フレックスタイム制度下における通勤時刻選択行動の分析[1]
Analysis of Commuting Time Choice Behavior under Flexible Time System[1]

塚井誠人[2]，藤原章正[3]，杉恵頼寧[3]，周藤浩司[4]
By Makoto TSUKAI[2] Akimasa FUJIWARA[3], Yoriyasu SUGIE[4], and Koji SUDOH[4]

1．はじめに

時差出勤と並んで需要の時間的な分散を図ることのできるフレックスタイム制度は，短期の交通需要管理施策として有効であるとされている[1)]．制度の導入による影響は，ミクロには通勤者の交通行動の変化として，マクロには都市圏の交通需要の変化として現れる．松井らによる既往の研究も散見されるものの[2)]，これらの影響に関する知見は，現在までに十分に蓄積されているとは言い難い．

本研究はミクロな観点からこの制度を捉え，制度導入による通勤者の交通行動の変化への影響を明らかにすることを目的とする．フレックスタイム制度（以下単に制度と呼ぶ）は，通勤時刻制約にかかる行動の制約を緩和するので，制度の下での通勤時刻選択は，各通勤者，あるいは通勤者の世帯にとって最適な生活時間配分（生活リズム）を考慮して行われると考えられる．本研究では，生活リズムが通勤時刻選択に影響を及ぼすとの仮説の検証を含めて，分析を進める．

本研究の構成は，以下の通りである．2．では，アンケート調査により，制度導入前後の通勤者の行動変化を多時点で比較する．3．では，生活リズムを始業時刻に対する選好としてとらえた「生活時間評価」が，通勤者のどの属性からの影響を受けているかについて，モデル推定による分析を行う．4．では，前2節の分析からの知見を元に，通勤時刻選択構造を明らかにするため，因果構造分析の手法を適用して，本研究の分析フレームを確定する．5．は，出発時刻選択モデルの推定を通じて，自宅出発時刻選択が，時点の変化とともにどのように変化するか考察する．6．は，SP調査データに基づいて，制度下での通勤者の時間価値を求めて，制度導入の効果を計量化する．7．は全体の考察であり，8．では，本研究のまとめと今後の課題について述べる．

1 Key words：TDM，交通行動分析
2 正員，工修，広島大学工学部
（東広島市鏡山1-4-1，TEL&FAX 0824-24-7849）
3 正員，工博，広島大学大学院国際協力研究科
（東広島市鏡山1-5-1，TEL&FAX 0824-24-6921）
4 正員，工修，中電技術コンサルタント株式会社
（広島市南区出汐2-3-30，
TEL 082-256-3353 FAX 082-254-0661）

2．アンケート調査の概要と集計結果

(1) 調査の概要と個人属性

フレックスタイム制度は，必ずしも一斉始業が必要ではない，知識集約型の産業での導入が期待される[3)]．本研究では，そのような業種として建設コンサルタント業を取り上げ，同制度を1996年10月から導入した広島市南区の企業（1社）に対して，アンケート調査を実施した[4)]（図1，表1）．

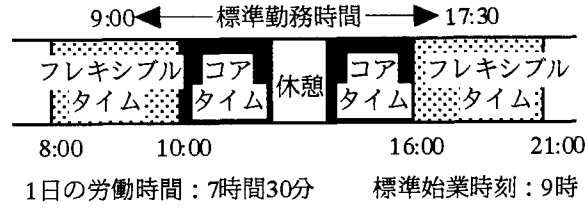


図1 調査対象企業のフレックスタイム制度

表1 アンケート調査の概要

	1996年 11月調査	1997年 10月調査
調査期間	1996年11月4日～8日 （制度導入後1月）	1997年10月12日～17日 （制度導入後12月）
回収／配布	300／331	313／340
（回収率）	（90.1%）	（92.1%）
パネル数	231	

調査時点は2時点であるが，1996年11月調査においては，制度導入以前の通勤行動についても記入を求めているため，データは3時点（導入前，導入後1月，導入後12月）存在する．調査項目は，個人属性，通勤方法，制度評価，生活時間評価（生活リズムに関する質問），生活時間配分に関するSP質問などである．なお，各時点の回答者属性（職員番号）を照合した結果，パネルデータとして231サンプルが得られた．

