週末買物交通発生モデルに関する研究*
Trip Occurrence Models for Weekend Shopping*

張　峻屹**・杉恵頼寧***・藤原章正***
By Junyi ZHANG**, Yoriyasu SUGIE ***, Akimasa FUJIWARA ***

1．はじめに

近年の交通計画の動向の1つとして週末交通をどう計画の中に取り入れるかが挙げられる。これは週休2日制の普及による労働時間の減少とそれに伴う週末交通の増加に起因するものである。従来の交通計画は平日通勤条件の改善を通じて勤労者の日常生活の利便性を確保し，ゆとりのある通勤環境を実現することにより生産効率の向上に役立ててきた。この考え方が今後とも重要であることはいうまでもない。しかし，週末の余暇時間を楽しく過ごすためにその余暇需要に見合った交通施設整備，サービスの提供が必要となり，これに関する研究ではまだ充分な成果が得られていないのが現状である。つまり，利用者の余暇活動のメカニズムをまだ完全に把握していない。

本研究で分析対象として取り上げる買物交通に関しても同様なことが言える。

そこで，本研究では1988年に宇都宮都市圏において行なわれた1週間のアクティビティ調査データ[1]から買物交通に関する1週間のデータを取り出し，週末買物交通モデルの問題点を探ると同時に，平日買物頻度との相関関係を明確に考慮した週末買物交通発生の同時決定モデルを提案することを目的とする。本研究は以下のように構成されている。第2章では買物行動の特徴をまとめる。第3章では宇都宮都市圏の1週間買物交通データの概要を説明すると同時に，買物行動の特性を把握する。第4章では平日買物頻度と週末買物交通発生の同時決定モデルを構築する。第5章では提案した同時決定モデルの推定および考察を行なう。第6章では本研究をまとめる。

* キーワード：週末買物，1週間データ，同時決定モデル
** 正会員，工博，パシフィックコンサルタンツ
（東京都多摩市関戸1-7-5，TEL: 042-372-6208）
*** 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: 0824-24-6919）

2．買物行動の特徴

この節では，まず他の余暇活動と比べながら買物行動の特徴を整理してみる。

1)***周期性***　周期の長さは買物内容によって異なってくる。たとえば，日常用品に関しては何日かのサイクルでその買物行動は繰り返されるが，耐久品の買物は年単位でサイクルを形成していくと考えられる。また，日常用品の買物サイクルは観光・リクリエーションなどの余暇活動と比べて短いであろう。

2)***必須性***　生活のために必要最小限の買物をせねばならないことを考えると，買物は通勤と同様な必須性をもつ。ただし，買物は必ずしも毎日行われるわけではない。そして，必須性を有する故に買物行動には必ず交通を伴う。これは他の余暇活動と区別するところである。つまり，買物以外の余暇活動に関しては本人の意志次第でその活動目的によっては自宅内においても実現する可能性があるため，必ずしも交通を伴うものではない。なお通信販売や食料品の宅配などによる買物の場合でも，当人の需要を満たすために他人による交通を発生させる。

3)***レジャー化***　これは買物行動自体が余暇の性質をもつことに起因するものである。主婦の平日買物は忙しい家事からの息抜き手段として利用されているかもしれないし，週末には大型ショッピングセンターで買物をすると同時に子供や夫婦の娯楽行動を実現する役割をも果たしていることがある。これに関しては調査において買物内容，買物以外の活動をきちんと把握する必要がある。

4)***消費のタイミング***　余暇活動はその場で効果が現れるが，買物の効果は自宅に持ち帰って消費をし，はじめてその効果が現れる。これは両者の効用の計り方にも影響すると考えられる。

従来の買物交通モデルでは1日のクロスセクションデータを用いたものが多く，周期の比較的短い買物行

動の時間的な相互関係を捉えることができていない。最近では，曜日変動を考慮したモデル化の必要性が認識されるようになり，複数日のデータを用いた研究が広く進められている[1]。これらの研究は当初，曜日間交通行動の単純な比較分析がほとんどであった。しかし，通勤交通に比べて，自由度の高い買物交通行動は日ごとに独立しているわけではないことから，たとえば1週間のタイムスパンにおけるダイナミックなアプローチが有効であると考えられる。これによって個人行動をより精緻に記述することができ，モデル精度の向上に寄与するであろう。具体的には，過去に行った買物行動や今後予定している買物行動が，当日の買物発生に大きく影響し，当日だけの情報ではその行動を十分に説明できない場合がある。また，近年では大型ショッピングセンターなどの出現によって「1週間のまとめ買い」などの現象もでてきており，買物行動の意思決定が1日ではなく複数日単位で行われている可能性が高い。

なお，個人の買物発生には世帯構成員間の相互作用が働くと考えられるので，個人が世帯内で果たす役割を表す「続柄」をモデルの説明変数の中に取り込むことにする。これによりまず本研究では，個人の買物交通の曜日間依存性について検討することとし，複数の意思決定主体間の行動の相互依存性については別の論文で検討する。

