

## 14. 企業行動から見た出社・退社時刻の要因分析

### Model Analysis of Daily Working Hours Considering Firms' Behavior

奥村 誠\*・永野光三\*\*

Makoto Okumura and Mitsuzo Nagano

In several policies categorized in so called Transportation Demand Management, staggered working time policy is considered as the most efficient management to lower the congestion in peak hours without any facility investment. However, in reality, morning peak has increased recently, although staggered working and flexible working time have spread out to many firms. In this paper, first, distributions of arrival time at office and leaving time in the evening are examined using duration models. Secondly, we propose a firm behavior model considering inter-firm synchronization, in order to the observed working hour configurations.

**Keywords:** Working Hours, Behavior of Firms, Staggered Working Hours, Duration Model

労働時間、企業行動、時差出勤、生存期間モデル

#### 1. はじめに

交通需要マネジメント(TDM)の中でも即効性があると考えられているのが、通勤交通のピークを時間的にずらす「時差出勤」である。1988年の改正労働基準法により変形労働時間制度の拡充とフレックスタイム制度の創設がなされ、労働者の自主的な早朝出勤に任せるばかりでなく、企業が始業時刻を弾力化することが可能となった。フレックスタイム制度の適用事業所数は1992年現在34%に達し、年々増加する傾向にある<sup>1)</sup>。自治体が音頭をとり、計画的に時差出勤を実施することも各地で試行され、交通混雑緩和に大きな効果があると報告されている<sup>2)</sup>。それを受けて、本格的に時差出勤を進めていこうと考える自治体も増加している。

しかし、京阪神都市圏のパーソントリップ(以下、PT)調査によると、1980年から90年までの10年間に朝の鉄道通勤のピークはより高まる傾向にある。またフレックスタイム制度の適用企業の労働者に対するアンケート調査によると、制度導入前と比べ通勤時刻を実際に変更した人は4割に過ぎない<sup>3)</sup>。通勤時刻を変更できない理由としては、個人的な理由のほかに「上司や同僚との連絡が取れない」という業務上の理由を挙げる人が多い<sup>4)</sup>。時差出勤の制度が十分に活用されるためには、都市圏での交通ピークの分散効果を持ちつつ、しかも業務活動への悪影響をできるだけ起こさないような時差の設計を行なう必要がある。そのためには、個々の企業の業務活動時間の決定メカニズムを分析するとともに、それらの行動が都市においてどのように集積し、時間的に分布しているのかを分析する必要がある。特定の企業を対象とす

る調査は企業行動の理解には役立つが、都市の中の時間分布をとらえることができない。そこで本研究では、京阪神都市圏のPT調査の結果を用いて出社・退社時刻の分析を行なう。

既存の研究の中には、すでにPT調査の集計結果を用いて出社・退社時刻の平均や分散などの集計量を算出し、業務活動時間の長期的な変化を分析したものもある<sup>5)6)</sup>。しかし、従業地、職種、業種、年齢、性別など、影響を与える要因の数が多く、比較年次間にこれらの要因の構成比が同時に変化するために生態学的バイアスが発生し、各種の要因の効果を分離することが困難であるという問題がある。またセグメンテーションを行なうには十分なサンプルがないことが多く、必ずしも成功しているとは言いがたい。

以上のことから、本研究ではPT調査の個票データを用いて、非集計的に要因分析を行なうこととする。以下、2.では「生存期間モデル」を用いて出社時刻と退社時刻の要因分析を行なう。その結果、これらの時刻には労働時間の長さや職種、勤務地が大きな影響を与えていることを示す。3.では業務トリップの出発時刻について同様の生存モデルを適用した分析を行なう。モデル推定の結果から、影響を持つ要因の類似性が見られ、業務トリップなどの社外業務が出社時刻に影響を与えている可能性がある。そこで4.では、企業が社外業務活動の利便性を考慮して労働時間帯を決定していると仮定し、企業の行動モデルを作成して、上記のPT調査結果の説明を試みる。5.では以上の分析結果を踏まえ、実現性の高い時差出勤のあり方を考察する。

\* 正会員 広島大学工学部第4類(建設系) (Hiroshima Univ.)

\*\* 正会員 中央復讐コンサルタント(株)計画設計部 (Chuo Fukken Consultants Co., Ltd.)