回答者の個人属性は，男女比が8：2（女性は30代以下のみ），年齢構成は20代が全体の約30%を占め，次いで40代→30代の順で，50代以上は15%程度であった．

(2) 制度に対する評価と交通機関分担率

フレックスタイム制度の必要性に関しては，必要／やや

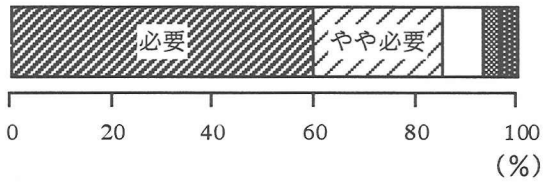


図2　制度の必要性

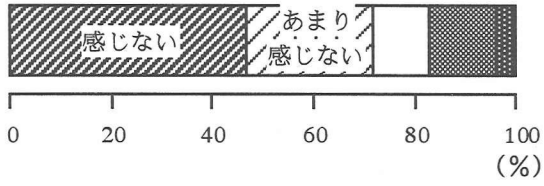


図3　制度が存在することによる業務上の支障

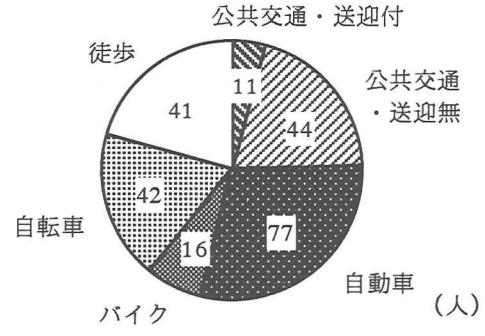


図4　通勤交通機関分担率（1997年10月）

表2　交通機関分担率の変化

	導入前	96年11月	97年10月	
公共交通	60	58	55	減
自動車	74	74	77	増
バイク	14	14	16	増
自転車	34	37	42	増
徒歩	49	48	41	減

(人)

必要との回答が8割以上を占めている（図2）．制度導入後の業務上の支障に関しても，感じない／あまり感じないを合計して7割以上が支障は存在しないと回答していることから（図3），制度が業務に支障を及ぼすことなく受け入れられていることが分かる．

通勤交通機関の分担率は，制度導入後1年を経過した時点で，自動車が最大で全体の約1/3を占め，次が公共交通機関で全体の約1/4を占めていた．自動車の比率が高い点で，大都市圏の通勤交通機関分担率とは異なっている（図4）．またこの比率は，制度の導入前あるいは導入直後（1月後）と比較してあまり大きく変化しておらず，制度の導入が混雑の回避を可能にしたことによる，自動車利用の誘発効果は見られない．

