

フレックスタイム制度の導入が出社・退社時刻選択行動に及ぼす影響*

Effects of Flexible Working Time System on the Time to and from Work*

杉恵頼寧**・張 峻屹***・岡村敏之****・藤原章正****・周藤浩司*****

By Yoriyasu SUGIE**, Junyi ZHANG***, Toshiyuki OKAMURA****

Akimasa FUJIWARA**** and Koji SUTO*****

1. はじめに

近年、フレックスタイム制度を導入する企業が増えてきている。平成13年1月現在、従業員1,000人以上の企業のうち35.9%の部署・職種が、何らかの形でフレックスタイム制度を導入している¹⁾。本来この制度は業務の効率をあげるために導入されるものであるが、交通計画の観点からみても、ピーク時の出勤を避けることができ、これによって交通混雑を緩和できるという点で、興味ある政策である²⁾。

フレックスタイム制度を取り扱った交通研究では、出社の時刻選択とその効果測定が重要な課題となる。松井ら³⁾は、道路交通を対象に通勤時刻選択モデルを構築し、通勤時刻分布・配分同時モデルを用いて道路混雑緩和効果を測定している。佐藤ら⁴⁾は、パーソントリップのデータを用いて、通勤時刻選択モデルを構築し、交通量配分手法と組み合わせて、道路混雑緩和の効果を定量的に示している。家田ら⁵⁾は、鉄道利用者を対象にして、フレックスタイム制度利用者と始業時刻固定者の双方に適用可能な出社時刻選択モデルを構築している。塚井ら⁶⁾は、通勤者の生活リズムを考慮した自宅出発時刻選択モデルを構築し、通勤者の便益を計測している。

これに対して、われわれは交通行動分析の観点から、フレックスタイム制度が世帯の構成員にどのような影響を及ぼし、個人の世帯構成（世帯制約）が出社時刻選択にどのようなかわりを持っているのか分析したり⁷⁾、施策を実施した後の通勤者の交通行動の調整過程について追跡調査してきた⁸⁾。

本研究は、先の研究成果を発展させ、フレックスタイム制度導入前後3年間4時点のパネルデータを用いて、出社時刻選択行動および退社時刻選択行動の年次別モデルを構築し、出社、退社行動に世帯構成員がどのような影響を及ぼしているか多時点にわたって分析するとともに、制度導入前の通勤行動（習慣性）が制度導入後の行動にどのように影響を及ぼすか検討する。さらに、出社時刻選択には退社時刻が、退社時刻選択には出社時刻が影響すると考えられるので、両者の相互作用を明示的に表現できる同時選択モデルを提案する。

2. フレックスタイム制度とアンケート調査

(1) フレックス制度導入による勤務体系の変化

本研究では、1996年10月からフレックスタイム制度を導入した広島市南区の建設コンサルタント会社の社員を調査対象とした。この企業では制度導入に伴い、始業時刻（8:40）という時刻制約がなくなり、コアタイム（10:00）までの自由な時刻に出社できるようになった。また勤務時間も7時間30分と20分の減少となった。フレックスタイム制度導入前後の勤務体系の変化を図1に示す。

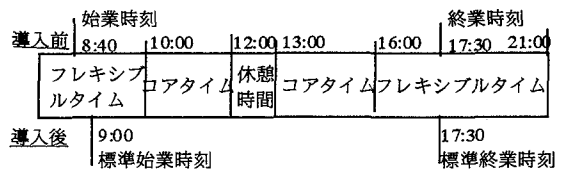


図1 フレックス制度導入前後での勤務体系変化

(2) アンケート調査の概要

上記の社員を対象として、制度導入前（1996年9月）、導入1月後（1996年11月）、導入1年後（1997年10月）および導入3年後（1999年10月）の計4時点でアンケート調査を行った。

各アンケートでの調査項目は、個人属性（年齢、世帯構成など）、通勤行動（出社時刻、退社時刻、

*キーワード：交通行動分析、TDM

**正会員、工博、広島大学大学院工学研究科

(〒739-8527 東広島市鏡山 1-4-1, Tel&Fax: 0824-24-7826)

***正会員、工博、パシフィックコンサルタンツ (株)

(〒163-0730 東京都新宿区西新宿 2-7-1, Tel: 03-3344-1589)