3．1週間買物交通データの特性

(1) 宇都宮アクティビティデータの概要

本研究で用いるアクティビティデータは，1988年3月に栃木県宇都宮市とその周辺町で実施された調査から得たものである。調査方法は配布回収法で，主な調査項目は交通を含んだ活動の種類，活動を行った場所，開始および終了時刻，交通目的，交通手段などである。調査日数は任意の日から連続した1週間である。調査票はアクティビティ・ダイアリーの概念に基づいており，1週間すべての活動の記録を収集したものである。回収状況として，調査の協力の受諾が得られた215世帯のうち，少なくとも1世帯1人が回答しているのは203世帯であった[2]。この中から，欠損データを含む世帯または個人を除き，1週間完全に回答しているのは100世帯，297人であった。この297人の1週間データをこれからの分析に用いる。

(2) 買物行動の特性

まず，曜日別の買物人数分布を図1に示す。同図から，買物人数は月～木曜日の間あまり大きく変わらないが，週末の土日になると増加しており，金曜日には最も少ないことが分かる。買物行動の曜日変動を考慮するモデルが必要であることが伺える。

つぎに，性別による曜日別の買物人数分布を図2に示す。女性に関しては曜日間の変動は小さいが，男性の変動は大きい。言い換えれば，週末買物人数が平日より多いのは男性の週末買物への参加によるところが大きい。

そして，平日と週末における買物頻度別の人数分布

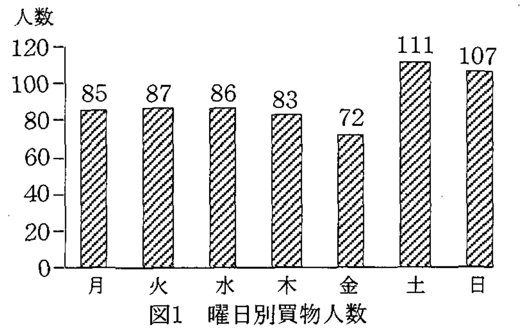

図1　曜日別買物人数

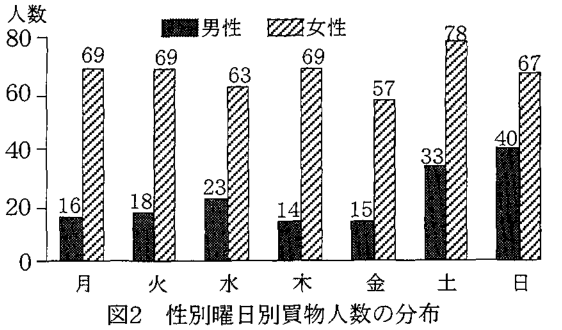

図2　性別曜日別買物人数の分布

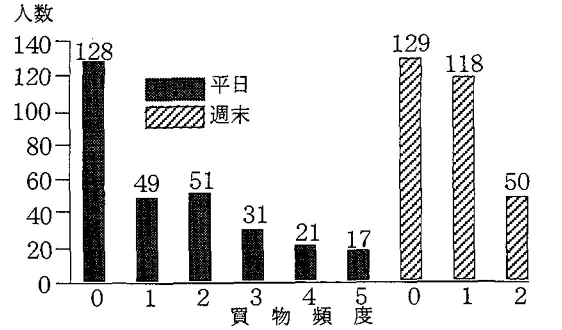

図3　平日と週末における買物頻度別の人数分布

表1　平日買物頻度と土日曜日買物発生とのクロス集計結果（人）および両者の独立性仮説に関する検定結果

土　曜　日	平日頻度 0	1	2	3	4	5
全サンプル						
買物しない	110	32	22	11	8	3
買物する	18	17	29	20	13	14
χ^2値	68.00 > $\chi^2(5,0.05)$ = 11.07					
男性						
買物しない	81	20	7	2	2	0
買物する	13	8	8	2	2	0
χ^2値	111.88 > $\chi^2(5,0.05)$ = 11.07					
女性						
買物しない	29	12	15	9	6	3
買物する	5	9	21	18	11	14
χ^2値	129.16 > $\chi^2(5,0.05)$ = 11.07					

日　曜　日	平日頻度 0	1	2	3	4	5
全サンプル						
買物しない	93	33	30	14	14	6
買物する	35	16	21	17	7	11
χ^2値	15.90 > $\chi^2(5,0.05)$ = 11.07					
男性						
買物しない	70	22	10	1	2	0
買物する	24	6	5	3	2	0
χ^2値	91.08 > $\chi^2(5,0.05)$ = 11.07					
女性						
買物しない	23	11	20	13	12	6
買物する	11	10	16	14	5	11
χ^2値	84.64 > $\chi^2(5,0.05)$ = 11.07					

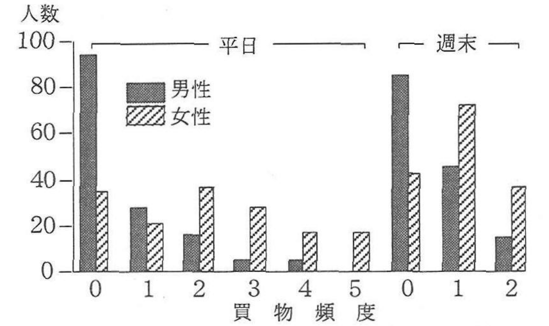

図4　平日と週末における性別買物頻度別の人数分布

を図3に示す。買物頻度が0である人数は平日と週末でほぼ同人数であり，週末2日とも買物する人数50名は平日に毎日買物する人数17名の3倍に近い。これをさらに男女別に分けた集計結果を図4に示すことができる。買物をしない男性の割合が断然多いのに対して，女性はその逆の傾向が強いことが分かる。