(3) 通勤時刻の時点間比較

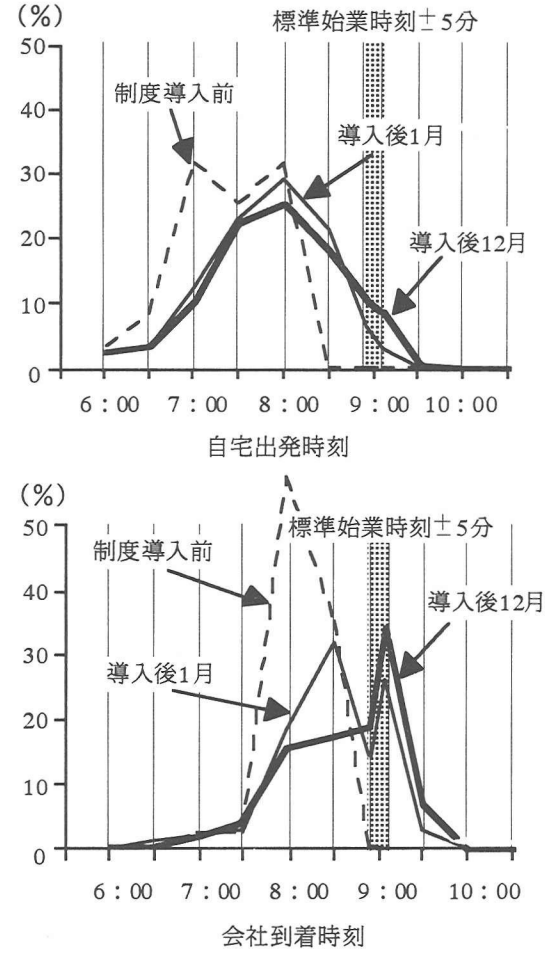


図5　通勤時刻に関する集計（3時点比較）

図5に自宅出発時刻と会社到着時刻の分布を，3時点で比較した結果を示す．なお，制度導入前の始業時刻は8時40分であった．自宅出発時刻に関しては，制度導入前に2つ存在していたピークが，制度導入後に消滅している．会社到着時刻の分布と考え合わせると，所要時間の長い通勤者が，もう少し遅い出発時刻を選択するようになったことが分かる．ただし，制度導入後2時点間で，自宅出発時刻はあまり大きく変化しない．会社到着時刻については時刻分散効果が顕著に見られ，効果の大きさが確認できる．時点の進行とともに，時刻選択は遅くなるものの，9時前後の始業が多い傾向はむしろ強くなっている．

(4) 生活時間評価

生活時間評価とは，残業のない通常の勤務を行う場合の，就業前後の活動を含んだ1日の生活時間全体について考えるという想定のもとに，業務始業時刻の望ましさを，1時間ごとに区切った時間帯別に段階評価（5段階：不都合→好都合）で回答を求めた項目で，通勤者の生活リズムを把握するための設問である．

表3は，それぞれの時間帯の評点の平均値を示している．9時台付近が最も高い凸型の分布を示しており，生

表3　生活時間評価の評点平均

7時前	7時台	8時台	9時前後	9時台	10時台	11時以降
-1.72	-1.16	-0.07	0.54	0.46	-0.87	-1.38

(-2点：不都合，…，+2点：好都合とした加重平均値)

表4　生活時間評価の分布形状

定義	模式図	構成比
増加型：時間帯が遅いほどよい	評価高 ↑ → 時間遅	約7%
減少型：時間帯が早いほどよい		約2%
定常型：時間帯に無関係に一定		約1%
1峰型：ある時間帯に最大となる		約65%
2峰型：最大の山が2つ以上ある		約25%

活リズム上からも，9時前後の始業が望ましいことが明らかとなった（表3）．次に，各時間帯の評点を結んだときの分布形状について表4に示すような分類で集計を行った．その結果，望ましさがある時間帯に最大となる凸型の分布形状が最も多い一方で（約65%），凸の山を2点以上持つ分布形状も約25%存在した．後者の分布は，分布の中央に当たる時刻（8～9時前後）の評価が低いことを意味しており，この時間の混雑を回避する志向が強いことを表わしている．

3．生活時間評価と世帯員構成の関係

本研究で提案した生活時間評価の集計結果から，生活リズム上，最適な始業時刻が存在することが明かとなった．次に，この評点と通勤者の世帯構成との関係を把握することで，通勤者の始業時刻評価が世帯から受ける影響について分析する．

各時間帯を並記した質問形式をとっているので，回答者の評点回答は時間帯の間で評価基準が同一であると考えられる．そこで，序列変量に寄与する要因の分析に用いられるOrdered Probit Modelについて，各時間帯の段階評価基準を表す閾値パラメータ（θ_k）を共通とした．なお，説明変数は全てダミー変数で，時間帯別に設定した．パラメータ推定は最尤法により行った．1人1回答あたりの尤度は式（1）となる．推定結果を表5に示す．

$$L_i(\theta,\gamma) = \prod_{j=1}^{7}\prod_{k=1}^{5}\left[\Phi(\theta_k-\gamma Z_{ij})-\Phi(\theta_{k-1}-\gamma Z_{ij})\right]^{\omega_{ij}} \qquad (1)$$

表5　生活時間評価モデルの推定結果

説明変数	時間帯 6時台	7時台	8時台	9時	9時台	10時台	11時台
＜個人属性＞							
男性	0.27	0.45*	0.29	0.36*	0.71**	0.35	0.18
40代	-0.62*	0.06	0.15	0.17	0.35	-0.08	-0.44*
50代	-0.68*	0.02	0.89**	0.68**	-0.23	-0.73**	-0.93**
＜世帯属性＞							
幼稚園	-0.46*	-0.33*	0.30*	0.51*	0.19	0.06	0.00
高齢者	-0.35	-0.14	0.37**	0.64**	0.51**	-0.05	-0.17
未婚者	-0.27	-0.29	0.09	0.33	0.38*	0.25	0.06
専業主婦	-0.90**	-0.37*	0.35*	0.69**	0.81**	0.64**	0.18
閾値パラメータD1	0.88**						
閾値パラメータD2	0.89**						
閾値パラメータD3	0.75**						
初期尤度	-5151.40						
最終尤度	-2020.90						
自由度調整済尤度比	0.492						
サンプル数	230						