****正会員、工博、広島大学大学院国際協力研究科

(〒739-8529 東広島市鏡山 1-5-1, Tel&Fax: 0824-24-7822)

*****正会員、工修、中電技術コンサルタント (株)

(〒734-8510 広島市南区出汐 2-3-30, Tel: 082-292-5481)

交通手段、出社前・退社後の行動など）などであり、各時点での調査票の形式をほぼ同一にすることで、各時点間の比較やパネル分析が容易となった。また調査票の配布・回収について対象企業の協力を得ることで、回収数および回収率は、4時点ともそれぞれ約300票/90%と非常に高いものとなった。このうち、職員番号の記入欄から確認されたパネル数は167名である。このデータを以下の分析に用いる。

3. パネルの交通行動変化

表1に、4時点パネルデータについて、各通勤時刻（時間）の平均値および分散を示す。制度導入後3年間で、自宅出発時刻・出社時刻・退社時刻の平均は徐々に遅くなっており、また分散も徐々に大きくなっている。このことから、フレックスタイム制度導入後も、調査対象とした少なくとも数年間は通勤行動が変化していることがわかる。

フレックスタイム制度導入に伴う3年間4時点でのパネルを対象に、図2に出社時刻分布の変化を、図3に退社時刻分布の変化を示す。

図2より、年が経つにつれて、出社時刻が遅くなっていることがわかる。ただし、導入1月後から導入1年後との間での変化が大きく、導入3年後では、導入1年後との変化は小さい。

一方、図3より、退社時刻については、導入1年後までの変化は大きくないが、それから導入3年後での変化が大きいことがわかる。

図4に、フレックスタイム制度導入後の出社・退社途中行動の変化を示す。データの制約から制度導入1年後および3年後のみにについて示す。これより、2時点とも8割以上がまっすぐ出社または退社しているとはいえ、導入3年後では、特に出社時においては家族の送迎行動が増加し、退社時においては買い物・食事が増加している。このような変化は、結婚や出産等、個人属性や世帯構成の変化に起因するところもあるが、これらはわずか2年間の変化であるため、出社時および退社時における個人の生活スケジュールの変化は、フレックスタイム制度導入も大きく影響していると考えられる。

4. 出社時刻選択行動の分析

(1) 出社時刻選択モデルの定式化

アンケートのパネルデータ（導入前および導入後3時点の計4時点）を用いて、各時点の出社時刻選択モデルを構築する。このモデルを構築するには、時刻を連続的に扱えるDurationモデルの適用が考えら

表1 パネルデータの平均通勤時刻等の変化

パネル	導入前	導入後 (1月)	導入後 (1年)	導入後 (2年)
自宅出発時刻	7:43 (926)	8:11 (1262)	8:19 (1450)	8:29 (1590)
出社時刻	8:27 (171)	8:51 (677)	8:59 (783)	9:06 (877)
始業時刻	8:40 (42)	9:01 (496)	該当データなし	
退社時刻	19:04 (4285)	19:01 (4735)	19:04 (5841)	19:43 (6250)
標本数			167	

