

離散連続モデルを利用した買物トリップ発生に関する基礎的分析

A Fundamental Analysis on Discrete-continuous Model Applied
to Shopping Trip Generation

室町 泰徳*

By Yasunori Muromachi

In some context of travel demand analysis, mixture of discrete and continuous dependent variables should be considered simultaneously. Most of these cases the correlation of error terms between the two required discrete-continuous model technique to avoid biased estimation of parameters. We have applied this to the context of shopping destination choice model as discrete, and shopping trip generation model as continuous model, following utility maximization theory.

In conclusion, the analysis which could account for the discrete-continuous error term correlation indicated the biased situation and correcting terms, inserted into shopping trip generation model, were found to be significant.

Finally existent trip generation model, ordered logistic model, was constructed to compare model reliability and characteristics. Relatively ordered logistic model indicated superior ability to reproduce the original dataset, but corrected discrete-continuous model had also some power of prediction.

1. はじめに

交通需要予測分析においては、交通手段選択や目的地選択のように、離散型被説明変数を伴う状況が多々あり、それに対して、離散選択モデル（非集計モデル）の開発・適用に関する研究が精力的に行われてきた¹⁾²⁾。離散選択モデルは、被説明変数を離散型変数として捉えることが可能であれば、比較的容易に適用することができる。最近では、トリップ頻度のような連続型変数に対し、これを頻度カテゴリーに分解し、オーダード・ロジスティックモデルを用いて分析した例が報告されている³⁾。

しかしながら、交通需要予測のコンテキストによっては、被説明変数が連続型であり、かつ、離散型

被説明変数を伴うコンテキストと相互に影響を及ぼし合う場合がある。例えば、自動車保有台数選択、及び、自動車走行距離の予測は、交通需要予測の重要なテーマであるが、それぞれ離散型、連続型の被説明変数を伴う。自動車保有台数の増減は、自動車走行距離に影響を与えることが予想されることから、双方のコンテキストを切り離して分析した場合には、バイアスのある結果を導く可能性がある。また、買物トリップ発生に関しては、離散型としての買物目的地選択、及び、連続型としての買物頻度を対象とした分析を離散連続型コンテキストの一例として挙げる事ができる。すなわち、消費者は、ある買物目的地を買物に利用すると決定すると同時に、その買物目的地に対する買物頻度も決定すると仮定すれば、両モデルは共通の説明変数を持ち、誤差項は互いに相関を持つと考えられる。

以上のような観点から、本研究では、まず、離散連続モデルに関する既存の研究、及び、理論的背景

キーワード：買物トリップ、離散連続モデル

* 正会員 工修 東京大学助手 工学部都市工学科
(〒113 東京都文京区本郷7-3-1)

を整理し、モデル推定上の問題点を検討する。さらに、基礎的ではあるが、前述買物トリップ発生の例に関して、千葉県野田市周辺部で行った買物トリップ調査を利用し、離散連続モデルパラメーター推定を行う。最後に、既存の手法による買物トリップ発生モデルを構築し、各モデルの精度、限界等を比較検討する。

2. 既存の研究

(1) 離散連続モデルの適用コンテキスト

F.Mannering et al.⁴⁾に従えば、離散連続モデルの適用を検討すべきコンテキストは、離散型、及び、連続型被説明変数を伴い、かつ、両者が共通の説明変数を持つ等、相互に影響を及ぼし合う場合である。具体的なモデル推定に際しては、主に以下の点が検討されている。

- a) 離散選択モデルに必然的に伴う選択性バイアス (selectivity bias) を統計的手法により考慮し、一貫性のあるモデル・パラメーター推定量を得る。
- b) 離散選択モデルにおける間接効用関数から、経済理論におけるロワの恒等式を介して需要モデル (連続型被説明変数) を導出する。

本節では、これらの内容に焦点を当てて、簡単に既存研究のレビューを行う。

(2) 選択性バイアス

離散選択モデルを適用するコンテキストにおいては、その被説明変数が離散型であることから、必然的に分析サンプルを分割することとなる。例えば、図1に示すように、A・B 2市にショッピングセンターがあり、両センター間に居住する世帯はA・Bいずれかを買物目的地として選択すると仮定する。選択されたショッピングセンターへの買物頻度は、各々居住地からの距離により減衰することが予想されることから、観測される買物頻度は、図1のように分布すると考えられる。ここで、各世帯はA・Bいずれかのショッピングセンターを選択すると仮定したことから、買物頻度は選択されたセンターのみ観測可能となる。