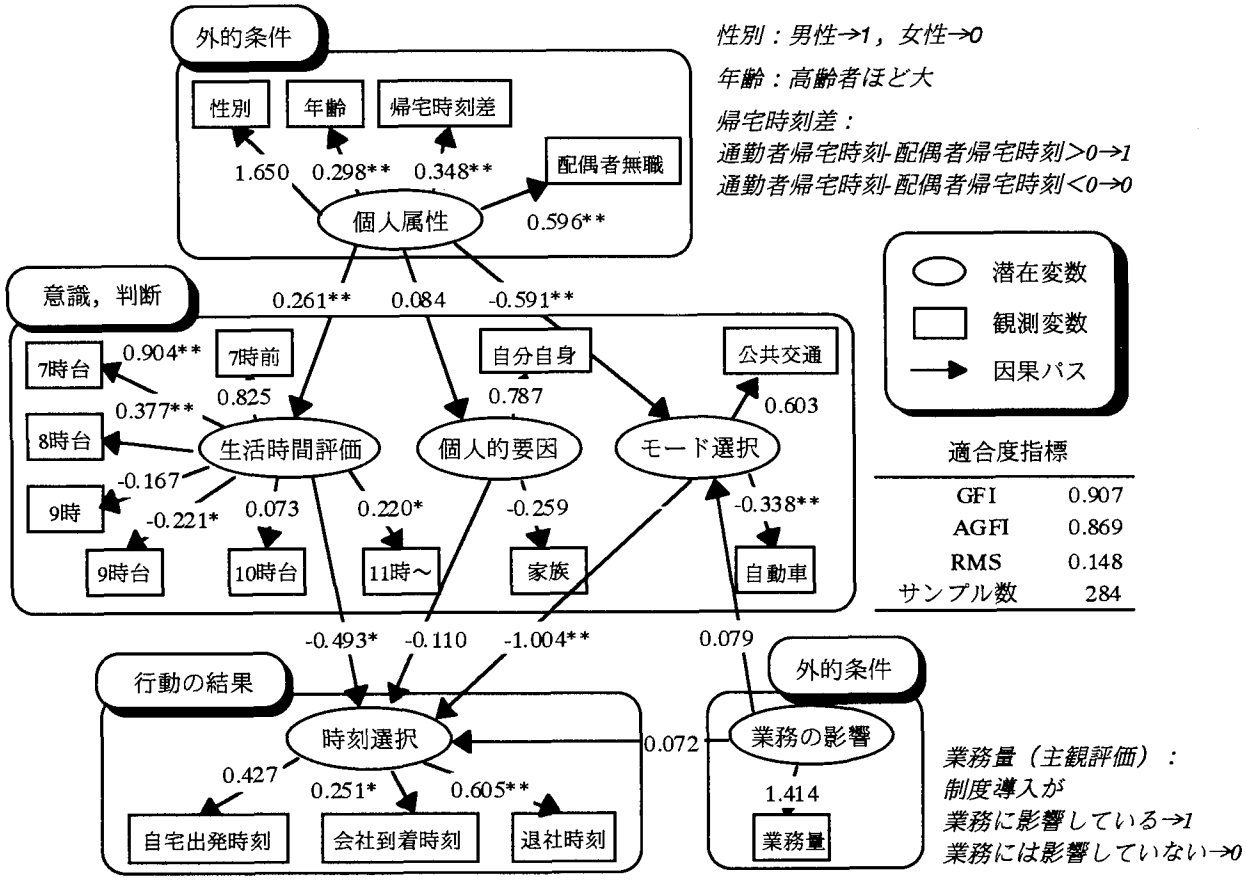
($D_k=\theta_k-\theta_{k-1}$，$\theta_1=0$) ＊：5%有意，＊＊：1%有意