() 内：分散（分）

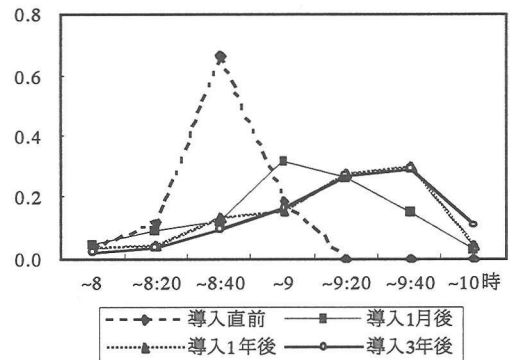


図2 出社時刻分布の変化

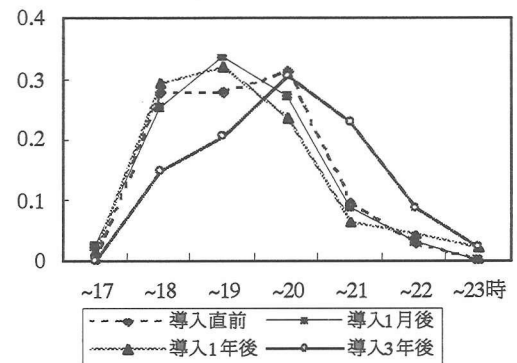


図3 退社時刻分布の変化

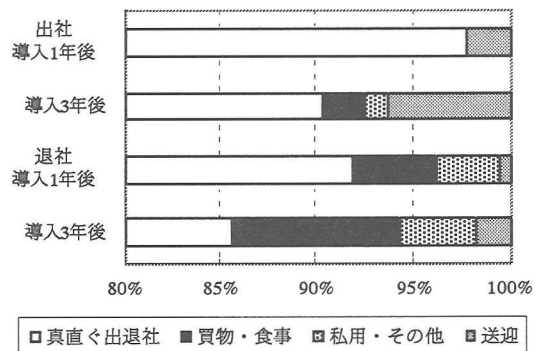


図4 出社・退社途中行動の変化

れるが、以降の分析で出社時刻と退社時刻の複峰型の同時分布を表現することが困難であるため、出社と退社時刻を離散化した上で、時刻選択行動の時間的変化を柔軟に表現でき、かつ両者の関連性（相互作用）を合理的な統計手法により容易に取り入れられる順序づけプロビット（Ordered Probit）モデルを採用する。

このモデルの定式化にあたっては、制度下での出社時刻選択が、交通手段や世帯構成などの属性と、退社時刻、フレックスタイム制度導入前の職場到着余裕時間とで決定されると仮定する。

出社時刻をいくつかの連続したカテゴリー（時間帯）に分類したとき、 k 番目のカテゴリーを選択するモデルは以下のように表すことができる。

$$P_k = \Phi(\delta_k - V) - \Phi(\delta_{k-1} - V) \quad (1)$$

$$V = \sum_p \beta_p X_p \quad (2)$$

ただし、 P_k ：カテゴリー k の時間帯を選択する確率、 Φ ：正規分布の累積密度関数、 δ_k ： k 番目の閾値（ K カテゴリーの場合、 $\delta_0 = -\infty$, $\delta_1 = 0, \dots$, $\delta_K = +\infty$ ）、 V ：効用関数の確定項、 X_p ：効用関数の p 番目の変数、 β_p ： X_p のパラメータ

目的変数は、制度導入後については4カテゴリーに分類（8:29以前, 8:30-8:59, 9:00-9:29, 9:30-10:00）

し、制度導入前については（8:29以前, 8:30-8:34, 8:35-8:39, 8:40以降）に分類する。世帯構成・性別・自動車通勤有無はダミー変数（1,0）を用いて表し、職場到着余裕時間はフレックスタイム制度導入前での出社時刻と9:00との差とする。また退社時刻については、45分間隔で4カテゴリーに分類する（18:09以前=1, 18:10-18:54=2, 18:55-19:39=3, 19:40以降=4）。

（2） 出社時刻選択モデルの推定結果

各時点について出社時刻選択行動モデルを構築・推定し（表2）、各時点間のパラメータの説明力と、パラメータやモデルの時点間変化を分析する。ここで、モデルの各パラメータと説明変数との積が大きいほど、遅い出社時刻のカテゴリーを選択しやすいことを表す。モデルの適合度は制度導入後の尤度比が概ね0.4を超えており良好である。導入前は全ての変数で t 値が有意となったものはなく、尤度比も低く、時刻選択の幅が小さいためと考えられる。

表2より、通勤移動時間が長いほど、また自動車通勤者は遅く出社する傾向がわかる。また t 値の大きさから、出社時刻と退社時刻とは大きな関係があり、退社時刻が遅いほど出社時刻が遅くなる。職場到着余裕時間のパラメータの推定値が負となっていることから、制度導入前に早く出社していた人は制度導入後も早く出社する傾向にあるといえる。また、パラメータ値の絶対値および t 値とも年々小さくなる傾

