

日帰り交通圏の非対称性を考慮した都市間業務交通量・立地量の分析*

Analysis on Business Passenger Trips, and Business Location Considering Asymmetric Round-Trip-Area within a Day*

塚井 誠人**・奥村 誠***

By Makoto TSUKAI**・Makoto OKUMURA***

1. はじめに

我が国では国土計画レベルでの交通サービス水準の指標の一つとして日帰り交通圏が用いられている。日帰りの可能性は、経路経路の運行便の設定時刻に左右されるため、出発地と目的地を入れ替えると最大滞在時間は異なる値となり、非対称性が存在する。わが国では航空ネットワークや新幹線ネットワーク整備の進展によって日帰り交通圏が拡大している¹⁾²⁾が、航空機のナイトステイの有無が利便性の非対称性に影響し³⁾、業務活動にも影響を及ぼしている可能性がある。すなわち、非対称な都市間交通サービス改善は、結果的に大都市または地方都市のどちらかに業務拠点立地が偏るストロー効果などをもたらす可能性があると考えられる。しかし、これまでのところ日帰り交通圏や目的地での最大滞在時間が地域間の業務交通量の増加や、業務拠点の集約化に及ぼす影響についての実証的な検討はされていない。

本研究は都市間の日帰り交通圏（滞在可能時間）を非対称性を考慮しながら算出するとともに、日帰り交通圏と業務交通量、および都市の事業所立地量との関係を、実証的に分析する。

2. 分析方法

(1) 日帰り交通圏の算出手順

公共交通機関を利用した日帰り交通圏を算出するには、各運行便に対応するダイヤグラム情報を用意しなくてはならないが、そのデータベースは膨大で計算負荷も大きい。そこで本研究では、時間帯別運行頻度情報に基づく簡便法によって日帰り交通圏を算出する。計算手順の詳細は参考文献³⁾に譲り、概略を示す。この簡便法では、都市間公共交通ネットワークを有向グラフとみなし

*キーワードズ：日帰り交通圏、非対称性、事業所集積

**正員，博（工），広島大学大学院工学研究科

（広島県東広島市1-4-1

TEL082-424-7827, FAX082-424-7827)

***正員，博（工），東北大学東北アジア研究センター

（宮城県仙台市青葉区川内4-1

TEL022-795-7571, FAX022-795-7477)

て経路探索を行うが、時間帯別運行頻度の情報を用いてそのリンクを通過する時点で運行便が設定されていないリンクを除きながら、利用可能なリンクのみを経由する経路を生成する。目的地 j が出発地 i の日帰り交通圏に含まれるか否かは、出発地 i を午前に出た場合の目的地 j の最早到着時刻と、当日午後に出発して、当日中に出発地に戻ることでできる最遅出発時刻との差異によって判定する。本研究では、往路の出発時刻を午前6時から12時までの1時間毎の7時点に設定し、それぞれについて経路の待ち時間近似値を考慮しながら目的地到着時刻を算出して、最早のものを目的地到着時刻 \bar{A}_{ij} とする。復路の出発時刻は午後2時から午後9時までの1時間毎の8時点に設定し、往路と同様の手順で出発地到着時刻を算出して、午前0時までに帰着できる最遅の出発時刻を目的地出発時刻 \bar{D}_{ji} とする。都市 ij 間の目的地最大滞在時間 MST_{ij} は、式(1)から求められる。また出発地 i の日帰り交通圏 RTA_i は、 MST_{ij} が正となる目的地の集合であり、式(2)によって定義される。

$$MST_{ij} = \bar{D}_{ji} - \bar{A}_{ij} \quad (1)$$

$$RTA_i = \{j \mid MST_{ij} > 0\} \quad (2)$$

(2) 日帰り交通圏が業務旅客流動に及ぼす影響の検証

本節では、業務旅客純流動モデルから推計されるパラメータに基づいて、日帰り交通圏が業務旅客流動に及ぼす影響を統計的に検証する。

なお後述するように、本研究では全国194ゾーン間のトリップを分析対象としているため、集計OD表には0トリップが多く含まれる。OD表で0トリップと記録されている場合、対数線形型の重力モデルでは、内生変数の観測値が計算できない。このとき、微小値 δT_{ij} を観測データに加える、または0トリップデータを除外する等の恣意的な方法をとると、パラメータ推計にバイアスが生じる。また0トリップODの多くは、目的地最大滞在時間が0と考えられるので、日帰り交通圏の影響を検証するには、0トリップデータを適切に扱う必要がある。

