

時刻選択モデルの選択肢区分が選択肢間の類似性及び不均一性に及ぼす影響*

Influences of Categorizing Alternatives in Time Choice Models on Similarity and Non-identity Among Alternatives*

藤原章正**・神田佑亮***・杉恵頼寧****・岡村敏之*****

By Akimasa FUJIWARA, Yusuke KANDA, Yoriyasu SUGIE and Toshiyuki OKAMURA

1. はじめに

ランダム効用最大化理論に基づく非集計多項ロジット(MNL)モデルでは、効用の誤差分布は選択肢間で独立かつ同一分布に従う(IID: Independent and Identical Distribution)という仮説を前提としている¹⁾。この仮説により、モデル式が極めてシンプルでかつ推定が容易であるという特徴を持っており、交通行動の離散選択問題の分析に頻繁に適用されている。しかし、選択肢間に類似性が存在したり、誤差分布に不均一性が存在したりする場合にはこのIID仮説が成立しないため、推定結果にバイアスが生じるという重大な問題点がある。

選択肢間の類似性や誤差分布の不均一性が無視できない事例の1つとして、「時刻」選択問題が考えられる。時刻選択問題では、個人はあるまとまった時間幅に基づいて判断を行ったり、また、アンケートで得られる回答値では丸め誤差が存在するなどの理由から、連続量を離散データにカテゴリ化してMNLモデルに適用することが少くない。その際、時刻選択肢のカテゴリ化がわずか数分違うだけで別々の選択肢として扱われる場合が生じる。従って、このような場合には隣り合う選択肢間に類似性が全くないとは言えない。また、カテゴリ化の違いによって、誤差分散が選択肢間で変動することも予想される。

本研究では上記2つの問題を取り扱う。前者の問題を考慮できるPaired Combinatorial Logit model(PCLモデル)と、後者の問題を考慮できるMass Point Logit model(MPLモデル)を用い、時刻のカテゴリ化の違いが選択肢間の類似性や不均一性に及ぼす影響について分析を行うことを目的とする。

* キーワード：交通行動分析、IID仮説緩和、時刻選択モデル

** 正会員、工博 広島大学大学院国際協力研究科

(東広島市鏡山1-5-1 TEL&FAX: 0824-24-6921,

E-mail:afujiw@hiroshima-u.ac.jp)

*** 学生員、広島大学大学院国際協力研究科

(E-mail:wikiwiki@hiroshima-u.ac.jp)

**** 正会員、工博 広島大学大学院国際協力研究科

(E-mail:y Sugie@hiroshima-u.ac.jp)

***** 正会員、工博 広島大学大学院国際協力研究科

(E-mail:tokamura@hiroshima-u.ac.jp)

2. IID仮説を緩和するアプローチのレビュー

多項ロジットモデルのIID仮説を緩和するために現在まで多様な離散選択モデルが開発してきた。大別すると効用誤差項の、i)類似性、不均一性を考慮するモデル、ii)類似性を考慮するモデル、iii)不均一性を考慮するモデルに区分される。

(1) 類似性、不均一性を考慮するモデル

誤差分散の制約がなく最も柔軟な構造を有するモデルとして多項プロビット(MNP)モデル、Mixed Logit (MXL)モデル⁴⁾が挙げられる(表1)。MNPモデルは誤差項の分散に正規分布を仮定することにより導出され、選択肢間の誤差相関の関係を全て考慮できる。選択肢数が増えたときのパラメータ推定が複雑なことがあり適用は未だ困難な部分があるが、最近になりモンテカルロシミュレーション⁵⁾をはじめとするパラメータ推定手法の開発が進み、さらに計算機速度の向上によりその適用可能性は高まっている。また MXL モデルは、説明変数のパラメータがランダムに変動することを仮定したモデルである。々の設定により類似性と不均一性を考慮することができる点で、誤差構造に最も柔軟に対応することが可能なロジットモデルと言える。

表1. 類似性、不均一性を考慮したモデル

MNP model³⁾

$$P_i = \int_{\eta_{i1}=-\infty}^{V_i-V_1} \cdots \int_{\eta_{i2}=-\infty}^{V_i-V_2} \cdots \int_{\eta_{im}=-\infty}^{V_i-V_m} \phi(\boldsymbol{\eta}) d\eta_{im} \cdots d\eta_{i2} d\eta_{i1} \quad (1)$$

$$\phi(\boldsymbol{\eta}) = (2\pi)^{-(m-1)/2} |\mathbf{S}|^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \boldsymbol{\eta}' \mathbf{S}^{-1} \boldsymbol{\eta}\right) \quad (2)$$

