昭和56年2月13日）等を行った。また、別途、昭和56年1月30日に国鉄によって新駅利用者の観測調査とハ

ガキ調査（駅配布郵送回収）が実施された。居住者訪問調査は、居住者郵送調査の内容をより詳細に展開したもので、郵送調査を補完するものである。両調査に関しては、新駅開業前後の通勤・通学トリップの特性など、主要な調査項目についての設問は一致させており、調査対象者の抽出もあわせて行った。500mメッシュ当たり90世帯を目途に抽出した結果得られた8497世帯に対して、郵送2402世帯（回収率29.1%）と訪問204世帯（回収率85.0%）を回収した。このようなメッシュ別ランダムサンプルを採用したのは、特定の人口集中メッシュへのサンプルの偏在を避けることにより、空間的に一定数のサンプルを確保し、端末交通特性の把握を容易ならしめるとともに、新駅開業により人口流入の見込まれるメッシュへの適用性が高いモデルが作成できると考えたからである。また、新駅開業前後の交通行動を比較することから、新駅開業後に転入した世帯は抽出時に除外し、回収後のマシンチェックによって、通勤・通学先が変化したもの、ならびに利用手段や利用駅等の情報が不完全なものを除いて、モデル作成用のサンプルとした。

また、国鉄ハガキ調査の利用券種別拡大結果から得られた通勤・通学目的別乗客数は、居住者調査の拡大結果ならびに新駅利用量の推計精度の検討に用いている。

拡大結果から、新駅開業による交通行動の変化をまとめると、以下のとおりである。

① 対象地区の通勤・通学（高校以上）者数全体（67482人）の15%を占める10258人が代表交通手段、あるいは経路を変更している。

② そのうち代表交通手段を変更したのは、新駅1km圏内の居住者を中心とする2309人（22.5%）であり、一般的には、新駅開業が代表交通手段の選択に与える影響は小さい。

③ 経路のみを変更した7949人（77.5%）のうち、約7割を占める5700人は利用駅を変更したものである。戸塚駅、保土ヶ谷駅、および横浜駅へのバスアクセス経路から新駅への徒歩アクセセル経路への変更を中心に駅勢圏は大きく変化している。

④ 新駅利用者（7042人）のアクセス手段分担は、徒歩56.5%、バス32.5%、その他11.0%である。

3. 分析フレームの作成

この章では、まず駅利用量の推計フローを説明し、続いてその中で用いた非集計行動モデルの作成に係る簡略化と対象サンプルを述べる。

（1）駅利用量の作成フロー（図-2）

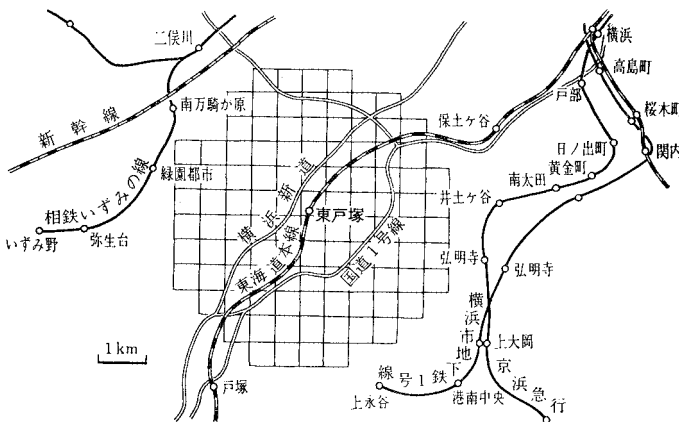
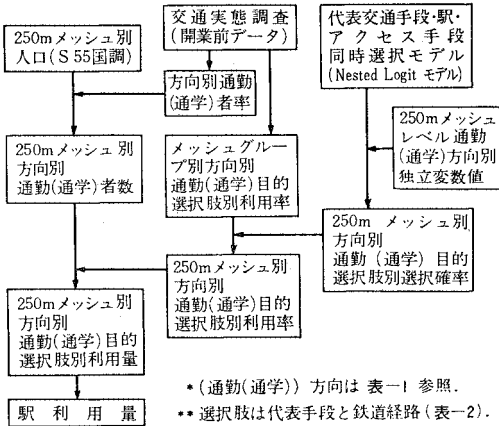


図-1 調査対象圏域図（計104メッシュ）

表一 通勤(通学)方向と代表交通手段, 共通駅

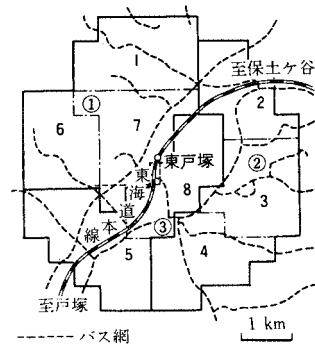
		1. 横浜方面	2. 戸塚方面	3. 二俣川方面	4. 関内(中区)	5. 横浜(西区)	6. 調査区域	7. 戸塚区(6以外)	8. 保土ヶ谷区(6以外)	9. その他
交通手段	鉄道	○	○	○	○	○		○	○	
	バス その他				○	○		○	○	
共通駅		横浜駅	戸塚駅	二俣川駅	関内駅	横浜駅	—	戸塚駅	保土ヶ谷駅	—