生存確率 (未出社確率)

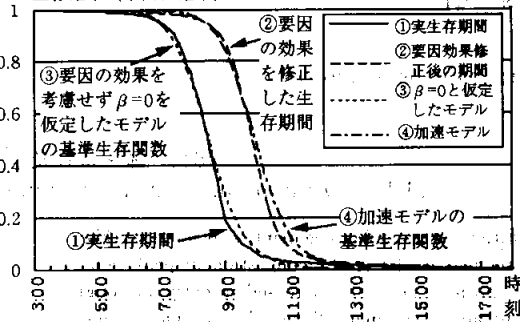


図-1 出社時刻分布の再現精度

表-1. 出社時刻モデルの推定結果

出社時刻	90年 N=62452		80年 N=50012		
	初期対数尤度logLo	t値	logLo	t値	
	204948	195623	164099	156651	
	最終対数尤度logL*				
変数	推定値	t値	推定値	t値	
労働時間(分)	-0.0003	-639.6	63.3	-0.0003	-582.4
専門職	0.0330	184.6	56.2	0.0230	132.1
事務職	0.0337	181.1	25.1	0.0290	160.3
管理職	0.0454	202.7	20.3	0.0409	198.4
販売サービス職	0.0534	259.1	11.7	0.0510	245.0
勤務大阪府下	-0.0334	-252.8	18.6	-0.0358	-263.4
勤務大阪市周辺部	-0.0283	-184.8	3.6	-0.0288	-186.0
農林水産業	-0.0522	-58.0	-11.7	-0.0417	-44.8
建設業	-0.0285	-100.6	-11.1	-0.0253	-94.2
運輸通信業	-0.0210	-66.3	1.3*	0.0206	-69.2
製造業	-0.0154	-66.6	21.5	0.0204	-95.2
電気ガス水道業	-0.0122	-32.2	6.3	0.0098	-26.6
金融保険不動産業	-0.0084	-29.4	-19.4	-0.0029	-9.9
商業	0.0109	41.4	10.1	0.0080	33.0
サービス業	0.0164	67.7	-16.8	0.0205	84.8
0男性、1女性	0.0109	78.9	32.5	0.0064	44.5
20~39才	0.0050	31.6	38.8	-0.0011	-6.7
40~59才	0.0109	78.6	-0.4*	0.0110	84.4
5~19才	0.0421	3.6			
切片μ	6.3981	16618.5	-59.7	6.4211	15854.5
尺度母数σ	0.0577	2061.0	141.1	0.0538	1853.7

## 2. 生存期間モデルによる分析

一日において、出社、退社という現象が発生するまでの時間を生存期間と見なし、生物統計学や医学、信頼性工学の分野で進展し、近年交通計画への応用が進みつつある生存期間モデル<sup>7)8)</sup>を当てはめる。

### (1) 生存期間モデル

まず生存期間の分布に指数分布、ワイブル分布、対数正規分布、対数ロジスティック分布を当てはめた。式(1)に示す対数ロジスティック分布の当てはまりが最も良かったので、以下では基準生存関数として用いる<sup>9)</sup>。

$$S(t_0) = 1 / (1 + \alpha t_0^\gamma) \quad (1)$$

ただし、 $t_0$ は基準生存期間、 $\alpha, \gamma$ は分布の形状に関するパラメータである。

次に加速モデルと呼ばれる方法で説明変数の影響を考慮する。すなわち生存期間に伸び縮みが起こると考え、

$$t = t_0 \exp(\mu + X\beta) \quad (2)$$

とおく。ただし、 $t$ は実生存期間、 $t_0$ は基準生存期間、 $X$ は説明変数である。基準生存関数の形状は $\exp(\mu), 1/\sigma$ を用いても表現できるので、ここでは $\alpha$ と $\gamma$ を1に固定し、形状を $\mu, \sigma$ で表現する。式(2)の対数をとると、

$$\log t = \sigma \log t_0 + \mu + X\beta \quad (3)$$

となり、サンプル $i$ に対する生存関数 $S_i$ と尤度関数 $L_i$ は、

$$S_i(t; \mu, \sigma, \beta) = \frac{1}{1 + t^{1/\sigma} (1/\sigma) \exp(-\mu - X\beta)} \quad (4)$$

$$L(\mu, \sigma, \beta) = \prod_i S_i(t; \mu, \sigma, \beta) \quad (5)$$

のように、パラメータ $\mu, \sigma, \beta$ の関数となる。そこで最尤法により、式(5)を最大にするパラメータ値を求める。 $\beta$ が正であれば、時間軸が伸び事象の発生は遅くなるという効果があると解釈できる。計算にはSAS統計パッケージのLIFEREGプロシジャーを使用した。

