

誘発交通需要分析を目指した 就業者の活動パターンに関する研究

藤井 聡¹・北村隆一²・門間俊幸³

¹ 正会員 工修 京都大学大学院工学研究科土木システム工学専攻助手 (〒606-01 京都市左京区吉田本町)
² 正会員 Ph.D. 京都大学大学院工学研究科土木システム工学専攻教授 (〒606-01 京都市左京区吉田本町)
³ 学生員 京都大学大学院工学研究科土木システム工学専攻 (〒606-01 京都市左京区吉田本町)

本研究では、交通需要は生活行動の派生需要であるという考え方にに基づき、交通政策が個人の生活行動へ及ぼす影響を定量的に把握するためのモデルシステムの構築を図る。各就業者の生活行動を時間利用、トリップ数等の指標で定量化し、それらの変数を内生化したモデルシステムを構造方程式モデルの枠組みに基づいて構築した。モデルシステムでは、内生変数間の関係に加え、自宅内、および自宅外での活動に対する態度と内生変数との関係も考慮した。推定の結果、従来の交通発生モデルよりも高い適合度が得られたことが確認できた。最後に、推定されたモデルシステムに基づいて通勤時間、勤務時間帯についての就業者の生活パターンの感度分析を行い、誘発交通需要を考慮した交通需要予測手法としての適用性を検討した。

Key Words: *induced trips, activity analysis, time use, structural equations models*

1. はじめに

(1) 研究の背景と目的

都市の過密化が大きく進行した現在、新規街路の建設、交通容量の拡張等の交通方策、すなわち需要追従型の交通政策の実施が困難となりつつある。その中で、フレックスタイム、週休2日制あるいは3日制、テレコミュニケーション等の需要マネジメント型の交通政策が大きな注目を集めるに至った。需要追従型の交通政策は、主に個人の交通行動に影響を与えるものであるが、需要マネジメント型の交通政策は、個人の交通行動のみならず、個人の活動パターンにも影響を及ぼす。

従来の多くの交通モデルは、交通行動に焦点をあてて開発されてきた。このことは、需要追従型の交通政策が主流であったことを大きく反映しているものと考えられる。しかし、活動パターンにも影響を及ぼす需要マネジメント型の交通政策が注目される現在、交通行動のみに焦点をあてた交通モデルに基づいた交通政策評価では不十分であると考えられる。

また、交通需要自体を政策対象とする需要マネジメント型の交通政策を分析するためには、十分な説明力を持った交通発生モデルが必要である。しかし、交通行動のみに着目した従来の交通モデルでは、交通発生メカニズムを十分に把握することは困難である。個人の交通行動は、複数の異なった場所で実行される活動の連関によって生じるものである。個人の活動を考慮しない交通モデルにおいて交通発生メカニズムを十分に考

慮できないのは、当然であるともいえる。結果として、従来の交通行動分析のアプローチで開発された交通発生に関するモデルの行動を記述する能力は、低い水準にとどまっている感が否めない^{1),2)}。活動を考慮することによって、交通発生メカニズムを考慮した、予測能力の高い交通発生記述モデルを開発することが期待できると考えられる^{3),4)}。

この様に、現在では交通計画手法の開発にあたり、個人の活動を考慮することが不可欠となりつつあるものと考えられる。そのためには、交通行動は生活行動を構成する一要素に過ぎない、あるいは、交通需要は活動の派生需要である、という考え方を基本とした分析が必要となる。一般に、このような考え方に基づいた分析はアクティビティ分析^{3),4),5)}と呼ばれている。

そこで、本研究では、アクティビティ分析のアプローチに基づいて、交通行動と生活行動との関係を十分に考慮し、かつ、交通政策の活動パターンへの影響を明示的に評価することを目的とした、活動および交通パターンを予測する実用的なモデルの開発を試みる。また、このモデルの適用例として、仮想的に通勤時間や勤務時間帯が変化した場合の、個人の時間利用の変化、および、それらがもたらす誘発交通需要を推定する。

(2) 既存の研究におけるアクティビティ分析に基づいた活動-交通モデル

1950年代に確立された集計アプローチに基づく四段階推計法が内包したデータ利用の非効率性や行動原

理の欠如等の問題を踏まえ、70年代には個人の交通行動を対象とする非集計アプローチが提案された。しかし、大半の非集計アプローチに基づく交通発生モデルは個々のトリップを解析の対象とするため、それらのモデルを行動論的に正当化することが困難であった⁹⁾。その点に着目し、個々のトリップを解析の対象とするのではなく、活動に焦点を当て、活動の連関からトリップが生じるものと考えerアクティビティ分析が提案された。

活動を解析対象とする場合、活動の実行場所に加えて、その実行時間や活動内容等の要素を考慮する必要がある。すなわち、時間空間軸上で個人の行動を把握する必要がある。個人の時空間軸上での行動の記述を目的としたモデル(以下、活動-交通モデル)としては、マルコフ過程を仮定したモデルや、効用理論の枠組みに基づくモデル、構造方程式の枠組みに基づくモデル等が提案されている。

マルコフ過程を仮定したモデルの代表的なものとしては、トリップチェーン解析にマルコフ過程を適用する考え方を示した Marble⁹⁾、OD分布交通量の推計に適用した Sasaki⁷⁾、交通手段選択を考慮したマルコフ連鎖を扱った Kondo⁸⁾、滞在時間を考慮した時刻依存型のマルコフ過程モデルを提案した Kitamura and Lam⁹⁾等が挙げられる。しかし、個人のトリップチェーンをマルコフチェーンとみなすことは必ずしも適切とは言えない¹⁰⁾、あるいは、トリップチェーンがマルコフチェーンでモデル化されることについての行動論的根拠が希薄である⁹⁾、等の指摘もなされている。

明示的に行動理論を考慮した効用理論の枠組みに基づくモデルとしては、Adler and Ben-Akiva¹¹⁾、Kitamura¹²⁾、Supernak¹³⁾、河上ら¹⁴⁾、角ら¹⁵⁾の提案したモデルが挙げられる。これらの研究では、効用理論に基づいて活動パターン自体を予測可能なモデルを構築することで、活動の派生需要である交通需要の予測を目指している。Adler and Ben-Akiva、河上らは離散選択モデルを活動パターン選択に適用するアプローチを提案している。一方、Kitamura、角らは効用を活動時間の関数として定式化して、活動時間をモデル化している。また、Supernak は活動の効用に関する仮説を詳細に検討している。

これらのアプローチでは効用関数の未知パラメータの推定が必須となる。そのために、生活行動に関するダイアリーデータ等が収集されるが、現実の生活行動には様々な時間的、空間的な制約が加えられている。この点に着目し、藤井ら^{16)、17)}は、時間的、空間的制約条件を実験計画に基づいて配置した SP 調査に基づいて得られた活動パターン選好順位データを用いて効用関数のパラメータを推定している。しかし、これらの効用理論に基づいたモデルを実際の交通需要予測に用いるた

めには、各個人の活動パターンの選択肢集合を予め設定する必要がある。選択肢集合の特定については、Hagarstrand の時間空間プリズム¹⁸⁾を活用することが得策であろうと考えられるが^{16)、17)}、いずれの研究でも、その方法論は明確には提示されていない。

