

フレックスタイム制度の導入による通勤行動の変化と制度の主観的評価
**Effects of Introducing a Flextime System from the Perspective of Change
 in Commuters' Travel Behavior and Their Subjective Evaluations**

東京大学大学院 学生会員 宮嶋 宙 **
 広島大学大学院 正会員 張 峻屹 ***
 広島大学大学院 正会員 杉恵頼寧 ****

1. はじめに

近年、個人の価値観やライフスタイルの変化により働き方に関するニーズが多様化し、より柔軟な働き方を求める人が多くなっている。これに対応して、より効率的かつ自律的に働けるようにフレックスタイム制度が導入された。この制度により、各人には生活活動の変化と業務効率の向上がもたらされる。

一方都心部では、多数の企業の就業時刻が同一時間帯のため、交通需要集中による朝夕の慢性的な渋滞が生じている。この交通混雑を緩和する手段としてもフレックスタイム制度は有効である。各人は世帯や業務などによる制約の中で、混雑の少ない時刻すなわち通勤所要時間が短縮できる時刻を選んで通勤すると見込まれるためである。結果的にピーク時の交通需要の分散や遅れが生じ交通混雑の緩和や環境負荷の低減が期待できる。そこで本研究はフレックスタイム制度に注目し、制度を導入した企業に対して行ったアンケート調査の結果から得られた多時点データをもとに、制度を利用した個人が通勤行動をどのように変化させ、それに伴う制度への主観的評価の時間的変化との関係を、二変量順序づけプロビットモデルを用いて分析する。

2. 使用データ

1996年にフレックスタイム制度を導入した広島市のある企業に対して行った過去3回のアンケート調査の結果を用いる。パネルデータ数は171である。

3. パネルの通勤行動と主観的評価の変化

フレックスタイム制度を利用することで、各人は決められた制約下で自由に就業時間を選ぶことができる。ここで通勤行動の変化の例として自宅出発時刻を取り上げる。3時点における自宅出発時刻状況を図1に示す。また、フレックスタイム制度に対する被験者の主観的評価の変化を図2に示す。

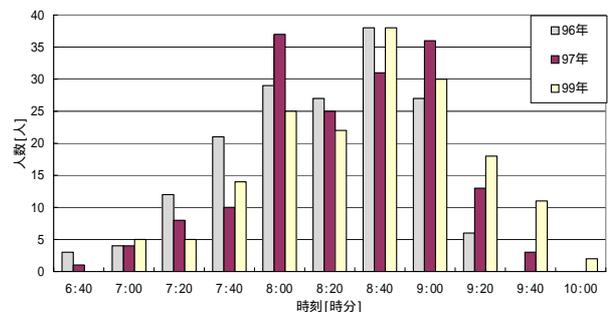


図1 3時点自宅出発時刻分布

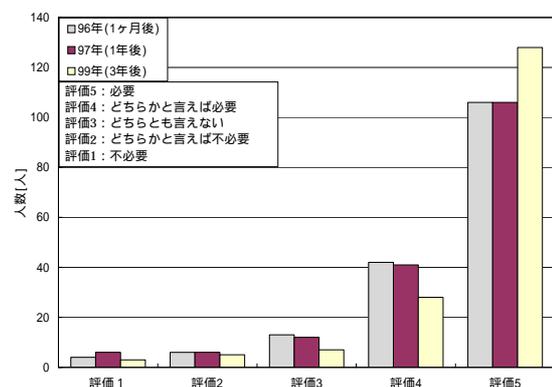


図2 3時点主観的評価分布

*キーワード：フレックスタイム，時刻変化，主観的評価

**学生会員，東京大学大学院工学系研究科

(〒113-8656 東京都文京区本郷 7-3-1, Tel: 03-5841-5756)

***正会員，工博，広島大学大学院国際協力研究科

(〒739-8529 広島県東広島市鏡山 1-5-1, Tel: 082-424-7822)

****正会員，工博，広島大学大学院工学系研究科

(〒739-8527 広島県東広島市鏡山 1-4-1, Tel: 082-424-7826)

図1より、制度導入後は年々自宅出発時刻が遅くなっていることがわかる。また、ピーク時の人数は減少していないが、全体的に出発時刻の分散は図られている。これは、制度導入前は午前8時40分が一斉始業時刻であったが、導入後は午前10時の社員全員の労働が義務とされるコアタイムまでの出勤になり、各人が公共交通のダイヤや社内業務などの制約の中で最も望ましい

