

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 Analysis of Commuting Time Choice Behavior under Flexible Time System*

塚井誠人**, 藤原章正***, 杉恵頼寧****, 周藤浩司*****
By Makoto TSUKAI**, Akimasa FUJIWARA***, Yoriyasu SUGIE****, Koji SUDOH*****

1. はじめに

現在, 大都市圏のみならず, 地方都市においてもフレックスタイム制度の導入が進んでいる¹⁾. その理由の1つは, フレックスタイム制度は通勤者の負担(時刻制約)を軽減する制度であるので, 時差出勤制度よりも受け入れやすい側面を持っていることが考えられる.

しかし一方で, 時刻制約の緩和による通勤負担の軽減は, 時刻選択をある程度通勤者自身に委ねることを意味する. つまり需要の管理という面から考えると, 制度の効果を予測する際に, 時差出勤制度では考慮する必要のなかった問題が生じる²⁾.

したがって通勤者の自由な時刻選択を混雑緩和に結びつけるためには, まず通勤者の立場に立って時刻選択行動のメカニズムを明らかにした上で, 制度導入による時刻選択行動の変化を捉える必要がある. システム全体の交通需要の管理には, この手順から得られた知見を基に, 交通量の時間的な変化を管理するという戦略が必要であると思われる.

本研究は, このうち前者のミクロな観点からの交通行動分析を重視して分析を進めることとした. その際に, 「1日の生活の時間配分」=「通勤者の生活リズム」に着目する. アンケート調査において, これを「生活時間評価」としてデータの収集を行い, この要因が時刻選択に影響することを, モデル推定を通じて検証を行う. さらにフレックスタイム制度の導入効果を測るため, 通勤者の制度導入による便益を計量化することを試みる.

2. アンケート調査の概要と集計結果

フレックスタイム制度下での通勤行動を把握するため, 同制度を1996年10月から導入した広島市南区の企業1社(建設コンサルタント業の企業)に対して, アンケート調査を実施した(図1, 表1).

調査は2時点で実施した. なお, 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, 調査データは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), 生活時間の配分に関するSP質問などである.

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.

通勤交通機関の分担率は, 自動車が全体の約1/3を, 次いで公共交通機関が約1/4を占めており, 徒歩や自転車の分担率も大都市圏と比較するとかなり高い(図2).

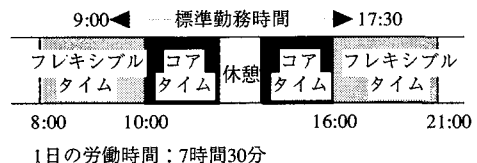


図1 調査対象企業のフレックスタイム制度

表1 アンケート調査の概要

	WAVE1 1996年11月	WAVE2 1997年10月
調査期間	11月4日～8日 (導入後1月)	10月12日～17日 (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	

* Key words : TDM, 交通行動分析

** 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)

*** 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)

***** 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)

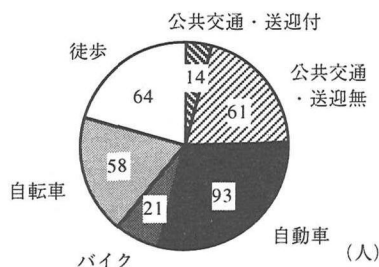


図2 通勤交通機関分担率 (1997年10月)

なお、制度導入前後のモード転換は住所を照合した結果、主として転居に起因するものであった。

次に会社到着時刻の分布を、3時点について集計した結果を示す (図3)。制度導入が時刻選択の分散を引き起こし (破線→細実線)、時点の進行に伴って分散の様子も変化する (細実線→太実線)。制度導入後は9時前後への時刻選択が集中する傾向が見られた。

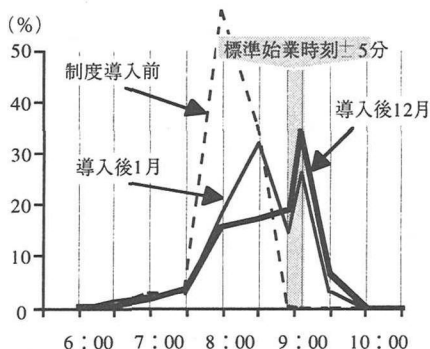


図3 会社到着時刻の比較

さらに、通勤者の生活リズムを把握するための設問として「生活時間評価」に対する回答を求めた。これは、労働時間を現況のままとして会社到着時刻の望ましさを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ある。