また、Damm¹⁹⁾は就業者の1日の生活における家庭外での自由活動の実行、およびその自由時間を内生変数とした離散-連続型のモデルを構築している。ここでは、活動実行時間を重回帰モデルで内生化した上で、出発時間帯選択をモデル化しており、部分的に効用理論の枠組みを取り入れた形となっている。

一方、構造方程式の枠組みに基づいた活動-交通モデルに関する研究として、Robinson ら²⁰⁾、黒川ら²¹⁾、瀬戸ら²²⁾の研究が挙げられる。Robinson らは、勤務時間、通勤時間、通勤以外の移動時間、宅外での遊び時間、宅外での遊び以外の時間を内生変数としたモデルシステムを構造方程式の枠組みで構築している。また、黒川らは、家庭内の主婦に着目し、主婦の平日、土曜日、休日のそれぞれにおける行動を移動距離、トリップ数、活動時間等の指標で定量的に表現し、それらを内生変数とした構造方程式を構築している。これらの研究で構築されたモデルは、内生変数を予測するためのモデルというよりはむしろ、活動パターンの構造の解析に主眼が置かれたものである。一方、瀬戸らは就業者の勤務日の行動に着目し、活動パターンを買い物活動実行時点、活動時間、トリップ距離で表現し、それらを内生変数とした構造方程式を構築している。その際、内生変数間の相互関係を明示的に考慮すると共に、世帯属性、個人属性等を外生変数とすることでモデルの予測能力の向上を図っている。しかし、これらのアプローチでは、行動原理の明示的な考慮が困難であるという点が指摘されている¹⁶⁾。すなわち、構造方程式モデルでは、変数間の共分散関係をモデル化しているに過ぎず、効用理論で仮定される効用最大化原理に対応する様な明示的な行動理論に乏しい。ただし、構造方程式モデルでは、モデルを構築する際に試行錯誤を繰り返すことで、変数間の因果関係を探ることが可能である。それに加えて、効用理論に基づいたアプローチの際に問題となる時空間的な制約に伴う推定パラメータの誤差の問題は、勤務条件等の個人の時間的、空間的制約条件を表す変数を外生変数として導入することで、回避可能である。また、需要予測を行う際に、活動パターン選択肢集合を設定する必要もない。これらの点において、構造方程式モデルは、交通政策を分析するためのモデルの枠組みとしては、より実用的であるものと考えられる。

(3)本研究の枠組み

本研究では、活動および交通パターンの予測のため

表-1 調査項目

調査日全体について	個々の活動について	個々の移動について
対象日の日付	活動内容	交通手段
当日の1日の生活全体に対する満足度の5段階主観評価値	開始時刻 終了時刻 活動施設 同伴者種別 場所的強制性 空間的強制性	出発時刻 到着時刻 同伴者数

の実用的なモデルシステムの構築を目指す。そこで、前節で述べた構造方程式の枠組みに基づいた活動-交通モデルを構築することとする。その際、都市交通における主要なトリップメーカーである就業者を分析の対象とする。就業者の活動パターンを帰宅前及び帰宅後のトリップ数、移動時間といった交通行動の特性を示す指標、ならびに在宅時間、外出時間といった生活活動に関する指標によって表現する。そして、これらの指標間の相関関係を考慮した上で内生化したモデルシステムを構築する。本研究では、このモデルシステムを「就業者行動モデル」と呼ぶこととする。

一方、それぞれの個人が実行する活動パターンは、その個人の心理的な要因にも影響を受けているものと考えられる。例えば、宅外での自由時間の活動を好む個人、宅内での自由活動を好む個人によって、活動パターンは異なるものと考えられる。そこで、各個人の活動に対する選好の差異を生内化したモデルを構築する。このモデルを「選好水準モデル」と呼ぶこととする。そして、推定された選好水準を就業者行動モデルの外生変数として扱うことにより、心理的要因を考慮した行動モデルの開発を目指す。

また、モデルを構築するために用いるデータとしては、阪神高速道路湾岸線の供用効果を分析することを目的とした調査における、個人の生活活動に関して詳細な設問項目を設けたアクティビティ・ダイアリー³⁾から得られるダイアリーデータ(Diary Data)を採用することとする。

本研究では、以上の枠組みに基づいて、勤務条件や交通整備水準等の個人の時空間的な制約条件が変動した場合における、活動パターンの変化の予測が可能なモデルシステムを提案する。そして最後に、通勤時間、勤務時間帯に対する就業者の活動パターンの感度分析を行い、交通需要予測手法としての適用性を検討する。

2. 分析のためのデータの概要

本研究では、1994年11月、阪神高速道路湾岸線供用の効果を把握するために大阪湾岸地域を中心とする

近畿5府県住民を対象に実施したアンケート調査に基づいて分析を行った。この調査では、湾岸線沿線より無作為抽出された世帯、および、湾岸線と湾岸線に競合する路線の利用者の中から抽出された被験者が属する世帯の合計4714世帯を対象とした。各世帯には4枚の個人票を配付し、16才以上の世帯構成員4名までの回答を求めた。その結果、回収世帯率が12.6%、594世帯から1257枚の個人票が回収された。

本研究では、アンケート票における個人属性、世帯属性、それぞれの活動(睡眠、休息、交際・訪問、日常的な買い物、娯楽としての買い物、食事、趣味・娯楽、移動、通勤・通学の9活動)に対する選好の程度の5段階主観的評価の項目に加え、アクティビティダイアリーから得られたデータを用いた。

アクティビティダイアリーでは、表-1に示す項目を設定した。その結果、有効回答数の回収数に対する割合は88%となった。なお、全ての時刻において実行していた活動が報告されている調査票を有効回答調査票とみなした。また、本調査での平均トリップ数は3.34(平日3.50、休日2.82)となっており、他のダイアリー調査に基づいた平均トリップ数と比較しても、よくトリップが捉えられているものと考えられる^{23), 24), 25), 26)}。

3. 選好水準モデル

本章では、アンケートより得られるそれぞれの活動に対する主観的評価値、及び個人属性、世帯属性等の客観的な説明変数に基づいて、活動パターンに影響を及ぼす心理的要因を推定するための選好水準モデルを提案する。その際、構造方程式モデル²⁷⁾を用いることとする。選好水準モデルにおける構造方程式、測定方程式を以下に示す。

構造方程式

$$\eta = B_1\eta + \Gamma_1x_1 + \zeta \quad (1)$$

$$y^* = \Lambda_1\eta + \epsilon \quad (2)$$

測定方程式

$$y_j = \begin{cases} 1 & \text{if } y_j^* < \alpha_{j1} \\ 2 & \text{if } \alpha_{j1} \leq y_j^* < \alpha_{j2} \\ 3 & \text{if } \alpha_{j2} \leq y_j^* < \alpha_{j3} \\ 4 & \text{if } \alpha_{j3} \leq y_j^* < \alpha_{j4} \\ 5 & \text{if } \alpha_{j4} \leq y_j^* \end{cases} \quad (\forall j) \quad (3)$$