$\xi_i = \gamma Z_i+\varepsilon_i$
$\omega_{ij} = 1$, if $\theta_{k-1} < \xi_i < \theta_k$

ただし，ξ_i：生活時間評価を決める潜在的選好関数
Z_i：個人属性，世帯属性などの外生説明変数
γ：パラメータベクトル
θ_{k-1}：閾値($\theta_0=-\infty$，$\theta_5=+\infty$)
$\Phi(\cdot)$：標準正規分布関数
k：段階評価値（k=1,..,5）
j：評価を求めた時間帯（j=1,..,7）

自由度調整済尤度比（0.492）から判断して推定されたモデルの適合度は高い．各時間帯の評価値に影響を与える要因は，それぞれの時間帯のパラメータのt値から判断して，大きい順に1）世帯内の専業主婦，2）通勤者が50代，3）世帯内の幼稚園児，である．

1）世帯内に専業主婦が存在すれば，8時台から10時台の広い時間帯にわたって高い評価がなされ，通勤者の始業時刻をフレキシブルにさせている．反対に，2）通勤者が50代であれば，9時台と10時台に対する評価は低く，8時台に対する評価が最も高くなる．これはフレックスタイム導入以前の始業時刻（8時40分）の習慣が残っているためと予想され，この属性の通勤者の始業時刻は固定的であると考えられる．また，3）世帯内に幼稚園児が存在すれば，8時台から9時までに対する評価が高く



（＊は有意水準，＊：5%有意，＊＊：1%有意）

図6　通勤時刻選択行動における因果構造モデルと推定結果

なり，その他の時間帯の評価は低い．子供のスケジュールが通勤者の生活リズム（始業時刻）に影響を与えていることが確認できる．

世帯属性のパラメータ推定値の6時台，7時台の符号は全て負であり，この時間帯の評価値を低下させる方向に働く．通勤者の生活リズムは，個人属性だけではなく，世帯の構成，すなわちライフサイクルステージの影響が強いと考えられる．

4．通勤時刻選択行動に影響を与える要因の分析

通勤時刻選択行動に影響する要因を特定するため，因果構造分析を行った．仮説から「生活時間評価」と，2節の集計結果から「交通機関選択」が通勤時刻選択に影響を与える因果構造（パス図）が予想される．試行錯誤の結果，図6に示すように，外的条件を表わす潜在変数に「個人属性」と「業務の影響」を持ち，上述の2要因を意識や判断を表わす潜在変数に含むモデルが得られた（AGFI=0.869）．

推定されたパスの示す符号は，集計の結果と一致しており，論理矛盾は見られない．潜在変数間のパスのうち，個人的要因と業務の影響の2変数に関わるパスは，いずれも有意とはならなかった．一方，社会経済属性→モード選択，社会経済属性→生活時間評価，モード選択→時刻選択，生活時間評価→時刻選択のパスは有意となり，これらの要因は通勤時刻選択に影響を及ぼすことがわかる．また潜在変数間のパラメータ値から判断して，生活時間評価よりもモード選択が時刻選択に与える影響のほうが大きいと考えられる．

5．自宅出発時刻選択行動の分析

因果構造分析で用いた構造を基に，モード選択と生活時間評価を説明変数として自宅出発時刻選択行動をモデル化する．本研究では自宅を出発する人の割合が時刻の経過とともに連続的に変化することに着目し，時刻選択を記述するモデルとして，生存時間モデル（Duration Model）を採用した[5]．自宅内滞在時間は生存関数で表現され，次のように定式化される（式（2）～（5））．

$$S(t) = 1 - \mathrm{Prob}(T \le t) = 1 - F(t) \tag{2}$$

$$h(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{\mathrm{Prob}(t \le T \le t + \Delta t \mid T \ge t)}{\Delta t} = -\frac{d(\log S(t))}{dt} \tag{3}$$

$$f(t) = F'(t) = S(t) \times h(t) \tag{4}$$

ただし，$F(t)$：確率分布関数

f (t)：確率密度関数
S (t)：生存関数（Survival function）
h (t)：ハザード関数（Hazard function）

モデル推定に際しては，生存関数の分布形を仮定する必要がある．本研究では既往の研究[6]を参考にして，対数ロジスティック分布を仮定した．推定したモデルの1人1回答あたりの尤度関数を式（5）に示す．

$$L_i(\lambda,\gamma,\beta)=\frac{\gamma\lambda(t_i\cdot\exp(\beta x_i))^{\gamma-1}\exp(\beta x_i)}{(1+\lambda(t\cdot\exp(\beta x_i))^{\gamma})^2} \quad (5)$$