注：○印は新駅開業の影響を受けるもので、この範囲に対してモデルを作成している。



図二 駅利用量の推計フロー

- * (通勤(通学)) 方向は表一参照。
- ** 選択肢は代表手段と鉄道経路(表一2)。



図三 メッシュグループ位置図(通勤1~8, 通学①~③)

この場合必要な250mメッシュ単位の通勤(通学)者数には横浜市が昭和55年国調より作成したものをを用いており、その設定誤差は小さく押えられたと考えられる。

なお、開業前データを用いた通勤(通学)方向別代表手段・鉄道経路別利用率の設定は、メッシュ別にサンプルの平均利用率で行った。しかし、250mメッシュ別のサンプル数が、通勤では平均6.4、通学では平均2.1と少ないために安定した平均利用率を得ることができなかった。そこで、バスシステムの圏域等より交通条件の類似したメッシュをとりまとめ、駅より方向別に通勤目的では8グループ、通学目的ではこれをさらにまとめた3グループのメッシュグループを設定し、このメッシュグループ別に利用率を算定した(図三参照)。

(2) 非集計行動モデルの作成手順の簡略化

前節で示した集計フローに対して、鉄道とバスの代表交通手段ならびに駅とアクセス手段を合わせた鉄道経路の選択に関する非集計行動モデルが必要である。以下、選択構造の設定と比較対象経路の限定、ならびにモデル作成用サンプルの概要について述べる。

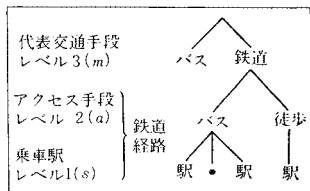
選択構造としては、駅へのアクセス手段、乗車駅、代表交通手段の3種類の選択が含まれており、それらの間では選択肢間の類似性が異なると考えられる。ここでは、アクセス手段間よりも乗車駅間の類似性が強いという分析結果⁶⁾に加えて、代表手段間よりも鉄道経路間の類似性が強いと仮定し(図四参照)、これを検証することとした。このような選択構造に対しては、通常のロジッ

駅利用量の推計は、競合するすべての交通手段と経路、ならびにODを対象とすることから、種々の簡略化を含む集計フローを作成した。また、人口等の外生変数にはできる限り実績に近いものを用いて、モデル自体の集計予測精度を検討できるように留意した。

まず、新駅開業による通勤(通学)先の変更は無視し得ると考えて、通勤(通学)先別交通量一定の枠内で代表交通手段あるいは鉄道経路の利用率の変化をとらえることにした。

そこで、通勤(通学)先を競合する代表交通手段(鉄道、バス、車、その他)の状況より9方向にまとめて、新駅開業の影響を受ける部分を方向別に設定した(表一参照)。そして、新駅開業の影響を受けないと設定した部分については、開業前データより作成した通勤(通学)方向別代表手段・鉄道経路利用率を開業後も変化しないと考えると通勤(通学)者数に乗じて駅利用量を算出した。一方、新駅開業の影響を受けると設定した部分については、開業前データで作成したモデルを開業後データに適用したときの推計確率より、通勤(通学)方向別代表手段・鉄道経路別利用率を算出した。

また、推計確率の集計手法としては、アクセス手段選択モデルでの検討結果⁴⁾より、250mメッシュ単位に説明変数の平均値を用いて適用する「平均値法」を用いた。



注：レベル1から3の順で選択肢相互の類似性が高い。

図—4 仮定した選択ツリー

レベル	モデル式
代表交通手段 レベル3 $P(m)$	$P(m) = \frac{e^{\lambda_1(V_m + A_m)}}{\sum_n e^{\lambda_1(V_n + A_n)}}$ ただし $A_m = \frac{1}{\lambda_2} \ln \sum_a e^{\lambda_2(V_a + V_{a,m} + A_a)}$
アクセス手段 レベル2 $P(a m)$	$P(a m) = \frac{e^{\lambda_2(V_a + V_{a,m} + A_a)}}{\sum_a e^{\lambda_2(V_a + V_{a,m} + A_a)}}$ ただし $A_a = \frac{1}{\lambda_1} \ln \sum_s e^{\lambda_1(V_s + V_{s,a})}$
乗車駅 レベル1 $P(s a, m)$	$P(s a, m) = \frac{e^{\lambda_1(V_s + V_{s,a})}}{\sum_s e^{\lambda_1(V_s + V_{s,a})}}$

注) m : 代表交通手段, a : アクセス手段, s : 乗車駅
 V_i : i のみに関連した効用
 このとき、同時選択確率 $P(m, a, s)$ は
 $P(m, a, s) = P(m) \cdot P(a|m) \cdot P(s|a, m)$
 で表わされる。

図—5 Nested Logit モデルの式形

トモデルでは「選択確率比の文脈独立—IIA」特性による限界があるため、Nested Logit (NL) モデル^{19)–21)}を用いることとした。図—5にモデル式を示す。なお、 λ_2/λ_1 または λ_2/λ_1 を λ 比とよぶと、 $0 < \lambda \leq 1$ のとき、効用最大化理論と整合性のあるモデルとなることが示されている¹⁹⁾。