表-2 出社時刻選択行動モデルの推定結果

説明変数	導入前（'96）		導入1月後（'96）		導入1年後（'97）		導入3年後（'99）	
	パラメータ値	t 値	パラメータ値	t 値	パラメータ値	t 値	パラメータ値	t 値
通勤移動時間（分）	0.002	0.55	0.013	2.87**	0.011	2.79**	0.009	1.96*
自動車通勤ダミー（Yes=1）	0.003	0.01	0.330	1.58	0.464	2.30*	0.221	1.12
年齢（歳）	-0.007	0.98	0.034	3.58**	0.012	1.48	0.011	1.25
性別（男性=1、女性=0）	0.555	1.81	-0.870	2.64**	-0.079	0.28	-0.626	2.14*
独身者ダミー（Yes=1）	-0.012	0.05	1.313	4.36**	1.382	4.67**	0.858	2.58**
幼稚園児ダミー（有=1）	-0.115	0.49	0.090	0.37	-0.019	0.08	0.151	0.58
高齢者ダミー（有=1）	-0.171	0.61	-0.168	0.57	-0.158	0.61	-0.305	-1.18
配偶者有職ダミー（有=1）	-0.096	0.44	-0.100	0.45	-0.046	0.23	0.055	0.29
職場到着余裕時間（分）			-0.050	6.43**	-0.027	4.18**	-0.022	3.53**
退社時刻	0.122	1.71	0.584	6.80**	0.364	4.93**	0.589	7.26**
閾値パラメータ δ_2	0.917	8.66**	1.559	9.30**	0.985	7.89**	1.086	7.06**
δ_3	1.446	11.04**	3.293	13.41**	2.223	13.23**	2.176	12.05**
初期対数尤度	-241.90		-325.89		-333.38		-393.72	
最終対数尤度	-216.92		-159.23		-198.03		-191.16	
尤度比	0.103		0.511		0.406		0.514	
サンプル数	167		167		167		167	

*:5%有意、**:1%有意

向があり、制度導入前の習慣による影響が年々小さくなっていることがわかる。

個人属性では年齢・性別が出社時刻選択に影響しているが、世帯構成は、単身者（独身者ダミー）の方が遅く出社する以外は出社行動に対する影響が小さいことがわかる。欧米ではライフサイクル（世帯構成）と個人の交通行動に大きな関係がある⁹⁾ことを考えると興味深い結果である。

5. 退社時刻選択行動の分析

(1) 退社時刻選択モデルの定式化

前章と同様に、アンケート調査のパネルデータを用いて、各時点での退社時刻選択モデルを構築する。上記のモデルの定式化にあたっては、出社時刻選択モデルと同様の構造とし、制度下での退社時刻選択が、交通手段や世帯属性、出社時刻とで決定されると仮定する。ただし、職場到着余裕時間は説明変数から取り除く。

目的変数の退社時刻カテゴリーおよび説明変数の出社時刻カテゴリー [1, 2, 3, 4] は、出社時刻選択モデルと同様とし、また、世帯構成・性別・自動車通勤有無も同様に、ダミー変数 (1,0) を用いて表す。

(2) 退社時刻選択モデルの推定結果

表3に、各時点について退社時刻選択モデルを推定した結果を示す。表3より、退社行動は出社行動

に比べ、帰宅移動時間や交通手段の説明力が小さい。個人属性では出社行動と同様に、年齢・性別が退社時刻選択に影響している。世帯構成では、幼稚園児ダミーのパラメータは3時点で有意となり、符号はプラスとなったことから遅く退社する傾向を示す。しかし、幼稚園児以下の子供がいると、遅く帰宅するということは、その理由がよくわからない。これらの人は比較的若い世代で、仕事の中心になっており、帰宅が遅くなるのかもしれない。これについては、別途詳細な検討が必要である。

出社時刻選択モデルでは全時点で有意であった独身者ダミーのパラメータは、退社時刻選択モデルでは説明力が小さい。また、退社時刻は出社時刻と大きな関係があり、出社時刻が遅いほど退社時刻が遅くなる。

6. 出社時刻・退社時刻の同時選択モデル

前節の分析結果より、出社時刻と退社時刻の選択はそれぞれ単独ではなく、相互に影響を受けながら行われることが分かった。このような相互作用は観測要因（潜在的選好関数の確定項）間と非観測要因（誤差項）間に存在すると考えられるため、本研究ではこのような影響メカニズムを明示的に表現できるモデル構造を提案する¹⁰⁾。まず、前節までの出社時刻選択モデルと退社時刻選択モデルを下記のように整理し直す。