ただし、

y_j : 活動jに対する5段階の主観的評価値

y_j^* : y_j を規定する選好水準(潜在変数)

y^* : y_j^* を要素とする選好水準ベクトル

η : 潜在変数ベクトル

表-2 選好水準推定モデルの推定結果

A. の推定結果

	A. の推定結果		重相関係数	a. の推定結果			
	η_{out}	η_{home}		α_1	α_2	α_3	α_4
睡眠		1.00*	0.77	-2.14	-0.55		
休息		1.10 [57.83]	0.93	-2.37	-0.14		
交際・訪問	1.00*		0.75	-1.96	-1.34	-0.26	0.66
日常的な買い物	0.97 [42.98]		0.70	-2.08	-1.41	-0.25	0.74
娯楽としての買い物	1.14 [38.44]		0.98	-2.24	-1.90	-0.76	0.22
食事		1.13 [66.52]	0.98	-2.91	-2.10	-0.91	-0.044
趣味・娯楽	-0.33 [-2.70]	1.38 [11.14]	0.91	-2.69	-1.28	-0.12	
移動		-0.30 [-7.30]	0.067	-1.27	-0.49	0.96	1.64
通勤・通学		-0.18 [-15.18]	0.59	-1.04	-0.38	1.14	1.75

*:各パラメータのスケールを固定するために、1.0に固定

[]内はt値

【説明変数の定義】

年齢、家族人数、保有者台数、配偶者、親人数、子供人数は連続変数
 性別 1:男性 0:女性
 学歴 1:短大・大学・専門学校 0:それ以外
 個人収入 0:収入なし、1.5:300万円未満、4:300~500万円、6:500~700万円 8.5:700~1000万円、12:1000万円以上
 車で通勤 1:車で通勤 0:それ以外

Γ_1 の推定結果

	年齢	性別	学歴	収入	車で通勤	家族人数	保有車数	配偶者数	親人数	子供人数	重相関係数
η_{out}	-0.45 [-16.31]	-0.17 [-6.82]	0.049 [2.52]	0.086 [3.16]	-0.064 [-3.46]		0.023 [2.19]	0.072 [3.06]	-0.14 [-5.17]	0.029 [1.70]	0.22
η_{home}	-0.37 [-16.18]	-0.06 [-2.87]	0.055 [3.30]	0.127 [5.68]	-0.078 [-4.81]	0.042 [3.35]		0.049 [2.57]	-0.15 [-6.50]		0.14

x_1 : 外生変数ベクトル

ζ, ϵ : 多変量正規分布に従う誤差項ベクトル

B_1, Γ_1, Λ_1 : 未知パラメータ行列

$\alpha_j \sim \alpha_{\mu_j}$: 活動 j についての閾値

ここで、 y_j としては、本稿 2. で述べた各活動に対する選好の程度 of 5 段階主観的評価値を、 x_1 としては個人属性、世帯属性を用いた。潜在変数ベクトル η の要素については、主観的評価値についての因子分析を行うことで特定化した。因子分析の結果からは、交際訪問、日常的な買い物、娯楽としての買い物等の主観的評価値の因子負荷量が大きな因子と、睡眠、休息の主観的評価値の因子負荷量が大きな因子の 2 つが主要な因子として抽出されたため、 η の要素として「宅外での活動に対する選好の程度、 η_{out} 」と「宅内での活動に対する選好の程度、 η_{home} 」の 2 つに特定化した。そして上記のモデルを重み付き最小二乗法で推定^(註1)した結果を表-2 に示す。なお B_1 については、非対角要素を推定した場合、0 行列に固定した場合の双方において Γ_1, Λ_1 等の未知パラメータを推定し、AGFI^(註2) に基づいて比較した結果、0 行列に固定した方が良好な適合度が得られた。そこで、表-2 には B_1 を 0 行列に固定した場合の推定結果を示した。また、睡眠、休息の評価値を 1 および 5 と回答した個人数、および、趣味・娯

共分散

η_{active} と η_{home} の誤差項の共分散 $cov(\zeta_1, \zeta_2) = 0.58$
睡眠と休息の誤差項の共分散 $cov(\epsilon_1, \epsilon_2) = 0.059$
睡眠と食事の誤差項の共分散 $cov(\epsilon_1, \epsilon_3) = 0.11$
休息と食事の誤差項の共分散 $cov(\epsilon_2, \epsilon_3) = 0.054$
休息と趣味・娯楽の誤差項の共分散 $cov(\epsilon_2, \epsilon_4) = -0.048$
交際訪問と趣味娯楽の誤差項の共分散 $cov(\epsilon_3, \epsilon_7) = 0.098$
娯楽としての買い物と趣味娯楽の誤差項の共分散 $cov(\epsilon_5, \epsilon_7) = 0.027$
娯楽としての買い物と移動の誤差項の共分散 $cov(\epsilon_5, \epsilon_8) = -0.092$
娯楽としての買い物と通勤通学の誤差項の共分散 $cov(\epsilon_5, \epsilon_9) = -0.077$

GFI 0.9898
 AGFI 0.9784
 χ^2 値 (df=99) 484.08
 サンプル数 1117

楽の評価値を 1 と回答した個人がそれぞれ少なく、小さい値 α_1 and/or α_4 を推定することが困難であったため、評価値 1 and/or 5 を評価値 2 and/or 4 と同一カテゴリとして扱って α_2, α_3 (or $\alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$) のみを推定した。

表-2 より、 χ^2 値^(註2) は大きな値を取っており、構築されたモデルが正しいとの帰無仮説が棄却される結果となったが、一般にサンプル数が大きい場合、検定力が非常に強くなり、 χ^2 値が大きくなる傾向にあることが知られている。今回の推定結果ではサンプル数が 1117 と大きいため、この結果から一概に本モデルを棄却できない。一方で、GFI, AGFI^(註2) は良好な値を示していることから、モデル全体の適合度については良好なものが得られたものと考えられる。さらに、各内生変数の重相関係数に着目すると、移動については 0.067、通勤通学は 0.59 となったが、それ以外では 0.70~0.98 と高い水準となった。また、 η_{out}, η_{home} の重相関係数は 0.22, 0.14 と必ずしも良好な値とは言いがたいが、外生変数 x_1 のほとんどについて有意なパラメータが推定されており、心理的要因への外生変数の影響はモデル化できたものと考えられる。

また、後述する様に、就業者行動モデルでは η_{out}, η_{home} を説明変数として用いる。就業者行動モデルのパラメータを推定する際、 η_{out}, η_{home} の重相関係数が低い水準であるにも関わらず、就業者の行動に有意

表-3 就業者の行動パターン(サンプル数:576人)

起床後出勤前に自宅から自由活動で外出した回数の平均	0.02回(標準偏差:0.14)
勤務終了後就寝までに自宅から自由活動で外出した回数の平均	0.09回(標準偏差:0.29)
出勤後職場到着までに行ったトリップ数の平均(通勤トリップを含む)	1.07回(標準偏差:0.44)
勤務終了後最初の帰宅までに行ったトリップ数の平均(通勤トリップ含む)	1.34回(標準偏差:0.60)

に影響を及ぼしていることが示されれば、就業者の行動に心理的要因が影響を及ぼしていることが統計的に示される。このことが示されれば、就業者の行動を考慮した交通政策を実施する場合には、個々人の心理的要因を考慮する必要があることを示すこととなろう。なお、 η_{out} 、 η_{home} が就業者の行動に及ぼす影響については、就業者行動モデルのパラメータ推定結果を考察する際に述べることにする。