そこで、0トリップデータは、流動量が少ないため観

測限界以下の流動が起こっている場合と考え、そのような観測の打ち切りをTobitモデルによって表現する。式(3)に示す対数線形型の重力モデルについて、式(4)の観測打ち切りを仮定すると、そのパラメータは、式(5)に示す対数尤度関数の最大化によって得られる。

$$Y_{ij} = f(\mathbf{X}, \boldsymbol{\beta}) + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

$$\begin{cases} Y_{ij} = \log T_{ij} & \text{if } \log T_{ij} > 0 \ (\delta_{ij} = 1) \\ Y_{ij} \text{ is missing} & \text{if } \log T_{ij} \leq 0 \ (\delta_{ij} = 0) \end{cases} \quad (4)$$

$$\log L = \sum_{i,j} \delta_{ij} \left[\phi\left(\frac{\varepsilon_{ij}}{\sigma}\right) - \log \sigma \right] + \sum_{i,j} (1 - \delta_{ij}) \Phi\left(\frac{-f(\mathbf{X}, \boldsymbol{\beta})}{\sigma}\right) \quad (5)$$

ここで、 T_{ij} は旅行者の居住地～目的地間の純流動であり、式(4)に示すように、 $T_{ij} = 0$ の場合は観測されていないと考える(δ_{ij} は $T_{ij} > 1$ のとき1、 $T_{ij} = 0$ のとき0をとるダミー変数)。構造方程式 $f(\mathbf{X}, \boldsymbol{\beta})$ は、対数線形型の重力モデルであり、説明変数として都市 i の就業人口(X_i)、都市 j の従業人口(X_j)、都市 ij 間の交通サービス水準(t_{ij}, c_{ij})と、目的地滞在時間のダミー変数($dMST_{ij}^k$)を設定する。 $\boldsymbol{\beta}$ はパラメータベクトルであり、 $\phi(\cdot)$ 、 $\Phi(\cdot)$ はそれぞれ、標準正規分布の確率密度関数と、確率分布関数を表わす。式(5)の尤度関数の第2項が示すように、Tobitモデルでは $Y_{ij} = 0$ の観測値に対しても、構造方程式の影響を考慮している。

(3) 各都市の事業所立地量に関する分析

企業の事業所の立地都市は、比較的長期の事業計画に基づいて決定される。したがって、ある時点で観測される事業所の立地都市は必ずしもその時点で最適な立地点とはなっておらず、むしろ過去の立地点から現時点の最適立地点への過渡的な立地変化過程の途中の不均衡な状態にあると考えることができる。このような立地量の不均衡問題に対してWilsonは、現時点の立地ポテンシャルと過去時点の立地量との差に応じて立地変化量を決定する動学モデルを提案している⁴⁾。Wilsonモデルではローリーモデルに従い、雇用やサービスが不十分な都市は他都市から発生したトリップによってサービスを受けると考えて、集中交通量を立地ポテンシャルとして用いる。なお、Wilsonは立地ポテンシャルとして現在の集中交通量が用いたが、これは交通市場の調整速度は立地市場の調整速度よりも早いいため、立地市場は常に交通市場に遅れて調整されると考えたためである。

本研究で扱う業務活動では、当該都市の業務活動の立地が不十分なときに他都市からの管轄やサービスを受ける必要が生じ、業務トリップが流入することが起こりうる。このとき、他都市からの集中交通量による業務活

