【土木計画学研究・講演集 No.18(2) 1995年12月】

Mass Point手法により非観測異質性を考慮した交通機関選択のダイナミックモデル *

Dynamic Mode Choice Model Considering Unobserved Heterogeneity based on Mass Point Approach*

杉恵頼寧** · 張　峻屹*** · 藤原章正****

By Yoriyasu SUGIE **, Junyi ZHANG*** and Akimasa FUJIWARA ****

1．はじめに

1980年代以後、さまざまな交通問題を扱うためにパネルデータが幅広く利用されるようになった。パネルデータは行動の変化をより正確に捉えるなどの利点をもつものの、消耗バイアスなどのパネルデータ固有の問題、分析手法が十分に確立されていないなどいくつかの問題も抱えている。

そして、人間の交通行動はその環境に適応して変化する。交通政策の影響を受ける時にも、それに反応し、行動を変えていく。さらに、その適応または反応パターンは個人によって異なるために、時間の流れのなかで個人行動の違い（異質性）を考慮したダイナミックモデルの開発が必要である。

本研究では著者ら[1),2)]が既にその有効性を実証したMass Point手法により、非観測異質性と状態依存を同時に考慮できる交通機関選択のダイナミックモデルを構築していく。そして、広島都市圏廿日市市に位置するJR阿品新駅の開通に関する3時点のパネルデータを分析に用いる。そのため、既往研究のレビュー、交通機関選択における非観測異質性の存在の検証及び、Mass Point手法により交通機関選択のダイナミックモデルの構築と実証分析に分けて分析を進める。

2．既往研究のレビュー

ダイナミックモデルを構築する際に、状態依存と非観測異質性を区別する必要がある。確率効用理論に基づき、過去の交通環境情報を考慮したダイナミックモデルの効用関数U_{it}は以下のように表される。

$$U_{it} = f\left(y_{it-1}, ..., y_{it-k}, \text{and}, x_{it-1}, ..., x_{it-k}\right) \quad (1)$$

ただし、$y_{it-1}, ..., y_{it-k}$は個人iの各時点tの選択結果、$x_{it-1}, ..., x_{it-k}$はその説明変数である。

式(1)において現在の交通行動が過去の行動と要因に影響されると仮定する。パネルデータの時間間隔により過去の情報をいかに取り込むかは異なる。

(1) Tardiffのダイナミックモデル[3)~5)]

Tardiffは前時点の行動結果を取り込んだ以下のような固定効果のモデリング手法を提案している。

$$U_{ijt} = \beta' x_{ijt} + \sum_{j'} \gamma_{jj'} C_{ij',t-1} + \delta_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

ただし、U_{ijt}は選択肢jの効用、$C_{ij',t-1}$は個人iが時点t-1に選択肢j'を選べば1、そうでなければ0をとるダミー変数、δ_{ij}は固定効果の非観測異質性パラメータ、ε_{ijt}はIID分布に従う誤差項である。

彼の研究では系列相関は非観測異質性に起因すると考える。式(2)の第2項は一次マルコフ効果を説明する。この手法は固定効果アプローチであるため、小サンプルにおけるその信頼性は課題として残される。

(2) Heckmanのダイナミックモデル[4)~6)]

このモデルは複雑な誤差構造を確率効果アプローチによりモデリングするものである。モデルの定式化は次のようになる。

$$y^*_{it} = x_{it}\beta + \sum_{k=1}^{\infty} \gamma_{t-k,t} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^{\infty} \lambda_{k,t-k} \prod_{q=1}^{k} y_{i,t-q} + G(L) y^*_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = \begin{cases} 1, & \text{if } y^*_{it} \geq 0 \\ 0, & \text{if } y^*_{it} < 0 \end{cases} \quad (4)$$