鉄道経路選択モデルに関しては、通勤（通学）方向別にそれ以降最終目的地までの経路が一致すると考えられる「共通駅」を設定し、「共通駅」までの経路（乗車駅とアクセス手段の組合せ）を比較した。NLモデルでは各選択肢に同じものを加えても選択確率が変化しないことから、「共通駅」以降の部分を省略したものである。また、乗車駅としては東戸塚駅と競合し、かつ利用量の多い12駅を選定した。一方、アクセス手段は9割強を占める徒歩とバスの2手段で大勢を把握できると判断し、その他の手段は予測対象から除外した。この結果、鉄道経路選択モデル（レベル1, 2）では、新駅開業前後ともに鉄道を利用する1513サンプル（通勤（通学）方向6と9（122サンプル）を除く、表—1参照）の中で、前述した12駅を利用し、そのアクセス手段が、徒歩かバスである1358サンプルを対象とした。一方、代表手段選択モデル（レベル3）では、モデルを作成する通勤（通学）方向4, 5, 7, 8に該当する841サンプルの中で、

表—2 モデル作成用サンプルの選択肢別利用実績

選択肢	ケース	メッシュ別サンプル		全城ランダムサンプル			
		事前	事後	事前	事後		
鉄道経路 (アクセス手段と乗車駅)	バス 経路	横浜	43 (3)	19 (1)	26 (2)	12 (1)	
		保土ヶ谷	443 (33)	322 (24)	454 (33)	375 (28)	
		戸塚	364 (27)	221 (16)	260 (19)	182 (13)	
		東戸塚	—	122 (9)	—	70 (5)	
		井土ヶ谷	12 (1)	12 (1)	30 (2)	30 (2)	
		弘明寺	35 (3)	34 (3)	45 (3)	44 (3)	
		上大岡	141 (10)	136 (10)	174 (13)	168 (12)	
		西横浜	31 (2)	26 (2)	34 (3)	31 (2)	
		二俣川	93 (7)	92 (7)	118 (9)	117 (9)	
		和田町	12 (1)	9 (1)	14 (1)	12 (1)	
		緑園都市	3 (0)	2 (0)	1 (0)	1 (0)	
		上永谷	40 (3)	39 (3)	48 (4)	47 (3)	
		徒歩 アクセス経路	保土ヶ谷	5 (0)	5 (0)	6 (0)	6 (0)
			戸塚	10 (1)	10 (1)	5 (0)	5 (0)
東戸塚	—		197 (14)	—	115 (8)		
井土ヶ谷	1 (0)		1 (0)	2 (0)	2 (0)		
弘明寺	37 (3)		37 (3)	69 (5)	69 (5)		
上大岡	8 (1)		8 (1)	15 (1)	15 (1)		
和田町	1 (0)		1 (0)	1 (0)	1 (0)		
緑園都市	48 (4)		35 (3)	9 (1)	7 (0)		
上永谷	32 (2)	32 (2)	50 (4)	50 (4)			
小計	1358 (100)	1358 (100)	1358 (100)	1358 (100)			
代表手段	バス	224 (50)	191 (43)	195 (44)	170 (38)		
	鉄道	224 (50)	257 (57)	253 (56)	278 (62)		
	小計	448 (100)	448 (100)	448 (100)	448 (100)		

注) ()内はパーセントである。

新駅開業前後の代表交通手段の一方がバス、他方が鉄道（アクセス手段は徒歩かバス）である448サンプルを対象とした。これらの選択肢別サンプル数は表—2のとおりであり、開業前データを用いて事前モデルを、開業後データを用いて事後モデルを作成した。

選択肢の利用可能性は、実績に基づく利用距離限界（徒歩は3km、バスはバス停まで800m）によって判断した。また、利用可能な代表交通手段と経路の所要時間、コスト、乗換回数といったサービスレベル変数の値は、手段別のネットワークを作成して客観的に求めた。

比較経路については、通勤（通学）方向やアクセス所要時間等からみて非現実的な経路を除くために、「共通駅」に至る代替経路と利用経路の比較から、バスアクセス経路については所要時間の短い順に第3位経路までを徒歩アクセス経路については最短経路のみを取り上げた。いずれも、利用実績の9割強をカバーしており、この限定によってモデル作成に要する作業量を軽減することができた。

以上の方法によって、同一サンプルに対して同一手法で作成した新駅開業前後の2組のデータを設定できた。

4. NLモデルの時間的安定性

図—3に示した選択構造に対してNLモデルを適用

表-3 乗車駅(バスアクセス経路)選択モデル(レベル1)