本分析では生存期間を午前0時からの経過時間と定義したが、別の定義を用いても、 $\mu, \sigma$ により調整され、 $\beta$ への影響はない。調査日に自宅から大阪府内へ通勤し、自宅へ帰宅したサンプルを対象として分析を行なった。

### (2) 出社時刻モデル

90年と80年のPTデータに対するモデルの推定結果を表1に示す。両時点において、すべてのパラメータが0.1%有意となるように要因を設定した。表中では90年のモデルにおいて説明力の高いアイテムの順に、効果が負(発生時刻が早い)から正(発生時刻が遅い)の順に変数(カテゴリー)を配列している。また、本モデルと $\beta=0$ のモデルの尤度を式(5)により求め比較している。 $t_{9080}$ は、80年の推定値を基準とする90年の推定値のt値であり、同一性が棄却できない場合\*印を付している。(以下の表も同様に作成されている)。

出社時刻は労働時間の影響を最も強く受けており、つづいて職種、勤務地の影響が強く、これら3つの要因と比較すると産業、性別、年齢の影響は小さい。それぞれの影響の方向は常識的である。すなわち、労働時間が長いほど出社時刻は早くなる。作業職に比べ専門職、事務職、管理職、販売サービス職の順に出社は遅く、勤務地が都心に近いほど出社が遅くなる傾向がみられる。 $t_{9080}$ から、2時点のパラメータの同一性はほとんど棄却されるが、推定値の大きさは類似している。

図-1には、実際の出社時刻、説明要因の影響により修正した時刻の分布を、モデルによる基準生存関数と比較している。説明要因の影響を考慮することにより、右すそ部分の当てはまりが向上していることがわかった。

### (3) 退社時刻モデル

90年と80年のモデルの推定結果を表2に示す。退社時刻も出社時刻と同じく労働時間の影響が最も強く、つ

表-2 退社時刻モデルの推定結果

退社時刻	90年 N=62452			80年 N=50012		
	初期対数尤度logLo	最終対数尤度logL*	LogL*	初期対数尤度logLo	最終対数尤度logL*	LogL*
変数	推定値	t値	t9080	推定値	t値	
労働時間(分)	0.0008	2960.8	123.0	0.0008	2519.5	
勤務大阪府下	-0.0170	-250.6	8.6	-0.0176	-259.2	
勤務大阪市周辺部	-0.0142	-179.7	1.4#	-0.0143	-185.8	
専門職	0.0156	169.6	50.2	0.0110	126.3	
事務職	0.0168	172.7	26.4	0.0142	157.6	
管理職	0.0199	174.2	20.8	0.0175	173.2	
販売サービス職	0.0240	226.8	10.9	0.0229	220.1	
農林水産業	-0.0575	-107.3	-61.1	-0.0248	-52.0	
建設業	-0.0144	-99.5	-18.1	-0.0118	-88.1	
運輸通信業	-0.0119	-72.9	-5.9	-0.0109	-73.3	
製造業	-0.0100	-84.4	-2.4#	-0.0103	-95.2	
電気ガス水道業	-0.0082	-41.6	-14.8	-0.0053	-28.4	
金融保険不動産業	-0.0061	-41.3	-24.0	-0.0026	-17.7	
商業	0.0031	23.3	0.9#	0.0032	26.2	
サービス業	0.0057	45.5	-23.2	0.0086	70.5	
0男性、1女性	0.0061	85.2	61.4	0.0017	23.8	
切片μ	6.5222	31057.9	108.4	6.5449	31166.4	
尺度母数σ	0.0303	2017.5	200.4	0.0273	1817.1	

いで勤務地、職種の順に影響を強く受ける。農林水産業を除いて業種、性別の影響は小さい。労働時間が長いほど退社時刻が遅くなり、勤務地が都心に近いほど遅くなる。また作業職に比べ専門職、事務職、管理職、販売サービス職は遅くなる傾向がみられるなど、影響の方向は常識的である。労働時間を除き、出社時刻への影響の方向と一致しているから、労働時間の影響を除くと、早く出社する人ほど早く退社するという傾向が再確認できる。なお、2時点のパラメータは統計的には同一とは言えないが、推定値は類似しており、各要因の影響力は時間的に安定していることがわかった。

各要因が出社時刻と退社時刻へ及ぼす影響の大きさを比較すると、労働時間は退社時刻に与える影響の方が大きい。職種などその他の要因は退社時刻より出社時刻へ大きく影響していることがわかった。

出社・退社時刻モデルでは自宅の場所や通勤距離、代表交通手段などの個人的な変数は有意でない。これより、個人的な調整の効果は大きくなく、両モデルは企業の始業・終業時刻の傾向を表現していると理解できる。