また，平日と週末買物頻度別のクロス集計結果および両者の独立性に関するχ^2検定結果を全サンプル，男女別に分けて表1に示す。なお，χ^2統計量とその自由度dfは式(1)～(3)で与えられる。

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{nr} \sum_{j=1}^{nc} \frac{(n_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}} \tag{1}$$

$$E_{ij} = \frac{\sum_{j=1}^{nc} n_{ij} \cdot \sum_{i=1}^{nr} n_{ij}}{\sum_{i=1}^{nr} \sum_{j=1}^{nc} n_{ij}} \tag{2}$$

$$\mathrm{df} = (\mathrm{nr}-1)\,(\mathrm{nc}-1) \tag{3}$$

ここで，n_{ij}はi行j列内の実測値の度数，E_{ij}はi行j列内の期待値の度数，nrは行数，ncは列数である。

表1から全サンプル，男女別において平日買物頻度と土日買物発生との独立性仮説に関するχ^2値がいずれも限界値（自由度5，危険率5%）11.07を大きく上回っており，両者が相関関係をもつことが分かる。特に男女別に分けた場合，その関係がより強い。

最後に，個人属性と土日買物発生とのクロス集計結果，各属性が土日買物発生に影響力をもつかどうかを調べるために行った各属性と土・日買物発生との独立性仮説に関するχ^2検定の結果を表2に示す。土日買物発生にともに有意に影響するのは性別と年齢である。居住地が土曜日買物発生と，世帯人数が日曜日買物発生との相関関係が認められた。その他の属性の土日買物発生との相関関係が認められなかった。

4．平日買物頻度と週末買物交通発生の同時決定モデルの構築

前節で分析したように，週末の買物交通発生は平日買物頻度と強い関係をもつ。つまり平日5日のうち何日買物するかが週末に買物交通を行うかどうかに大きな影響を及ぼす。この相関関係を明確に把握するために，この節ではまず，平日買物頻度を0回から5回までの序列変量と見なしOrdered Probitモデル，週末の買物交通発生を離散選択と見なし2項Probitモデルでそれぞれ表現する。そして，両モデルの誤差項（つまり，Ordered Probitモデルの潜在的選好関数の誤差項と2項Probitモデルの効用関数の誤差項）間の相関を考慮した同時決定モデルを構築し，平日買物頻度の週

表2　土・日曜日買物発生に関する属性別のクロス集計結果（人）およびχ^2検定結果

	土曜日						日曜日					
職業	なし			あり			なし			あり		
買物しない	69			117			73			117		
買物する	51			60			47			60		
χ^2値	$2.26 < \chi^2(1,0.05) = 3.84$						$0.86 < \chi^2(1,0.05) = 3.84$					
性別	女性			男性			女性			男性		
買物しない	74			112			85			105		
買物する	78			33			67			40		
χ^2値	$25.86 > \chi^2(1,0.05) = 3.84$						$8.76 > \chi^2(1,0.05) = 3.84$					
続柄	世帯主・配偶者			その他			世帯主・配偶者			その他		
買物しない	70			116			67			123		
買物する	35			76			38			69		
χ^2値	$1.13 < \chi^2(1,0.05) = 3.84$						$0.001 < \chi^2(1,0.05) = 3.84$					
居住地	駅に遠い			駅に近い			駅に遠い			駅に近い		
買物しない	159			27			153			37		
買物する	83			28			89			18		
χ^2値	$5.28 > \chi^2(1,0.05) = 3.84$						$0.32 < \chi^2(1,0.05) = 3.84$					
年齢(才)	≦20	20~30	30~40	40~50	50~60	> 60	≦20	20~30	30~40	40~50	50~60	> 60
買物しない	24	15	43	46	12	46	22	12	53	41	13	49
買物する	17	7	40	27	6	14	19	10	30	32	5	11
χ^2値	$9.92 > \chi^2(5,0.05) = 11.07$						$13.35 > \chi^2(5,0.05) = 11.07$					
世帯人数	≦2	3	4	5	6	7	≦2	3	4	5	6	7
買物しない	7	33	55	48	29	14	7	35	54	49	32	13
買物する	4	21	43	27	12	4	4	19	44	26	9	5
χ^2値	$4.81 < \chi^2(5,0.05) = 11.07$						$7.48 < \chi^2(5,0.05) = 11.07$					

末買物交通発生への影響を分析する。その際，性別，年齢，続柄などの個人属性を両モデルの説明要因として取り入れる。

なお，図4で見たように土曜，日曜両日とも買物交通を発生した人の数は相対的に少ないため，ここでは週末の買物交通発生モデルを2項Probitモデルとするが，週末も平日と同じく買物頻度を記述するOrdered Probitモデルとしても以降の理論展開はまったく同様である。