ただし、 $\eta_{ij} = \varepsilon_j - \varepsilon_i$ 、 \mathbf{S} ：誤差項の分散共分散行列

MXL model⁴⁾

$$P_i = \frac{\exp(V_i + \eta_i)}{\sum_{j \in C} \exp(V_j + \eta_j)} f(\boldsymbol{\eta} | \Omega) d\boldsymbol{\eta} \quad (3)$$

ただし、 Ω ：分布特性を表すパラメータ

なお、個人を表す記述子 n は省略する。

(2) 類似性を考慮するモデル

誤差分散の非類似性仮説のみを緩和するモデルには、代表的なものとしてNested Logit(NL)モデルや、PCLモデル、Cross Nested Logit(CNL)モデル⁶⁾、Ordered Generalized Extreme Value (OGEV)モデル⁷⁾などが挙げられる(表2)。

NL モデルは効用誤差の分散の大小を表現する logsum 変数を導入することにより IIA 特性を緩和している。しかしながら、NL モデルでは同一のネスト内の選択肢間における類似性は認めるものの、ネスト外の選択肢とは完全に独立であると仮定している。選択文脈によってはネストを越えて選択肢間に類似性が存在する場合が十分に考えられ、このような場合には非現実的となる。これに対して、本研究で取り扱う PCL モデルは NL モデルと異なり、全ての選択肢ペア間の類似性をパラメータ σ_{ij} として扱うことが可能である。

表 2. 類似性を考慮したモデル群

NL model	
$P_i = \frac{\exp(V_i)}{\sum_r \exp(V_r)} \cdot \frac{\exp(V_r + \lambda_r I_r)}{\sum_s \exp(V_s + \lambda_s I_s)}$	(4)
$I_r = \ln \sum_s \exp(V_s)$	(5)
s.t. $0 < \lambda \leq 1$ ここで、 λ : ネスト内の類似性を示すパラメータ	
PCL model ²⁾	
$P_i = \frac{\sum_{j \neq i} (\varpi_{ij}) \left\{ \exp\left(\frac{V_i}{\varpi_{ij}}\right) + \exp\left(\frac{V_j}{\varpi_{ij}}\right) \right\}^{-\sigma_{ij}} \exp\left(\frac{V_i}{\varpi_{ij}}\right)}{\sum_{q=1}^{n-1} \sum_{r=q+1}^n (\varpi_{qr}) \left\{ \exp\left(\frac{V_q}{\varpi_{qr}}\right) + \exp\left(\frac{V_r}{\varpi_{qr}}\right) \right\}^{\varpi_{qr}}}$	(6)
$\varpi_{ij} = 1 - \sigma_{ij}$	(7)
s.t. $0 \leq \sigma_{ij} < 1$ ここで、 σ : 類似性を示すパラメータ	
CNL model ⁶⁾	
$P_i = \sum_a \frac{\exp(\varpi_{ai}) \left\{ \sum_i \exp(\varpi_{ai}) \right\}^\lambda}{\sum_j \exp(\varpi_{aj}) \sum_b \left\{ \sum_j \exp(\varpi_{bj}) \right\}^\lambda}$	(8)
$\varpi_{ij} = (\ln \alpha_{ai} - V_i) / \lambda$	(9)
s.t. $0 < \lambda \leq 1, 0 \leq \alpha_{ai} \leq 1, \sum_a \alpha_{ai} = 1$ ここで、 λ : ネスト内の類似性を示すパラメータ、 α : 選択肢があるネストに属する程度を示すパラメータ	
OGEV model ⁷⁾	
$P_i = \sum_{r=i}^{i+M} \frac{w_{r-i} \exp(V_i / \lambda_r)}{\exp(I_r)} \cdot \frac{\exp(\lambda_r I_r)}{\sum_{s=1}^{J+M} \exp(\lambda_s I_s)}$	(10)
$I_r = \ln \sum_j w_{r-j} \exp(V_j - \lambda_r)$	(11)
s.t. $0 < \lambda \leq 1$ ここで、 λ : ネスト内の類似性を示すパラメータ、 w : 重みパラメータ	