ただし，λ：尺度パラメータ
γ：形状パラメータ
β：共変量のパラメータベクトル
x：共変量ベクトル（説明変数ベクトル）
t：生存時間（自宅滞在時間）

推定結果を表6に示す（同様のパラメータを用いて3時点のモデルを推定）．モデルの尤度比は3時点とも高く，適合度は良好である．また図7からモデルの適合の良さを視覚的に確認できる．

共変量パラメータの符号は，単純集計の示す傾向と符合し，妥当である．なお，所要時間と安全余裕時間はどちらか一方しか説明変数として用いることができない

表6　自宅出発時刻モデルの推定結果

共変量	導入以前	96年11月	97年10月
パラメータ	推定値	推定値	推定値
公共交通利用ダミー	4.21E-01**	2.77E-01**	3.48E-01**
自動車利用ダミー	4.37E-01**	2.51E-01**	2.69E-01**
リスク志向ダミー[a]	-1.19E-02	-2.51E-02	1.12E-02
安全志向ダミー[b]	-6.87E-02	-6.92E-02	-4.89E-02
生活時間評価	3.89E-02**	2.57E-02**	2.81E-02**
安全余裕時間[c]	2.47E-03**	6.06E-03**	9.75E-03**
定数項	-3.49E+00**	-3.81E+00**	-4.17E+00**
尺度パラメータ	3.67E-05**	3.27E-05**	7.86E-05**
形状パラメータ	6.30E+00**	6.38E+00**	5.99E+00**
初期尤度	-1468.17	-1611.95	-1929.11
最終尤度	-1075.13	-1116.49	-1093.46
尤度比	0.237	0.279	0.410
サンプル数	228	228	228

＊：5%有意，＊＊：1%有意

a）以下の条件に当てはまるとき=1をとる
（予定会社到着時刻）-（実際の会社到着時刻の平均値）<-5分
b）以下の条件に当てはまるとき=1をとる
（予定会社到着時刻）-（実際の会社到着時刻の平均値）>+5分
c）コアタイム開始時刻（10：00）-会社到着時刻

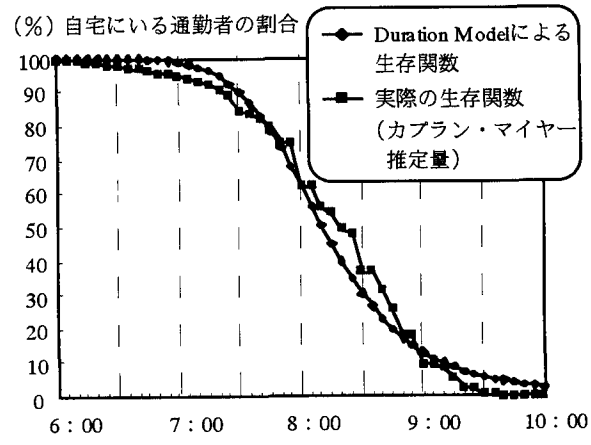


図7　生存関数の当てはまり（1997年10月）

ので，より適合度の良い，安全余裕時間を説明変数としたモデルを採用した．尤度比は時点が進むほど向上する傾向が見られるが，これは時点が進行するほど時刻選択がばらつき，これらの共変量が自宅出発時刻をよく説明できる要因となることを示している．

パラメータのt値は3時点とも利用交通機関，生活時間評価，安全余裕時間が有意となっていて，自宅出発時刻選択行動は，これら3要因で説明されることが確認できた．3要因の相対的な寄与の大きさは，安全余裕時間→交通機関選択→生活時間評価の順で高い結果となった．

6．フレックスタイム制度の効果分析

通勤時刻選択行動を1日の時間配分の中での主要な行動と位置付け，生活時間配分モデルを推定して，フレックスタイム制度下での時間価値を計量化する．RPの時間配分データを得るには，Activity-Diary調査が必要である．しかし，その場合は回答が煩雑であるうえ，時間配分変更によるout-of-pocket-moneyの変化を計測することが難しいと考えられる．