(1) 平日買物頻度モデル

ここでは1週間の買物データを対象としているため，個人iの平日買物頻度π_iは {0, 1, 2, 3, 4, 5} のいずれかの値をとる。この買物頻度をOrderedProbitモデルで表現することができる。

$$\xi_i = V_i^f + \varepsilon_i = \gamma Z_i + \varepsilon_i \tag{4}$$

$$\pi_i = k\ ,\ if\ \delta_{k-1} < \xi_i < \delta_k \{k=0\sim5\} \tag{5}$$

ここで，ξ_iは買物頻度を決める潜在的選好関数，V_i^fはξ_iの確定項，Z_iは性別，年齢などの個人属性，γはZ_iのパラメータベクトル，ε_iは平均値が0，分散がσ_ε^2の正規分布に従う誤差項である。δ_kは閾値であり，$\delta_{-1} = -\infty$, $\delta_0 = 0$, $\delta_5 = +\infty$とする。

すると，個人iの買物頻度Ω_iを表す確率$Prob(\Omega_i)$は以下の式により表すことができる。

$$Prob(\Omega_i) = \prod_{k=0}^{5}\left[\int_{\delta_{k-1}-\gamma Z_i}^{\delta_k-\gamma Z_i} f(\varepsilon)\,d\varepsilon\right]^{\omega_i^k}$$
$$= \prod_{k=0}^{5}\left[\Phi(\delta_k - \gamma Z_i) - \Phi(\delta_{k-1} - \gamma Z_i)\right]^{\omega_i^k} \tag{6}$$

式(6)において，ω_i^kは個人iが平日にk回買物をしたら1，そうでなければ0のダミー変数である。$\Phi(\cdot)$は標準正規分布の分布関数で，$f(\varepsilon)$は誤差項ε_iの確

率密度関数である。

(2) 週末買物交通発生モデル

まず，買物をするかしないかの効用関数U_iを以下のように定義する。

$$U_i = V_i^w + \eta_i = \beta X_i + \eta_i \quad \{i = 1, 2\} \qquad (7)$$

ここで，U_1, U_2はそれぞれ買物をする場合としない場合の効用関数，V_i^wはU_iの確定項，X_iは性別，年齢などの個人属性，βはX_iのパラメータである。そして，誤差項η_iは平均値が0，分散がσ_η^2の正規分布に従う時に，以下のような買物発生を表す2項Probitモデルが得られる。

$$P_{i1} = \int_{-\infty}^{\beta(X_1-X_2)} f(\eta)\, d\eta = \Phi\left[\beta\ (X_1-X_2)\right] \qquad (8)$$

なお，$f(\eta)$は誤差項η_iの確率密度関数である。

(3) ε_iとη_iの相関を考慮した同時決定モデル

もし，誤差項ε_iとη_iが相関をもつ場合，それを考慮したモデルの推定が求められる。ここでは，両者は2変量正規分布に従うと仮定する。つまり，確率密度関数$g(\eta, \varepsilon)$は以下のように表される。

$$g(\eta, \varepsilon) = \frac{exp\left\{-\dfrac{\left(\dfrac{\eta}{\sigma_\eta}\right)^2 - 2\rho\dfrac{\eta}{\sigma_\eta}\dfrac{\varepsilon}{\sigma_\varepsilon} + \left(\dfrac{\varepsilon}{\sigma_\varepsilon}\right)^2}{2(1-\rho^2)}\right\}}{2\pi\sigma_\eta\sigma_\varepsilon\sqrt{1-\rho^2}} \qquad (9)$$

ここで，ρはε_iとη_iの共分散である。

以上の仮定のもとで，確率事象$\Omega_i = k$と$y_i = 1$（週末に買物をする）の同時生起確率$Prob(y_i=1, \Omega_i=k)$は以下のように表現することができる。

$$\begin{aligned} Prob(y_i=1,\Omega_i=k) &= \int_{\beta(X_2-X_1)}^{\infty}\int_{\delta_{k-1}-\gamma Z_i}^{\delta_k-\gamma Z_i} g(\eta,\varepsilon)\, d\eta d\varepsilon \\ &= \int_{\beta(X_2-X_1)}^{\infty}\int_{\delta_{k-1}-\gamma Z_i}^{\infty} g(\eta,\varepsilon)\, d\eta d\varepsilon \\ &\quad - \int_{\beta(X_2-X_1)}^{\infty}\int_{\delta_k-\gamma Z_i}^{\infty} g(\eta,\varepsilon)\, d\eta d\varepsilon \qquad (10) \end{aligned}$$

式(7)の推定に際して，2重積分の計算が必要となる。そこで，その計算を容易にするために，座標回転を行い，以下のような1次積分のみの関数形に変形することができる。

$$Prob(y_i=1,\Omega_i=k) = 2\pi\sqrt{1-\rho^2}\, I_\Omega \left\{\Phi\left(\frac{\delta_k-\gamma Z_i}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) - \Phi\left(\frac{\delta_{k-1}-\gamma Z_i}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)\right\} \qquad (11)$$

$$I_\Omega = 1 - \Phi\left(\frac{\beta\,(X_1-X_2)}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) \qquad (12)$$