(3) 不均一性を考慮するモデル

一方、誤差分散の均一性のみを緩和するアプローチか

ら導出されるモデルには、 Heteroscedastic Extreme Value (HEV) モデル^{8,9)}、 Mass Point Logit (MPL) モデル¹⁰⁾ 等がある(表 3)。HEV モデルは各選択肢の誤差項のスケールパラメータ θ_i を推定する。推定された θ_i の値が小さい選択肢ほど、効用のばらつきが大きいこととなる。また、個人の非観測異質性を考慮する MPL モデルは誤差項を非観測異質性と真のランダム誤差に区分し、前者の分布を離散化したものである。選択肢ごとに分布パラメータは可変であることから、誤差項の不均一性を考慮していることになる。杉恵ら¹⁰⁾は推定のし易いロジットモデルをベースに改良を加え、非観測異質性、すなわち不均一性を考慮して IID 仮説を緩和した MPL モデルを構築し、交通機関選択問題に適用している。

表 3. 不均一性を考慮したモデル群

HEV model ⁸⁾	
$P_i = \int_{-\infty}^{+\infty} \prod_{j \neq i, j \leq J} F[\theta_j(V_i - V_j + \varepsilon_i)] \theta_i f(\rho_i \varepsilon_i) d\varepsilon_i$	(12)
$F[\theta \varepsilon] = \exp[-\exp(-\theta \varepsilon)]$	(13)
ここで、 θ : スケールパラメータ	
Mass Point Logit ¹⁰⁾	
$P_i = \sum_{k=1}^m \frac{\left[\prod_{i=1}^J \exp(V_i + \xi_{ki})^{\delta_i} \right]}{\sum_{j=1}^{J+M} \exp(V_j + \xi_{kj})} \rho_k$	(14)
$\text{s.t. } \sum_{k=1}^m \rho_k = 1, \rho_k \geq 0$	
ここで、 δ : 選択結果の識別ダミー、 m : mass point 数、 ξ_k, ρ_k : k 番目の Mass Point の位置と重みパラメータ	

3. 本研究で用いる IID 仮説を緩和したモデルの概要

(1) 類似性を考慮するモデル : PCL モデル

PCL モデルは選択肢のペアごとの類似性を考慮することにより、MNL モデルの前提となる IID 仮説を緩和するモデルである。PCL モデルは一般的に用いられている NL モデルと同様に、誤差分布を非独立かつ同一分布に従うと仮定し、一般化極値分布に仮定した GEV モデルから導出される¹¹⁾。PCL モデルの一般式は(5)式のようになる。

ここで P_i は選択肢 i を選択する確率、 V_i は選択肢 i の効用を表す。PCL モデルは全ての選択肢間の類似性を表すパラメータ σ を含んでいる。類似性パラメータは $0 \leq \sigma < 1$ の値をとり、 σ の値が 0 に近いほど選択肢の誤差は独立であり、1 に近くなるほど相関が大きいことを示す。全ての $\sigma = 0$ ならば、MNL モデルに帰着する。

また、NL モデルではデータに最も適したネスト構造を分析者が事前に想定し、その検証を必要とするが、PCL モデルではこののような全てのペア間の類似性パラメータの推定を行うことにより、NL モデルで必要であった構造

の想定や検証を省略することが可能である。

(2) 不均一性を考慮するモデル：MPL モデル

前述の通り MPL モデルは、MPL モデルの位置パラメータと重みパラメータより選択肢別の誤差分散形を想定することができる。Mass Point とは非観測異質性の連続分布を分割し分布特性を表す離散化した点をいう。MPL モデルはその連続的な分布を離散化してその影響を考慮する手法であるため、積分計算や近似計算を必要としない。

MPL モデルには仮説の違いにより 2 つの手法があるが、本研究ではより一般性のある Lindsay 手法を用いることとする¹⁰⁾。

4. 会社到着時刻選択行動の分析

(1) 分析データの概要

1997 年にフレックスタイム制度を導入した広島市内の企業を対象にして出社行動の実態調査を行った¹²⁾。本研究ではこの調査データを用いて出社時刻選択モデルを推定する。有効回答は 301 人であり、抽出サンプルの 96.2% を占める。出社時刻の質問ではあらかじめカテゴライズされた中から回答者が時間帯を選ぶのではなく、回答用紙に直接時刻を記入してもらった。そのため出社時刻は連続的なデータが得られており、離散選択モデルの目的変量として使用するには次の作業が必要であった。