ただし、y^*_{it}が連続的な潜在確率変数、Gは遅れ操作子、$G(0)=0$, $G(L)=g_1L+g_2L^2+...+g_KL^K$, $L^K y_{it}=y_{it-K}$、ε_{ijt}はIID分布の誤差項である。y_{it}とy^*_{it}に関する初期条件は外生的に与えられる。$\gamma_{t-k,t}$は状態依存効果のパラメータ、$\lambda_{k,t-k}$は累積効果のパラメータ、式(3)の

---

* キーワード：交通行動分析、交通手段選択

**正員、工博、広島大学大学院国際協力研究科
（東広島市鏡山1-4-1、TEL 0824-24-7826、FAX 0824-24-7826）
***学生員、工修、広島大学大学院工学研究科
（東広島市鏡山1-4-1、TEL 0824-24-7825、FAX 0824-24-7825）
****正員、工博、広島大学大学院国際協力研究科
（東広島市鏡山1-4-1、TEL 0824-24-7825、FAX 0824-24-7825）

右辺第4項は行動の慣性を示し、$g_1, g_2, ..., g_K$ はそのパラメータである。

Heckmanのモデルは一般的な系列相関構造をもつ非観測変数、時点間における意志決定の複雑な相互関係を扱うための柔軟なアプローチを与えている。

それ以外に、状態依存と系列相関を統合したDaganzo & Sheffi[7]の多項プロビットモデルでは個人異質性には言及せず、過去の行動履歴を効用差で表現している。Kitamura & Bunch[8]は自動車保有に関するパネル分析では、異質性パラメータを確率変数として扱い、従属変数の時差ダミー変数を用いて状態依存を表すことにより、ダイナミックな順序つけプロビットモデルに非観測異質性と状態依存を同時に取り入れた。そして、Component of Varianceモデルの誤差構造とOne-Factorモデルの誤差構造をモデルに導入し、モデル特定化の違いにより異なる結論に結びつく可能性があることを指摘している。ただ、異質性の分布を仮定するため、推定が極めて複雑である。

以上のレビューを通じて、異質性の分布に依存しないため推定が容易なMass Point手法により非観測異質性を考慮したダイナミックモデルに関する研究はほとんどないことが分かる。

3．非観測異質性の検定

伝統的なロジットモデルの効用関数は以下のように表される。

$$U_{ijt} = V_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \tag{5}$$

ただし、V_{ijt} は確定項、ε_{ijt} は個人i 間においても、時点t 間においても独立な分布に従う誤差項である。

この場合、各時点において共に選択肢j を選択する同時確率$Prob(y_{i1}=j, ..., y_{iT}=j)$は$\varepsilon_{ijt}$ の時間的独立性により各時点の選択確率$Prob(y_{it}=j)$の積で表される。

$$Prob(y_{i1}=j, ..., y_{iT}=j) = \prod_{t=1}^{T} Prob(y_{it}=j) \tag{6}$$

ただし、y_{it} は個人i の時点t における選択結果である。

もし、モデルにおいて非観測異質性が存在すれば、異質性パラメータδ_{ij} を取り入れた効用関数は以下のようになる。

$$U_{ijt} = V_{ijt} + \pi_{ijt}, \pi_{ijt} = \delta_{ij} + \varepsilon_{ijt} \tag{7}$$

この場合、誤差項π_{ijt} は時点間において相関し、式(6)は以下のようになる。

表-1 JR阿品新駅に関する3時点パネル調査の概要

項目	1時点	2時点	3時点
時点	1989年6月	1989年11月	1991年10月
場所	廿日市市阿品、阿品台地区		
調査対象者	通勤・通学者		
調査方法	家庭訪問配布回収調査		
回収世帯数	417	401	457
回答者数（人）	506	511	579
回収率（%）	83.2	92.0	97.0

表-2 手段別分担率の観測値

手段	1時点	2時点	3時点	同時選択
CAR	41.42	42.60	45.56	36.69
BUS	20.12	25.44	25.44	14.20
TRAM	28.99	23.67	19.53	16.57
JR	9.47	8.28	9.47	7.69