表-2より、 η_{out} の高い人ほど実際・訪問、日常的な買い物や娯楽としての買い物を好む傾向があることがわかる。一方、 η_{home} が高い人ほど睡眠、休息、食事、趣味・娯楽を好み、移動や通勤・通学を好まない傾向があることもわかる。 ϵ に着目すると η_{out} と η_{home} に対する誤差項の共分散は正になった。また、 x_i において η_{out} 、 η_{home} の双方に影響を及ぼす変数のパラメータの符号は双方同じとなっていることがわかる。これらは各々の活動に対する主観的評価値の間に強い正の相関がある、すなわち、全般に高い評価値を各活動に与える個人、あるいは、全般に低い評価値を値を与える個人が多いためであると考えられる。

α の推定結果からは、全ての活動について α_2 と α_3 の間が他よりも大きいことが分かる。この結果は、主観的表評価値 y_i とそれに対応する潜在変数 y_i^* が非線形の関係にあることを示している。なお、この非線形性は森川らによっても指摘されている²⁸⁾。また、移動、通勤通学 $\alpha_k(k=1, 2, 3, 4)$ と、食事、趣味娯楽のそれらとを比較すると、後者の方がいずれの k についても小さな値となっている。このことから後者の活動の方が高い主観的評価値を与えられる傾向にあることが分かる^{12) 3)}。日常的な買い物と娯楽としての買い物の α_k の推定値からは、前者より後者の方が高い評価値となる傾向にあることが分かる。以上より、妥当な閾値が推定されたと考えられる。

また、 Γ_1 の推定結果より、高齢者ほど、男性ほど、あるいは、配偶者がいない独身ほど、宅内/宅外に関わらず活動に対する選好水準は低い傾向にあることが分かる。この結果は、各活動の選好水準が一律に高い(or低い)個人が多く存在することを示すものと考えられる。ただし、パラメータの絶対値の違いから、高齢者、男性、独身者ほど、宅外の活動に比較して、宅内の活動を相対的に好む傾向にあることが分かる。その他、 η_{out} は、自動車保有台数や子供の数が多きほど大きく、 η_{home} は家族が多いほど大きいこと等が分かる。

以上の推定結果に基づき η の期待値を推定し、これ

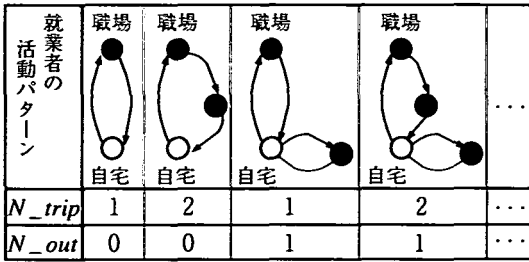
を次に述べる就業者行動モデルの説明変数に用いる。

4. 就業者行動モデル

本研究では、通勤者の勤務後の活動に焦点を当て、勤務終了後の目的地数、および帰宅後の外出回数等の交通発生指標を予測するモデルを構築する。その際、交通行動のみを対象とするのではなく、交通行動と活動との関係を考慮したモデル構築を図る。本研究では、自宅での滞在時間や通勤時間、自宅以外の自由活動の実行時間等の時間的要素をモデルに導入することで、交通行動と活動との非独立性を考慮する。これにより、交通発生モデルの適合度の向上を図るとともに、交通行動と活動との関係を分析する。

就業者が自由活動を実行する時間帯は、基本的に、起床から出勤までの時間帯と勤務終了から就寝までの時間帯、および昼休みの時間帯であると考えられる。しかし、昼休みの時間帯は勤務時間帯に前後を挟まれた限られた時間帯であり、かつ、大半の活動内容が食事である。したがって、一般には、昼休みは就業者にとって自由度が高い時間帯であるとは考え難い。一方、出勤前、勤務終了後の時間帯は、活動実行の有無、活動内容、活動時間等を就業者自ら変更することが可能であり、昼休みと比較して、活動パターンに関する自由度が高いものと考えられる。ここで、表-3に、就業者の行動パターンをあらわす指標のサンプル平均を示す。表-3より、起床から出勤までの時間帯において自由活動を実行している就業者は非常に限られている一方、勤務終了後の時間帯では、自由活動を実行する就業者は比較的多いことが分かる。そこで、本研究では、就業者の勤務終了後の活動に着目し、以下のそれぞれの変数を内生変数とするモデルシステムの構築を図る。

- N_{trip} : 勤務終了後から最初に帰宅するまでに行ったトリップ回数。
- D_{out} : 勤務終了後から最初に帰宅するまでに移動以外の活動で費やした時間。
- $D_{ncommute}$: 勤務終了後から最初に帰宅するまでの通勤時間以外での移動時間の総和時間。すなわち帰宅前に寄り道することにより通勤時間以外に増える移動時間。
- N_{out} : 帰宅してから就寝までに自宅から外



注意：就業者は出勤前に宅外での自由活動を実行しない、そして、一旦帰宅後に外出する場合は、ピストン型のトリップチェーンを形成するものと仮定した場合。

図-1 モデル内生変数と就業者活動パターンの対応関係

出した回数。

D_home : 帰宅してから就寝までに自宅にいた時間の総和。

ここで、図-1 に、モデル内生変数 N_out , N_trip と、就業者の活動パターンの関係を示す。なお、ここでは、就業者は出勤前に宅外で自由活動を実行しない、そして、一旦帰宅後に外出する場合は、ピストン型のトリップを実行すると仮定しているが、この仮定に反する就業者は、サンプルの 576 人中で合計 26 人(4.5%)に過ぎない。したがって、 N_out と N_trip に基づいて、就業者の大半(95.5%)を特定化することができる。

この様に、先述の 5 つの指標を内生変数としたモデルシステムを構築することで、勤務条件等の変動による就業者の時間利用の変動に加えて、就業者の活動パターンの変動を、時間利用を考慮した上で予測することが可能となる。

なお、勤務終了後に就業者が実行する活動の時間に関しては、 D_out , $D_ncommute$, D_home 以外に「帰宅後、外出した場合の移動時間」「帰宅後、外出した場合の移動時間以外の宅外での活動時間」が考えられる。しかし、表-3 に示したように、帰宅後に自宅から外出した就業者は全体の 1 割にも満たないため、外出時の行動をあらゆる指標を複数内生化することは困難であると判断した。本研究では、帰宅後の外出行動の指標としては、最も直接的に外出行動の有無を表現し、かつ、図-1 に示した様に活動パターンを特定化する際に必要となる N_out を内生化することにどめた。また、各内生変数は本稿 2. で述べたダイアリーデータから得られる各個人ごとに求めた。その際には、各活動の開始時刻/終了時刻と活動施設、そして各移動の出発時刻、到着時刻のデータを用いた。外生変数 x_2 については、通勤時間、勤務開始/終了時刻、通勤交通機関を当日のダイアリーデータから、そして、フレックス制の導入、平均的残業時間、年齢を個人属性データから求めた。

ここで、各指標を内生化するにあたっては、 N_out , N_trip を離散変数として扱い、 D_out , $D_ncommute$ を非負条件を考慮して 0 における左側打ち切り変数として