しかし、実際に、買物頻度を予測するに際

し、各々のショッピングセンターに対する買物頻度のみを対象とし、買物頻度回帰モデルを構築した場合には、バイアスが生じることが予想される。すなわち、A市ショッピングセンターに対する買物頻度は、B市に近づくにつれ、期待値線 (点線) に沿って下がり始める。しかしながら、両市の中間地点からB市側では、B市選択世帯が増えることから、A市ショッピングセンター買物頻度観測値そのものが得られなくなる。さらに、観測値が得られた場合でも、それらの観測値は、図に示したように、期待値線よりも上方にバイアスがかかった観測線 (実線) のようになるであろう。これは、買物目的地と買物頻度が共通の説明変数を持ち、両モデルの誤差項に相関が想定されることに起因している。

G.S.Maddala⁵⁾を参考とし、全世界帯に関して、A・B市のショッピングセンター買物頻度(f_A, f_B) が得られたと仮定する。各買物頻度が平均(μ_A, μ_B) の同時正規分布に従う場合、A・B市選択世帯の条件付き買物頻度 f_A, f_B の期待値は、 $f_A > f_B$ とすれば、

$$\begin{aligned} E(f_A | u < Z) &= \mu_A - \sigma_{Au} * \phi(Z) / \Phi(Z) \\ E(f_B | u > Z) &= \mu_B + \sigma_{Bu} * \phi(Z) / (1 - \Phi(Z)) \end{aligned} \tag{1}$$

のように与えられる。ただし、

$$u_A = f_A - \mu_A, u_B = f_B - \mu_B, Z = \mu_A - \mu_B, u = u_B - u_A$$

$$\sigma_{Au} = \text{Cov}(u_A, u), \sigma_{Bu} = \text{Cov}(u_B, u)$$

$\phi(*)$: 標準正規密度関数

$\Phi(*)$: 標準正規分布関数

である。図1の例のように、通常、買物目的地選択モデルと買物頻度モデルの誤差項は、正の相関を持つことが想定されること (A・B市ショッピングセ

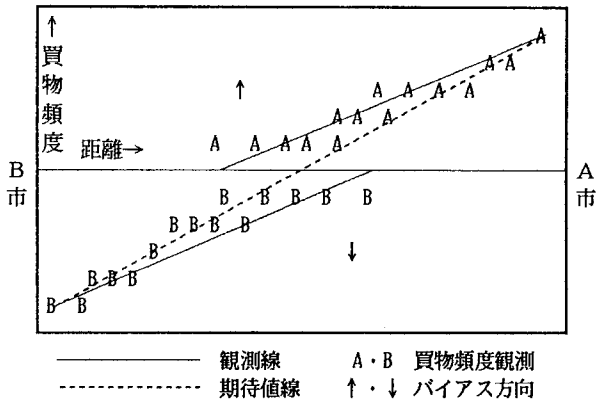


図1 買物目的地選択と選択性バイアス

ンター分離線が買物頻度=0を表す)から、選択性バイアスとして $\sigma_{Au}<0$, $\sigma_{Bu}>0$ が期待される。しかしながら、A・B市ショッピングセンター分離線が買物頻度=0よりも上方にある場合、B市ショッピングセンターに対する買物頻度は下方にバイアスを受けるため、 $\sigma_{Bu}<0$ の場合も想定し得る。特に、離散選択モデルが多項選択の場合には、選択性バイアスの符号や大きさの解釈に注意が必要となるであろう。

以上のような離散選択モデルを伴う場合以外においても、被説明変数が何等かの理由により、限定的な値域をとる場合には、同様のバイアスを生む可能性がある。J.Tobin⁹⁾は、家計収入と耐久消費財支出の関係を分析するに際して、最初にこの問題を提起した。以降、このようなバイアスを取り扱うモデルをトビットモデルと総称するようになった⁷⁾⁸⁾。

T.Amemiya⁹⁾は、トビットモデルに関する詳細なレビューを行っており、表1のように、対応する尤度関数を基に5タイプのモデル分類を行っている。表1に従えば、本研究で対象とする買物目的地選択と買物頻度のモデル化は、タイプ5のトビットモデルに対応しているものと考えられる。すなわち、買物目的地選択状況を示す変数 y_1^* の実現値により、買物頻度 y_2^* 、及び y_3^* が各々排他的に観測される。ただし、本研究では取り扱う買物目的地選択肢が4ヶ所であるため、多項離散選択モデルにより各目的地別買物頻度実現値が与えられる点が異なっている。

既存研究例としては、P.O.Barnard¹⁰⁾が、買物目的地選択と目的地における消費を対象とした離散連続モデルを定式化している。また、R.Kitamura¹¹⁾