表-3 式(6)により計算した同時選択の割合

手段	1時点	2時点	3時点
CAR	7.11	7.73	9.46
BUS	0.81	1.65	1.65
TRAM	2.44	1.33	0.74
JR	0.08	0.06	0.08

$$Prob(y_{i1}=j, ..., y_{iT}=j) \neq \prod_{t=1}^{T} Prob(y_{it}=j) \tag{8}$$

非観測異質性の検定及び以後のダイナミック分析を行なうため、広島都市圏廿日市市のJR阿品新駅の開通に関する3時点のパネルデータを用いる。1989年8月に開業したJR阿品新駅の通勤・通学交通手段選択に与える影響を分析するため、本研究室ではその開業前後、JR山陽本線(JR)、路線バス(BUS)、広島電鉄宮島線(TRAM)と自家用車(CAR)を対象に、3回の交通実態調査を行った。調査概要を表-1に示す。169人の3時点パネルデータを抽出することができた。

各時点の手段別分担率と3時点の同時選択割合の観測値を表-2に、式(6)により計算した同時選択割合を表-3に示す。表-2、3から、計算した同時選択割合はその観測値と著しく異なっているため、非観測異質性の存在を意味する。

4．Mass Point手法による多項交通機関選択のダイナミックモデルの構築

交通行動は時間的に変化しており、過去の行動経歴は現在の交通行動に影響すると考えられるため、ここではMass Point手法により今まで課題として残されていた非観測異質性を考慮したダイナミックモデルを構築する。ここでは、用いるパネルデータの時点数が少ないことを考えて、以下のダイナミックモデルを定式化する。

$$P_i = \prod_{t=2}^{T_i-1} \prod_{j=1}^{J_i} \left\{ \mathrm{Prob}\left[y_{ijt} \mid y_{ijt-1}\right] \cdot \mathrm{Prob}(y_{ijt-1}) \right\}^{w_{ijt}} \quad (9)$$

ただし、P_i は個人i の同時選択確率、y_{ijt} は時点t に選択肢j を選んだら1、そうでなければ0をとる選択結果、w_{ijt} はy_{ijt} と同様な値をとるが、選択肢ダミー変数である。T_iは個人i の参加時点数、J_i は個人i の選択肢数である。

式(9)において、時点t の選択確率は時点t-1 の行動結果y_{ijt-1}を条件とする。そして、交通機関選択の初期確率Prob(y_{ij1})を次のように表現する。

$$\mathrm{Prob}\,(y_{ij1}) = \left[\exp(\delta_{ij}+\beta' x_{ij1})\right] / \left[\sum_{j'=1}^{J_i} \exp(\delta_{ij'}+\beta' x_{ij'1})\right] \quad (10)$$

$t \geq 2$以後の$\mathrm{Prob}\left[y_{ijt} \mid y_{ijt-1}\right] \cdot \mathrm{Prob}(y_{ijt-1})$を次のように表す。

$$\mathrm{Prob}(y_{ijt} | y_{ijt-1})\mathrm{Prob}(y_{ijt-1}) = \frac{\exp(\delta_{ij}+\beta' x_{ijt}+\gamma y_{ij,t-1})}{\sum_{j'=1}^{J_i} \exp(\delta_{ij'}+\beta' x_{ij't}+\gamma y_{ij',t-1})} \quad (11)$$

ただし、γ は状態依存効果のパラメータである。

式(9)〜(11)にMass Point手法を適用して、以下のような非観測異質性と状態依存を同時に考慮したダイナミックなモデルを提案する。

$$P_i = \sum_{k=1}^{m} \left\{ \frac{\prod_{j=1}^{J_i} [\exp(\beta' x_{ij1}+\xi_{kj})]^{w_{ij1}}}{\sum_{j'=1}^{J_i} \exp(\beta' x_{ij'1}+\xi_{kj'})} \cdot \prod_{t=2}^{T_i} \frac{\prod_{j=1}^{J_i} [\exp(\beta' x_{ijt}+\gamma\, y_{ijt-1}+\xi_{kj})]^{w_{ijt}}}{\sum_{j'=1}^{J_i} \exp(\beta' x_{ij't}+\gamma\, y_{ij't-1}+\xi_{kj'})} \right\} \rho_k \quad (12)$$