評点平均は、9時台付近が最も高い凸型の分布を示しており、生活リズムから見ると会社到着時刻として9時前後の始業が望ましいことが明らかとなった (表2)。

表2 生活時間評価の評点平均

7時前		8時台		9時台		11時以降	
7時台		9時前後		10時台			
1.28	1.84	2.93	3.54	3.46	2.13	1.62	

(1点: 不都合, ..., 5点: 好都合とした加重平均値)

3. 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に因果構造分析を適用した。目的変数を通勤時刻選択として、考えられる因果構造 (パス図) について試行錯誤した結果、図4に示すパスに関して推定結果を得た。

パス図は、個人属性が、意識/判断を表す生活時間評価、個人的要因、モード選択 (アンケート結果から日常レベルでは不変である) の3変数に影響を与え、これら3変数に業務制約を加えた4変数が、目的変数である通勤時刻選択に影響を与える構造が支持された。モデルの適合度は良好で (AGFI=0.869)、推定された因果パスの信頼性は高い。

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。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。

4. 自宅出発時刻選択行動の分析

本節では因果構造分析から得られた知見を基に、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。

モデル化には、連続的である時刻選択行動を適切に表現するため、生存時間解析 (Duration Model) の手法を用いた³⁾。生存時間解析では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。

$$S(t) = 1 - \text{Prob}(T \leq t) = 1 - F(t) \quad (1)$$

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\text{Prob}(t \leq T \leq t + \Delta t \mid T \geq t)}{\Delta t} = - \frac{d(\log S(t))}{dt} \quad (2)$$

$$f(t) = F'(t) = S(t) \times h(t) \quad (3)$$

$F(t)$: 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を参考にして、

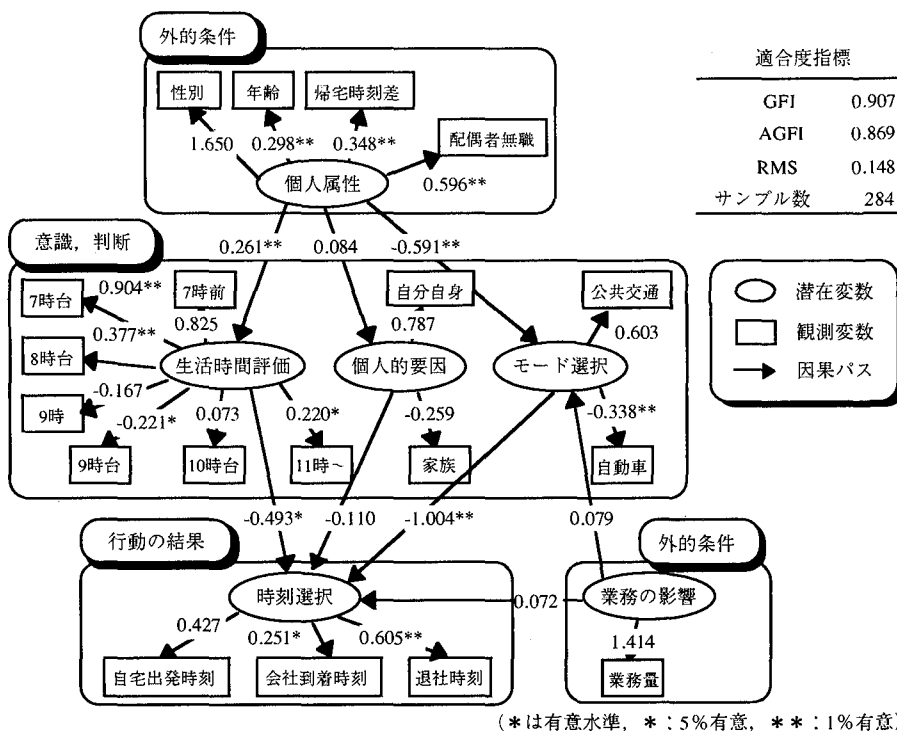


図4 通勤時刻選択行動における因果構造モデルと推定結果

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(4)に示す。

$$L(\lambda, \gamma, \beta) = \frac{\gamma \lambda (t \cdot \exp(\beta x))^{\gamma-1} \exp(\beta x)}{(1 + \lambda (t \cdot \exp(\beta x))^{\gamma})^2} \quad (4)$$