動が自都市の立地によって代替可能であれば集中交通量が多いほど、またその反対に代替不能であれば集中交通量が少ないほど、立地ポテンシャルが大きいと考えられる。一方、他都市の業務活動の立地が不十分な場合には当該都市からトリップが発生するので、発生交通量(他都市を管轄するトリップ)が多いほど立地ポテンシャルが大きいと考えられる。本研究では以上の両方の場合に対応するため、発生交通量と集中交通量の加重和である現時点の立地ポテンシャルと、前時点の立地量の差に応じて立地が変化する式(6)のモデルを仮定する。

$$\Delta E_j^t = \gamma_0 + \gamma_1 \left(\alpha_o \sum_i^{i \neq j} L_j p_{ji} + \alpha_d \sum_i^{i \neq j} L_i p_{ji} - E_j^{t-1} \right) + u_j \quad (6)$$

ここで ΔE_j は都市 j の立地変化量($E_j^t - E_j^{t-1}$)、 L_j, L_i は都市 j, i の発生交通量、 p_{ij}, p_{ji} は都市 j/i から発生する交通量の目的地 i/j 選択確率、 $\gamma_0, \gamma_1, \alpha_o, \alpha_d$ はパラメータである。

右辺第2項のかつこ内に現れる $\sum_i^{i \neq j} L_j p_{ji}$ 、 $\sum_i^{i \neq j} L_i p_{ji}$ は、都市 j の発生交通量と集中交通量を表わす。これらの交通量は、式(3)の対数tobitモデルより推計する。

さらに本研究では、立地ポテンシャル項のみでは捉えることのできない、近隣都市との業務連関等によって発生する事業所立地量の地理的な相関を考慮するために、空間自己回帰型(SAR: Spatial Auto-Regressive)の空間計量経済モデル⁵⁾に基づいて、Wilsonの不均衡立地モデルを拡張する。以下簡単のため、時点 t を表わす上付添字を省略して表記する。式(6)左辺の事業所立地量を $\Delta \mathbf{E} = \{\dots, \Delta E_j, \dots\}'$ 、右辺の外生変数を $\mathbf{X} = \{x_{j,k}\}$ 、各外生変数に対応するパラメータを $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ と表記してそのパラメータベクトルを $\boldsymbol{\gamma} = \{\dots, \gamma_k, \dots\}'$ とすれば、式(6)を行列表示した式(7)が得られる。

$$\Delta \mathbf{E} = \rho \mathbf{W} \Delta \mathbf{E} + \mathbf{X} \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{u} \quad (7)$$

ここで $\mathbf{W} = \{w_{ji}\}$ は、地理的な相関の程度を表わす空間重み付け行列($w_{ji} \neq 0, j \neq i$)、 ρ は空間相関パラメータである。式(7)より式(8)が得られる。

$$\Delta \mathbf{E} = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \mathbf{X} \boldsymbol{\gamma} + (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \mathbf{u} \quad (8)$$

式(8)より、事業所立地量に空間相関を仮定すると、右辺に構造項 $\mathbf{X} \boldsymbol{\gamma}$ と空間相関項 $(\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1}$ の積が現れる。構造項は立地ポテンシャルを含むので、式(8)により他地域 $i \neq j$ の立地ポテンシャルが自地域 j に影響することが表現できる。なお式(8)では誤差項 \mathbf{u} が空間相関するので、空間相関パラメータと構造パラメータは、最尤法によって同時推定する。