ただし、ξ_{mj} とρ_m は異質性分布を表すMass Pointの位置パラメータとその重みパラメータである。ρ_k に関しては、以下の制約式が存在する。

$$0 \leq \rho_k \leq 1 \,;\, \sum_{k=1}^{m} \rho_k = 1 \quad (13)$$

最後に、式(12)に最尤推定法を適用することによりパラメータの一致推定量を得ることができる。

5．実証分析

本研究で提案するダイナミックモデルの有効性を実証するため、アクセス時間（分）、乗車時間（分）、コスト（円）、エグレス時間（分）を説明変数として、3時点4項交通機関選択モデルを扱う。

非観測異質性のみを考慮した多項Mass Pointモデル（HMPモデル）及び、異質性と状態依存を同時に考慮したダイナミックの多項Mass Pointモデル（DHMPモデル）の推定結果を表-4に示す。HMPモデルに関しては、収束後のMass Point=5の推定結果のみを示した[2]。以下の主な知見をまとめる。

(1) DHMPモデルの適合度はHMPモデルより高い。しかも、状態依存効果パラメータが有意になっている。

(2) HMPモデルの最終Mass Point数が5、DHMPモデルのそれが4である。これは状態依存効果を導入することにより最終Mass Point数が変化する可能性があるを意味する。

(3) HMPモデルと比べて、DHMPモデルでは異質性を表すパラメータには有意となったものが少ない。これは状態依存の導入によって、HMPモデルの省略変数の一部の影響は状態依存効果により捉えられたものと思われる。

(4) HMPモデルと比べて、DHMPモデルでは異質性を表す位置パラメータξ_kの範囲は15.10{=6.65- (-8.442)}から8.36{=(3.904- (- 4.457)}までに狭まった。

以上の結果を踏まえて、時点数の少ないパネルデータを利用して、ダイナミックモデルを構築する際に、前時点の行動経歴を取り入れることにより十分に精度のよいモデルを作成できた。しかも、モデリング手法が簡単であり、実用性が非常に高いモデルであると思われる。

6．おわりに

本研究では多項交通機関選択における個人の非観測異質性の存在を確認すると同時に、Mass Point手法によりそれを考慮したダイナミックの交通機関選択モデルを構築した結果、状態依存効果が存在することと、モデル適合度が向上することを明らかにした。

参考文献

1) 杉恵頼寧・張峻屹・藤原章正：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12、1995(印刷中).
2) 杉恵頼寧・張峻屹・藤原章正：非観測異質性を考慮した多項交通機関選択のMass Pointモデル、第15回交通工学研究発表会・論文集, 1995(印刷中).
3) Tardiff T. J. : Defination of alternatives and representa -tion of dynamic behaviour in spatial choice models, Transportation Research Record, 723, pp.25-30, 1980.
4) Fischer M. M. & Nijkamp P.:From static towards dynamic discrete choice modelling: A state of the art review, Regional Science and Urban Economics, Vol.