モデルタイプ		メッシュ別サンプル			全域ランダムサンプル			
		事前	事後	前後の差	事前	事後	前後の差	
パラメータ(値)	アクセスバス	徒歩時間	-0.3003 (-8.032)	-0.2331 (-6.822)	-0.0672 (-1.327)	-0.2904 (-8.507)	-0.2283 (-7.027)	-0.0657 (-1.384)
		待ち時間	-0.1073 (-2.920)	-0.2401 (-7.529)	-0.1328 (2.729)	-0.02694 (-0.9873)	-0.1716 (-5.600)	0.1447 (3.526)
		乗車時間	-0.2138 (-14.06)	-0.2107 (-12.29)	-0.0031 (0.1353)	-0.2192 (-14.13)	-0.2063 (-11.98)	-0.0129 (0.5566)
	鉄道	徒歩と待ち時間	-0.2675 (-2.886)	-0.2825 (-3.345)	0.0150 (0.1196)	-0.2745 (-3.172)	-0.2952 (-3.705)	0.0207 (0.1760)
		乗車と乗換時間	-0.05543 (-2.800)	-0.07050 (-3.516)	0.01507 (0.5356)	-0.04855 (-2.483)	-0.05847 (-3.020)	0.00992 (0.3605)
		コスト	-0.02351 (-3.071)	-0.03585 (-3.760)	0.01234 (1.009)	-0.02780 (-3.515)	-0.03734 (-4.064)	0.00954 (0.7867)
	全体	乗換回数	-2.087 (-7.486)	-1.413 (-5.203)	-0.674 (1.732)	-1.877 (-6.816)	-1.198 (-4.605)	-0.679 (1.792)
	選択肢固有ダミー	保土ヶ谷・バス	0.8707 (3.045)	1.127 (5.389)	-0.2563 (0.7235)	1.038 (3.682)	1.282 (6.069)	-0.2440 (0.6926)
		戸塚・バス	0.7671 (2.395)	0.6162 (2.002)	-0.1509 (0.3397)	0.8465 (2.428)	0.7385 (2.299)	0.1083 (0.2285)
		上大岡・バス	3.533 (10.99)	2.919 (8.300)	0.614 (1.289)	3.858 (11.98)	3.173 (9.299)	0.685 (1.460)
二俣川・バス		2.064 (5.060)	2.449 (5.635)	-0.385 (0.6459)	1.674 (4.437)	1.848 (4.694)	-0.174 (0.3191)	
$L^*(\hat{\theta})$		-336.1	-332.2	-	-383.1	-374.3	-	
適中率		89.62	88.05	-	86.69	86.12	-	
$\hat{\rho}^2$		0.6918	0.6473	-	0.6488	0.6027	-	

注) $\hat{\rho}^2 = 1 - \frac{L^*(\hat{\theta}) / (\sum_{i=1}^T (J_i - 1) - K)}{L^*(0) / (\sum_{i=1}^T (J_i - 1) - K)}$ $L^*(0), L^*(\hat{\theta}) : \theta = 0, \hat{\theta}$ に対する尤度
 J_i : 個人 i が利用可能な手段数
 K : モデルに導入した変数の数

表-4 アクセス手段選択モデル(レベル2)

モデルタイプ		メッシュ別サンプル			全域ランダムサンプル			
		事前	事後	前後の差	事前	事後	前後の差	
パラメータ(値)	徒歩	徒歩時間	-0.3329 (-10.38)	-0.3382 (-15.62)	0.0053 (0.1370)	-0.3417 (-10.34)	-0.3353 (-15.55)	0.0065 (0.1647)
		バス通学ダミー	-0.8998 (-2.885)	-1.095 (-5.006)	0.1952 (0.5088)	-0.9590 (-3.039)	-1.166 (-5.277)	0.207 (0.5373)
	バス	バスダミー	-3.185 (-5.842)	-3.102 (-8.846)	-0.083 (0.1280)	-3.495 (-6.539)	-2.999 (-8.561)	-0.496 (1.415)
		λ	0.6412 (4.520)	0.7398 (8.714)	0.0986 (0.5964)	0.6587 (4.469)	0.8453 (8.881)	0.1866 (1.064)
	$\lambda=1$ に対する t 値		(2.529)	(3.065)	-	(2.316)	(1.625)	-
$L^*(\hat{\theta})$		-189.2	-405.9	-	-190.2	-403.8	-	
適中率		88.93	85.03	-	89.21	84.62	-	
$\hat{\rho}^2$		0.6306	0.5156	-	0.6297	0.5182	-	

し、駅選択モデル(レベル1)、アクセス手段選択モデル(レベル2)、ならびに代表交通手段選択モデル(レベル3)を作成した。なお、パラメータ推定にあたっては通常の最尤推定法を用いた²¹⁾。また、サンプリング手法の違いが予測精度に与える影響をみるために、全

域ランダムサンプルを作成した。具体的には、メッシュ別抽出率が全域同一となるようにメッシュ別ランダムサンプルを重みづけたものを、全域ランダムサンプルとした。

推定したモデルは、メッシュ別ランダムサンプリングによる事前モデル(BK)と事後モデル(AK)、ならびにランダムサンプリングによる事前モデル(BT)と事後モデル(AT)の4種類である。推定結果の代表例を

注1) (層別)ランダムサンプルに対しては通常の最尤推定法を用い得るのに対して、選択結果に基づくランダムサンプルでは重み付け最尤推定法を用いる必要がある²²⁾。

表一五 代表交通手段選択モデル(レベル3)

モデルタイプ		メッシュ別サンプル			全城ランダムサンプル		
		事前	事後	前後の差	事前	事後	前後の差
パラメーター(t値)	コスト	-0.01798 (-3.422)	-0.02915 (-5.757)	0.01117 (1.531)	-0.01856 (-3.657)	-0.02708 (-5.313)	-0.00852 (1.183)
	徒歩時間	-0.1940 (-3.478)	-0.1446 (-2.976)	-0.0494 (0.6678)	-0.2163 (-4.206)	-0.2021 (-4.178)	-0.0142 (0.2011)
	乗車時間	-0.1030 (-6.761)	-0.1219 (-7.161)	0.0189 (0.8273)	-0.09726 (-7.055)	-0.1075 (-7.364)	0.01024 (0.5099)
	待ち時間	-0.07554 (-2.245)	-0.06419 (-2.493)	-0.01143 (0.2699)	-0.04919 (-1.504)	-0.03928 (-1.752)	-0.00991 (0.2499)
	方向別ダミー	2.723 (3.962)	2.745 (4.222)	0.022 (0.02355)	2.476 (4.044)	2.365 (4.328)	0.111 (0.1353)
	鉄道 λ	0.5697 (8.144)	0.6040 (5.674)	-0.0343 (0.2693)	0.5143 (7.927)	0.5312 (8.044)	-0.0169 (0.1826)
	λ=1 に対する t 値	(6.151)	(3.720)	—	(7.486)	(7.099)	—
$L^*(\hat{\theta})$	-108.1	-130.7	—	-125.0	-142.4	—	
適中率	81.74	79.75	—	79.42	78.45	—	
$\hat{\rho}^*$	0.4473	0.3799	—	0.3583	0.3244	—	