1 つ目は時刻のカテゴライズであり、図 1 で示す 3 つのケースを想定する。図 1 のケース 1、2 に示す、標準始業時刻の 9:00 を基準とし、時間幅を 40 分、60 分と異なる場合と、ケース 3 に示す 60 分の時間幅であるが区切りを 9:30 とした区分とした。いずれも 3 項選択モデルとなる。これはカテゴライズの違いによって選択肢間の誤差分散の類似性や均一性に違いが生じるかどうか確認するためである。時間の幅や回答の分布のピークの捉え方が類似性に及ぼす影響を観測する目的である。カテゴライズの結果、選択肢別のサンプル数は表 4 に示すとおりとなった。

2 つ目は代替選択肢に関する説明要因の水準値の補填である。実際に出社した時間帯以外の時間帯について交通サービス水準に関する情報が得られていないため、これらの情報を変数欠損データと考え、EM アルゴリズム法の適用によってデータを補填した。EM アルゴリズムのより詳細な説明は参考論文 13) に委ねるが、基本的な考え方は欠損データの期待値を有効データ相互の多重相関関係から推定する統計手法である。

(2) 集計分析

図 2 に 10 分間隔の時間帯別の回答者数を示す。平均会社到着時刻は 8 時 56 分となり、その時刻前後に回答が集中している。

図 3 に回答者の通勤交通手段と、世帯構成について集計した結果を示す。半数以上が自動車通勤を行っており、

公共交通利用者は 2 割程度である。また、全回答者の 8 割程度が世帯人数 2 人以上であり、単身者は 2 割にすぎない。図 4 に回答者の年齢と会社到着時刻のクロス集計結果を示す。出発時刻が遅くなるほど若年層の占める割合が多い。

図 5 は回答者の通勤所要時間と会社到着時刻のクロス集計結果を示している。所要時間が短い人ほど会社に遅く到着する傾向にある。これは、通勤時間の短い人ほど交通渋滞など遅れに対するリスクが少ないためであると考えられる。以上のことから、会社到着時刻の選択には、これらの要因の影響を考慮する必要がある。

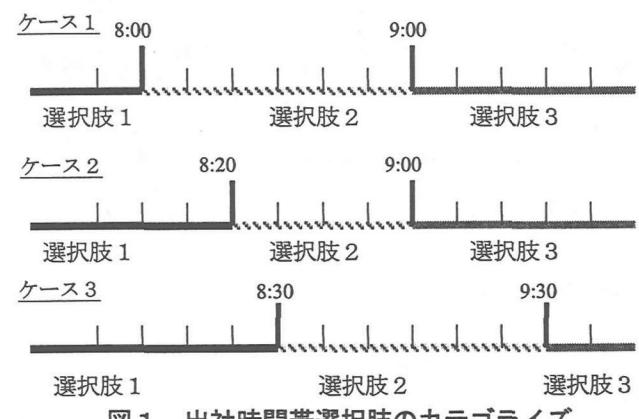


図 1. 出社時間帯選択肢のカテゴライズ

表 4. ケース別選択肢別有効サンプル数

	選択肢 1	選択肢 2	選択肢 3
ケース 1	14 人	167 人	120 人
ケース 2	25 人	156 人	120 人
ケース 3	57 人	228 人	16 人

回答者数(人)