そこで本研究では，SP手法によりデータを収集した．設問は，1日の時間配分と通勤費用の異なる1対のカードを提示して，4段階の評点づけを求めており（Aが良い，ややAが良い，…），カード間のサービス水準（在宅時間，安全余裕時間，所要時間，通勤費用）の差を説明変数とし，評点を目的変数としてOrdered Probit Modelを適用して分析を行った（表7）．

自由度調整済尤度比よりモデルの適合度は良好で，全てのパラメータの符号に論理矛盾は見られない．交通所要時間とコストのパラメータ値の比から，交通所要時間の時間価値は，1分あたり約5円と求まった．この値は，既往研究の時間価値と比較してかなり低いが，推定値は時間短縮による代替活動の価値を含まない交通時間価値であること，本制度下では時刻制約が緩和されることで通勤交通が弾力的となること等が，通常の勤務の場合と

表7　生活時間配分モデルの推定結果

説明変数		推定値
在宅時間	(分)	7.72E-03**
安全余裕時間	(分)	9.89E-03**
交通所要時間	(分)	-1.30E-02**
コスト	(円)	-2.60E-03**
生活時間評価		1.71E-01**
閾値パラメータD1		6.43E-01**
閾値パラメータD2		8.23E-01**
初期尤度		-2344.02
最終尤度		-1297.75
尤度比		0.444
サンプル数		1145

($D_k=\theta_k-\theta_{k-1}$　$\theta_1=0$)　＊：5%有意，＊＊：1%有意

比較して低い値が得られた理由として考えられる．

交通所要時間と在宅時間のパラメータの絶対値の比は約5／3である．符号が負であるので，交通所要時間を3分短縮することは自宅出発時刻を5分延長することと同等の効用をもたらすことがわかる．

また，表7の生活時間配分モデルのパラメータを用いて，制度導入による通勤者1人1日あたりの平均便益を式(6)によって求めた．パラメータ値には表6に示した生活時間配分モデルの推定結果を用いた．

$$\hat{B}_{it}=\frac{1}{n}\left[\left\{\left(\sum_{k=1}^{3}\alpha_k T_{kit}\right)+\gamma R_{it}\right\}-\left\{\left(\sum_{k=1}^{3}\alpha_k T_{ki1}\right)+\gamma R_{i1}\right\}\right] \quad (6)$$

$$\alpha_k=\frac{\beta_m}{\beta_k},\ \gamma=\frac{\beta_m}{\beta_r}$$

ただし，

$\hat{B}_{it}$：t時点の通勤者一人一日当たりの平均便益

β_k：時間のパラメータ値

β_m：コストのパラメータ値

β_r：生活時間評価のパラメータ値

T_{kit}：t時点の活動kへの配分時間長

R_{it}：t時点の生活時間評価値

n：サンプル数

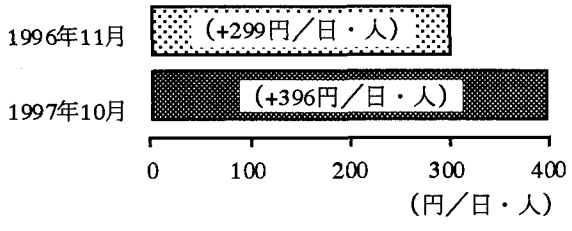


図8　フレックスタイム制度導入による通勤者の便益

図8の結果より，対象企業において制度の導入は正の便益をもたらし，その効果は導入直後よりも導入後1年経過後の方が，30%程度大きくなっている．

換言すると，制度導入は通勤者の生活リズムの上でのスケジュールコストを減少させ，時点が経過すると，よりこの傾向が強まるように行動が調整され，制度が有効に利用されると考えられる．

7．考察

単純集計の結果から，制度導入が自動車利用を誘発するような悪影響は見られないことが確認できた．

本研究で提案した生活時間評価の時間帯別分布形から，生活リズム上最適な始業時刻は9時であることが明らかとなった．生活時間評価は，主として世帯属性からの影響を受ける．また，「生活リズム（生活時間評価）が通勤時刻選択に影響を及ぼす」という仮説は，因果構造分析によって立証された．よって，生活時間評価に関する一連の分析から，フレックスタイム制度下の通勤時刻選択行動の分析に際しては，通勤者の世帯の属性が1日の生活リズムに影響を及ぼしており，その生活リズムが通勤時刻選択に影響を及ぼすという，要因間の因果構造に配慮すべきである．