同様に，$\Omega_i = k$と$y_i = 0$（週末に買物をしない）の同時生起確率$Prob(y_i=0, \Omega_i=k)$は以下のように表される。

$$Prob(y_i=0,\Omega_i=k) = 2\pi\sqrt{1-\rho^2}\, \tilde{I}_\Omega \left\{\Phi\left(\frac{\delta_k-\gamma Z_i}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) - \Phi\left(\frac{\delta_{k-1}-\gamma Z_i}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)\right\} \qquad (13)$$

$$\tilde{I}_\Omega = 1 - I_\Omega \qquad (14)$$

以上の定式化を通じて，序列選択である平日買物頻度モデル（式(4)）と離散選択である週末の買物交通発生モデル（式(7)）の誤差項ε_iとη_i間の相関を考慮した同時決定モデル（式(11)～(14)）の対数尤度関数は以下のように定義することができる。

$$\begin{aligned} log\, L = \sum_{i=1}^{N} \Bigg\{ & y_i\left(\sum_{k=0}^{5} s_{ik}\, log\left[Prob(y_i=1,\Omega_i=k)\right]\right) \\ & + (1-y_i)\left(\sum_{k=0}^{5} s_{ik}\, log\left[Prob(y_i=0,\Omega_i=k)\right]\right)\Bigg\} \qquad (15) \end{aligned}$$

式(15)に対して，最尤推定法を適用して各説明変数のパラメータを求める。しかし，全ての確率事象Ω_i, y_iの確率の総和が$2\pi\sqrt{1-\rho^2}$であるため，式(15)に最尤推定法を適用できるようにするために，式(11)～(14)の各確率式にそれぞれ$2\pi\sqrt{1-\rho^2}$で割って対数尤度関数に取り入れる必要がある。

5．平日買物頻度と週末買物交通発生の同時決定モデルの推定および考察

本研究の同時決定モデルを推定するために，平日買物頻度，週末買物発生に影響する要因として個人属性のみを取り上げる。具体的に，性別（男1，女0），年齢，続柄（世帯主・世帯主配偶1，その他0），職業（あり1，なし0），居住地（駅より1.5キロ以内な

表4 平日買物頻度と週末買物交通発生モデルに関する個別および同時推定の結果

説明変数 ＼ モデル	個別推定			同時決定モデル（土）		同時決定モデル（日）	
	平日頻度	土曜日発生	日曜日発生	平日頻度	土曜日発生	平日頻度	日曜日発生
性別	-1.129	-0.774	-0.419	-0.888	-0.596	-1.045	-0.533
（男性1，女性0）	(8.18)**	(4.86)**	(2.70)**	(6.27)**	(1.39)	(7.62)**	(1.13)
年齢	-0.010	-0.013	-0.012	-0.010	-0.003	-0.010	0.001
	(2.73)**	(2.88)**	(2.67)**	(2.66)**	(0.44)	(2.90)**	(0.26)
続柄	0.623	0.437	0.243	0.519	0.367	0.591	0.302
（世帯主・配偶者1，その他0）	(4.06)**	(2.42)*	(1.38)	(3.93)**	(1.17)	(4.15)**	(0.99)
職業	-0.206	-0.068	-0.003	-0.167	-0.176	-0.203	-0.181
（有職1，無職0）	(1.41)	(0.38)	(0.02)	(1.42)	(0.79)	(1.54)	(0.81)
居住地	0.589	0.579	0.006	0.461	0.179	0.550	0.491
（駅に近い1，遠い0）	(3.56)**	(2.91)**	(0.03)	(2.96)**	(0.57)	(3.40)**	(1.37)
世帯人数	0.170	0.047	0.037	0.142	0.159	0.159	0.110
	(4.64)**	(1.13)	(0.88)	(4.22)**	(1.84)	(4.63)**	(1.41)
平日依存パラメータλ				-1.399		-0.868	
				(3.90)**		(2.13)*	
閾値パラメータ							
δ^*_1	0.492			0.385		0.450	
	(7.63)**			(6.90)**		(7.02)**	
δ^*_2	0.603			0.475		0.554	
	(7.84)**			(6.21)**		(7.24)**	
δ^*_3	0.474			0.380		0.437	
	(6.00)**			(5.17)**		(5.71)**	
δ^*_4	0.509			0.409		0.464	
	(4.85)**			(4.42)**		(4.64)**	
ηとεの共分散				0.597		0.372	
パラメータρ				(5.37)**		(5.24)**	
初期尤度	-473.75	-205.86	-205.86	-669.04		-673.40	
最終尤度	-413.24	-174.40	-184.98	-587.85		-598.34	
尤度比	0.128	0.153	0.101	0.121		0.111	
サンプル数（人）	297	297	297	297		297	

（注：*と**はそれぞれ5%と1%の危険率で有意である。
$\delta_1=\delta^*_1$, $\delta_2=\delta_1+\delta^*_2$, $\delta_3=\delta_2+\delta^*_3$, $\delta_4=\delta_3+\delta^*_4$）