(注) 方向別ダミー=代表手段バスで区内へ通勤(通学)のとき、1
その他、0

表一三~一五に示す。これらの特徴をまとめると以下のとおりである。

① 表一四と表一五に示した係数λの推定値をみると、0と1の間の値となっており、0または1との差は1ケースを除いて5%有意となっている。したがって、図一三に示した選択構造が事前、事後ともに成り立つことがわかる。

② 選択要因としては、所要時間とコストのほかに、乗換回数、バス通学ダミー、鉄道経路固有ダミーなどが有意になっており、適中率は、80%前後となっている。この点も、事前モデルと事後モデルに共通である。

③ 事前モデルと事後モデルのパラメーターの差をみると、アクセスバスの待ち時間(1%有意)と乗換回数(10%有意)の2変数を除いて10%有意ではなく、パラメーターの安定性は一般に高いことが示されている。

以上、推定されたモデル式そのものを比較する限り、NLモデルの新駅開業前後に関する時間的安定性は高いことが明らかになった。

5. 予測精度の検討

第1に、表一三~一五に示した2組の事前・事後モデルを用いて、個人レベルでの予測精度を検討する。次に、作成した駅利用量推計フローに事後モデルを適用し、新駅利用量の集計再現精度を用いて推計フローを検討する。そして、最後に、両者の誤差の累積として、事前モデルをこの推計フローに適用したときの集計予測精度を検討する。

(1) 個人レベルでの予測精度

まず、モデルの転用精度に関する尤度比(χ^2)検定

を行った。これは、事後モデルの尤度 $L^*(\hat{\theta})$ と事前モデルに事後データを入力したときの尤度 $L^*_{trans}(\hat{\theta})$ との差を検定するもので、予測精度を推計確率の分布の差で見たものになっている。この場合、 χ^2 値は次式によって定義される。

$$\chi^2 = -2(L^*_{trans}(\hat{\theta}) - L^*(\hat{\theta}))$$

ただし、自由度=パラメーターの数

表一三~一五に示した2組の事前・事後モデルについて χ^2 検定した結果、レベル1では2組とも1%有意な差があること、レベル2と3では一方のモデル組に5%有意な差があることがわかった(表一六参照)。

この検定結果は、パラメーターの差に関する検定に比べて、予測精度は不十分であるという逆の結果を与えている。これは、 χ^2 検定は個々のサンプルの推計確率と選択実績の一致度を示す尤度の違いを検定するものであり、推計確率の違いは個々のパラメーターの差を累積したものになっているためと考えられる。

次に、サンプル内の選択肢別分担量の予測精度をRMS誤差によって検討した。ただし、レベル3を含め

表一六 個人レベルでの予測精度

		事後モデルの $L^*(\hat{\theta})$	事前モデルの $L^*_{trans}(\hat{\theta})$	精度の差(χ^2 値)
メッシュ別	レベル1	-332.2	-369.8	75.2*
	レベル2	-405.9	-408.4	5.0
	レベル3	-130.4	-136.7	12.6*
全城ランダム	レベル1	-374.3	-423.7	98.8*
	レベル2	-403.8	-408.3	9.0*
	レベル3	-142.3	-147.2	9.8

(注) *5%有意である。

表一七 事後データに関する選択肢別分担量の RMS 誤差

比較したモデル組	再 現		予 測	
	AK	AT	BK	BT
誤差分散の和 (a)	476.91	1268.33	3853.54	4812.39
RMS (\sqrt{a} /選択肢の数)	5.01	8.17	14.24	15.91
東戸塚駅・バスの誤差分散 (b)	1.96	17.64	3047.04	3329.29
東戸塚駅・バスの寄与率 (b/a) %	0.41	1.39	79.07	69.18

ると比較対象サンプルが約3分の1に減少することから、レベル1とレベル2のモデルによる選択肢（駅・アクセス手段）別分担量に関する RMS 誤差を検討した。その結果、以下のことがわかった（表一七参照）。

① 予測に関する RMS 値は、再現に関する RMS 値の2倍近くになっている。

② RMS 値に対する「東戸塚駅へのバスアクセス経路（東戸塚駅・バス）」の寄与率を、誤差分散の比率で見ると、再現では2%未満であるが予測では70%前後と大きい。

したがって、RMS 誤差でみた予測精度を改善するためには、「東戸塚駅・バス」に関連する誤差の改善が重要となる。

(2) 駅利用量推計フローの検討

a) 250 m メッシュによる集計差²³⁾

個人レベルのデータで作成したモデルに、250 m メッシュの中心点で設定したデータを代入すること（平均値法）による集計誤差を、対象サンプルと独立変数の数が最も多いレベル1のモデル AK で検討した。