表1 尤度関数によるトビットモデル分類

トビットタイプ	尤度関数(Pは()内確率)
1	$P(y_1 < 0) \cdot P(y_1)$
2	$P(y_1 < 0) \cdot P(y_1 > 0, y_2)$
3	$P(y_1 < 0) \cdot P(y_1, y_2)$
4	$P(y_1 < 0, y_3) \cdot P(y_1, y_2)$
5	$P(y_1 < 0, y_3) \cdot P(y_1 > 0, y_2)$
	$y_1^* = x_1 \beta_1 + v_1$ $y_2^* = x_2 \beta_2 + v_2$ $y_3^* = x_3 \beta_3 + v_3$ $y_2 = y_2^* \quad \text{IF } y_1^* > 0$ $y_2 = 0 \quad \text{IF } y_1^* \leq 0$ $y_3 = y_3^* \quad \text{IF } y_1^* \leq 0$ $y_3 = 0 \quad \text{IF } y_1^* > 0$

文献9)

は、自動車保有とトリップ発生に関して、R.Westin et al.¹²⁾は公共交通と車の交通手段選択、及び駐車場利用場所に関して、選択性バイアスを考慮した分析を行っている。前述の自動車保有台数と自動車走行距離に関する研究は、R.Kitamura¹³⁾が詳細にレビューしており、F.Mannering et al.⁴⁾は同様なレビューと合わせ、選択性バイアスを取り除く統計的手法として、完全情報最尤推定法や操作変数法、選択性修正項法等を挙げている。この内、本研究に関しては、選択性修正項法が最も適用容易であると考えられるため、次節で離散連続モデルの経済理論的背景と合わせて検討することとする。

(3) ロワの恒等式

世帯の買物目的地選択と買物頻度の決定が、一般的な経済理論に従うと仮定した場合、被説明変数が連続型である需要(買物頻度)モデルは、ロワの恒等式を介して、以下のように導出される¹⁴⁾¹⁵⁾。消費者の効用関数を、

$$U=U(x_1, x_2) \text{ s.t. } y=p_1 x_1 + p_2 x_2$$

x_1 :消費財 i , p_i :消費財 i の価格, y :予算

とすると、予算制約条件下で効用最大化した結果、消費者の得る効用 U^* は、

$$U^*=U^*(x_1^*, x_2^*)=Y(p_1, p_2, y)$$

の様に、間接効用関数 Y を用いて表すことができる。

また、消費財 x_1^* の需要は、ロワの恒等式により、

$$x_1^* = -(\partial Y / \partial p_1) / (\partial Y / \partial y)$$

と表すことが一般には可能である。

本研究では、買物トリップを対象とすることから、消費財 x_1^* を買物目的地Aに対する買物頻度 f_A^* 、価格 p_1 をトリップ費用 t_A と解釈すれば、

$$f_A^* = -(\partial Y / \partial t_A) / (\partial Y / \partial y) \quad (2)$$

が成立するものと仮定する。

具体的な間接効用関数 Y の関数型を、

$$Y_A = (\alpha_A + \beta_A t_A + \theta y + b'w + \eta) \exp(-\theta t_A) \quad (3)$$

w :他の説明変数ベクトル

b :パラメーターベクトル η :誤差項

と仮定すると、(2)より、

$$f_A = (\alpha_A - \beta_A t_A / \theta) + \beta_A t_A + \theta y + b'w + \eta \quad (4)$$

が与えられる。予算 y に代替的な指標 $k=(1/\gamma)*y$ を用いた場合でも、同様な線型関数が与えられる。

さて、(3)式の誤差項にiid第1種極値分布を仮定

した場合、消費者がある買物目的地Aを選択する行動は、離散選択ロジットモデルに帰着される。従って、買物目的地Aが選択される確率 P_A は、

$$P_A = \exp(Y_A) / \sum_i \exp(Y_i) \tag{5}$$

さらに、(4)から、

$$f_A = (\alpha_A - \beta_A t_A / \theta) + \beta_A t_A + \theta y + b'w + \tau C_A + \nu$$

τ : パラメーター ν : 誤差項 (6)