ら1，そうでなければ0），世帯人数を各モデルの説明変数とする。そして，各個人属性の平日買物頻度と週末買物発生行動への影響が異なると仮定する。また，誤差項ε_iとη_iの分散パラメータσ_η, σ_εは各説明変数パラメータと0次同次であるため，σ_η, σ_εをそれぞれ1と基準化したうえでパラメータ推定を行なった。

本研究では平日買物頻度の週末買物交通発生への影響を明示的に考慮するために，両者の誤差項間の相関を同時決定モデルの中に取り入れると同時に，週末買物発生モデル（式(7)）の中に以下のように平日買物頻度の影響を取り込むことにする。

$$U_i = V_i^w + \lambda V_i^f + \eta_i \tag{16}$$

上式ではλが平日買物頻度の週末買物発生に与える影響の大きさを表すパラメータ（以後，平日依存パラメータと呼ぶ）である。

平日買物頻度の週末買物発生への影響を考慮する最も簡単な方法として，平日買物頻度を式(7)の効用関数U_iの説明変数として取り入れることが考えられるが，この場合，平日買物頻度と個人属性との間に重共線性問題が生じる。これに対して，式(16)はV_i^fの大きさが間接的に平日買物頻度を表すために平日買物頻度の週末買物発生への影響を表現する妥当な方法で

表5　各個人属性の部分効用（選好関数）およびその全効用（選好関数）に占める割合（%）

項　　目	性別	年齢	続柄	職業	居住地	世帯人数
属性別平均値	0.488	42.795	0.646	0.596	0.185	4.451
個別推定モデル						
平日買物頻度	-0.551(23.0)	-0.448(18.7)	0.403(16.8)	-0.123(5.1)	0.109(4.6)	0.759(31.7)
土曜日買物発生	-0.378(23.8)	-0.567(35.8)	0.283(17.8)	-0.040(2.5)	0.107(6.8)	0.210(13.3)
日曜日買物発生	-0.205(19.4)	-0.526(49.9)	0.157(14.9)	-0.002(0.2)	0.001(0.1)	0.164(15.5)
同時決定モデル（土）						
平日買物頻度	-0.434(21.7)	-0.416(20.8)	0.335(16.8)	-0.100(5.0)	0.085(4.3)	0.632(31.6)
土曜日買物発生	-0.291(19.2)	-0.143(9.4)	0.237(15.6)	-0.105(6.9)	0.033(2.2)	0.710(46.7)
同時決定モデル（日）						
平日買物頻度	-0.510(22.5)	-0.444(19.6)	0.382(16.9)	-0.121(5.3)	0.102(4.5)	0.707(31.2)
日曜日買物発生	-0.260(21.6)	0.059(4.9)	0.195(16.2)	-0.108(9.0)	0.091(7.5)	0.491(40.8)

（注：部分効用（選好関数）＝パラメータ値×平均値；（）内は割合）

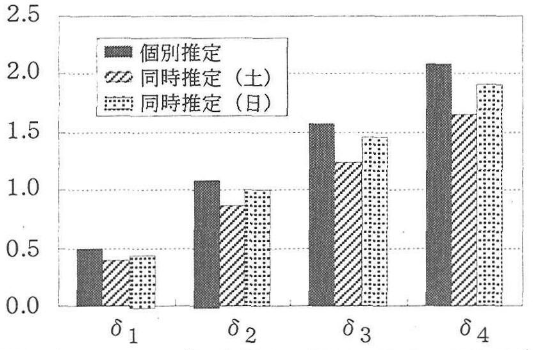

図5　個別推定及び同時推定の閾値パラメータの変化

である。

平日買物頻度モデル（式(6)），式(16)を採用した週末買物交通発生モデル（式(8)）と同時決定モデル（式(15)）をそれぞれ最尤推定法により推定した結果を表4に示す。なお，週末買物発生モデルに関しては土曜日と日曜日に分けて推定を行なった。平日買物頻度モデルと同時決定モデルの初期尤度は閾値パラメータδ_1~δ_4を推定値に，他のパラメータをすべて0に設定した時の対数尤度関数値である。

(1) モデルの推定精度に関する評価

表4の尤度比から判断して各モデルの推定精度は必ずしも十分に高いとは言えないが，ある程度データ再現性があると判断される。同時決定モデルと個別推定モデルの構造がそもそも異なるため両者の尤度比を単純に比較することはできないが，平日依存パラメータと共分散パラメータのt値は共に有意となっており，提案した同時決定モデルは妥当であったと考えられる。ただし，日曜日発生モデルの精度が低いことは同時決定モデルの精度にも影響するので他の説明要因をモデルの中に取り入れたり，非観測異質性[3]を導入したりすることによりその精度を向上させる工夫が必要である。

(2) 閾値パラメータと共分散ρに関する考察

閾値パラメータに関しては，いずれのモデルにおいても統計的に有意になっている。これはOrdered Probitモデルが平日買物頻度をうまく表現していることを意味する。しかし，図5から分かるように，個別推定時の閾値パラメータ値が同時推定より大きい。これは，個別推定では平日において毎日買物をする人の割合を過小評価し，平日に買物をしない人の割合を過大評価する可能性があることを示唆する。