まず、個人レベルと250 m メッシュレベルで設定したサービスレベル変数の平均値の差を変数別に t 検定したところ、コストと鉄道乗車・乗換時間を除く5変数で5%有意となった。次に、250 m メッシュ平均値法による誤差を χ^2 検定したところ、5%の有意水準で差がないことが示された（表一八参照）。したがって、変数値の分布には差がみられるが、250 m メッシュ平均値法が推計確率に与える影響は小さく、この方法が実用的であると考えられる。ただし、選択要因として個人属性が

表一八 250 m メッシュ“平均値法”による集計誤差

	個人レベルデータ*に対する $L^*(\hat{\theta})$	250 m メッシュデータ*に対する $(L^*(\hat{\theta}))$	精度の差 (χ^2 値)
個人レベルデータ*で作成したモデル	-332.2	-333.8	3.2
250 m メッシュデータ*で作成したモデル	-329.9	-328.2	3.4

注) *は、すべて説明変数値の設定レベルである。
Critical $\chi^2_{0.05} = 18.31$ (自由度 10)

重要になるような交通行動に関する平均値法の適用には十分な注意が必要である。

b) 新駅利用量の集計再現精度による検討

種々の簡略化や入力変数の設定等、推計フローによる誤差の偏りを把握し、原因の明らかなものはこれを除外するために、事後モデルによる新駅利用量の再現精度をグループ別に検討した。これは、モデル自体の集計予測精度を検討する観点から、モデル以外の要因による誤差をできる限り小さく押さえようとしたものである。その結果、以下の点が明らかになった。

① 通勤・通学目的をアクセス手段別にみると、通学目的の徒歩アクセスを過大に推計する。

② メッシュグループ別にみると、鉄道利用者数に対する新駅利用量再現誤差の比率で見ると、一部のグループ（特にグループ4-図一三参照）で過大推計である。

③ メッシュ別通勤・通学者数のランク別にみると、AK, AT とも変化率は同一の傾向を示しており、「ランダムサンプリングによるモデルは人口の少ないメッシュの精度が低下する」という傾向は大きくない。

④ 通勤（通学）方向別にみると、戸塚方向（方向2と7）と保土ヶ谷区（方向8）における過大推計が著しい。

続いて、これらの要因を考察し、推計フローの修正方法を検討した。

①については、個人レベルでの偏りを検討したが、アクセス手段選択モデルではバス通学ダミーとバス固有定数を導入済みであり（表一四参照）、このグループ別の分担率は一致している。また、AK と AT とも同様の誤差を示すことからサンプリング手法の影響は小さいと考えられる。

②については、過大推計となったメッシュグループ4から新駅へ至るバスルート上に、道路混雑が特に激しい地点があるが、この影響をバス乗車時間の設定時に考慮しなかったことが主要因であると考えられる。

③については、特別な修正は考えられない。ただし、全体の誤差をみるとメッシュ別ランダムサンプリングによるモデル (AK) の方がすぐれている。

④については、方向2では京浜急行の利用も考えられる逗子方面を含んでいるのに対してすべて戸塚駅を経由すると仮定した誤差が出たものと考えられる。また、方向7と8では、バスと鉄道の選択において「共通駅」以降の部分（方向7と8ではエグレス部分）を省略したことがバスに有利に働いたものと考えられる。

以上のサブグループ別集計再現精度の検討と、先に行った個人レベルでの予測精度の検討結果より、東戸塚駅へのバスアクセス経路に関して修正を行うことにした。

表-9 修正前モデルとの精度比較

		修正前モデル の $L^*(\theta)$	修正後モデル の $L^*(\theta)$	精度の差 (χ^2 値)
事前 モデル	修正 1	-369.8	-357.7	24.2
	修正 2	-369.8	-356.7	26.2
事後 モデル	修正 1	-332.2	-330.0	4.4
	修正 2	-332.2	-332.2	0.0

注) Critical $\chi^2_{0.05} = 3.81$ (自由度 1)

表-10 東戸塚駅分担量の予測精度

モデル組	東戸塚駅分担量		
	徒歩	バス	計
修正なし	194	173	367
(BK)	(-1.0)	(46.6)	(16.9)
修正 1	195	158	353
(BKDD)	(-0.5)	(33.9)	(12.4)
修正 2	206	120	326
(BKD)	(10.4)	(1.7)	(3.8)
利用実績	196	118	314

注) ()内は [推定-実績]/実績 (%)

具体的には、メッシュ別ランダムサンプリングによる駅選択モデルに対して、以下の2通りの修正を行った。

修正 I. 過大推計されたメッシュグループ 4 から新駅へ至るバスの道路混雑による遅れを示すダミー変数を導入する。

修正 II. 「東戸塚駅・バス」に選択肢固有定数を導入し、この選択肢に関連する誤差を除く。

ただし、修正 II は、事前予測の場合には用いることはできないが新駅開業後に少数調査を行って選択肢固有定数のみを再推定することは実際的であると考えて、検討したものである。また、修正 I は、データ不足から道路混雑を考慮したバスネットワークを作成できなかった点を補うものであり、事前予測の段階でバスの走行データ

