フレックスタイム制度の導入による出社行動変化の時系列分析

広島大学大学院　学生員　○福澤則久　中電技術コンサルタント　正会員　周藤浩司
広島大学大学院　正会員　藤原章正　広島大学大学院　正会員　杉恵頼寧
広島大学工学部　正会員　塚井誠人

1. 背景と目的

TDM施策の一つであるフレックスタイム制度の導入により，通勤ピークの時間的分散が期待される．しかし各種の制約のために交通行動の変化に時間遅れが生じたり，変化の大きさが減衰したりすることが予想される．これらの影響を無視すると，同制度の効果が誤った評価につながる可能性がある．そこで本研究では，フレックスタイム制度導入後の通勤者の交通行動（出社時刻選択行動）に関して，経済時系列分析の手法を適用し，行動の変化について分析する．

分析の観点として，1）出社時刻選択行動が安定するまでの期間，2）長期的な出社時刻選択行動のトレンド，3）時系列モデルを用いた将来予測に必要となる時系列データの調査期間，の3点を中心に研究を進める．

2. 時系列モデルの概説

時系列過程を表現する最も一般的な時系列モデルは乗法型ARIMAモデルと呼ばれ，次式で表される．

$$\phi(B)\Phi(B^s)w_t=\theta(B)\Theta(B^s)a_t \qquad (1)$$

ここで

$$\phi(B)=1-\phi_1B-\phi_2B^2-\cdots\cdots-\phi_pB^p \qquad (2)$$

$$\Phi(B^s)=1-\Phi_1B^s-\Phi_2B^{2s}-\cdots\cdots-\Phi_PB^{Ps} \qquad (3)$$

$$\theta(B)=1-\theta_1B-\theta_2B^2-\cdots\cdots-\theta_qB^q \qquad (4)$$

$$\Theta(B^s)=1-\Theta_1B^s-\Theta_2B^{2s}-\cdots\cdots-\Theta_QB^{Qs} \qquad (5)$$

$$w_t=\nabla_s^D\nabla^d y_t \qquad (6)$$

$$B^k y_t=y_{t-k} \qquad (7)$$

$$\nabla y_t=y_t-y_{t-1} \qquad (8)$$

ただしy_tは今期の観測値，y_{t-1}は1期前の観測値，a_tはホワイトノイズを表す．またpは自己回帰過程の階数，Pは季節変動自己回帰過程の階数，qは移動平均過程の階数，Qは季節変動移動平均過程の階数であり，dは連続階差の数，Dは季節階差の数，sは季節変動の周期である．さらにϕ_p，Φ_P，θ_q，Θ_Qは未知パラメータであり，（1）を次のように要約することもできる．

$$\mathrm{ARIMA}(p,d,q)\times(P,D,Q)_s \qquad (9)$$

3. 時系列データの概要

本研究を行うにあたり，1996年10月からフレックスタイム制度が本格実施となったある企業の職員（224人）の1996年10月1日から1997年9月30日までの1年間の始業時刻の時系列データを用いる．出社時刻と始業時刻の間に存在する安全余裕時間は，フレックスタイム制度下では通常の勤務制度に比べて非常に小さくかつ個人間で一定であると仮定し，始業時刻を出社時刻の代理的指標と考えて時系列分析を行うこととする．

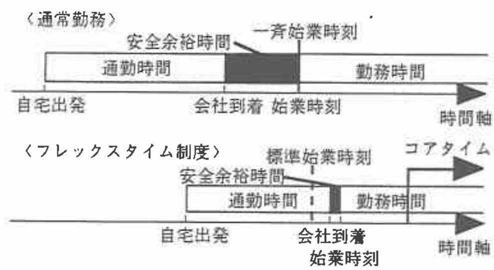

図1　通常勤務とフレックスタイム制度の違い

4. 時系列モデルの構築

時系列データの集計結果から，始業時刻が徐々に遅くなる前半の期間と始業時刻が比較的一定と見なせる後半の期間に分割できることがわかった．本研究においては，前者を調整過程，後者を安定過程と呼ぶことにする．

調整過程の正確な期間を明らかにするため，期間を変化させながら時系列モデルを推定しモデルのあてはまりの良さを検討した結果，1997年1月7日を境界に調整過程と安定過程に区分できることがわかった．

最終的な時系列モデルの推定結果を式（10）～（12）に示す．平均始業時刻に関して，調整過程において同定されたモデルはARIMA（2,1,0）であり，当該日とその1日前との始業時刻の差は，1日前と2日前の差と，2日前と3日前の差で表されることを意味する．一方安定過程において同定されたモデルはARIMA(2,0,0)×$(1,1,0)_5$であり，当該日とその5日前との始業時刻の差は，1日前と6日前の差と，2日前と7日前の差で表されることを意味する．また始業時刻の標準偏差に関して，安