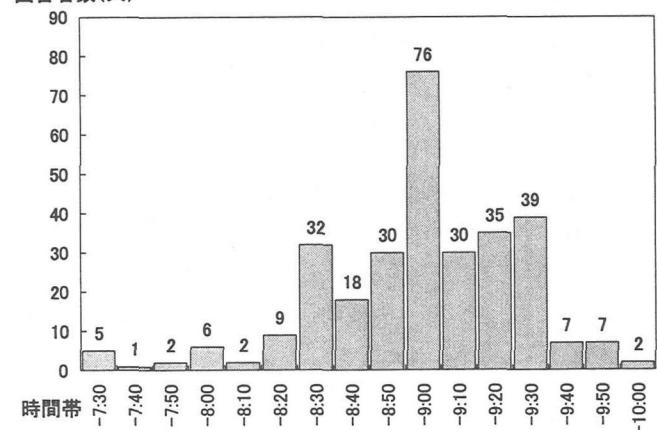


図 2. 会社到着時刻の分布

交通手段	自動車	公共交通	その他
世帯構成	単身	2人以上	

図 3. 回答者の通勤交通手段と世帯構成

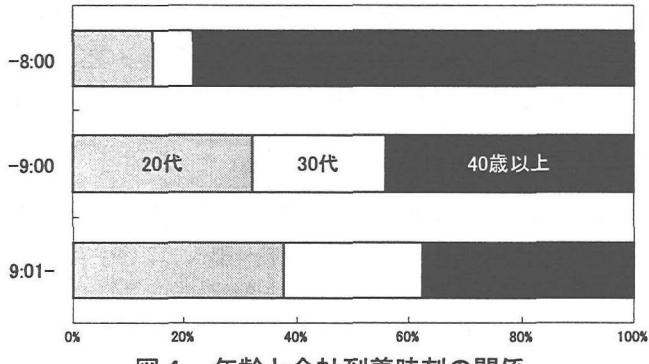


図4. 年齢と会社到着時刻の関係

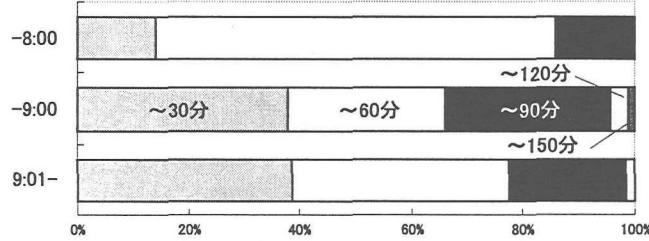


図5. 通勤所要時間と会社到着時刻の関係

5. 会社到着時刻選択モデルの推定

上記の会社到着時刻データを用いて、図1のケース1～ケース3の各々のカテゴリーデータを内性変数としたPCLモデル、MPLモデルを推定する。得られた推定結果をケース別、あるいはモデル間で比較することによって、選択肢のカテゴリ化が類似性および不均一性に及ぼす影響について検討する。

表5、表6、表7に、それぞれMNLモデル、PCLモデル、MPLモデルを用いて推定した結果を示す。

(1) 類似性に及ぼす影響

類似性の存在を確認するため、MNLモデル(表5)とPCLモデル(表6)を比較する。モデルの適合指標を尤度比により比較すると、わずかではあるが、全てのケースにおいてMNLモデルよりも向上している。説明変数については「公共交通」、「世帯構成」などの一部パラメータ推定値の符号がケースにより変化している。これはカテゴリ化により、公共交通利用者や単身者が異なった選択肢に属するためである。「所要時間」、「年齢」についてはカテゴリ化の違いによる影響は小さい。

PCLモデルの類似性パラメータに着目すると、ケース1のモデルでは全ての類似性パラメータが有意となった。また、そのケース2、3では3つのうち2つのパラメータが有意となった。 σ_{13} （選択肢1と選択肢3の類似度）は全てのモデルにおいて有意水準1%で有意となっている。これは両選択肢に共通の例えば車内混雑による不効用や他の人の勤務時間のずれによる業務不効率性などといった、省略変数の影響が作用していることを表している。

選択肢の時間幅の影響について検討しているケース1、2に共通していえることは、 σ_{23} （選択肢2と選択肢3の間）パラメータ推定値、t値がともに大きいことである。

表5. 会社到着時刻選択モデル(MNLモデル)

説明変数	ケース1	ケース2	ケース3
所要時間 (時間)	-0.485 * (-2.311)	-0.495 * (-2.479)	-0.494 (-1.804)
自動車通勤ダミー (1:自動車通勤者)	0.343 (1.200)	0.537 (1.916)	0.078 (1.363)
公共交通通勤ダミー (1:公共交通通勤者)	0.329 (1.025)	-0.050 (-0.164)	0.174 (0.492)
年齢 (歳)	0.045 * (2.065)	0.078 ** (4.360)	0.041 ** (3.120)
世帯構成ダミー (1:単身者)	0.044 (0.127)	0.056 (0.160)	-0.453 (-1.094)
定数項1	4.290 ** (3.522)	5.149 ** (5.897)	3.050 ** (5.265)
定数項2	3.907 ** (3.184)	4.720 ** (5.419)	0.297 ** (0.482)
初期尤度	-330.680	-330.680	-330.680
最大尤度	-244.348	-259.324	-197.010
自由度調整尤度比	0.251	0.205	0.396
サンプル数	301	301	301