表-3 退社時刻選択行動モデルの推定結果

説明変数	導入前 ('96)		導入1月後 ('96)		導入1年後 ('97)		導入3年後 ('99)	
	パラメータ値	t 値	パラメータ値	t 値	パラメータ値	t 値	パラメータ値	t 値
帰宅移動時間 (分)	0.001	0.34	-0.004	0.77	-0.004	0.84	-0.003	0.71
自動車通勤ダミー (Yes=1)	0.102	0.48	0.023	0.11	0.366	1.75	0.215	1.01
年齢 (歳)	-0.045	5.28**	-0.061	6.35**	-0.037	4.45**	-0.040	4.60**
性別 (男性=1、女性=0)	1.757	5.53**	1.921	6.14**	1.231	4.36**	1.737	5.97**
独身者ダミー (Yes=1)	-0.336	1.17	-0.680	2.16*	-0.247	0.79	0.317	0.83
幼稚園児ダミー (有=1)	0.455	1.88	0.495	1.97*	0.725	2.93**	1.011	2.73**
高齢者ダミー (有=1)	0.289	0.97	0.247	0.83	0.252	0.93	0.176	0.63
配偶者有職ダミー (有=1)	0.318	1.43	0.276	1.22	0.016	0.08	0.038	0.18
出社時刻	0.248	3.05**	0.640	6.10**	0.292	3.62**	0.490	5.77**
閾値パラメータ δ_2	0.249	3.62**	0.409	4.412**	0.409	4.92**	0.306	3.33**
δ_3	1.323	9.71**	1.562	9.93**	1.274	9.72**	1.307	8.48**
初期対数尤度	-240.89		-267.47		-244.72		-298.18	
最終対数尤度	-180.53		-170.49		-193.61		-152.16	
尤度比	0.251		0.363		0.209		0.490	
サンプル数	167		167		167		167	

*:5%有意、**:1%有意

個人*i*が出社時刻を選択する潜在的選好関数 ξ_i^1 と退社時刻を選択する潜在的選好関数 ξ_i^2 は次のように表される。

$$\xi_i^1 = V_i^1 + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$\xi_i^2 = V_i^2 + \eta_i \quad (4)$$

ただし、 $V_i^1, V_i^2 : \xi_i^1, \xi_i^2$ の確定項、 ε_i, η_i : 誤差項

個人*i*が出社時間帯*j*を選択する確率 P_{ij}^1 と退社時間帯*k*を選択する確率 P_{ik}^2 は次のように導かれる。

$$P_{ij}^1 = \int_{\delta_{j-1}^1 - V_i^1}^{\delta_j^1 - V_i^1} f(\varepsilon) d\varepsilon \quad (5)$$

$$P_{ik}^2 = \int_{\delta_{k-1}^2 - V_i^2}^{\delta_k^2 - V_i^2} f(\eta) d\eta \quad (6)$$

ただし、 δ_j^1, δ_k^2 : 閾値

ここで、出社時刻選択モデルの誤差項 ε と退社時刻選択モデルの誤差項 η 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。両者が2変量正規分布に従うと仮定すると、誤差項 $\{\varepsilon, \eta\}$ の確率密度関数は以下のように表される。

$$g(\varepsilon, \eta) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[\left(\frac{\varepsilon}{\sigma_1}\right)^2 - 2\rho\frac{\varepsilon}{\sigma_1}\frac{\eta}{\sigma_2} + \left(\frac{\eta}{\sigma_2}\right)^2\right]\right\} \quad (7)$$

ただし、 ρ : 誤差項の共分散パラメータ

以上の仮説に基づき、個人*i*が出社時間帯*j*、退社時間帯*k*を同時に選ぶ確率は以下になる。

$$P_{ijk} = \int_{\delta_{j-1}^1 - V_i^1}^{\delta_j^1 - V_i^1} \int_{\delta_{k-1}^2 - V_i^2}^{\delta_k^2 - V_i^2} g(\varepsilon, \eta) d\varepsilon d\eta \\ = 2\pi\sqrt{1-\rho^2} \left(\Phi\left(\frac{(\delta_j^1 - V_i^1)/\sigma_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) - \Phi\left(\frac{(\delta_{j-1}^1 - V_i^1)/\sigma_1}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) \right) \cdot \left(\Phi\left(\frac{(\delta_k^2 - V_i^2)/\sigma_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) - \Phi\left(\frac{(\delta_{k-1}^2 - V_i^2)/\sigma_2}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) \right) \quad (8)$$