3. 分析結果

(1) データセット

幹線交通ネットワークは、幹線旅客純流動調査にお

いて設定されている全国207生活圏のうち、沖縄と離島を除く194生活圏に対応するように、既往研究⁶⁾において設定したネットワークを用いる(240ノード、501リンク)。このネットワークは、全国の主要なJR駅、空港をノード、鉄道ノード間を結ぶ鉄道リンクと空港間で就航している航空リンク、および鉄道リンクと空港リンクの間を結ぶアクセスリンクで構成されており、194生活圏にそれぞれ1つ以上のノードが含まれるように設定している。なお関東や関西などの大都市圏では、JR線と平行する私鉄リンクや私鉄駅が存在しているが、JR線との間で所要時間に大差がないため、本研究のネットワークでは省略している。リンクのサービス水準データは、運賃、所要時間、および運行頻度の情報を1990年と2000年の時刻表に基づいて入力している。運行頻度は、午前6時から深夜0時までの間を3時間毎に6つの時間帯に分けて、方向別にカウントした。有向グラフ上の経路探索は、加藤ら⁷⁾の無向グラフ上の第k経路探索法を有向グラフに拡張したアルゴリズムを用いた。日帰り交通圏は、都市内々を除く194都市相互について計算を行った。

都市間業務旅客流動は、1990年、1995年、2000年に行われた過去3回の幹線旅客純流動調査の結果が、インターネット上で公開されている⁸⁾。調査結果は、都道府県単位、または207生活圏単位のOD表として集計されているが、都道府県内々、および3大都市圏内々の交通量は、調査対象外とされている。これらのOD表は、交通機関、移動目的のほか、トリップの最初の出発地～最終の目的地、あるいは旅行者の居住地～旅行の最終目的地などの属性別に集計されている。このうち、居住地～最終目的地間の旅客数は、主に出発都市の居住者数と目的都市の目的地規模に依存するため、そのOD表は非対称となる。以下の分析では、この非対称性に目的地最大滞在時間の違いが影響している可能性を検証する。

以下の分析では、離島等の13生活圏を除く居住地～旅行の最終目的地間(194生活圏単位、全交通機関、業務目的)のOD表について重力モデルを推定する。

(2) 日帰り交通圏と業務旅客・立地量の変化

表1に、2000年における札幌、仙台、東京、富山、名

表1 2000年の目的地最大滞在時間
(9都市相互、単位：分)

0	D	札幌	仙台	東京	富山	名古	大阪	広島	高知	福岡
札幌		0	423	625	339	472	415	295	296	397
仙台		477	0	592	261	349	472	315	316	473
東京		632	588	0	540	662	594	548	459	652
富山		317	295	570	0	649	636	406	330	398
名古		484	470	658	508	0	822	652	456	575
大阪		476	572	599	495	817	0	780	530	663
広島		312	375	539	325	652	781	0	484	722
高知		245	341	545	293	465	588	551	0	443
福岡		335	443	588	432	536	558	783	496	0

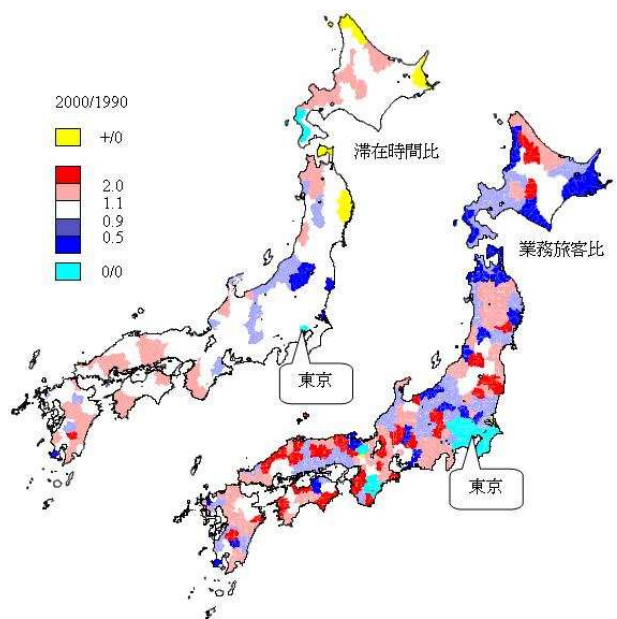


図1 最大滞在時間・業務旅客の変化(東京発)