ここで、 C_A は離散選択モデルに基づく選択性バイアスを修正する選択性修正項^{16) 17)}であり、

$$C_A = (K-1)/K * \log(P_A) + \sum_{i=1, i \neq A}^K \{1/K * \log(P_i) * P_i / (1-P_i)\} \tag{7}$$

or

$$C_A = \phi(\Phi^{-1}(P_A))/P_A \tag{8}$$

K : 選択肢数

$\Phi^{-1}(\cdot)$: 標準正規分布逆関数

と表される。ただし、 P_i は離散選択モデルによる買物目的地選択確率予測値である。式(7)は、式(3)の誤差項を e_A とした場合、選択肢Aが選択される e_A の条件付き期待値が、式(4)の誤差項 η と相関を持つという仮定から導出される。需要(買物頻度)モデルを推定する際に、選択性修正項 C_A を加えることによって、式(6)の誤差項 ν の期待値が0となり、通常の重回帰分析により、各パラメーターの一致推定量を得ることが可能となる。なお、式(8)は、離散選択モデルにプロビットモデルを用いた場合である。本研究では、選択性修正項として、式(7)を利用することとする。

本節におけるロワの恒等式は、式(3)~(4)を導出する以外の点においても、様々な性質を持つことが H.Morisugi et al.¹⁸⁾ により示されている。ロワの恒等式を満足し、かつ、間接効用関数と需要関数におけるパラメーターを完全情報最尤推定法により同時に推定することが可能である。実際に、自動車保有台数と自動車走行距離に関する研究を対象として、G.C.de Jong¹⁹⁾ が推定を行っている。一方、選択性修正項(7)を用いた買物目的地選択モデルと買物頻度モデルの段階推定では、完全情報最尤推定法ほど有効な推定量を求めることができない。しかしながら、本研究では、多項選択を扱うため、実際の適用上では容易であると考えられる。

3. 利用データの概要

本節では、買物目的地選択モデル、及び買物頻度モデル推定に利用した調査データの概要を示すこととする。調査概要を表2に示す。本調査は、野田市内に平成元年、新規オープンした大規模ショッピングセンター(野田SC)の立地影響を評価するために行った²⁰⁾。調査対象地周辺部の概要を図2に示す。調査対象地域中心の千葉県野田市は、首都圏北東部30~40km圏、千葉・埼玉・茨城県の県境に位置している。対象地域を横切るように国道16号線と東武野田線が通じていることから、調査対象世帯の買

表2 利用調査データの概要

調査地域	千葉県野田市、柏市、流山市、 埼玉県庄和町の一部
調査時期	平成元年11月下旬~12月中旬
調査方法	訪問留置・訪問回収
調査対象者	主婦OR主婦に代り買物をする人
有効回収率	445 / 460 = 96.7%
買物目的地	野田SC、既存大規模店舗A、 川間駅周辺、野田市中央商店街 柏駅前、春日部駅前、東京
質問項目	買物目的地、買物利用頻度、 休日・平日の利用区別 買物利用交通手段、買物品目 SC立地影響、世帯・個人属性

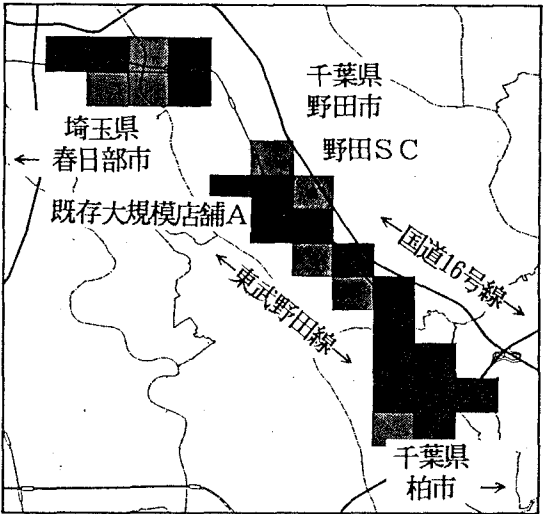


図2 調査対象地周辺部の概要と調査対象マップ

物行動もこれらの地域交通幹線軸を中心に行われていると考えられる。調査区は地域標準メッシュを単位とし、野田市を中心に26メッシュ 445世帯を調査した。野田SC以外の買物目的地は、買物品目等の調査結果を考慮し、野田SC、既存大規模店舗A、柏駅前、及び春日部駅前の4ヶ所をモデル推定対象買物目的地とした。各買物目的地の概要と買物頻度分布を表3、及び図3に示す。

買物目的地選択、及び買物頻度モデル推定用サンプルは、まず、上記目的地のいずれかに対して、衣料品を買物品目として挙げているサンプルに限定した。図3に示されているように、各買物目的地とも半数か、それ以上のサンプルにおいて、買物トリップが観測されていない。また、交通費用に占める時間費用は、時間価値5円/分を用いて換算した。観測されていない買物目的地に対する交通費用は、徒歩、自転車、車、及び鉄道のいずれか最小の交通費用をデータとして与えた。結果的に主要な変数に欠損がないモデル推定用サンプルは260、買物頻度モデル推定用観測数は482となった。