(4) 自宅出発時刻・帰宅時刻との関連性

自宅出発時刻・帰宅時刻についても同様の説明変数を用いて生存期間モデルを推定したが、その精度は先の各モデルよりも劣ることから、出社時刻、退社時刻が先に決まり、その影響を受けてこれらの時刻が決められていると考えるのが妥当である。実際、出社時刻、退社時刻を説明変数として取り入れれば、自宅出発時刻・帰宅時刻モデルの精度は格段に向上した。その推定結果を表-3、表-4に示す。出社時刻、退社時刻に次いで、通勤距

表-3 自宅出発時刻モデルの推定結果

自宅出発時刻	90年 N=62452			80年 N=50012		
	初期対数尤度logLo	最終対数尤度logL*	LogL*	初期対数尤度logLo	最終対数尤度logL*	LogL*
変数	推定値	t値	t9080	推定値	t値	
出社時刻	0.0019	4641.5	10.5	0.0019	4172.7	
通勤距離(km)	-0.0034	-1279.3	-47.7	-0.0033	-1152.8	
公共交通	-0.0549	-637.9	38.2	-0.0581	-745.4	
自動車	-0.0405	-455.6	22.5	-0.0385	-464.4	
二輪車	-0.0113	-128.5	0.5#	-0.0114	-136.8	
0男性、1女性	0.0099	211.1	46.5	0.0077	151.7	
切片μ	5.2648	24261.9	17.3	5.2686	22611.9	
尺度母数σ	0.0216	2164.7	79.4	0.0209	1895.7	

表-4 帰宅時刻モデルの推定結果

帰宅時刻	90年 N=62452			80年 N=50012		
	初期対数尤度logLo	最終対数尤度logL*	LogL*	初期対数尤度logLo	最終対数尤度logL*	LogL*
変数	推定値	t値	t9080	推定値	t値	
退社時刻	0.0009	6603.2	250.2	0.0009	6172.8	
通勤距離(km)	0.0013	867.0	-61.5	0.0014	927.3	
公共交通	0.0363	660.8	68.4	0.0326	757.8	
自動車	0.0229	401.9	72.2	0.0188	408.5	
二輪車	0.0098	172.1	67.9	0.0059	126.3	
0男性、1女性	0.0021	76.6	29.5	0.0030	106.1	
切片μ	5.9988	37029.7	-261.1	6.0411	37522.5	
尺度母数σ	0.0131	2016.3	223.8	0.0116	1857.9	

離、代表交通手段の影響が大きい。通勤距離が長く、公共交通機関を使う労働者は、自宅を早く出発し、帰宅は遅くなる。80年のデータを用いても、ほとんど同じパラメータ値が得られている。

3. 業務交通時刻との関連性

次に、同様のモデルを企業間の業務活動の時刻に当てはめ、説明要因の類似性を考察する。他の企業との間でなされる業務としては、電話、ファックス、電子メールによる連絡や会議、打ち合わせ、納品、集金、購入、修理、点検などの業務があげられるが、ここではPT調査で把握できる業務トリップの出発時刻と勤務先への帰宅トリップの出発時刻を分析する。

表-5は大阪府内を午前中に出発する業務トリップの出発時刻について、加速モデル型の生存期間モデルを当てはめた結果である。90年と80年では、パラメータ値に違いが見られるが、影響力の方向や大小関係はかなりの程度一致している。相手先の地域、業務の内容の影響力が大きい。勤務先の地域、職種、業種も説明力を有している。これを表-1の出社時刻モデルと比較すると、業種、職種による業務トリップ出発時刻への効果と出社時刻への効果について、変数の順序がほぼ一致している。これより、出社時刻と業務の開始時刻には密接な関係があり、出社時刻を変更すれば社外業務に大きな影響を与える可能性がある。