ここで、最尤推定法を適用するには、 $\sum_i \sum_k P_{ijk} = 1$ を満たすために、 $2\pi\sqrt{1-\rho^2}$ で割った後に推定を行うことが必要となる。

また、通勤・帰宅行動と出社・退社時刻選択との相互作用を明示的に表現するため、出社時刻と退社時刻の効用関数 V_i^{*1}, V_i^{*2} をそれぞれ以下のように定義する。

$$V_i^{*1} = V_i^1 + \lambda^2 V_i^2 \quad (9)$$

$$V_i^{*2} = V_i^2 + \lambda^1 V_i^1 \quad (10)$$

ただし、 λ^1, λ^2 : 出勤および帰宅行動の影響パラメータ

このように、出社時刻の選択に与える帰宅行動の影響は退社時刻選択の効用関数の確定項(V_i^2)で、退社時刻の選択に与える通勤行動の影響は出社時刻選択の効用関数の確定項(V_i^1)でそれぞれ表現されることが分かる。しかし、同時選択モデルに両者を同時に取り入れることは、重共線性の影響を考えるとあまり好ましくない。したがって、本研究では、以下のような2ケースについて、両者の相互作用について分析する。

(1) Case 1

帰宅行動の影響を考慮し、通勤行動の影響を考慮しない

(2) Case 2

通勤行動の影響を考慮し、帰宅行動の影響を考慮しない

データは制度導入後3時点のパネルデータをプールし、モデルの説明変数は出社(表2)、退社(表3)モデルと同じ変数および年次ダミーを採用した。モデルの推定結果を表4のCase A-1とA-2に示す。これらの推定結果をみると、誤差項の共分散パラメータは有意となっており、同時選択モデルの有効性を主張する意味において、望ましい結果となっている。

しかし、Case A-1の帰宅行動の影響パラメータは統計的に有意な負の値であるため、論理的に正しく

ない。Case A-2の通勤行動の影響パラメータは、符号は論理的であるが、有意となっていない。これは、説明変数間で重共線性が生じていると考えられるので、表2、3の分析で有意性の低かった変数と年次ダミーを取り除いて再推定した。その推定結果を表4のCase B-1とB-2に示す。その考察を以下に示す。

- 1) 帰宅行動の影響を取り入れたモデル (Case B-1) の精度 (尤度比) は通勤行動の影響を取り入れたモデル (Case B-2) よりやや高い。これによって、一日のスケジュールの決定には、退社予定時刻が出社予定時刻よりも大きな影響力を持っているこ

とがわかる。

- 2) Case B-1の出社時刻の選択における帰宅行動の影響パラメータは、統計的に有意な正の値を得ており、論理的に正しい相互作用を示している (観測要素間の相互作用)。一方、Case B-2の退社時刻の選択に対する通勤行動の影響パラメータはt値が1.94と、5%の有意水準にわずかながら達しなかったが、基本的には本研究で提案した同時選択モデルの妥当性が実証されたものと考えられる。
- 3) 誤差項の共分散パラメータ推定値は区間 $[-1,1]$ に位置し、統計的に有意な値となっているため、