4. 離散連続モデルの推定

(1) 買物目的地選択モデルの推定

本節では、ロワの恒等式を満足するような間接効用関数型(3)を利用して、買物目的地選択モデルを構築する。まず、利用データには、予算に関するデータが無いため、代替指標 k として、

$$y = \gamma k = \gamma \Sigma (\text{衣料品買物頻度} \times \text{交通費用})$$

を与えることとする。また、他の説明変数としては、

$$b'w = b_1 \times \log(\text{大規模店売場面積}) \\ + b_2 \times (\text{大規模店舗面積/駐車場台数}) \\ + b_3 \times (\text{幼児\&野田SCダミー})$$

を用いることとした。買物目的地選択ロジットモデルのパラメーターを表4に示す。モデルAは式(3)の効用関数型を用いたモデルであり、非線形なパラメーター推定を含んでいる。今回の分析では、各パラメーターの初期値を0とし、5回程度の繰り返し計算で収束値が得られた。一方、モデルA'は、予算代替指標を効用関数に含まず、各パラメーターに関して、線形な効用関数型を用いた推定結果である。モデルAとモデルA'のパラメーターを比較すれば

明らかなように、両モデルにはほとんど差がなく、モデルAの予算代替指標パラメーターに対するt値もかなり低い値となっている。従って、今回の分析からは、予算に対するパラメーターが、効用関数のスケールパラメーターに与える影響を認めることができなかった。他の変数としては、各買物目的地に

表3 各買物目的地の概要

	野田SC	大規模店舗A	柏駅前	春日部駅前
平均トリップ(月) GROSS	2.5256	1.2929	1.7494	0.4545
平均トリップ(月) NET	3.9087	3.1127	2.8970	2.4116
トリップ観測割合(%)	64.62	41.54	60.38	18.85
トリップ割合(%)	33.55	19.00	35.53	11.92
大規模店舗数	1	1	8	3
大規模店舗売場面積㎡	22,400	6,409	96,029	39,921
売場面積/駐車場台数	12.44	21.02	51.96	18.83

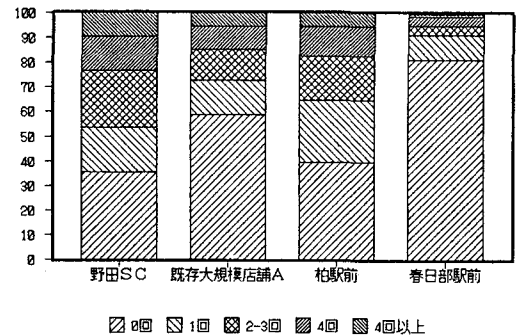


図3 買物目的地別買物頻度分布(%)

表4 買物目的地選択ロジットモデルのパラメーター

変数	モデルA	モデルA'	モデルB
交通費用 TC	-0.005721 (-8.724)	-0.005822 (-10.18)	-0.006521 (-9.912)
予算代替指標 k	0.00001152 (0.33639)	()	()
$\log(\text{大規模店舗売場面積})$ DF	1.432 (4.645)	1.418 (4.659)	1.798 (4.951)
(大規模店舗売場面積/駐車場台数) PA	-0.04114 (-6.080)	-0.04095 (-6.086)	-0.05159 (-6.973)
幼児&野田SCダミー INF	0.6359 (2.080)	0.6344 (2.073)	0.4337 (1.459)
定数項(野田SC) D1	-0.8731 (-1.85811)	-0.8739 (-1.863)	-0.5546 (-0.9782)
定数項(既存大規模店舗A) D2	0.4405 (0.61719)	0.4263 (0.6002)	0.9883 (1.147)
サンプル数	260	260	260
対数尤度(0)	-360.4	-360.4	-360.4
対数尤度(収束)	-263.3	-263.4	-248.3
尤度比	0.2696	0.2694	0.3110

おける駐車場整備水準を表す変数(PA)や、幼児&野田SCダミー変数(INF)がモデルに組み込まれている。野田SCには、幼児向けの遊技施設が併設されており、その影響が説明されていると解釈される。また、大規模店舗売場面積(DF)に対するパラメーターがやや大きい値をとっているが、大規模小売店舗数等、他の関連指標は説明力が低いか、変数DFと関係が高く、同時にモデルに組み込めなかった。