表-4 DHMPモデルとHMPモデルの推定結果

説明変数	DHMPモデル MP＝1	MP＝2	MP＝3	MP＝4	MP＝5	MP＝6	HMPモデル MP＝5
アクセス	0.062**	-0.029	-0.0173	-0.019	-0.014	-0.010	-0.048
乗車時間	-0.034**	-0.022**	-0.026**	-0.029**	-0.028**	-0.029**	-0.039**
コスト	-0.0007	-0.0010*	-0.0017**	-0.0016*	-0.0016**	-0.0016**	-0.0003
エグレス	-0.071**	-0.056**	-0.078**	-0.080**	-0.083**	-0.080**	-0.094**
状態依存効果	4.099**	3.387**	3.379**	3.120**	3.124**	3.327**	
ρ_1	1.000	0.163**	0.138*	0.151**	0.086**	0.022	0.189**
ξ_{11}	1.019	-0.615	0.444	-3.440**	-2.016*	0.153	-3.580**
ξ_{12}	0.652	0.678	-0.934	0.897	6.035**	-0.341	6.658**
ξ_{13}	-0.125	-0.964	-1.309	-1.367	-8.430**	-1.314	-8.442**
ξ_{14}	-1.544**	0.900	1.792	3.904**	4.392**	1.502	5.341**
ρ_2		0.837	0.073*	0.010	1.04E-05	0.095	0.012
ξ_{21}		0.502	-2.062	-2.484*	-3.131**	1.518	-3.653**
ξ_{22}		0.522	2.625*	0.908	-1.054	1.554	-1.282
ξ_{23}		0.029	-2.522*	-1.651	3.778**	0.978	1.140
ξ_{24}		-1.189*	1.949*	3.226**	0.406	-4.040**	3.791
ρ_3			0.553	0.001	0.228**	0.063	0.263**
ξ_{31}			1.981**	1.386	2.001*	0.739	-0.038
ξ_{32}			1.986**	1.167	1.792	0.168	1.322
ξ_{33}			1.492*	0.779	1.298	-1.985**	4.602**
ξ_{34}			-5.733**	-3.350**	-5.139**	1.077	-5.991**
ρ_4				0.839	0.0746**	0.050	0.004
ξ_{41}				1.684*	-6.076**	0.653	-6.061**
ξ_{42}				1.466*	0.287	0.086	2.725**
ξ_{43}				1.158	-0.631	-1.767	2.060*
ξ_{44}				-4.457**	6.402**	1.027	1.260
ρ_5					0.612	0.095**	0.532
ξ_{51}					1.568*	-4.047**	3.888**
ξ_{52}					1.423*	0.499	2.536**
ξ_{53}					1.106	-0.972	0.547
ξ_{54}					-4.570**	4.516**	-7.422**
ρ_6						0.676	
ξ_{61}						1.747*	
ξ_{62}						1.615*	
ξ_{63}						1.266	
ξ_{64}						-4.822**	
初期尤度	-359.29	-359.29	-359.29	-359.29	-359.29	-359.29	-359.29
最終尤度	-185.89	-169.87	-163.98	-164.34	-163.45	-163.24	-194.28
調整済み尤度比	0.475	0.516	0.529	0.524	0.523	0.519	0.430
個人数	169	169	169	169	169	169	169

(*：5%で有意、**：1%で有意)

17, pp.3-27, 1987.
5) Reader S.:Unobserved heterogeneity in dynamic discrete choice models, Environment and Planning A, Vol. 25, pp.495-519, 1993.
6) Heckman J. J.:Statistical models for discrete panel data, in C.F. Manski and D. McFadden, eds., Structural analysis of discrete data with econometric applications (MIT Press, Cambridge, MA-London), pp.114-178, 1981.
7) Daganzo C.F. & Sheffi Y.: Multinomial probit with time-series data: Unifying state dependence and serial correlation models, Environment and Planning A 14, pp.1377-1388, 1982.
8) Kitamura R . & Bunch D. S.: Heterogeneity and state dependence in household car ownership: A panel analysis using ordered-response probit models with error components, In Transportation and Traffic Theory (edited by M. Koshi), Elsevier, New York, pp.477-496, 1990.
9) Ben-Akiva M. & Lerman A.R.: Discrete choice analysis: Theory and application to travel demand, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England, 1985.
10) Laird,N.:Nonparametric maximum likelihood estimation of a mixing distribution, Journal of American Statistical Association,Vol.73,No.364, pp.805-811, 1978.
11) Davis,R.B. and Crouchley,R.:Calibrating longitudinal models of residential mobility and migration: An assessment of a non-parametric marginal likelihood approach, Regional Science and Urban Economics, Vol.14, pp.231-247, 1984.
12) Heckman J. & Singer B.: A method for minimizing the impact of distributional assumptions in econometric models for duration data, Econometrica, Vol.52, pp.271-320, 1984.