表-5 業務トリップ出発時刻モデルの推定結果

業務トリップ 出発時刻	90年 N=10135			80年 N=11603		
	初期対数尤度logLo	-48057	logLo	-53324		
	最終対数尤度logL*	-25057	LogL*	-31441		
変数	推定値	t値	9080	推定値	t値	
相手先域外	0.1785	203.8	28.9	-0.1532	-129.3	
相手先滋賀	-0.1220	-56.2	12.9	-0.1500	-63.2	
相手先京都市	-0.1213	-99.7	15.7	-0.1022	-90.5	
相手先神戸市	-0.0788	-71.9	0.5#	-0.0782	-65.5	
相手先和歌山	-0.0765	-32.6	42.1	-0.1752	-73.9	
相手先京都府下	-0.0542	-35.4	13.4	-0.0747	-39.2	
相手先奈良	-0.0541	-49.2	35.7	-0.0934	-84.2	
相手先兵庫県下	-0.0438	-56.2	17.6	-0.0575	-67.4	
相手先大阪市周辺部	0.0140	30.8	42.3	-0.0549	-13.1	
相手先大阪府下	0.0204	45.6	91.6	-0.0205	-58.0	
作業業務	-0.0610	-142.8	-14.3	-0.0549	-123.3	
輸送を伴う業務	0.0144	34.1	5.6	0.0168	36.8	
会議打ち合わせ	-0.0154	-41.4	-36.5	-0.0290	-76.0	
勤務大阪府下	-0.0593	-134.5				
勤務大阪市周辺部	-0.0458	-104.8				
専門職	-0.0101	-23.3	-24.8	0.0208	49.7	
販売サービス職	0.0293	58.1	-8.7	0.0337	67.6	
事務職	0.0378	65.1	5.7	0.0345	59.4	
管理職	-0.0396	-75.7	-29.0	-0.0547	-169.1	
農林水産業	-0.1004	-58.5	-4.7	-0.0920	-117.1	
建設業	-0.0844	-53.4	-7.4	-0.0728	-125.3	
電気ガス水道業	-0.0352	-20.9	-10.4	-0.0177	-21.2	
運輸通信業	-0.0341	-20.8	11.9	-0.0146	-19.4	
製造業	-0.0247	-15.6	-5.1	-0.0165	-28.4	
公務	-0.0242	-14.2				
商業	-0.0232	-14.4	-5.8	-0.0139	-21.8	
サービス業	-0.0211	-13.3	-6.8	-0.0102	-16.8	
金融保険不動産業	-0.0095	-5.8	-3.5	-0.0039	-5.1	
1男、2女	0.0211	53.7	2.5	0.0201	51.1	
20~39才	-0.0097	-19.1	-33.8	0.0075	14.4	
40~59才	0.0030	9.0	-27.4	0.0123	40.7	
切片μ	6.4006	3809.9	28.1	6.3535	7336.6	
尺度母数σ	0.1227	1226.8	-21.3	0.1248	1235.7	

表-6 帰社トリップ出発時刻モデルの推定結果

帰社トリップ 出発時刻	90年 N=4914	
	初期対数尤度logLo	-22321
	最終対数尤度logL*	-21865
変数	係数推定値	t値
事務職	-0.0329	-65.3
管理職	-0.0289	-57.2
販売サービス職	-0.0231	-48.5
専門職	-0.0131	-29.4
5~19才	-0.0059	-7.1
40~59才	0.0183	58.9
20~39才	0.0195	45.0
農林水産業	-0.0349	-21.2
金融保険不動産業	0.0040	6.0
運輸通信業	0.0127	17.0
商業	0.0184	30.2
製造業	0.0191	31.7
建設業	0.0199	33.4
電気ガス水道業	0.0262	31.8
サービス業	0.0280	47.9
切片μ	6.9025	11758.9
尺度母数σ	0.0468	780.5

時間帯による業務効率の違いは外生的に決まっているのではなく、業務上関連を持つ他の企業が業務を行なっているかどうかによって集合的に決まってくると考える。つまり企業は、関連企業の業務時間に自らの業務時間を重ねることによって、より高い業務効率を達成できるものと考えられる。

(1) モデルの定式化

モデル化に当たり、企業内での時差出勤は考えない。つまり、1つの企業のすべての従業員は同一の時刻sに出社し、同一の時刻tに退社すると仮定する。

ある時刻τにおける業務の効率は、関連企業のうち業務を行っているものが多いほど効率が高くなると考える。業種jが時刻τに業務を行っている割合をR<sub>j</sub>(τ)、業種i,j間の関連性の強さをr<sub>ij</sub>とする。よって業種iの関連企業活動率は、

$$Q_i(\tau) = \sum_{j=1}^J r_{ij} R_j(\tau) \tag{6}$$

と表現できる。

時刻τにおける業種iの代表的企業の業務の効率がこのQ<sub>i</sub>(τ)に比例するものとする。時刻sからtまでの業務による生産物f<sub>i</sub>は資本K<sub>i</sub>と労働L<sub>i</sub>と関連企業活動率Q<sub>i</sub>(τ)を用いて、

$$f_i = K_i^\alpha L_i^\beta \left( \int_s^t Q_j(\tau) d\tau \right) \tag{7}$$

と表される。

企業は賃金w<sub>i</sub>で労働者を雇用する。一般にアルバイトに比べ、フルタイムの時間当たりの賃金が高いこと、残業手当が支給されることを考慮して、この賃金は労働時間t-sの増加関数w<sub>i</sub>(t-s)であると仮定する。企業は、以上の時間に依存する賃金に加えて、労働が早朝あるいは