扱う²⁹⁾。そして、以下のような測定方程式で定式化した。

測定方程式

$$N_trip = \begin{cases} 0 & \text{if } z_1^* < \theta_{11} \\ 1 & \text{if } \theta_{11} \leq z_1^* < \theta_{12} \\ 2 & \text{if } \theta_{12} \leq z_1^* < \theta_{13} \\ 3 & \text{if } \theta_{13} \leq z_1^* < \theta_{14} \\ \geq 4 & \text{if } \theta_{14} \leq z_1^* \end{cases} \quad (4)$$

$$D_out = \begin{cases} 0 & \text{if } z_2^* < 0 \\ z_2^* & \text{if } z_2^* \geq 0 \end{cases} \quad (5)$$

$$D_ncommute = \begin{cases} 0 & \text{if } z_3^* < 0 \\ z_3^* & \text{if } z_3^* \geq 0 \end{cases} \quad (6)$$

$$N_out = \begin{cases} 0 & \text{if } z_4^* < \theta_{41} \\ 1 & \text{if } \theta_{41} \leq z_4^* < \theta_{42} \\ \geq 2 & \text{if } \theta_{42} \leq z_4^* \end{cases} \quad (7)$$

$$D_home = z_5^* \quad (8)$$

ただし、

$z_1^* \sim z_5^*$: 内生変数である N_trip , D_out , $D_ncommute$, N_out , D_home のそれぞれに対応する潜在変数

θ_{ij} : 被説明変数 i の j 番目の閾値

一方、連続潜在変数 $z_1^* \sim z_5^*$ に関して、以下の構造方程式を定式化する。

構造方程式

$$z^* = B_2 z^* + \Gamma_2 x_2 + \zeta \quad (9)$$

ただし、

z^* : z_m^* ($m=1, 2, \dots, 5$) を要素とする潜在変数ベクトル

x_2 : 個人属性・選好水準・勤務条件等の外生変数ベクトル

ζ : 誤差項ベクトル

B_2, Γ_2 : 未知パラメータ行列

以上の定式化に基づき、重み付最小二乗法で推定した^{注 2)}結果を表-4 に示す。また、生活時間利用を考慮せずに、交通発生指標である N_trip , N_out のそれぞれを従属変数とする Ordered Probit モデルを推定した結果を表-5 に示す。ただし、表-5 においても測定方程式として式(4), (7)を仮定した。また、いずれの推定結果でも、有意と判断されなかったパラメータは 0.0 に固定した。

はじめに、表-4 と表-5 における外生変数の係数パ

表-4 就業者行動モデル推定結果

		被説明変数				
		N_trip	D_out	D_ncommute	N_out	D_home
Γ ₂	通勤時間	-	-0.11 [-3.75]	-0.065 [-2.16]	-0.38 [-17.98]	-0.25 [-11.07]
	仕事開始時刻	0.023 [2.02]	0.078 [3.28]	-	-	0.10 [4.50]
	仕事終了時刻	-0.49 [-8.09]	-0.37 [-10.01]	-0.29 [-7.42]	-0.69 [-6.72]	-0.89 [-39.99]
	フレックス制*	0.21 [9.94]	0.12 [3.33]	0.074 [2.18]	-	-
	残業時間**	-	-	-	-0.089 [-6.88]	-
	年齢	-0.11 [-4.43]	-	-	-	-
	通勤で車使用	-	0.0044 [1.51]	-	0.071 [4.30]	-0.055 [-2.26]
	職場飲食店数*	-	0.062 [2.28]	-	-	-
	η _{out}	-	-	0.071 [2.11]	0.40 [6.55]	-
	η _{home}	-	-	-	-0.17 [-3.19]	0.072 [3.10]
B ₂	N_trip	-	-	-	-0.62 [-6.22]	-
	D_out	-	-	-	-	-0.37 [-6.7]
	D_ncommute	-	-	-	-	-0.059 [-1.62]
	N_out	-	-	-	-	-
	D_home	-	-	-	-	-
重相関係数		0.27	0.15	0.092	0.68	0.70

表-5 Ordered Probit Model による推定結果

	N_trip	N_out
通勤時間	-	-0.34 [-17.45]
仕事開始時刻	-	-
仕事終了時刻	-0.33 [-4.98]	-0.37 [-10.21]
フレックス制	-	-0.20 [-13.93]
残業時間	-	-0.084 [-5.44]
年齢	-0.11 [-2.05]	-
通勤で車使用	-	0.072 [3.72]
職場飲食店数	-	-
η _{out}	-	0.18 [6.39]
η _{home}	-	-
重相関係数		0.11 0.35

共分散	N_tripとD_outの誤差項の共分散	cov(ζ ₁ , ζ ₂) = 0.64 (0.81)
	N_tripとD_ncommuteの誤差項の共分散	cov(ζ ₁ , ζ ₃) = 0.53 (0.66)
	D_outとD_ncommuteの誤差項の共分散	cov(ζ ₂ , ζ ₃) = 0.53 (0.60)
	N_outとD_homeの誤差項の共分散	cov(ζ ₄ , ζ ₅) = -0.28 (-0.91)

GFI = 0.9999
AGFI = 0.9995
χ ² 値 = 30.07 (df=28)
サンプル数 527

サンプル数 527
[]内はt値
* 導入されなければ1, それ以外0
** 平均的な残業時間
*** 職場の市区町村の飲食店数

ラメータに着目すると、表-4 では有意であったパラメータが、表-5 では有意でなく、0.0 に固定されたパラメータがいくつか挙げられる。また、N_trip, N_out の重相関係数は、表-5 ではそれぞれ 0.11, 0.35 と小さな値となっている一方、表-4 ではそれぞれ 0.27, 0.68 と大きくなっていることが分かる。すなわち、生活時間利用と交通発生指標間との相互作用を考慮した交通発生モデルを構築することで、個人間の交通発生量の分散を説明する能力が大きく向上することが分かった。

次に、表-4 の推定結果に関して述べる。χ² 値は、サンプル数が 527 と大きいにも関わらず、十分に小さな値をとっており、モデルは棄却されない。GFI, AGFI についても、双方とも 1 に近い値をとっており、データに十分適合している。

内生変数に着目すると、N_trip, D_ncommute, D_out の勤務終了後から帰宅前の活動に関する 3 つの変数の誤差項間に強い正の共分散が推定された。特に N_trip と D_out の誤差相関は、相関係数が 0.81 と極めて強いものとなった。これは、各々の変数が「帰宅前の自由活動」という一つの事柄に対して、異なった視点から設定された複数の指標であるためである。一方、帰宅

後の活動を表す 2 変数 N_out, D_home の誤差項間には負の共分散が存在することが分かる。その相関係数は -0.91 と非常に高い。これは、帰宅後の自由活動と在宅活動は、帰宅時刻から就寝時刻までの時間を分け合って実行されるものだからである。B₂ の推定結果からは、N_trip が増加すれば N_out は減少し、D_out, D_ncommute が増加すれば D_home は減少する傾向あることが分かる。これは、帰宅前に自由活動を実行すれば、帰宅後の活動の自由度が減少するためである。これらの内生変数間の関係、および内生変数の誤差項の相関関係についての推定結果は、極めて妥当な結果であると考えられ、本モデルの推定結果の妥当性を支持するものと考えられる。また、この推定結果は、個人の活動パターンを表す複数の指標を内生化する場合、内生変数間の相互関係を考慮することが不可欠であることを示すものであると考えられる。