表-4 出社・退社時刻同時選択モデルの推定結果

説明変数	Case A-1		Case A-2		Case B-1		Case B-2	
	パラメータ値	t 値	パラメータ値	t 値	パラメータ値	t 値	パラメータ値	t 値
出社								
出勤移動時間 (分)	0.001	0.30	0.010	2.10*	0.009	4.01**	0.007	4.46**
自動車通勤ダミー	1.104	1.18	0.333	0.46	0.194	1.59	0.247	2.79**
年齢 (歳)	-0.070	3.18**	0.002	0.17	0.022	3.25**	0.009	2.43*
性別 (男性=1、女性=0)	3.972	4.09**	0.277	0.42	-0.456	1.20	0.348	3.11**
独身者ダミー (Yes=1)	1.728	2.23*	1.107	1.51	1.080	7.09**	0.891	6.76**
幼稚園児ダミー (有=1)	2.158	2.34*	0.352	0.72				
高齢者ダミー (有=1)	0.542	0.57	-0.098	0.11				
配偶者有職ダミー (有=1)	0.484	0.53	0.111	0.21				
職場到着余裕時間	-0.019	6.51**	-0.019	2.97**	-0.014	4.84**	-0.012	4.76**
97年ダミー	1.047	1.28	0.637	1.28				
99年ダミー	3.346	3.76**	0.948	1.96*				
帰宅行動の影響 (λ^2)	-2.720	5.65**			0.567	2.41*		
閾値パラメータ δ_2	0.856	9.32**	0.854	5.63**	0.784	10.34**	0.694	10.21**
δ_3	1.854	12.76**	1.855	6.54**	1.706	12.55**	1.521	12.74**
退社								
帰宅移動時間 (分)	-0.003	2.80**	-0.002	0.66	-0.001	0.54	-0.003	1.72
自動車通勤ダミー	0.260	0.88	0.205	0.28	0.204	2.04*	0.151	1.65
年齢 (歳)	-0.026	3.97**	-0.027	1.69	-0.017	4.85**	-0.015	4.35**
性別 (男性=1、女性=0)	1.343	4.79**	1.295	1.72	1.276	8.26**	1.016	6.70**
独身者ダミー (Yes=1)	0.232	0.90	0.157	0.23				
幼稚園児ダミー (有=1)	0.664	2.07*	0.653	0.80	0.589	4.78**	0.551	4.68**
高齢者ダミー (有=1)	0.224	0.69	0.197	0.21				
配偶者有職ダミー (有=1)	0.134	0.43	0.123	0.14				
97年ダミー	0.136	0.46	0.034	0.10				
99年ダミー	0.872	3.40**	0.766	2.20*				
通勤行動の影響 (λ^1)			0.146	0.70			0.244	1.94
閾値パラメータ δ_2	0.269	1.65	0.271	4.60**	0.245	6.61**	0.222	6.50**
δ_3	1.015	10.68**	1.027	5.68**	0.935	11.29**	0.847	11.23**
誤差項共分散パラメータ (ρ)	0.557	9.06**	-0.537	3.03**	0.495	6.16**	0.624	13.50**
初期対数尤度	-1628.90		-1630.70		-1589.20		-1553.00	
最終対数尤度	-1155.09		-1159.07		-1248.47		-1251.42	
尤度比	0.291		0.289		0.214		0.194	
サンプル数	501		501		501		501	

*:5%有意、**:1%有意

出社時刻の選択における非観測要素及び退社時刻の選択における非観測要素との間においても有意な相関関係が存在することが確認できた（非観測要素間の相互作用）。

- 4) 自動車通勤の影響については、そのダミー変数のパラメータ推定値はともにプラスとなり、Case B-1では退社時刻の選択に、B-2では出社時刻の選択にそれぞれ統計的に有意な影響を示した。
- 5) 移動時間の影響については、両モデルともに、出勤移動時間のパラメータ推定値のみが有意な正の値となっている。言い換えれば、出勤時の移動時間が長くなればなるほど、遅く出社する傾向がある。これは早い時間帯の交通混雑やフレックスタイムの導入によって生まれる時間的な余裕が影響しているものと思われる。一方、退社時に際して、移動時間が有意となっていないのは、退社後の時間制約が厳しくないため、個人が移動時間の変化に敏感に反応しないのではないかと解釈できる。
- 6) 個人属性の年齢・性別、世帯属性の独身者ダミー、幼稚園児ダミーの有意水準が、有意水準の低い他の属性を除いたため、大幅に上昇した。

7. まとめ

本研究では、ある特定の会社の社員を対象に、フレックスタイム制度導入後3年間、通勤行動を継続的に調査した結果を示し、出社および退社時刻選択モデルを構築した。その結果、出社時刻は、制度導入後から1年程度でその変化がほぼ安定することがわかった。一方、退社時刻については、制度導入後1年までは大きな変化はなかったが、導入後3年で退社時刻が遅くなる傾向が見られた。

出社時刻と退社時刻のモデル分析では、制度導入前の習慣依存性の減衰や、世帯構成と出社・退社時刻との間の関係が小さいことなど、いくつか興味深い結果が得られた。また、出社時刻と退社時刻は相互依存性が大きいことが示された。