() t 値, **1%有意, *5%有意

表6. 会社到着時刻選択モデル(PCLモデル)

説明変数	ケース1	ケース2	ケース3
所要時間 (時間)	-0.430 * (-2.493)	-0.451 ** (-2.997)	-0.375 ** (-3.113)
自動車通勤ダミー (1:自動車通勤者)	0.306 (1.591)	0.528 * (2.382)	0.177 (1.125)
公共交通通勤ダミー (1:公共交通通勤者)	0.417 (1.613)	-0.330 (-1.593)	0.156 (1.593)
年齢 (歳)	0.033 * (2.308)	0.050 ** (3.861)	0.033 ** (3.861)
世帯構成ダミー (1:単身者)	0.061 (0.372)	0.124 (0.442)	-0.403 (-0.442)
定数項1	3.537 ** (5.517)	3.526 ** (5.053)	2.520 ** (5.053)
定数項2	3.543 ** (5.882)	3.816 ** (5.768)	1.183 ** (5.768)
類似性 σ_{12}	0.126 **	0.252	0.105
パラメータ σ_{13}	0.414 **	0.787 **	0.630 **
σ_{23}	0.909 **	0.855 **	0.690 **
初期尤度	-330.680	-330.680	-330.680
最大尤度	-244.348	-258.033	-195.779
自由度調整尤度比	0.251	0.218	0.398
サンプル数	301	301	301

() t 値, **1%有意, *5%有意

これは、回答者の回答時刻がこの2つの選択肢の境界付近に集中しているためと考えられる。仮にカテゴリ化区分がわずか数分ずれたならば、選択肢の境界付近にある多くの回答が他の選択肢に入る可能性がある。このことからこの選択肢間の類似性が非常に強くなったものと考えられる。また、 σ_{12} （選択肢1と選択肢2の類似度）の推定値をケース1と2で比較すると、選択肢2の時間幅が小さくなるとパラメータ推定値は大きくなっている。選択肢2の時間幅が小さくなることにより、それまで選択肢2に属していた一部の個人が選択肢1に属すように区分された結果、両選択肢間により強い類似性が現れたものと考えられる。

次に、選択肢の区切り位置が異なるケース1とケース3を比較する。9:00が基準のモデル（ケース1）では、選択肢が集中している付近の類似性パラメータ σ_{23} の推定値、t値ともに非常に大きいが、一方、9:30に区切り位置があるケース3のモデルでは σ_{23} の値は比較的小さい。このことから、選択肢の境界付近に回答が集中している場合は類似性が強く現れやすいことを示している。

以上の結果から、選択肢のカテゴライズの仕方によって類似性の大きさが変化することが確認された。カテゴライズの仕方と類似性の大きさとの明確な関連づけは本研究の少ないケーススタディではできないが、時刻選択モデルのような類似性問題の発生の可能性があるモデル推定に当たってはPCLモデルの適用の必要性は高い。

(2) 不均一性に及ぼす影響

表7に、不均一性を考慮したMass Point Logitモデル推定結果を示す。本研究ではMass Point数を2として推定計算を行った。これは予備的分析の結果Mass Point数が2以上になれば、最終尤度関数値も推定値もほぼ一定値に収束する傾向が見られたためである。

PCLモデル同様、モデルの尤度比を比較すると両モデルともMNLモデルに比べ若干向上している。説明変数のパラメータに着目すると、PCLモデルの推定パラメータと同様、一部符号が逆転している傾向が見られる。

図6～8にMass Pointパラメータの重みパラメータ ρ 、位置パラメータ ξ から想定される選択肢別の誤差分散を示している^[1]。ケース1およびケース2の位置パラメータ ξ （図6および7）について着目すると、Mass Point1及び2の ξ の間の距離が選択肢2と3では明らかに異なっている。これは選択肢2の誤差分散の方が選択肢3の誤差分散よりも大きいことを意味しており、明らかに不均一性が生じていることがわかる。一方、ケース3（図8）について着目すると、選択肢2と3の誤差分布の形状は似通っており、2つのMass Point ξ 間の距離の違はほど等しくなっている。すなわち、ケース3では2つの選択肢の誤差分散はほぼ均一であることを意味する。