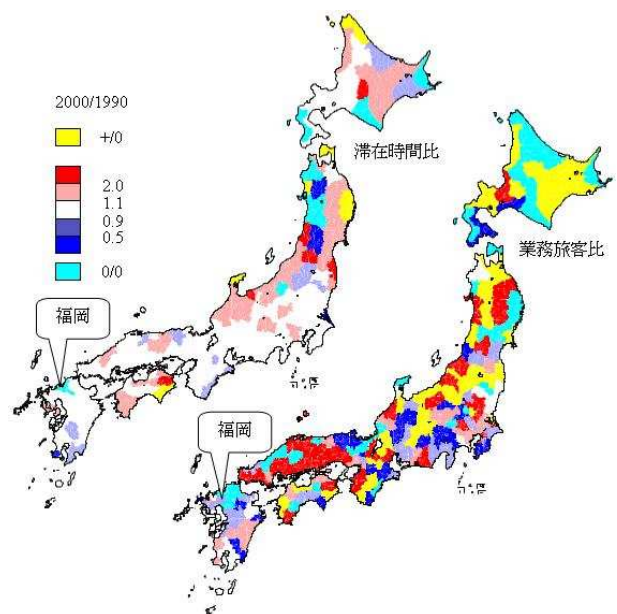


図2 最大滞在時間・業務旅客の変化(福岡発)

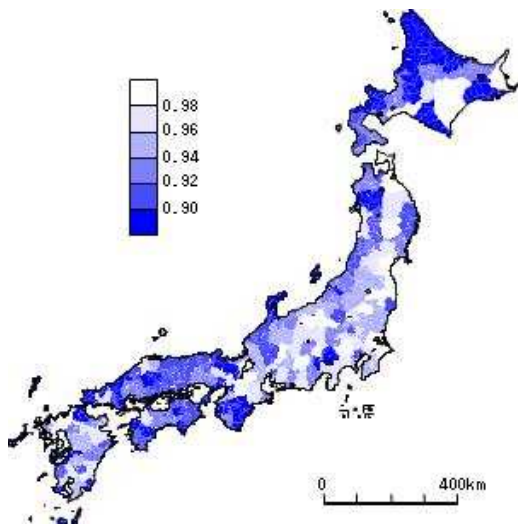


図3 2001年/1991年の事業所立地量の比

古屋、大阪、広島、高知、福岡の9都市相互の、日帰り交通圏の算出結果を示す。新幹線で結ばれている東京、名古屋、大阪の3大都市圏間の滞在可能時間はほぼ等しい一方で、仙台や富山などの航空便利用がなされる都市間では、非対称な目的地滞在時間が現われている（表中にマーキングを行なっている）。

図1に1990年と2000年間の（2000年/1990年）、東京からの目的地最大滞在時間比と、業務旅客数の比を示す。目的地最大滞在時間は、福島県西部と新潟では減少しているが、遠隔地を中心に増加しているところも多い。トリップの増加は比較的人口集積の少ない地方都市で目立つのに対して、北関東や長野、新潟、青森県の都市に対しては減少している。図2に福岡からの目的地最大滞在時間比と、業務旅客数の比を示す。目的地最大滞在時間は、道東や道北、青森、秋田、山形の一部を除く東北地方から新潟、北陸の日本海側沿岸の都市に対して著しく増加している。業務旅客数は、目的地最大滞在時間が増加した北陸以東の都市でほぼ増加しており、中国地方の瀬戸内側、および松江や米子では増加する一方で、3大都市圏では減少する傾向が見られた。

図3に、1991年に対する2001年の民営事業所立地量の比を示す。東京、仙台、福岡などの数都市を除いて、ほぼ全ての都市域において民営事業所数は減少する傾向にある。特に北海道、関西、中四国地方の減少が著しい傾向が見られる。

なお、個別都市の滞在時間変化は、業務立地量の変化とはほぼ対応しているものの、必ずしも事業所立地量の変化との対応は明確ではない。その理由として、各都市の事業所立地量は、各都市への発生・集中交通量等の変化が共に影響しているためと考えられる。これらの点については、モデル分析を通じて検討する。