自宅出発時刻選択行動に対しては，制度の有無に関わらず，始業が義務づけられた時刻までの安全余裕時間が，最も大きな影響を与えることが示された．つまり，時刻選択行動に影響する要因は，時間的に変化しない．また，フレックスタイム制度による時刻分散を進めるためには，コアタイム開始時刻を遅くすることが有効であると考えられる．

通勤者の時刻選択行動は，時点が経過すると，生活リズム上のスケジュールコストが減少するように調整され，制度が有効に利用されるようになる．したがって，フレックスタイム制度は短期の交通管理施策としての即効性と，少なくとも1年程度の効果の持続性を合わせ持つ政策であると考えられる．

8．結論

本研究はアンケート調査をもとに，フレックスタイム制度導入の影響，制度下での通勤時刻選択行動とその影響要因の時間的な変化，制度導入効果の計量化について分析を行った．その結果，この制度下での通勤者の行動に対する知見を深めるとともに．フレックスタイム制度の有効性が確認できた．

今後の課題としては以下の点が挙げられる．本研究では，ミクロな通勤者の行動変化が引き起こす，マクロな交通量の変化については触れていない．都市圏レベルでの交通に本制度がどのような影響を及ぼすかについて，

分析を進めていく必要がある．また，本制度の導入によって業務活動にどのような影響が現れるかや，業務活動と通勤時刻選択の関係についても，さらに検討を加える必要があると考えられる．

参考文献

1）日本交通政策研究会（1997）：交通需要管理手法を活用したモビリティ戦略に関する研究，日交研シリーズ，A-233．

2）松井　寛，藤田素弘（1993）：フレックスタイム下における通勤時刻選択行動とその効果分析，土木学会論文集　No.470／　-20，pp.67-76．

3）財団法人　連合総合生活開発研究所（1996）：平成5年度　新時代の労使関係に関する調査研究（大都市圏通勤問題に関する調査研究）．

4）周藤浩司，杉恵頼寧，藤原章正（1998）：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.15，pp.655-662．

5）高橋靖雄，浜田知久馬（1995）：生存時間解析　SASによる生物統計，東京大学出版会．

6）重松史生，藤原章正，杉恵頼寧，張峻屹（1996）：トリップ前情報の提供に伴う通勤者の自宅出発時刻変更行動の分析，土木学会第51回年次学術講演会講演概要集第4部，pp.704-705．

フレックスタイム制度下における通勤時刻選択行動の分析

塚井誠人，藤原章正，杉恵頼寧，周藤浩司

本研究は，通勤者の時刻選択行動のメカニズムを分析することを目的とする．フレックスタイム制度下の通勤時刻選択行動に影響する要因として，通勤者の生活リズムに着目し，これを考慮した時刻選択行動の分析を行う．さらにフレックスタイム制度が存在することによる通勤者の便益を求める．

分析の結果，本研究で提案した「生活時間評価」は，通勤時刻選択行動に有意な影響を及ぼすことが確認された．そして「生活時間評価」には，通勤者の世帯の状況を含むライフサイクルステージが大きく影響することがわかった．また制度が存在することによる便益は制度導入後の時点の進行にともなって大きくなる．

Analysis of Commuting Time Choice Behavior under Flexible Time System

By Makoto TSUKAI Akimasa FUJIWARA, Yoriyasu SUGIE, Koji SUDOH

This paper purposes to analyze the mechanism of commuting time choice behavior under flexible time system. 'Desired activity scheduling' relaxing working hour constraints is employed as a factor to affect commuter's behavior in the departure time choice models of duration type. Moreover, an activity time allocation model is estimated by using SP data in order to measure the relative importance of activities under flexible time system. a commuter's benefit is measured by using the parameters of an activity time allocation model.

As a result, 'Desired activity scheduling' was confirmed to significantly affect the time choice behavior. And this factor is much effective rather than commuters' individual characteristics. Furthermore, it finds that the benefit for commuters under flexible time system is greater as time goes by after introducing the system.