誤差項ε_iとη_iの共分散パラメータρは統計的に有意である。これは平日買物行動を考慮に入れた週末買物発生モデルの構築が必要であることを意味する。つまり，本研究で構築した同時決定モデルの妥当性を裏付けている。日曜日の共分散パラメータρ値が土曜日よりも小さいのは日曜日買物発生を説明する非観測要因が平日買物頻度を説明する非観測要因と共通する部分が少ないことを意味する。これは日曜日の買物発生モデルの精度を上げる際に重要な情報を与える。

(3) 平日買物頻度の週末買物発生への影響

表4の平日依存パラメータλの推定値は統計的に有意な負の値を得ていることから，平均的に言えば平日の買物頻度が高ければ土日において買物する確率が減少する。これは買物行動が1週間内に計画的に行われ

共分散ρを考慮することによる個人属性の影響力の変化を分析するために，表5に各モデルにおける個人属性の部分効用（パラメータ推定値とその平均値との積）が潜在的選好関数（平日買物頻度モデルの式(4)）および効用関数（週末買物発生モデルの式(7)と式(16)）に占める割合を示した。その割合が大きければその属性の影響力が大きいことを意味する。その結果として，共分散ρを考慮することにより，各属性の影響力に変化が見られた。例えば，個別推定の場合，土日買物発生に最も大きな影響を与えるのは年齢であるのに対して，同時推定の場合，世帯人数となって，年齢の影響力が低い。また，V_i^wにおける各個人属性のパラメータ推定値がすべて有意ではなく，V_i^fにおいては職業以外有意であった。表2での検定結果から土曜日では性別，年齢と居住地，日曜日では性別と年齢の統計的な有意性を認めたことを考えると，これらの個人属性が週末買物発生に与える直接的な効果がなく，平日買物頻度を介して間接的に影響を及ぼす可能性を否定できない。

6．おわり

本研究では週末買物交通を対象に，その行動メカニズムを平日の買物頻度により説明することを試みた。そして，1週間買物データを用いて平日買物頻度の影響を考慮した週末買物交通発生モデルの必要性を統計的に指摘すると同時に，離散選択を表す2項Probitモデル（週末買物発生）の効用関数の誤差項と序列選択を表すOrderedProbitモデル（平日買物頻度）の潜在的選好関数の誤差項との相関を2変量正規分布により表現し，両者の同時決定モデルを提案した。同時決定モデルを平日買物頻度と週末買物交通発生の同時決定問題に適用した結果，その妥当性を確認できた。

しかし，データの制約上，今回の分析では買物品目を区別して分析を行っていない。本モデルは暗に頻繁に行われる日用品の買物行動を前提にしているが，特に週末では耐久消費財のような非日用品の買物が存在し，その場合は平日と週末の買物行動間に日用品の場合と同じような相関関係が存在するとは限らない。したがって日用品に限定した買物行動を対象としたデータを対象にすれば，本研究で提案した同時決定モデルの有効性はより明確に現れるものと期待される。

また，平日買物頻度の週末買物発生に与える影響を明示的に考慮できる効用関数（式(16)）の合理的な定式化および複数主体の買物行動の相互依存性を考慮したモデルへの拡張に関しては今後の重要な検討課題として残される。

付録　座標回転による関数形の変形

まず式(a-1)のような半無限型2重積分をもつ一般式を考える。計算負荷を減らすために，座標回転を行うことにより半無限型の1次積分に変形する。

$$\text{Semi-limit}(x_0,y_0)=\int_{x_0}^{\infty}\int_{y_0}^{\infty}\exp\left(-ax^2-by^2+cxy+dx+ey+f\right)dxdy \quad \text{(a-1)}$$

いま直交座標系で表される平面上の点(x,y)を座標回転し，新しい直交座標系の点(X,Y)に以下のように変換する。

$$\begin{cases} x=X\cos(\theta)-Y\sin(\theta) \\ y=X\sin(\theta)+Y\cos(\theta) \end{cases} \quad \text{(a-2)}$$

式中のθは座標回転角である。回転の結果，式(a-1)は以下の式に変形できる。

$$\begin{aligned}\text{Semi-limit}(x_0,y_0)=&\left\{\int_{X_0}^{\infty} exp\left(-AX^2+DX+\frac{F}{2}\right)dX\right\}\\ &\times\left\{\int_{Y_0}^{\infty}\left\{exp\left(-BY^2+EY+\frac{F}{2}\right)dY\right\}\right\}\\ =&\text{Gauss}(A,D,\tfrac{F}{2},X)\cdot\text{Gauss}(B,E,\tfrac{F}{2},Y)\end{aligned} \quad \text{(a-3)}$$

ここで，

$$\text{Gauss}(a,b,c,x)=\int_x^{\infty}\exp(-a\,t^2+b\,t+c)dt \quad \text{(a-4)}$$

$$\theta=\tan^{-1}(c/(b-a)) \quad \text{(a-5)}$$

$$\begin{cases} X_0=x_0\cos(\theta)+y_0\sin(\theta) \\ Y_0=y_0\cos(\theta)-x_0\sin(\theta) \end{cases} \quad \text{(a-6)}$$

$$\begin{cases} A=a\cos^2(\theta)+b\sin^2(\theta)-c\sin(\theta)\cos(\theta) \\ B=a\sin^2(\theta)+b\cos^2(\theta)+c\sin(\theta)\cos(\theta) \\ D=d\cos(\theta)+e\sin(\theta) \\ E=e\cos(\theta)-d\sin(\theta) \\ F=f \end{cases}$$