一方、外生変数と内生変数との因果関係に着目すると、通勤時間が長いほど、D_out, D_ncommute, N_out, D_home はそれぞれ減少し、自由活動の実行が制約される様子がうかがえる。また、勤務開始時刻が早くなると N_trip は減少し D_out や D_home の時間が短縮される

ことがわかる。そして、勤務終了時刻は5つの内生変数に対し、すべて負の影響を及ぼしている。勤務開始時刻と勤務終了時刻を同時に着目すると、勤務時間が増加すると、自由活動が制限されると解釈することもできる。さらに、フレックスタイム制が導入されれば、帰宅前に活動を行う反面、在宅時間が減少することがわかる。そして、平均的な残業時間が長い個人ほど、たとえ勤務終了時刻がより残業時間が短い個人と同じであっても、帰宅後の外出回数が少ないという傾向が読み取れる。以上より、勤務時間帯、勤務時間、そして通勤時間等の勤務条件が、就業者の活動パターンに大きく影響を与えることが分かった。

その他、年齢が高い人ほどまっすぐ帰宅する傾向がある、通勤手段が自動車の人ほど宅内よりも宅外で自由時間を過ごす傾向がある、そして、職場付近の単位面積当たりの飲食店数が多いほど、帰宅前の活動時間が多くなる、等の傾向が読み取れる。

最後に、選好水準推定モデルで求めた η_{out} と η_{home} に着目すると、 η_{out} は、 $D_{ncommute}$ 、 N_{out} の両方に正の影響を及ぼしている。これは、宅外での活動を好む傾向にある人ほど帰宅前に遠方の目的を訪れ、帰宅後も外出する機会が多いものと解釈できる。 η_{home} は、 N_{out} に対しては負の影響を示し、 D_{home} に対しては正の影響を及ぼしている。これは宅内の活動を好む傾向にある人ほど帰宅後は自宅でゆっくり過ごす傾向にあることを示している。これらの結果は、心理的な要因が、就業者の生活パターンに有意に影響を及ぼしていることを示すものである。さらに、この結果は、政策によって交通システムや活動施設を利用した場合の利便性が向上した場合、心理的要因の相違によって、各個人が受ける便益が異なることを示している。例えば、宅外での自由活動で個人が受ける便益の向上を図る政策を行う場合、その政策は、外出傾向の強い η_{out} が大きい個人の方が受ける便益が大きい、あるいは、通勤交通の利便性、快適性を高める政策を行う場合には、真っすぐ帰宅する傾向が強い η_{home} が大きな個人の方が受ける便益が大きい、等がこの推定結果から考えられる。したがって、特定のセグメントに政策効果が偏ることを避けるためには、少なくともここで示した推定結果からは、各個人が宅外での活動を好む個人であるのか、あるいは、宅内での活動を好む個人であるのかを考慮することが必要であるものと考えられる。

5. 感度分析

前節では、モデルシステムを特定化し、ダイアリーデータに基づいて推定計算を行った結果を解釈すること

によって、推定結果の妥当性について検討した。本節では、モデルシステムの外生変数の変化に対する就業者の生活パターンの感度分析を行い、本モデルシステムを用いた政策評価の適用性に検討を加える。なお、本モデルは、クロスセクショナルデータに基づいて推定されたものである。すなわち、異なる個人間の外生変数のばらつきに基づいて内生変数の分散を表現し、パラメータを推定している。したがって、ここでは、異なる個人の外生変数のばらつきが内生変数の分散に与える影響は、同一個人の外生変数の変化が内生変数の分散に与える影響と等しいものと仮定して、感度分析を行う。

まず、通勤時間について感度分析を行った結果を表-6に示す。全員の通勤時間が一律に10分短縮されると、全体の平均として、帰宅前の活動時間が1.88分、通勤以外の移動時間が0.36分増加する結果となった。帰宅後の在宅時間については7.11分増加する。

なお、通勤時間が10分短縮された場合、勤務終了後に自由に使える時間が10分増加したものと解釈できる。そこで、図-2に通勤時間の短縮によって余った10分が配分される活動の割合を表-6に基づいて示した。図-2において、余った10分の70%が就寝までの自宅内での活動に配分される一方、帰宅前の活動には合計23%の時間しか配分されない。そして、残りの7%はその他の活動に費やされる事となる。この残りの7% (0.65分) は、本モデルで内生化していない睡眠、起床から勤務開始時刻までの活動、および勤務終了後の外出時の活動に費やされるものと考えられる。これより、通勤時間の変化に伴う時間配分の変動の9割強を、本モデルで説明できることが分かる。また、ツアー特性に着目すると、帰宅後に外出する回数は0.012回平均的に増加することとなる。これは、通勤時間が短縮し、生活の自由度が向上したことによって、潜在的な交通需要が誘発されたものと解釈できる。

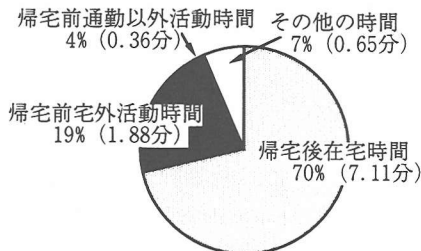
一方、勤務時間についての感度分析を行う際には、各個人の勤務時間は感度分析前後で一定と仮定し、勤務開始時刻と終了時刻を共に1時間早い時刻にずらして、計算した。その結果を表-7に示す。勤務時間帯を1時間早めた場合、帰宅前のトリップ数、および帰宅後の外出回数は、それぞれ0.05回、0.01回づつ増加することとなる。これは、通勤時間の短縮によって予測されたことと同様に、潜在的な交通需要が誘発されたものと解釈できる。また、活動時間に着目すると、宅外での活動時間は6.57分、移動時間は2.36分、帰宅後の在宅時間は31.38分それぞれ増えることになる。ここで、表-3の就業者の平均的な行動パターンを考慮すると、宅外での活動時間、移動時間、および自宅での活動時間が増加したことによって減少する活動時間の大半は、睡眠時間、起床から出勤時刻までの在宅時間であるこ

表一六 就業者行動モデルの感度分析(通勤時間)

	通勤時間	変化なし	片道10分短縮 (変化量)
<i>D_out</i>	帰宅前宅外活動時間 (分)	25.56	27.44 (+1.88)
<i>D_ncommute</i>	帰宅前通勤以外活動時間 (分)	6.78	7.14 (+0.36)
<i>N_out</i>	帰宅後外出回数 (回)	0.03	0.04 (+0.01)
<i>D_home</i>	帰宅後在宅時間 (分)	216.05	223.16 (+7.11)

表一七 就業者行動時間の感度分析(勤務時間帯)