表-11 東戸塚駅利用量の推計精度

モデル組	東戸塚駅利用量			
	徒歩	バス	計	
事前モデル (予測)	BK	4796 (1.94)	4444 (39.18)	9240 (19.85)
	BT	4853 (3.09)	5233 (48.35)	10086 (26.57)
	BKDD	4814 (2.31)	4011 (32.61)	8825 (16.08)
	BKD	5144 (8.57)	2994 (9.72)	8138 (8.99)
	AK	5476 (14.12)	2481 (8.95)	7957 (6.92)
事後モデル (再現)	AT	5637 (16.57)	2581 (4.73)	8118 (8.77)
	AKDD	5491 (14.35)	2291 (17.98)	7782 (4.83)
	AKD	5527 (14.91)	2337 (15.66)	7862 (5.82)
	利用実績	4703	2703	7406

注) ()内は、[推定-実績]/実績 (%)

を調査すれば、この誤差を取り除くことは可能である。

修正前モデルとの精度比較を個人レベルでみると事後モデルに関する修正 II を除いて 5% 有意な改善がなされており、これらの方法が妥当なことがわかる (表-9 参照)。また、東戸塚駅分担量の予測誤差は修正 I で 1 割以内となっており、分担量からみた予測精度は高いといえる (表-10 参照)。

以下では、修正 I を加えたモデル組を BKDD, AKDD, 修正 II を加えたモデル組を BKD, AKD で表わすこととする。

(3) 集計予測精度

a) 新駅利用量の予測精度

新駅利用量の利用実績、事後モデルによる集計再現量、ならびに事前モデルによる集計予測量を比べた表-11

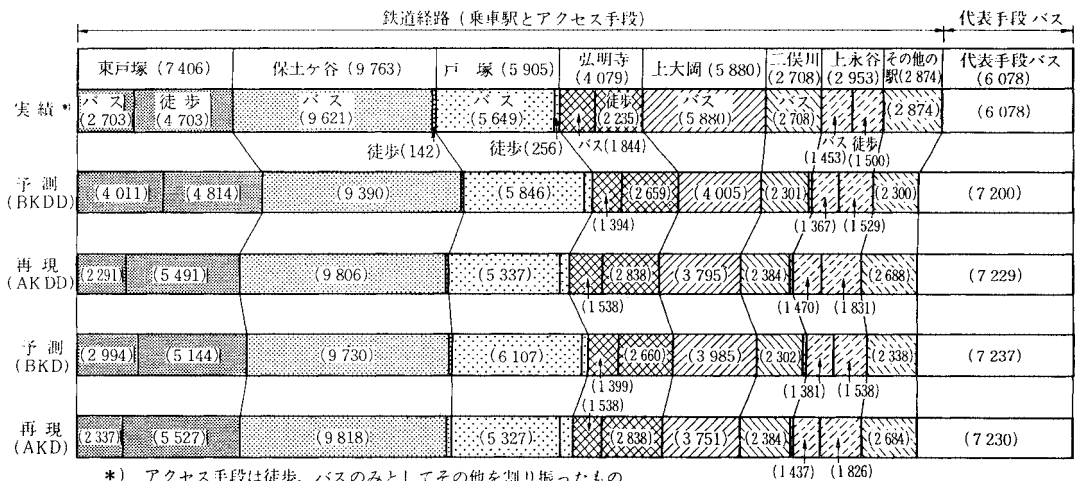


図-6 選択肢別利用量の推計値

より以下の点が指摘できる。

① 集計再現精度に関しては4組とも大差なく誤差は1割以内となっている。また、バス混雑に関する修正を加えたAKDDは、駅利用量の精度は改善されるがアクセス手段間のバランスは逆に悪くなる。

② 集計予測精度に関しては、修正なしで2割強の過大推計になるのに対して、修正Ⅰでは2割以内、修正Ⅱでは1割以内の過大推計と大幅に精度が改善される。

また、修正Ⅱによる新駅利用量の予測精度の改善結果を前節と同様のサブグループ別に検討したが、影響の特に大きいグループを見出して誤差原因を特定化するには至らなかった。

b) 全選択肢に関する比較

鉄道経路と代表手段バスの利用量について、実績、再現値、ならびに予測値は図-6のとおりである。この図から東戸塚駅以外の選択肢別利用量に関しては、修正Ⅰと修正Ⅱ、あるいは再現値と予測値ともほぼ同一の負担を示すことがわかる。特に、鉄道経路の中では「上大岡・バス」を3割過小に、逆に代表手段バスを2割弱過大に推計している。この原因は明らかではないが、上大岡を起点とする循環バスの魅力を十分に表現できなかったこと、あるいは、徒歩とバスアクセス以外の鉄道利用経路を除いたことが代表手段バスの魅力を相対的に高めたことが影響していると考えられる。なお、車とその他（徒歩・自転車・オートバイ）に関する実績と事前データより得た利用率による予測値との差はおのおの-233, 130と小さく、利用率一定の仮定が妥当なことがわかった。

6. 結論と今後の課題

本研究では、代表交通手段、駅およびアクセス手段の同時選択に関するNested Logitモデルを作成し、その新駅利用量予測精度を検討した。主な結論は次のとおりである。

① 同一サンプルに対して同一手法で設定した新駅開業前後の2組のデータに関して、新駅開業前・後ともに同一の選択構造が成立し、重要となる選択要因とそのパラメーターが安定していることを示した。

② 個人レベルの予測精度に関しては、新駅へのバスアクセス経路に関する誤差の影響が大きいことが、道路混雑によるバスの遅れを考慮することにより新駅分担量の予測誤差は15%以内になることを示した。