表-6は大阪府内の勤務先に午後3時以降に戻ってきた帰社トリップの出発時刻、すなわち社外業務の終了時刻に対して、生存期間モデルをあてはめた結果である。データ数の制約から90年の推定結果のみを示している。これを表-2の退社時刻モデルと比較すると、業種、職種の効果はあまり一致していない。よって退社時刻の変更が社外業務に影響を与える可能性は小さいと判断した。

以上の分析から、業種、職種ごとの出社時刻の決定に当たっては、企業の独自の判断ばかりではなく、業務上取引をもつ他の企業の業務時刻との関係で決められている可能性があることがわかった。

4. 企業の労働時間帯決定モデル

Hendersonは、1日のうちでも時間帯によって業務のしやすさが異なり、企業は業務の効率を高めるように自らの業務時間帯を設定すると考えて、業務時刻決定モデルを提案している<sup>10)11)</sup>。本研究でも同様の立場に立つが、

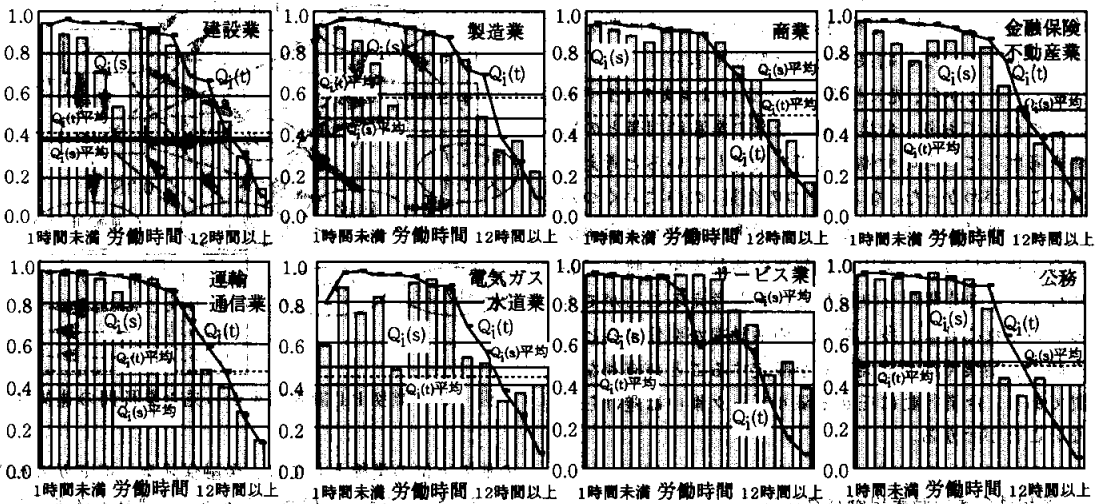


図-2 平均出社・退社時刻における関連企業の活動率

は深夜に及ぶ場合には  $a_i(\tau)$  なる付加的な手当を支給するとする。企業の生産物の市場価格を  $p_i$ 、市場利率を  $r$  とすれば、1日当たりの企業の利潤は次のようになる。

$$\pi_i = p_i \bar{q}_i - r K_i - \{w_i(t-s) + \int_s^t a_i(\tau) d\tau\} L_i \quad (8)$$

利潤最大化の一階の条件式より、

$$\alpha p_i f_i = r K_i \quad (9)$$

$$\beta p_i f_i = \{w_i(t-s) + \int_s^t a_i(\tau) d\tau\} L_i \quad (10)$$

$$p_i K_i^\alpha L_i^\beta Q_i(s) = L_i \left\{ \frac{dw_i}{d(t-s)} + a_i(s) \right\} \quad (11)$$

$$p_i K_i^\alpha L_i^\beta Q_i(t) = L_i \left\{ \frac{dw_i}{d(t-s)} + a_i(t) \right\} \quad (12)$$

が成立する。式(11)-(12)より、

$$L_i \{a_i(s) - a_i(t)\} = p_i K_i^\alpha L_i^\beta \{Q_i(s) - Q_i(t)\} \quad (13)$$