- λ : 尺度パラメータ
- γ : 形状パラメータ
- β : 共変量ベクトル (パラメータ)
- x : 説明変数ベクトル (個人属性)
- t : 生存時間 (自宅滞在時間)

推定結果を表3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5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。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。

t 値は3時点とも交通機関選択、生活時間評価、安全

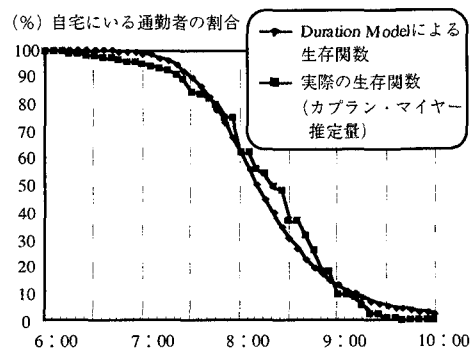


図5 生存関数の比較 (1997年10月)

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→生活時間評価の順となった。

5. フレックスタイム制度の効果分析

本節では、通勤時刻選択行動を1日の時間配分の中で

表3 自宅出発時刻選択モデルの推定結果

共変量 パラメータ	導入以前 推定値	96年11月 推定値	97年10月 推定値
公共交通	4.21E-01**	2.77E-01**	3.48E-01**
自動車	4.37E-01**	2.51E-01**	2.69E-01**
リスク志向	-1.19E-02	-2.51E-02	1.12E-02
安全志向	-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	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

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。データはSP（Stated Preference）手法により収集し、Ordered Probit Modelを適用して分析を行った（表4）。

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。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。

交通所要時間と在宅時間のパラメータの絶対値の比は-1.67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。

表4 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

($D_i = \theta_i - \theta_{i-1}$, $\theta_0 = 0$) * : 5%有意, ** : 1%有意

また、表3の自宅出発時刻選択モデルと表4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日あたりの便益を求めたところ、導入後1月の便益は、約300円/人・日、導入後12月の便益は約400円/人・日となった。

さらに同様の手順でコアタイムを変化させた場合の便益の推定結果の示す傾向から（図6）、1）朝の在宅時間が必要以上に長いことは通勤者にとって生活リズム上望ましい状態ではないこと、2）コアタイムの時間帯を1時間程度変化させても、制度導入による便益は失われないこと、がわかった。

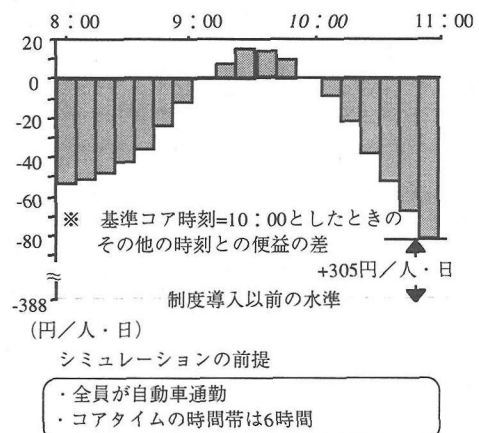


図6 コアタイムを変化させた場合の便益の変化

7. まとめ

フレックスタイム制度下の通勤時刻選択行動は、時点が進行するほどばらつくこと、そして直接にはコアタイムまでの安全余裕時間と通勤者の交通機関選択と生活リズムによって説明できることが明かとなった。1日の生活時間の配分を考慮した場合、コアタイムの時間帯を1時間程度変化させても、制度導入による便益は失われない。したがってコアタイムの弾力的な設定により、通勤者の便益の確保と、混雑の分散効果の両立が可能となることが示唆される。

参考文献

- 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）。
- 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/IV-20, pp.67-76.
- 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。