このように、出社時刻と退社時刻は別々に決定しているのではなく、1日のスケジュールの中で同時に決定しているものと考えられるので、これらの同時選択モデルを定式化し、モデルの推定を行った。これによって、予定退社時刻が出社時刻の決定に大きく影響していることが統計学的に確認できた。

しかし、本研究に用いた説明変数に多くの重共線性が見られたため、同時選択モデルでは十分説明変

数を取り込むことができなかった。今後、説明変数の組み合わせや重共線性を防ぐ方法についてさらに検討が必要である。また、出社・退社時刻のカテゴリ分けは、選択肢（時間帯）間の類似性や不均一性の問題が生じるので¹¹⁾、その対策も検討する必要がある。

交通機関選択は自動車通勤ダミーとして外生的に与えたが、フレックスタイム制度は、交通機関選択に大きく影響すると考えられるので、交通機関選択問題を内性化したモデルに発展させる必要がある。これによって、同制度導入と出社時刻選択、交通機関選択の間の関係が明確になり、交通政策評価モデルとしての有効性が高まるであろう。

参考文献

- 1) 厚生労働省労働統計：平成12年度 就労条件総合調査、
<http://www.mhlw.go.jp/toukei/data/index.html>
- 2) TDM研究会編：渋滞緩和の知恵袋、交通工学研究会、1999。
- 3) 松井寛他：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、1993。
- 4) 佐藤輝明他：フレックスタイム制度導入による時間帯別通勤行動変化とその効果、土木計画学研究・講演集19(2)号、pp.833-836、1996。
- 5) 家田仁他：労働時間の違いを考慮した鉄道通勤者の出社行動の分析、土木計画学研究・講演集20(1)号、pp.429-432、1997。
- 6) 塚井誠人他：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、土木計画学研究・論文集16号、pp.941-947、1999。
- 7) 杉恵頼寧他：世帯構成からみたフレックスタイム制度下での出社時刻選択、第19回交通工学研究会論文報告集、pp.121-124、1999。
- 8) 周藤浩司他：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15号、pp.655-662、1998。
- 9) Jones, P., Dix, M., Clarke, M. and Heggie, I.: Understanding Travel Behaviour, Gower, UK, 1983。
- 10) 張峻屹他：週末買物交通発生モデルに関する研究、土木計画学研究・論文集15号、pp.629-637、1998。
- 11) 藤原章正他：時刻選択モデルの選択肢区分が選択肢間の類似性及び不均一性に及ぼす影響、土木計画学研究・論文集17号、pp.599-604、2000。

フレックスタイム制度の導入が出勤・退社時刻選択行動に及ぼす影響*

杉恵頼寧**・張 峻屹***・岡村敏之****・藤原章正****・周藤浩司****

本研究は、ある特定の会社の社員を対象に、フレックスタイム制度導入後3年間、通勤行動を継続的に調査し、出勤時刻選択モデル、退社時刻選択モデルを構築した。その結果、制度導入前の習慣依存性の減衰や、世帯構成と出勤・退社時刻との間の関係が小さいこと、出勤時刻と退社時刻との間の関係が大きいことなど、いくつか興味深い結果を得ることができた。このように、出勤時刻と退社時刻は1日のスケジュールの中で同時に決定しているものと考えられるので、これらの同時選択モデルを定式化し、モデルの推定を行った。これによって、出勤・退社時刻の選択において、相互作用が存在することが統計学的に確認できた。

Effects of Flexible Working Time System on the Time to and from Work*

By Yoriyasu SUGIE**, Junyi ZHANG***, Toshiyuki OKAMURA****, Akimasa FUJIWARA****
and Koji SUTO*****

In this paper, time choice models to and from work are developed using panel data collected during a three-year period after the introduction of flex-time system in a company. Interesting facts revealed include: (1) the habitual effect of to work departure times continues after the new system is implemented, but decreases over time, (2) household structure does not have a great effect on to and from work departure times, and (3) interdependence between times to and from work are significant. In the light of these conditions, it is believed that to and from work departure times are decided simultaneously, hence a simultaneous choice model is formulated and estimated based on the same data. The interdependence between these two times is significantly confirmed in the model.