時間を選んで出発した結果と考えられる。図 2 では、評価 1 から評価 4 までは時間の経過とともに人数が減っているのに対し、評価 5 に関しては逆に時間の経過とともに人数が徐々に増えている。これは、以前に評価 1 から評価 4 をつけていた人が評価 5 に移ったとみなすことができ、全体としてフレックスタイム制度に対する主観的評価が上がったといえる。

4. 二変量順序づけプロビットモデル

二変量順序づけプロビットモデルは、自宅出発時刻の変化が制度への主観的評価と通勤所要時間の変化に与える影響を分析する際に使われる。 V_j^* と V_k^* をそれぞれ自宅出発時刻、主観的評価（または通勤所要時間）を決めるための潜在的選好関数として定義する。

$$V_j^* = X_j' \beta + \eta \quad V_k^* = X_k' \beta + \varepsilon \quad (1)$$

ただし、 X は説明変数、 β は未知パラメータ、 η 、 ε は誤差項である。誤差項 η と ε が互いに相関 ρ を持つ 2 変量正規分布に従うと仮定する。このとき、誤差項の確率密度関数は式(2)、同時生起確率は式(3)のようにそれぞれ表される。

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

$$\text{Prob}(V_{ij} = 1, V_{ik} = 1) = \int_{\delta_{j-1}-V_i}^{\delta_j-V_i} \int_{\delta_{k-1}-V_i}^{\delta_k-V_i} g(\eta, \varepsilon) d\eta d\varepsilon \quad (3)$$

ただし、 σ_1 、 σ_2 は標準偏差、 δ_j 、 δ_k は閾値パラメータである。

5. 自宅出発時刻が主観的評価に及ぼす影響の分析

二変量順序づけプロビットモデルを用いて行った推定結果を表 1 に示す。

表 1 より、まず 97 年自宅出発時刻における 96 年の習慣が正で有意なことから、97 年の自宅出発時刻は 96 年の影響を受け、より遅い時刻に変更していることがわかる。99 年については、99 年の主観的評価における 96 年と 97 年の学習が正で有意となっている。このことから、99 年の主観的評価は、96 年と 97 年両方から影響を受けるが、推定値が 0.739 で 0.5 より大きいことから 99 年においては 97 年の方が大きな影響を受けていることがわかる。これは、評価は個人の主観で決めるものであるため、より近い過去に大きく影響されると考えられる。99 年の自宅出発時刻に関しては、96 年と

97 年の両方から影響を受けるが、どちらがより大きく影響しているかは、有意となっていないため把握することはできない。そして、本研究の目的であった自宅出発時刻と制度に対する被験者の主観的評価の関係については、有意となっていないため断言することはできないが、関連する他のパラメータが正で有意なことから、自宅出発時刻が遅い人ほど主観的評価が高い可能性があることが確認できた。

表 1 推定結果

目的変数 説明変数	自宅出発時刻と主観的評価	
	時間幅20分	
	推定値	t 値
効用が自宅出発時刻に与える影響	0.011	5.452 **
効用が主観的評価に与える習慣	0.006	2.096 *
自宅出発時刻が主観的評価に与える習慣	0.027	0.319
過去の習慣が97年の自宅出発時刻に与える影響	0.184	3.329 **
過去の習慣が97年の主観的評価に与える影響	0.022	0.143
99年の自宅出発時刻に与える96年の行動の学習効果	0.751	-
99年の自宅出発時刻に与える97年の行動の学習効果	0.249	1.003
99年の主観的評価に与える96年の行動の学習効果	0.261	-
99年の主観的評価に与える97年の行動の学習効果	0.739	6.229 **
過去の習慣が99年の自宅出発時刻に与える影響	0.382	6.809 **
過去の習慣が99年の主観的評価に与える影響	0.221	1.532
初期尤度	-3320.77	
最終尤度	-1202.54	
自由度調整済み尤度比	0.635	
サンプル数	171	

*; 5%有意 **; 1%有意

6. まとめ

本研究では、1996年にフレックスタイム制度を導入した企業の社員を対象に行ったアンケート調査より得られたデータをもとに、制度導入後3時点での自宅出発時刻の変化と制度に対する主観的評価の変化との関係を明らかにすることを目的とした。自宅出発時刻に関しては、制度導入後徐々に遅くなる傾向が見られた。主観的評価に関しては、必要と考える人が徐々に増える傾向が見られた。しかし、自宅出発時刻と主観的評価の関連性についてははっきりと確認することができなかった。しかし、関連する他のパラメータ推定値より自宅出発時刻が遅い人ほど主観的評価が高くなる可能性があることが確認できた。

参考文献

- 1) 杉恵頼寧他：フレックスタイム制度の導入が入社・退社時刻選択行動に及ぼす影響，土木計画学研究・論文集 Vol.19 no3 pp383-389 2002