なお、モデルA、及びモデルA'は、世帯は買物目的地を1ヶ所選択するという仮定に従い、世帯ベース(各世帯の重みは等価)で推定したが、モデルBは、各世帯の買物頻度で重み付けを行ったトリップベースの推定結果である。モデルAとモデルBに関しても、パラメーターの符号や大きさはほぼ近い値となっており、常識的にも妥当な結果となっていると考えられる。

(2)買物頻度モデルの推定と選択性修正

買物頻度モデルの推定は、各買物目的地別に式(7)の選択性修正項を含めて回帰した場合(修正有)、及び、含めないで回帰した場合(修正無)の2通りを行った。また、買物頻度推定値が負となることを避けるために、買物頻度を対数化して、被説明変数と

した。推定されたパラメーターを表5に示す。まず、選択性修正項は、柏駅前と春日部駅前で有意となっているが、その他の買物目的地では有意となっていない。春日部駅前に関しては、サンプル数が少ないこともあって、選択性修正項と交通費用が高い相関を持ち、修正有モデルの交通費用パラメーターが正となっている。また、柏駅前に関しては、車保有台数を除いて、修正項の有無による各パラメーターの大きな変化はない。車保有台数は、調査結果からほぼ被調査世帯100%の保有率であることが判明していることから、2台以上の車を保有する世帯が、柏駅前や春日部駅前の鉄道駅ターミナル型買物目的地に対する買物頻度を控えていると考えられる。ただし、パラメーターに対するt値は修正有モデルの場合には、低い傾向が表れているため、結論を出すにはさらに詳細な検討が必要である。

一般に選択性修正項は、パラメーターt値が低い場合でも、各パラメーターに対し一致推定量を与えることとなることから、各パラメーターに対する影響を詳細に吟味する必要がある。特に、野田SCに関しては、選択性修正項のパラメーターが負であり、各パラメーターの値が修正無の場合よりも修正有の場合に大きく、切片は下がる傾向にあることが分か

表5 買物頻度モデルのパラメーター

変数	野田SC		既存大規模店舗A		柏駅前		春日部駅前	
	修正有	修正無	修正有	修正無	修正有	修正無	修正有	修正無
切片	2.9061 (8.919)	3.1466 (11.485)	3.0264 (7.778)	2.8168 (8.004)	3.3878 (13.461)	3.6076 (14.716)	2.3099 (6.166)	2.5819 (6.949)
選択性修正項	-0.2942 (-1.355)	0.2594 ()	0.2594 (1.248)	0.2594 ()	0.2435 (2.851)	0.2435 ()	0.3862 (2.267)	0.3862 ()
交通費用 (E-02)	-0.4166 (-5.500)	-0.3348 (-7.300)	-0.1561 (-2.134)	-0.2274 (-4.958)	-0.1046 (-2.663)	-0.1786 (-5.925)	0.0374 (0.549)	-0.0972 (-2.771)
予算代替指標 (E-04)	0.0369 (2.013)	0.0338 (1.852)	0.1316 (2.305)	0.1340 (2.343)	0.1682 (12.786)	0.1740 (13.081)	0.1722 (8.399)	0.1886 (6.950)
幼児&野田SC ダミー	0.4007 (2.617)	0.2861 (2.236)	()	()	()	()	()	()
世帯人数	0.0471 (0.984)	0.0495 (1.032)	0.0978 (1.709)	0.0867 (1.528)	0.0354 (0.976)	0.0376 (1.014)	0.1634 (2.594)	0.1618 (2.453)
車保有台数	()	()	()	()	-0.0488 (-0.771)	-0.1545 (-2.942)	-0.1321 (-1.138)	-0.2505 (-2.308)
食料品ダミー	0.6421 (4.086)	0.5959 (3.875)	0.3595 (1.789)	0.3687 (1.831)	0.1317 (1.541)	0.1485 (1.703)	0.2065 (1.260)	0.2490 (1.462)
サンプル数	168	168	108	108	157	157	49	49
R ²	0.3549	0.3475	0.2479	0.2364	0.5911	0.5689	0.6619	0.6205
自由度調整済R ²	0.3308	0.3274	0.2111	0.2068	0.5747	0.5547	0.6136	0.5764
TOTAL	(含む 春日部駅前) (除く 春日部駅前)		修正有 修正有	0.4391 0.4150	修正無 修正無		0.4240 0.4020	