定過程に同定されたモデルはARIMA（4,1,0）である．

・平均値　調整過程　　$(R^2=0.446)$

$$y_t=0.121y_{t-1}+0.394y_{t-2}+0.483y_{t-3}+0.443 \tag{10}$$

・平均値　安定過程　　$(R^2=0.283)$

$$y_t=0.323y_{t-1}+0.175y_{t-2}+0.527y_{t-5}-0.170y_{t-6} -0.0921y_{t-7}+0.473y_{t-10}-0.153y_{t-11}-0.0827y_{t-12} \tag{11}$$

・標準偏差　安定過程　　$(R^2=0.416)$

$$y_t=0.280y_{t-1}+0.0359y_{t-2}+0.0975y_{t-3} +0.214y_{t-4}+0.372y_{t-5} \tag{12}$$

5．将来予測

上で構築したモデルを用いて，対象とする企業において調査終了時点（1997年9月30日）からさらに1年間（週末を除く261日分）フレックスタイム制度が同じ内容で継続した場合の平均始業時刻とその標準偏差の予測を行った．

まず平均値モデルの予測の結果から，平均始業時刻は1997年9月30日から約4カ月間微変化し，その後1998年1月23日（制度導入より実質344日目）以降には１週間の周期をもって一定範囲（9時9分～13分）に落ち着くことがわかる．換言すればフレックスタイム制度を導入して1年4カ月後には通勤者の平均出社時刻は，ピーク時間帯（8時～8時30分）を回避するような時間帯に落ち着くことが予測される．

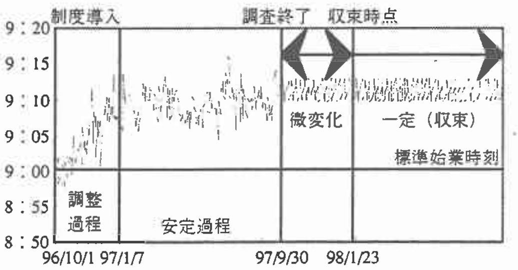

図2　平均始業時刻予測

通勤者からみてフレックスタイム制度の大きな利点は出社時刻をその日の都合に合わせて変更できる点である．したがって始業時刻の平均値に加えて標準偏差の分析も重要である．標準偏差モデルの予測の結果から，1998年1月1日（制度導入より実質328日目）以降微妙な変化もなくなり，平均始業時刻の標準偏差は一定の値（27.4分）に収束することがわかる．すなわちフレックスタイム制度は月日の流れとともに出社時刻の分散効果が薄れ，時差出勤制度下の出社行動に近づいてゆくことが確認された．

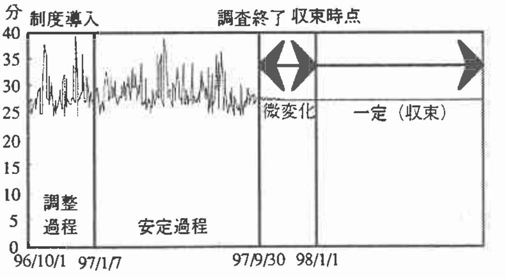

図3　始業時刻の標準偏差予測

6．予測に必要な時系列データの調査期間

新たにフレックスタイム制度を導入する際に上述のような予測を行うためには，本分析で用いたような時系列データが必要となる．データ収集の労力を簡略化するため，必要最低限のデータ収集期間を知ることは実用上重要となる．そこで平均始業時刻と始業時刻の標準偏差の予測を精度良く行うためにはどれだけの期間の時系列データが必要であるかについて検討した．時系列データの期間を変化させ，予測値と実測値の適合度を指標として検定を行った．

平均始業時刻の安定過程を例に挙げると表1に示すように，危険率5%の検定で予測値と実測値が等しいという仮説が初めて棄却されなくなるのは，安定期間開始後11日目（制度導入後82日目）までのデータがある場合である．よって，安定期間開始後11日間の平均始業時刻のデータがあれば，精度の良い将来予測が行えることがわかる．

表1　安定過程のχ^2検定結果（平均始業時刻）

データの期間	検定量	95%臨界値
1	519052.9	91.38
10	859.3	101.5
11	69.85	102.7
12	3.249	103.8

7．結論

選択行動の時間遅れである調整過程は約3カ月間であり，安定過程において一定とみなすことのできる出社時刻は，一週間の周期をもっている．また精度の高い将来予測のためには調整過程で高々一週間，安定過程で高々三週間の時系列データが必要である．