(3) 日帰り交通圏が業務旅客流動に及ぼす影響

表2に2000年の業務旅客モデルの推定結果を示す。中央2列は対数tobitモデル、右側2列は比較のために0サンプルを除外して推定した重力モデルの推定結果である。対数tobitモデルの推定に用いたサンプル数は、都道府県、および3都市圏内々を除く36364であり、そのうち正の観測値の割合（1日1トリップ以上）は約28%であった。1日1トリップ以下のサンプルに対して、対数tobitモデルによる推定値は負となるため、モデルの予測値と実測値を対数軸上で比較した場合の決定係数は0.428と低い。なお後述するように、事業所立地量変化モデルでは、業務旅客モデルから出力される実軸上の旅客交通量を、入力変数として用いる。そこで、予測交通量を実軸上に変換すると決定係数は0.675となり、比較的良好な再現精度が得られた。さらに都市間交通量を到着地の側で集計し、194都市圏の到着交通量に関する決定係数を求めた

表2 業務旅客モデルの推定結果

説明変数	対数tobitモデル		重力モデル	
	推定値	t 値	推定値	t 値
定数	-37.386	-57.60	-8.423	-20.20
発地人口	1.840	91.53	0.792	67.84
着地従業人口	1.529	85.61	0.694	67.17
運賃	-0.719	-12.86	-0.953	-27.32
目的地最大滞在時間	0.361	10.35	0.150	6.77
日帰り圏外ダミー	0.945	3.78	1.096	8.71
航空ダミー	0.289	10.33	0.242	4.22
分散	2.161	121.24	—	—
サンプル数	36364		10216	
正の観測値の割合	0.281		—	
決定係数（対数軸）	0.428		0.607	
決定係数（実軸）	0.675		0.507*	
194都市圏到着交通量	0.972		0.598*	

*：全ODの流動を外挿した結果

表3 事業所立地量変化モデルの推定結果

説明変数	SARモデル		回帰モデル	
	推定値	t 値	推定値	t 値
定数	1.112E+03	5.23	6.075E+02	3.15
現時点発生旅客交通（2001年）	1.694E+00	14.73	1.578E+00	13.23
現時点集中旅客交通（2001年）	-1.082E+00	-14.20	-9.645E-01	-12.65
前時点事業所立地（1991年）	-1.027E-01	-11.94	-1.071E-01	-11.72
空間相関	2.026E-01	4.53	—	—
分散	1.515E+03	19.69	1.613E+03	—
最終尤度	-1696.35		-1706.1	
AIC	3402.7		3420.2	
決定係数	0.918		0.908	
サンプル数	194		194	
Moran's I	1.184		6.571	

ところ0.945となった。説明変数は全て1%以上の有意水準であり、全て符号条件を満足している。t値を比較すると、発地人口が着地従業人口よりも有意水準が高く、運賃と目的地最大滞在時間では、運賃の方がやや高い。日帰り圏外ダミーは、日帰り交通圏外の目的地を表すダミー変数である。その推定値は正だが、目的地最大滞在時間よりもt値が低い。航空ダミーは航空リンクを経由するOD間のダミー変数であり、高い有意水準の正の推定値が得られた。

一方重力モデルの推定結果は対数tobitモデルと類似しており、パラメータの符号条件は満たされている。しかし目的地最大滞在時間よりも日帰り圏外ダミーの有意水準が高い。両モデルの決定係数を比較すると、現況再現性（対数軸上の決定係数）は重力モデルの方が高いものの、全ODの流動を予測した場合の実軸上の現況再現性は重力モデルの方が低い。これは、重力モデルにとって外挿となるODが多いためであると思われる。さらに、194都市圏の到着交通量に関する決定係数は対数tobitモデルの方が高い。以上の結果より、対数tobitモデルによる発生集中交通量の再現性の高さが明らかとなった。