る。従って、最初の図1におけるA市のショッピングセンターのように、買物頻度の低い側から、上方へバイアスを受けていることが予想される。

しかしながら、野田SC以外の修正有、及び修正無モデルに関しては、サンプル数が少ないこともあって、主だった傾向を得ることが困難である。変数全般に関しては、符号条件は妥当な結果となっており、買物頻度モデルTOTALの決定係数も、頻度モデルとしては、高い値を示していると言って良いであろう。また、差はわずかではあるが、修正有モデルの方が修正無モデルよりも決定係数が高い傾向にあることも明らかである。なお、春日部駅前に関する修正モデルでは、交通費用パラメーターが正となっていることから、次節以降の分析では、修正無モデルの方を適用することとする。

5. 既存モデルとの比較とモデルの限界

本節では、既存モデルとして、オーダード・ロジスティック(OL)買物頻度モデルを構築し、さきに構築した離散連続買物頻度モデルとサンプル再現精度を比較することとする。まず、表4のモデルBを利用して、オーダード・ロジスティックモデルを構

築する。表6にパラメーター推定結果を示す。表6においては、買物目的地ログサム変数パラメーターが1.0を越えているが、1.0との差に関しては有意となっておらず、かつ、本分析がサンプル再現精度比較を目的としていることから、このままのパラメーターセットを利用する。

離散連続買物頻度モデル、及び、オーダード・ロジスティック(OL)買物頻度モデルのサンプル再現精度を表7に示す。まず、離散連続モデルに関しては、最終的に、選択条件付き買物頻度モデル期待値

表6 オーダード・ロジスティック(OL)買物頻度モデルのパラメーター

変 数		
買物目的地ログサム	LS	1.217 (6.964)
予算代替指標/世帯人数	RA	0.0002975(8.073)
世帯人数	FA	0.5323 (4.916)
車保有台数	CA	0.6117 (3.429)
食料品ダミー	FO	0.4041 (3.683)
カテゴリーダミー-1	D1	-23.97 (-7.681)
カテゴリーダミー-2	D2	-24.73 (-7.810)
カテゴリーダミー-3	D3	-26.58 (-8.188)
サンプル数		592
対数尤度(0)		-410.3
対数尤度(収束)		-277.5
尤度比		0.3236

表7 買物頻度モデルの再現精度比較

再現精度指標 (年間ベース)	サンプル	離散連続モデル 修正項有	離散連続モデル 修正項無	OLモデル
全体 (サンプル数 260)				
平均トリップ頻度	72.2692	32.9067	32.7050	71.5883
トリップ頻度相関係数	1.0000	0.4729	0.4712	0.6430
Σ (トリップ頻度-現状) ²	0.0000	7046.9448	7221.2748	3302.6440
集計トリップシェア	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
野田SC	0.3355	0.3529	0.3610	0.3586
既存大規模店舗A	0.1900	0.1818	0.1765	0.1853
柏駅前	0.3553	0.3558	0.3526	0.3542
春日部駅前	0.1192	0.1095	0.1099	0.1018
個別 (サンプル数 260*4)				
平均トリップ頻度	18.0763	8.2267	8.1762	17.8971
トリップ頻度相関係数	1.0000	0.5119	0.5066	0.5989
Σ (トリップ頻度-現状) ²	0.0000	1413.3706	1446.8072	1031.1889
平均トリップシェア	0.2500	0.2500	0.2500	0.2500
トリップシェア相関係数	1.0000	0.7029	0.7034	0.6311
Σ (トリップシェア-現状) ²	0.0000	0.0617	0.0614	0.0726

と買物目的地選択モデルによる予測確率を掛け合わせる結果、平均トリップ頻度がサンプル平均の半分程度になっている。これは、離散連続モデルを段階的に適用する場合には、買物頻度モデルと買物目的地選択モデル双方の再現精度が問われることを意味しており、かなり限界的であると言える。

一方、OLモデルに関しては、各段階で集計トリップ頻度や集計トリップシェアが再現されるために、各再現精度指標に対する値も比較的良好な結果を示している。OLモデルが離散連続モデルよりも劣っている指標は、買物目的地個別トリップシェアに関してのみである。これは、離散連続モデルの場合には、OLモデルを推定する際に行うトリップシェアやトリップ頻度集計化のプロセスが無く、買物目的地別買物頻度を直接的に被説明変数として用いるためであると考えられる。また、最後に、離散連続モデルの中では、選択性修正項を含めたモデルの方が、わずかではあるが、各指標において、より良い結果を与えている。

6. 結論と今後の課題

本研究では、離散連続モデルに関する既存の研究を整理し、モデル推定上の問題点を検討した。さらに、千葉県野田市周辺部で行った買物トリップ調査を利用し、離散連続モデルパラメータ推定を行った。最後に、既存の手法による買物トリップ発生モデルを構築し、離散連続モデルと精度、限界等を比較検討した。本研究の結論としては、