③ 種々の簡略化を含んだ新駅利用量推計フローを作成し、十分な集計再現精度が得られたことによってその有用性を示した。

④ 新駅利用量の集計予測誤差は2割以内であり、実用性は高いことを示した。また、サービス変数の値の設

定には十分に注意すべきこと、新駅固有定数を再推定することにより推計精度を大幅に改善できることを示した。

このように、非集計行動モデルを用いた集計交通量の予測は、予測精度からみて実用性は高いと考えられる。今後の課題としては、以下の点が挙げられる。

① 本論文で用いた交通量推定システムにおいて、種々の簡略化が精度に及ぼす影響を分析すること。

② 予測精度に与える影響が大きい選択肢固有定数について、その決定要因を分析すること。

最後に、データ収集等でご尽力いただいた、横浜市木下久昭氏、日本能率協会総合研究所 幡野光彦氏、横浜国大 川上洋二氏をはじめとする諸氏に、深く感謝致します。

参考文献

- 1) 太田研究室：非集計行動モデルの交通計画への適用に関する研究(Ⅱ)―非集計行動モデルの概要と適用例―，東大工学部都市工学科 新谷・太田研究室，1981。
- 2) Manheim, M. L. : Fundamentals of Transportation Systems Analysis Volume 1 ; Basic Concepts, MIT Press, pp. 415~463, 1979.
- 3) 岩本千樹・原田 昇・太田勝敏：非集計行動モデルによる鉄道駅へのアクセス交通手段の分析，高速道路と自動車，No. 5, pp. 26~32, 1983年5月。
- 4) 原田 昇：非集計ロジットモデルによる駅周辺施設計画の評価，都市計画学会学術研究発表会論文集第17号，pp. 361~366, 1982年12月。
- 5) 原田 昇：鉄道駅・アクセス手段選択行動の分析，都市計画学会学術研究発表会論文集，第16号，pp. 301~306, 1981年11月。
- 6) 原田 昇・太田勝敏：Nested Logit モデルの多次元選択への適用性―駅・アクセス手段同時選択の場合―，交通工学，Vol. 18, No. 6, pp. 3~11, 1983年11月。
- 7) Atherton, T. J. and Ben-Akiva, M. E. : Transferability and updating of disaggregate travel demand models, Transportation Research Record 610, pp. 12~18, 1976.
- 8) Talvite, A. and Krishnan, D. : Specification, transferability and the effect of data outliers in modelling the choice of mode in urban travel, Transportation, Vol. 7, pp. 311~331, 1978.
- 9) Train, K. : A validation test of a disaggregate mode choice model, Transportation Research, Vol. 12, pp. 167~174, 1978.
- 10) McFadden, D. : The theory and practice of disaggregate demand forecasting for various modes of transportation, Working Paper No. 7623, Institute of Transportation Studies, Univ. of California, 1976.
- 11) McCarthy, P. S. : Further evidence on the temporal stability of disaggregate travel demand models, Transportation Research, Vol. 16 B, pp. 263~278, 1982.
- 12) Galbraith, R. A., and Hensher, D. A. : Inter-metropolitan transferability of mode choice models,

- Journal of Transport Economics and Policy, pp.7~29, 1982.
- 13) Charles River Associates : Guidelines for Using The Market Segmentation Technique To Apply Disaggregate Urban Travel Demand Models With Census Data, Disaggregate Travel Demand Models Project 8-13 Phase Report, 1978.
 - 14) 原田 昇・太田勝敏：ロジットモデルに関する実証分析—Transferability test と集計モデルとの比較，土木学会第34回年次学術講演概要集，第4部，pp.90~91, 1979.
 - 15) 鈴木 勝・石田東生・森地 茂：2時点の調査データを用いた交通機関選択モデルの誤差分析，土木学会第34回年次学術講演概要集，第4部，pp.96~97, 1979.
 - 16) 杉恵頼恵：非集計ロジットモデルによる若干の考察，土木学会第36回年次学術講演概要集，第4部，pp.399~400, 1981.
 - 17) 奥山拓哉・広島康裕・河上省吾：手段選択の経年変化と利用手段による評価構造の差異を考慮した手段選択モデル，土木学会第37回年次学術講演会講演概要集，第4部，pp.375~376, 1982.
 - 18) 三宅光一・森地 茂・屋井鉄雄：観光交通のモーダルスプリット分析，土木学会第37回年次学術講演会講演概要集，第4部，pp.377~378, 1982.
 - 19) McFadden, D. : Economic models of probabilistic choice, Structural Analysis of Discrete Data With Econometric Application, edited by Manski, C.F. and McFadden, D., MIT Press, pp.198~272, 1981.
 - 20) Daly, A. and Zachary, S. : Improved multiple choice models, Determinants of Travel Choice, edited by Daly A., and Hensher, D.A., Saxon House, pp.335~357, 1978.
 - 21) Williams, HCWL : On the formation of travel demand models and economic evaluation measures of user benefits, Environment and Planning A, pp.285~344, 1977.
 - 22) Lerman, S.R., and Manski, C.F. : Sample design for discrete choice analysis of travel behaviour ; state of the art, Transportation Research, Vol.13 A, pp.29~44, 1979.
 - 23) 原田 昇：鉄道経路選択モデルにおける集計レベルに関する分析，土木学会第38回年次学術講演会講演概要集，第4部，pp.39~40, 1983.

(1983.7.15・受付)