## (2) 始業・終業時刻の決定

労働時間帯が長くなく、早朝・深夜手当を必要としない時間帯に収まる企業は、 $a_i(s) = a_i(t) = 0$  である。また  $a_i(s)$  と  $a_i(t)$  に大きな差があれば、従業員が労働時間帯を自主的にシフトさせるため安定ではない。よって多くの企業では  $a_i(s) - a_i(t) = 0$  と見なすことができ、式(13)より  $Q_i(s) = Q_i(t) (= Q)$  となる。つまり、関連企業活動率がある比率  $Q$  に達する時刻に労働者を出社させ業務を開始した企業は、活動率がその比率  $Q$  を切る時刻に活動を終了し、労働者を退社させることを意味する。

ピーク時には他の企業の活動率  $R_j(\tau)$  が急変するためそれを平均化した活動率  $Q_i(\tau)$  も急変する。よって当該企業の最適行動に対応する水準  $Q$  に交わる可能性が高い。結果として当該企業もこのピーク時に労働時間を開始・終了するという決定を行うことになる。以上の結果、企業の合理的な行動により労働時間は特定の時間帯に集中

し、出勤交通のピーク集中が起こることがわかる。

## (3) PT データによる妥当性の検討

1990年のPT調査データを用いて上記のモデルの妥当性を検討する。ただし、PT調査からは各個人の所属企業は特定できないので、 $i$  を企業ごとに設定することができない。ここではまず、各産業を  $i$  と考える。また、2.の分析から、労働時間の長さの異なる従業員の出社、退社時刻が大きく異なる。そこで各産業  $i$  の従業員を労働時間の長さにより分類し、それぞれのグループ ( $k$  で表わす) の平均出社時刻  $s_{ik}$  と平均退社時刻  $t_{ik}$  を求める。この2つの時刻について、式(13)が成立するかどうかを検討する。

またPT調査では業務トリップの相手先の産業分類が調査されていないので、関連業種  $j$  を施設の種類によって定義する。つまり、施設  $j$  ごとに各時刻の労働者の滞在割合を算出して  $R_j(\tau)$  とし、産業  $i$  の各施設への業務交通の比率を  $r_{ij}$  とし、式(6)より稼働率  $Q_i(\tau)$  を算出した。

図-2には農林水産業を除く8業種について、労働時間の等しい従業員グループごとに、 $Q_i(s_{ik})$  と  $Q_i(t_{ik})$  を比較している。式(13)より  $a_i(s) - a_i(t) = 0$  が成立する場合にはこの両者は等しくなる必要がある。作業を主とする建設業・電気ガス水道業と、家計との関連が強いサービス業では両者の値が離れている。

他の業種では6時間以上の長時間労働者については、 $Q_i(s_{ik})$  と  $Q_i(t_{ik})$  の値がよく一致しており、企業が他の業種との関係を考慮して労働時間帯を決めている可能性が高いことがわかる。なお、これらの業種でも、5時間未満の短時間労働者の  $Q_i(s_{ik})$  は  $Q_i(t_{ik})$  より低い。これは短時間労働者は、同じ労働時間であっても、主に午前中

に労働する者と午後労働する者とが含まれており、平均出社時刻  $s_{ik}$  や平均退社時刻  $t_{ik}$  が企業の業務時間をうまく反映していない結果であると解釈できる。

以上のことから、先に提案したモデルは現実のPTデータと整合しており、企業が関連企業の業務時間帯との関係を考慮して自らの労働時間帯を設定していると考えて良いことがわかった。なお、1つの企業の中にいくつかの異なる職種が存在し、それらの労働生産性や賃金率が異なる場合には、企業内の他部門の活動率を反映して各職種  $k$  の労働時間帯を決定していると考えられることができる。いずれにせよ、多くの企業の活動率が変化するピーク時に、始業時刻や終業時刻を設定することが有利な行動であり、企業行動に任せる限りピーク集中は避けられないことがわかる。

### 5. 実現性の高い時差出勤パターン

2. の生存期間モデルによる出社時刻と退社時刻の要因分析の結果、労働時間、職業、勤務地の影響が大きいことが確認できた。

このことから、今後の時差出勤施策においては長期的な労働時間や職業構成の変化を考慮する必要がある。企業内で職種ごとに時差を付けることには限界があるから、今後は勤務地ごとに時差をつけることが必要である。表-1のように現在は都心に近いほど出社時刻が遅い。都心周辺部では、郊外から都心への通勤者と、周辺部への通勤者が時間的に重なり、交通混雑を起こしている。都心の出社時刻をさらに遅くする時差出勤を導入すると、この混雑が悪化し、他の地域の企業との業務時間の重なりが減少して業務上の悪影響が出る可能性がある。よって大阪都市圏のように通勤距離が長く、周辺部でも混雑が生じている都市では、都心部の出社時刻を早める時差出勤策が有効であると考えられる。