(4) 事業所立地量変化モデルの推定結果

表3に、2001年と1991年の事業所立地量の差を内生

変数とした、事業所立地量変化モデルの推定結果を示す。なお、事業所立地モデルのゾーンは、業務旅客流動モデルと同様に、離島等の13生活圏を除く194生活圏とした。中央2列は式(7)のSAR型モデル、右側2列は比較のために推定した、式(6)の空間相関を考慮しない回帰モデルの推定結果である。なお先述したように、幹線旅客純流動調査では調査されていない都市間の旅客流動については、対数tobitモデルを用いて発生・集中交通量を求めた。SAR型事業所立地量モデルの空間重み付け行列は、距離の逆数、最短所要時間経路の所要時間の逆数、および最短所要時間経路の運賃の逆数を要素とする行列を比較した結果、AICが最も小さい最短経路所要時間の逆数を要素とする行列を用いた。残差の空間相関の指標である標準化Moran's I統計量は1.184となり、有意な空間相関は残っていない。自由度調整済み決定係数は0.918であり、モデルの現況再現性は高い。空間相関パラメータ ρ を含む全てのパラメータは、有意水準1%以上となった。立地ポテンシャルのパラメータの符号は、2000年発生旅客交通量が正、集中旅客交通量は負で有意となっている。一方、91年事業所立地量は式(6)の符号条件を満たしている。この結果は、集中交通量で立地ポテンシャルを表現した従来のWilsonモデルとは異なるが、以下のように解釈できる。すなわち、ある都市の立地ポテンシャルはその都市から周囲を管轄するための発生旅客交通量によって表わされる一方で、他都市から自都市への集中交通量は、他都市から管轄されることによって自都市の立地ポテンシャルが低下する効果を表している。これは、他都市の業務トリップが自都市に提供するサービスが自都市の立地では代替不能なため、自都市の立地ポテンシャルに寄与しないばかりか、その一部を減殺することを意味する。以上より不均衡立地モデルの妥当性が確認され、(現時点の発生交通量-現時点の集中交通量)-(前時点の事業所立地量)が正であれば、事業所立地量は増加することが明らかとなった。すなわち、居住地～目的地間の旅客流動を用いることにより、発生・集中業務トリップが事業所立地量に及ぼす影響は相反していることが明らかとなった。

4. シミュレーション分析

本節では、運行便の設定時刻等の変更がもたらす目的地最大滞在時間の変化が業務旅客交通量を通じて事業所立地量に及ぼす影響を分析するため、シミュレーション分析を行う。以下、東京(23区)および横浜から他都市へ日帰りする場合の他都市での最大滞在時間が一律に1時間長くなる場合をケース1、他都市から東京へ日帰りする場合の東京での最大滞在時間が一律に1時間長くなる場合をケース2、およびケース1とケース2が同時

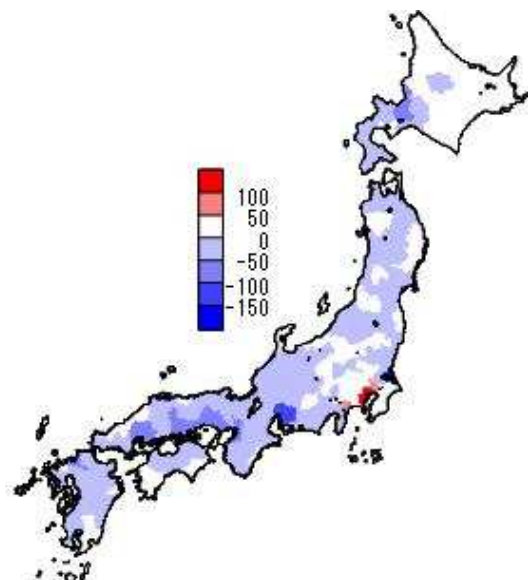


図4 ケース1：東京～他都市最大滞在時間+1時間

に起こる場合をケース3として、現況再現をケース0とする。なお実際には空港の容量不足や機材制約によって運行便の増便が不可能な都市間も多いが、本研究では提案手法の有効性を検証するため、都市間ごとの詳細な制約条件は考慮せず、一律に最大滞在時間を変更した。