この座標回転法により，式(a-1)は以下のように変形される。

$$\text{Semi-limit}(\eta_0,\varepsilon_0)=$$

$$\int_{\eta_0}^{\infty}\int_{\varepsilon_0}^{\infty}\frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\omega^2}}\exp\left\{-\frac{1}{2(1-\omega^2)}\left[\left(\frac{\eta}{\sigma_1}-\frac{\varepsilon}{\sigma_2}\right)^2\right]\right\}d\eta d\varepsilon \qquad \text{(a-8)}$$

ここで

$$a=b=1/\{2(1-\omega^2)\} \qquad \text{(a-9)}$$

$$c=\rho/\{1-\omega^2\} \qquad \text{(a-10)}$$

$$d=e=f=0 \qquad \text{(a-11)}$$

$$\theta=\tan^{-1}(c/(b-a))=90^\circ \qquad \text{(a-12)}$$

$$\begin{cases} X_0=x_0\cos(\theta)+y_0\sin(\theta)=\varepsilon/\sigma_2 \\ Y_0=y_0\cos(\theta)-x_0\sin(\theta)=-\eta/\sigma_1 \end{cases} \qquad \text{(a-13)}$$

$$\begin{cases} A=a\cos^2(\theta)+b\sin^2(\theta)-c\sin(\theta)\cos(\theta)=a \\ B=a\sin^2(\theta)+b\cos^2(\theta)+c\sin(\theta)\cos(\theta)=b \\ D=d\cos(\theta)+e\sin(\theta)=0 \\ E=e\cos(\theta)-d\sin(\theta)=0 \\ F=f=0 \end{cases} \qquad \text{(a-14)}$$

最終的に以下の式となる。

$$\text{Semi-limit}(\eta_0,\varepsilon_0)=\frac{1}{2\pi\sqrt{1-\omega^2}}\times\text{Gauss}\left(\frac{1}{2(1-\omega^2)},0,0,\frac{\varepsilon_0}{\sigma_2}\right)\times\text{Gauss}\left(\frac{1}{2(1-\omega^2)},0,0,-\frac{\eta_0}{\sigma_1}\right) \qquad \text{(a-15)}$$

$$=\frac{1}{2\pi\sqrt{1-\omega^2}}\int_{\frac{\varepsilon_0}{\sigma_2}}^{\infty}\exp\left(-\frac{t^2}{2(1-\omega^2)}\right)dt\times\int_{-\frac{\eta_0}{\sigma_1}}^{\infty}\exp\left(-\frac{t^2}{2(1-\omega^2)}\right)dt \qquad \text{(a-16)}$$

以上より座標回転を行うことによって1重積分の関数に変換できた。

参考文献

1) 谷本知士・杉恵頼寧・藤原章正：買い物交通における世帯内及び曜日間の相互依存性，土木学会第51回年次学術講演会講演概要集第4部，pp.334-335，1996.
2) 杉恵頼寧他：活動日誌調査に基づく交通政策評価モデルの開発，文部省科学研究費補助金一般研究(c)研究報告書，pp.26-47，1991.
3) 張　峻屹：異質性を考慮した交通行動のダイナミックモデル，広島大学博士学位論文，1996.

週末買物交通発生モデルに関する研究

張　峻屹・杉恵頼寧・藤原章正

休日交通計画の必要性が叫ばれるなかで，休日交通行動のメカニズムはまだ解明されていないのが現状である。そこで，本研究では週末買物交通を対象に1週間の買物交通データを用いて，個人の買物行動特性を把握すると同時に，Ordered Probitモデルで表した序列選択である平日買物頻度と2項Probitモデルで表した離散選択である週末買物交通発生の同時決定モデルを提案した。具体的に，Ordered Probitモデルの潜在的選好関数の誤差項と2項Probitモデルの効用関数の誤差項が相関をもち，しかも，2変量正規分布に従うと仮定することによって，同時決定モデルの定式化を可能にした。実証分析の結果として，同時決定モデルの妥当性を確認できた。

Trip Occurrence Models for Weekend Shopping

Junyi ZHANG, Yoriyasu SUGIE, Akimasa FUJIWARA

Although the necessity of holiday transportation planning is being broadly recognized, it is true that the mechanism of holiday travel behavior has not been fully clarified. Therefore, focusing on weekend shopping travel, this paper analyzed the characteristics of individual shopping travel behavior based on one-week shopping travel data in Utsunomiya, and then, proposed a simultaneous-equations (SE) model for weekday shopping frequency of ordered probit (OP) type and for weekend shopping occurrence of binary probit (BP) type. The SE model was specified by assuming that the error terms of latent preference function in OR model and utility function in BP model follow binary normal distribution. Throughout the empirical analysis, the effectiveness of SE model was confirmed.