これらのことから、選択肢の時間幅や時間の区切り位置が異なることにより、誤差分布の分散形状にも違いが生じることがわかった。

また、PCLモデル、MPLモデルおよびMNLモデルの説明変数のパラメータ推定値を比較すると、必ずしも等価であるとはいえない。真のパラメータ値は不明なので今の段階でPCLモデル、MPLモデルの優劣をつけることはできないが、少なくとも類似性、不均一性の存在がパラメータ推定にバイアスを生じさせている可能性があると言えよう。

6. おわりに

本研究では誤差分散の特徴をパラメータで観測できる

表7. 会社到着時刻選択モデル(MPLモデル)

説明変数	ケース1	ケース2	ケース3
所要時間 (時間)	-0.936 * (-2.493)	-1.022 ** (-2.208)	-0.432 (-0.838)
自動車通勤ダミー (1:自動車通勤者)	0.292 (0.596)	0.642 (1.446)	0.345 (0.469)
公共交通通勤ダミー (1:公共交通通勤者)	0.249 (0.413)	-0.351 (-0.413)	-0.945 (-0.829)
年齢 (歳)	0.057 (1.924)	0.107 ** (4.224)	0.099 * (2.154)
世帯構成ダミー (1:単身者)	0.522 (0.648)	0.676 (0.829)	-1.271 (-0.679)
Mass Point パラメータ	ρ_1 (2.382) ξ_{12} 3.315 ξ_{13} 4.384 ξ_{22} 8.307 ξ_{23} 5.536	0.426 (1.586) 14.819 ** 11.668 4.680 5.809 2.240	0.798 ** (9.510) 7.812 11.668 -0.629 2.240
初期尤度	-330.680	-330.680	-330.680
最大尤度	-243.645	-256.350	-195.463
自由度調整尤度比	0.253	0.224	0.401
サンプル数	301	301	301

() t 値, **1%有意, *5%有意

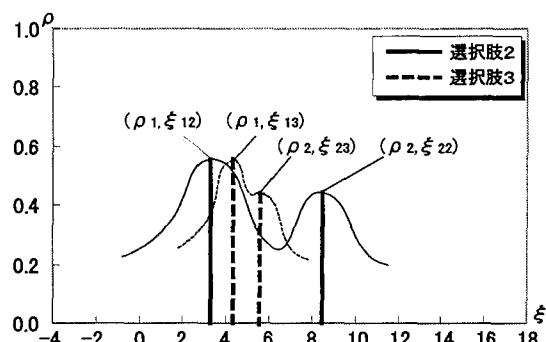


図6. 選択肢別誤差分布の比較(ケース1)

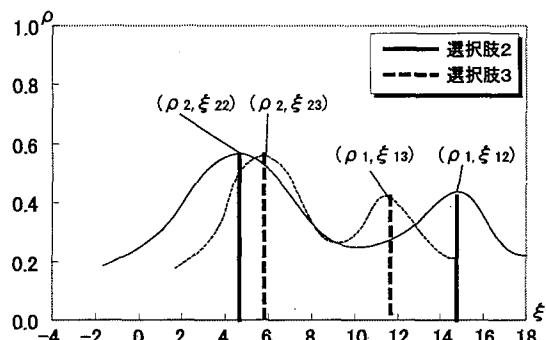


図7. 選択肢別誤差分布の比較(ケース2)

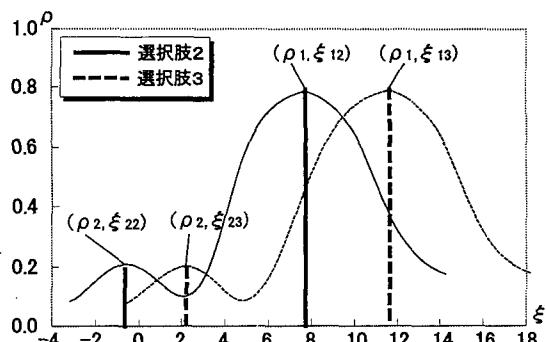


図8. 選択肢別誤差分布の比較(ケース3)

PCL 及び MPL モデルを用いて、時刻選択問題のような本来連続量であるものを離散的に取り扱う場合の問題について検討した。分析の結果から、選択肢の時間幅や区切り位置によって、誤差分散の類似性および不均一性が共に変化することが確認できた。また、複数のケースを比較することにより、選択肢のカテゴライズと誤差構造の関係について観察することができた。