また、4. の企業の業務時刻決定モデルから、業務上関連性の強い企業は労働時間帯を合わせるよう行動している。時差出勤が企業行動の効率性を損なわないようにするためには、関連性の強い業種の出社時刻をまとめてずらすという工夫が必要となる。

80年に大阪市で実施された業務PT調査では、業種間の業務交通量がOD表の形で集計されている。業務交通量  $R_{ij}$  は、どちらの業種の従業者数  $E_i, E_j$  が大ききても多くなるから、両者の積で基準化して、業種間の関連性の強さ  $r_{ij}$  を算出することとした。すなわち、

$$r_{ij} = R_{ij} / (E_i E_j) \quad (14)$$

を求めた。図-3にはその結果を示している。トリップの発業種が下位の業種、着業種が上位の業種であると考え、公務が多数の業種の最上位に位置している。そ

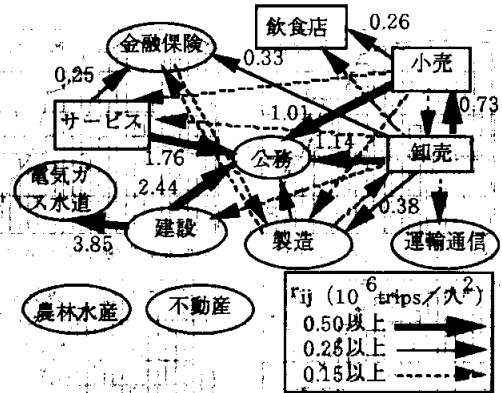


図-3 業務PT調査結果から見た業種間の連関性

他の上位の業種としては、金融保険業、電気ガス水道業、飲食店、運輸・通信業などがある。農林水産業、不動産業は他の業種との結びつきは少ない。

飲食店の始業時刻は他の業種よりもかなり遅く、既に時差が十分ある。また運輸通信業は現業部門の性格上時間をずらすことが困難であると考えられる。そこで、今後始業時刻を動かすとすれば、公務、金融保険業や電気ガス水道業を中心とする業種となる。これらの業種が都市圏で占める割合、および現状での始業時間分布を勘案して、時差出勤案を作成することが望まれる。

謝辞 京阪神都市圏交通計画協議会には、PTデータの使用承認をいただいた。感謝の意を表します。

### 【参考文献】

- [1] 労働省政策調査部編(1994)、「賃金・労働時間制度の実態」、労働行政研究所
- [2] 小野島清高・龍野彰男(1995)、「岐阜市における交通需要マネジメントの効果に関する研究」、土木計画学研究・講演集,18(1),pp.421-422
- [3] 岩倉成志・遠藤弘太郎(1995)、「鉄道利用者を対象としたオフピーク通勤への遷移可能性に関する考察」、土木計画学研究・講演集,18(1),pp.97-98
- [4] 竹村宗能・家田仁・佐野可志・三島大輔(1995)、「フレックスタイム制度下における鉄道通勤者の出勤時刻の分析」、土木学会第50回年次学術講演会,IV,pp.180-181
- [5] 奥村誠・永野光三・田中功(1995)、「PTデータから見た仕事時間の長期的変化」、土木学会第50回年次学術講演会,IV,pp.842-843
- [6] 中村文彦・宇都優二・中島彰子・森田哲夫(1995)、「PTデータから見た通勤交通の時間分布特性に関する分析」、土木計画学研究・講演集,18(1),pp.317-320
- [7] 兵藤哲朗(1990)、「多時点データを用いた新たな交通選択モデル構築方法の検討」、高速道路と自動車,33(9),pp.12-22
- [8] Hensher D.A. and Mannering F.L.(1994), *Hazard-based duration models and their application to transportation analysis*, *Transport Revis*, 14(1), pp.63-82
- [9] 大橋増雄・浜田知久馬(1995)、「生存時間解析」、東京大学出版会
- [10] Henderson, J. V.(1981), *The Economics of Staggered Work Hours*, *Journal of Urban Economics*, 9, pp.349-364
- [11] Henderson, J. V.(1985), *Economic Theory and The Cities*, Academic Press, (折下功訳(1987)、「経済理論と都市」, pp.200-205, 勁草出版センター)