	勤務時間帯	変化なし	1時間早める (変化量)
<i>N_trip</i>	帰宅前目的トリップ数 (回)	1.08	1.13 (+0.05)
<i>D_out</i>	帰宅前宅外活動時間 (分)	25.56	32.13 (+6.57)
<i>D_ncommute</i>	帰宅前通勤以外活動時間 (分)	6.78	9.14 (+2.36)
<i>N_out</i>	帰宅後外出回数 (回)	0.03	0.04 (+0.01)
<i>D_home</i>	帰宅後在宅時間 (分)	216.05	247.43 (+31.38)



図一六 通勤時間 10 分が短縮された場合の活動別配分時間

とが予想される。すなわち、勤務開始時刻が早まることによって、睡眠と起床から出勤までの活動に費やす時間、つまり自宅内で過ごす時間を犠牲として、就業者の自由活動が活性化されることが、この感度分析より推察される。なお、睡眠時間や出勤前の在宅時間への影響に関して詳細な検討を加えるためには、勤務開始時刻以前の活動も対象に含めたモデルシステムの構築が必要となる。

このように、本モデルでは、勤務条件、通勤条件が変動した場合の就業者の行動特性の変動の分析が可能である。なお、本モデルを用いて具体的な政策評価を行う場合、*N_trip*、*N_out* 等を集計化することで、誘発交通需要を予測することができる。また、*D_out*、*D_ncommute*、*D_home* 等の活動時間の変化を予測することから、政策が個人の生活行動に及ぼす影響を考慮した政策分析が可能となる。特に、個人の日常生活での便益を在宅時間や宅外活動時間等で説明する関数(生活効用関数¹⁶⁾¹⁷⁾が与えられている場合には、時間利用の変化から、政策個人の便益変化の予測も可能となる。このように、本モデルに基づいて、集計的な交通量に加えて、個人の生活パターンを考慮した政策分析が可能である。

ただし、本研究で提案したモデルは、個人の意思決定過程を直接モデル化したものではなく、個人が意思決定を行った結果実行した生活行動を観測し、それを

指標化し、それらの指標間の相関関係を分析することで構築したものである。したがって、意思決定プロセス自体が変化した場合、あるいは、就業者の勤務終了後の時間帯以外を対象とする場合等には、本稿で構築したモデルシステムをそのまま適用することは困難である。それらの変化に対応可能な一般的なモデルを構築するためには、厳密に個人の意思決定をモデル化する必要がある。しかし、本稿 1(2)で述べたように、そのような一般的なモデルは、現状では実用性が乏しくなる可能性は否めない。本モデルは、一般モデルとは言い難いものの、本章で示したような就業者の勤務条件の変化等の限られた局面においては、その操作性の観点からも有効性が高いものと考えられる。

6. おわりに

本研究では、ダイアリー調査を行い、就業者の行動特性を規定する指標を内生変数としたモデルを構築した。推定結果より、心理的要因が就業者の行動パターンに影響していることが分かった。また、在宅時間や宅外の自由時間等の交通行動以外の生活行動に関する指標を内生変数としてモデルに導入することで、交通発生のモデルの適合度が高くなることが分かった。そして、通勤時間、勤務時間帯の就業者の活動パターンに対する感度分析を行った結果、本モデルに基づいて、時間利用の変動に関する分析、および、誘発交通需要の分析が可能であることを示した。

本モデルはクロスセクショナルデータに基づいて推定されたものである。すなわち、異なる個人の外生変数に関するばらつきが内生変数に与える影響と、同一個人の外生変数に関する変化が内生変数に与える影響が等しいと仮定している。したがって、今後の課題として、適切なデータを収集し、この仮定が妥当であるか否かについて検討を加える必要がある。そして、検討の結果、

この過程に疑問が存在する場合には、個人の変化に着目したモデル化が必要となる。また、本研究では勤務終了後の活動のみを対象としたモデルの構築を図ったが、勤務開始前等の他の時間帯の活動との関係も考慮したモデル構築が必要となるものと考えられる。その他、同様のアプローチに基づいた買い物活動、娯楽活動等の個々の活動に着目した分析、主婦や学生の就業者以外の個人を対象とした分析、同伴者の有無を内生化した分析等が今後の課題として挙げられる。

謝辞：本研究を遂行するに際して、調査の実施にあたっては、阪神高速道路公団に全面的なご協力頂いた。また、分析においては文部省科学研究費基盤研究(B)(2)の助成を受けた。ここに記して感謝の意を表します。

注

[1] 一般に、構造方程式モデルは以下の様に定式化される。

$$\text{構造方程式} \quad \eta = \mathbf{B}_\eta \eta + \mathbf{\Gamma} \xi + \zeta \quad (a)$$

$$\text{測定方程式} \quad \mathbf{x} = \mathbf{K} \eta + \mathbf{\Lambda} \xi + \mathbf{e} \quad (b)$$

ここに、 η : 内生潜在変数ベクトル
 ξ : 外生潜在変数ベクトル
 \mathbf{x} : 観測変数ベクトル
 ζ, \mathbf{e} : 多変量正規分布に従う誤差項ベクトル
 $\mathbf{B}_\eta, \mathbf{K}, \mathbf{\Lambda}, \mathbf{\Gamma}$: パラメータ行列

なお、上記の定式化は、重回帰モデル、因子分析、主成分分析等の種々の多変量解析をその特殊形として持つ一般的な定式化である。さらに、潜在的な要因を仮定することが可能である点も、構造方程式モデルの特徴である。

各変数を標準化し、かつ、 ξ, ζ, \mathbf{e} は互いに独立であり、逆行列 $\mathbf{B} = (\mathbf{I} - \mathbf{B}_\eta)^{-1}$ が存在すると、仮定すると、式(a)(b)から、以下を導くことができる。

$$\Sigma \mathbf{x} = (\mathbf{K} \mathbf{B} \mathbf{\Gamma} + \mathbf{\Lambda}) \Phi (\mathbf{K} \mathbf{B} \mathbf{\Gamma} + \mathbf{\Lambda})' + \mathbf{K} \mathbf{B} \Psi \mathbf{B}' \mathbf{K}' + \Delta \quad (c)$$

ここに、 $\Sigma \mathbf{x}$: \mathbf{x} の分散共分散行列
 Φ : ξ の分散共分散行列
 Ψ : ζ の分散共分散行列
 Δ : \mathbf{e} の分散共分散行列

一方、観測変数 \mathbf{x} の分散共分散行列は、観測データから算定することができる。そこで、式(c)に示した理論的分散共分散行列と、観測データから算定される分散共分散行列を適合させて、パラメータ $\mathbf{B}, \mathbf{K}, \mathbf{\Lambda}, \mathbf{\Gamma}$ 、および、分散共分散行列 Φ, Ψ, Δ を最尤推定法あるいは最小二乗法等を用いて推定する。なお、本稿で示した構造方程式モデルは、 ξ として個人属性等の外生変数を直接用い、かつ、本文の式(3)あるいは(4)~(7)の様に観測変数の離散性を考慮した測定方程式を用いているが、推定方法は上述のものと同じである。ただし、観測変数の離散性を考慮する場合、重み付き最小二乗法を用いるのが一般的である²⁷⁾。