しかしながら、選択肢の分散特性を事前に予想した上で時刻の選択肢をカテゴライズすることは、至難であろう。PCL モデルや MPL モデル、また MNP モデルのような IIA 特性緩和することが可能なモデルを適用すると、このような問題は回避することが可能となり、より不偏性の高い推定ができる。この点は離散選択モデルの時刻選択問題への適用可能性を大いに高める結果として評価される。

補注

[1] 図 6～8 に示した誤差分布の形状は Mass Point パラメータの推定値をもとに、2 つの Mass Point を中心に複合正規分布をすると仮定して概形を描いたものである。

参考文献

- 1) Bhat, C: Recent methodological advances relevant to activity and travel behavior analysis, Resource Paper presented for the 8th Meeting of the IATBR, Austin, Texas, pp. 1-45, 1997
- 2) Chu, C.: A paired combinatorial logit model for travel demand analysis, Proceedings of 5th WCTR, Vol.4, Yokohama, pp.295-309, 1989
- 3) Ben-Akiva, M and Lerman, S: Discrete Choice Analysis, The MIT Press, pp.299-300, 1985
- 4) Brownstone, D. and Train, K.: Forecasting new product penetration with flexible substitution patterns, Journal of Econometrics, Vol. 89, pp.109-129, 1999
- 5) 例えば Maher M. et al.: Bias in discrete choice models estimates, Proceedings of ETC, Transportation Planning Methods, pp.1-12, 1999
- 6) Vovsha, P and Bekhor, S : The link-nested logit model of route choice: Overcoming the route overlapping problem, Paper Presented at 77th TRB Annual Meeting, 1995
- 7) Small, K: A discrete choice model for ordered alternatives, Econometrica, Vol. 55, No.2, pp.409-424, 1987
- 8) Bhat, C: A heteroscedastic extreme value model of intercity travel mode choice, Transportation Research, Vol.29B, No.6, pp.471-48, 1995
- 9) 福田, 森地: 観光目的地選択行動に対する精緻化された個人選択モデルの適用可能性の検討, 土木計画学研究講演集, No.22(2), pp.655-658, 1999
- 10) 杉恵, 張, 藤原: 個人の異質性による交通機関選択モデルの構造分析, 土木計画学研究論文集, No.12, pp.425-434, 1995
- 11) Koppeleman, F. and Wen, C.: The paired combinatorial logit model; Property estimation and application, Technical Paper, Department of Civil Engineering, Northwestern University, Evanston, Illinois, 1996
- 12) 周藤, 杉恵, 藤原: フレックスタイム制度下における通勤行動の時間的変化, 土木計画学研究論文集, No. 12, pp.655-662, 1998
- 13) 藤原, 杉恵, 原田: 交通日誌データにおける無回答バイアスの修正方法, 土木計画学研究論文集, No. 16, pp.61-64, 1999

時刻選択モデルの選択肢区分が選択肢間の類似性及び不均一性に及ぼす影響

藤原章正・神田佑亮・杉恵頼寧・岡村敏之

本論文では、時刻のカテゴライズの違いにより生ずる時間幅や区切り位置の違いが、時刻選択モデルの推定結果に及ぼす影響について検討する。交通需要予測として頻繁に用いられている多項ロジットモデルで前提とする IID 仮説のうち、誤差分散の独立性を緩和する PCL モデルと、誤差分散の均一性を緩和する Mass Point Logit モデルを用いて分析を行う。分析の結果から、選択肢のカテゴライズによって、誤差分散に類似性、不均一性の大きさが異なることが明らかとなった。

Influences of Categorizing Alternatives in Time Choice Models on Similarity and Non-identity Among Alternatives By Akimasa FUJIWARA, Yusuke KANDA, Yoriyasu SUGIE and Toshiyuki OKAMURA

This study aims at examining various categorized alternatives on the estimation results of time choice models. MNL models which are widely used in travel demand forecasting suppose that the error terms of utilities are independently and identically distributed. Paired Combinatorial Logit model and Mass Point Logit model are employed to relax the restrictive assumption of independence and identity respectively. The estimation results of these models revealed that the significance of similarity and non-identity among alternatives depends on time categories.