- (1) まず、選択性バイアスの意味やロウの恒等式の理論的背景を整理し、これらの条件を満足するモデル推定方法として、選択性修正項法を検討した。
- (2) さらに、野田市周辺部における買物トリップ調査データを利用して、買物目的地選択と買物頻度のコンテキストを対象とし、離散連続モデルパラメータ推定を行った。推定の結果、選択性修正項が有意でない場合でも、選択性バイアスの存在が示唆される場合があることを確認した。
- (3) 最後に、既存モデルとして、オーダード・ロジスティック(OL)買物トリップ発生モデルを取り上げ、離散連続モデルとサンプル再現精度の比較を行った。再現精度に関しては、離散連続モデルは余り良好ではなく、唯一買物目的地個別トリップシェア

に関して、OLモデルよりも再現精度が良好であった。また、選択性修正項の有無では、修正項を含むモデルの方が、再現精度が良好であった。

今後の課題としては、

- (1) まず、今回のモデルパラメータ推定には、選択性修正法を用いたが、段階推定法では完全情報最尤推定法ほど有効な推定量を求めることができない。今後は他の推定方法との比較検討が必要である。
- (2) また、買物トリップ発生モデルとしては、今回の分析では、余り良好な再現精度が得られなかった。モデル構造を再検討する必要があるであろう。

離散連続モデルを検討すべきコンテキストは数多くあり、海外におけるモデル適用研究例も豊富である。モデル適用コンテキストに対する十分な検討、整理を行った上で、適用研究をさらに重ねて行く必要があると考えられる。

参考文献

- 1) 土木計画学研究委員会編講習会：非集計行動モデルの理論と実際、土木計画学講習会テキスト、No.15、1984
- 2) 屋井鉄雄、森川高行：交通需要モデル研究のダイナミズム—10年の軌跡、土木計画学研究・講演集14(2)、pp.1-8、1991
- 3) 吉田朗、原田昇：休日の買い回り品買物交通を対象とした買物頻度選択モデルの研究、土木学会論文集、No.413 IV-12、pp.107-116、1990
- 4) F.Manning and D.A.Hensher: Discrete/continuous econometric models and their application to transport analysis, TRANSPORT REVIEWS, VOL.7, No.3, pp.227-244, 1987
- 5) G.S.Maddala: Limited-dependent and qualitative variables in econometrics, 1985
- 6) J.Tobin: Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables, Econometrica, Vol.26, pp.24-36, 1958
- 7) 屋井鉄雄他、需給特性を用いた住空間評価のヘドニック分析法、土木計画学研究論文No.9、pp.253-260、1991
- 8) 渡辺豊、輸出入コンテナ積載車両の交通量分布モデルに関する研究、都市計画論文No.26、pp.319-324、1991
- 9) T.Amemiya: Advanced Econometrics, 1985
- 10) P.O.BARNARD: Modelling shopping destination choice behaviour using the basic multinomial logit model and some its extensions, TRANSPORT REVIEWS, VOL.7, No.1, pp.17-51, 1987
- 11) R.KITAMURA: A PANEL ANALYSIS OF HOUSEHOLD CAR OWNERSHIP AND MOBILITY, PROC. OF JSCE No.383/IV-7, pp.13-27, 1987
- 12) R.WESTIN and D.GILLEN: Parking location and transit demand, Journal of Econometrics No.8, pp.75-101, 1978
- 13) R.KITAMURA: REVIEW A REVIEW OF DYNAMIC VEHICLE HOLDINGS MODELS AND A PROPOSAL FOR A VEHICLE TRANSACTIONS MODEL, Proc. of JSCE No.440/IV-16, pp.13-29, 1992
- 14) K.Train: Qualitative Choice Analysis, The MIT Press, 1986
- 15) 佐野紳也：質的選択分析—理論と応用、朝三菱経済研究所、1990
- 16) J.A.Dubin and D.L.McFadden: An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption, Econometrica, Vol.52 No.2, pp.345-362, 1984
- 17) L.F.Lee: Generalized Econometric Models with Selectivity, Econometrica, Vol.51, pp.507-512, 1983
- 18) H.Morisugi et al.: A Derivation of Logit Model and its Implications, 土木計画学研究講演集No.14(1), pp.33-38, 1991
- 19) G.C.de Jong: Discrete/continuous models in transportation analysis, PTRC 18th Summer Meeting, Sussex, pp.139-150, 1990
- 20) 室町泰徳他：首都圏郊外部における大規模ショッピングセンターの立地影響に関する研究、都市計画論文No.25、pp.487-492、1990