- [2] 「構成されたモデルは正しい」という帰無仮説の下では、母数推定のために最小化を図る適合度関数を f 、サンプル数を N とした場合、 $(N-1)f$ は χ^2 分布に近似的に従うことが知られている。これを利用して、モデル全体の検定を行うのが χ^2 検定である。しかし、サンプル数が大きい場合、検定力が非常に強くなり、ほとんどのモデルが棄却されるため、サンプル数が大きい場合、モデル検定の目安とするのは困難である。この欠点を補う適合度指標として GFI が挙げられる。GFI は、構成したモデルが標本共分散行列を説明する割合を示すものであり、0.0~1.0 までの値を取る。ただし、GFI は推定パラメータ数を増加させた場合、1.0 に近づき性質がある。AGFI は、GFI のこの性質を改善した資料であり、推定パラメータ数に依存しない適合度指標である²⁷⁾。
- [3] 構造方程式モデルでは、主観的評価値 y を分散 1、平均 0 の変数に正規化した後に、未知パラメータを推定している。したがって閾値のみから、ここで述べた主観的評価値に関する傾向を解釈することが可能である。

参考文献

- 1) 木村誠司, 藤井聡, 北村隆一: 選択構造の固有性を考慮した交通機関及び目的地選択モデルの構築, 土木計画学研究・講演集, No.18(2), pp. 721-724, 1995.
- 2) 荒木敏, 藤井聡, 北村隆一: 交通行動分析に基づいた個人の生活圏に関する研究, 土木計画学研究・講演集, No. 17, pp. 35-38, 1995.
- 3) 北村隆一: 時間利用データを用いた交通行動分析—次世代の交通計画に向けて—, 交通工学, Vol. 29, No. 1, pp. 11-13, 1994.
- 4) 北村隆一: 交通需要予測の課題—次世代手法の構築にむけて—, 土木学会論文集, No. 530/IV-30, pp. 17-30, 1996.
- 5) 近藤勝直: 交通行動分析, 晃洋書房, pp. 34-41, 1987.
- 6) Marble, D.F.: A Simple Markovian Model of Trip Structures in a Metropolitan Region, *Regional Science Association Western Section Papers*, pp. 150-156, 1964.
- 7) Sasaki, T.: Estimation of Person Trip Patterns Through Markov Chains, *Traffic Flow and Transportation*, pp. 119-130, 1971.
- 8) Kondo, K.: Estimation of Person Trip Pattern and Modal Split, *Transportation and Traffic Theory*, pp. 715-742, 1974
- 9) Kitamura, R. and Lam, T.N.: A Time Dependent Markov Renewal model of Trip Chaining, *Transportation and Traffic Theory*, pp. 376-402, 1983.
- 10) Kitamura, R.: Sequential History-Dependent Approach to Trip-Chaining Behavior, *Transportation Research Record*, No. 944, p. 13-22, 1984.
- 11) Adler T. and Ben-Akiva, M.: A Theoretical and Empirical Model of Trip Chaining Behavior, *Transportation Research B*, Vol. 13B, No. 3, pp. 243-257, 1979.
- 12) Kitamura, R.: A model of Daily Time Allocation to Discretionary Out-of-home Activities and Trips, *Transportation Research B*, Vol. 18B, No. 3, pp. 255-266,

- 1984.
- 13) Supernak, J.: Temporal Utility Property of Activities and Travel, Uncertainty and Decision Making, *Transportation Research B*, Vol. 26B, No. 1, pp. 61-76, 1992.
 - 14) 河上省吾, 磯部友彦, 仙石忠広: 時間制約を考慮した1日の交通・活動スケジュール決定プロセスのモデル化, 土木計画学研究・論文集, No. 4, pp. 189-196, 1986.
 - 15) 角知憲, 北岡大記, 出口近士, 一ノ瀬修: 時間的拘束を受けない日帰り交通の時刻決定行動モデルと自動車を用いるリクリエーション交通への適用, 土木学会論文集, No. 425/IV-14, pp. 73-79, 1991.
 - 16) 藤井聡, 北村隆一, 瀬戸公平: 生活行動に伴う個人の効用を考慮した生活行動-交通行動モデルシステムの開発, 土木学会論文集, -印刷中-, 1997.
 - 17) 藤井聡, 瀬戸公平, 北村隆一: 交通政策の質的評価を目指した交通行動モデルの構築, 土木計画学研究・講演集, No. 18, pp. 301-304, 1995.
 - 18) Hagarstrand, T.: What about People in Regional Science?, *Papers of the Regional Science Association*, 24, pp.7-21, 1970.
 - 19) Damm, D.: Parameters of Activity Behavior for Use in Travel Analysis; *Transportation Research*, Vol.16A, No. 2, pp. 135-148, 1982.
 - 20) Robinson, J. P., Kitamura, R., Golob, T.F, Daily Travel in the Netherlands and California: A Time-Diary Perspective, 1992.
 - 21) 黒川洸, 石田東生, 田村享: 自動車所有の進展がもたらす大都市近郊における交通行動変容の総合的解明, 平成3・4年度科学研究費補助金(一般B)研究成果報告書, 課題番号:03451084, pp. 40-53, 1993.
 - 22) 瀬戸公平, 北村隆一, 飯田克弘: 構造方程式を用いた活動実行時点・活動時間・トリップ距離間の因果関係の分析, 土木計画学研究・講演集, No. 17, pp. 209-212, 1995.
 - 23) 原田昇, 太田勝敏: 生活活動記録に基づく個人の活動分析に関する研究, 第23回日本都市計画学会学術講演論文集, pp. 415-420, 1988.
 - 24) 太田勝敏: 何故, いま「交通データ収集分析の最近の動向」なのか?, 交通工学, Vol. 23, 増刊号, pp. 3-10, 1988.
 - 25) 杉恵頼寧: 交通行動調査の開発と適用(その2)アクティビティ・ダイアリー調査, 交通工学, Vol. 23, 増刊号, pp. 71-79, 1988.
 - 26) 杉恵頼寧, 藤原章正, 末永勝久: 活動日誌を用いた交通調査の有効性, 第23回日本都市計画学会学術講演論文集, pp. 409-414, 1988.
 - 27) Jöreskog, K. and Sörbom, D.: LISREL VI-An Alaysis of Linear Structural Relation by of Linear Structural Relation by Maximum Likelihood, Instrumental Variables, and Least Squares Methods, User's Guide, Department of Statistics, Univ. of Uppsala, Uppsala, Sweden, 1984.
 - 28) 森川高行, 佐々木邦明: 主観的要因を考慮した非集計離散選択型モデル, 土木学会論文集, No. 470/IV-20, pp. 115-124, 1993.
 - 29) Maddala, G. S.: Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Cambridge University Press, pp. 149-196, 1983.

(1996.2.16 受付)

A STUDY OF COMMUTERS' ACTIVITY PATTERNS FOR THE ESTIMATION OF INDUCED TRIPS

Satoshi FUJII, Ryuichi KITAMURA and Toshiyuki MONMA

A model system that represents the effects that transportation control measures have on a commuter's daily activity patterns is presented. A commuter's daily activity is defined in terms of time use and trip frequency. These variables are contained as the exogenous variables of the model system, which is specified as a structural equations model system. The parameters of the model system are estimated using activity diary data. The coefficient estimates have logically expected signs, and the fit of its trip frequency equations is better than that of a model which does not consider time use. As examples of policy analysis, the effects of commuting time or work schedules on daily activity patterns are estimated using the model system.