シミュレーション手順は以下の通りである。まず、目的地最大滞在時間が変化することによる業務旅客トリップの発生集中量の変化を対数tobitモデルから求め、その値を式(8)のSAR型の事業所立地変化量モデルに入力して、事業所立地変化量の期待値を求める。各都市の事業所立地変化量を、それぞれ、 $\Delta E_j^1, \Delta E_j^2, \Delta E_j^3$ と表わすとすれば、各ケース m の事業所立地変化量 δE_j^m は、現況再現ケース0の事業所立地変化量 ΔE_j^0 との差として、式(9)から求められる。

$$\delta E_j^m = \Delta E_j^m - \Delta E_j^0 \quad (9)$$

各ケースにおいて、各都市 j について求めた δE_j^m を図4～6に示す。東京・横浜から他都市への最大滞在時間が長くなるケース1(図4)では、東京・横浜を除く多くの都市の δE_j^m が負となる。特に δE_j^m の減少幅が大きくなる場合をケース3とする。さらに現況をケース0として、その事業所立地変化量を ΔE_j^0 とする。なお実際には、空港の容量制約や機材制約によって運行便の増便が可能な都市は、札幌、名古屋、大阪、神戸、岡山、広島、福岡などである。すなわち、東京から他都市への日帰り時最大滞在時間のみが改善すると、事業所立地は東京に集中する。一方、他都市から東京・横浜への最大滞在時間が長くなるケース1(図5)では、東京・横浜をはじめとする南関東の都市では δE_j^m が負となる一方、その他の大部分の都市では δE_j^m が正となる。特に δE_j^m の増加幅が大きくなる都市は、札幌、名古屋、大阪、神戸、岡山、広島、福岡であった。すなわち他都市から東京への日帰

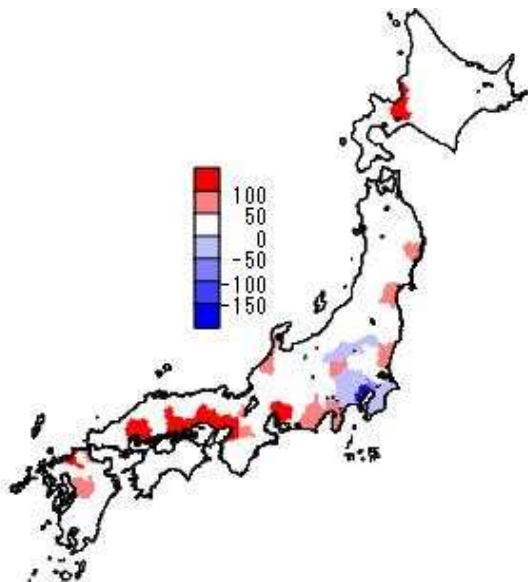


図5 ケース2：他都市～東京最大滞在時間+1時間

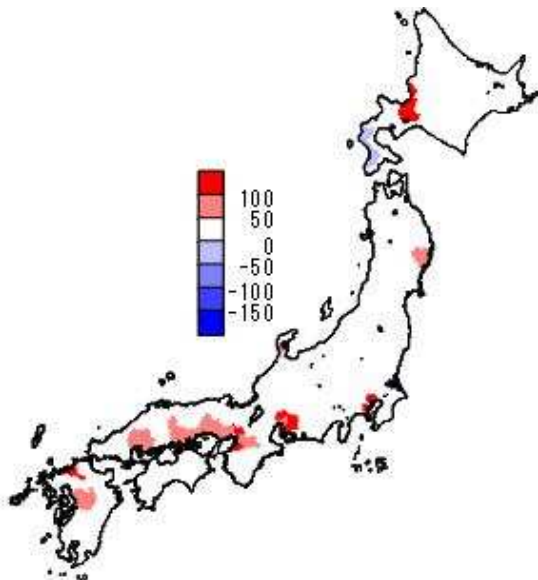


図6 ケース3：東京発着最大滞在時間+1時間

り最大滞在時間が改善すると、事業所立地は地方中核都市を中心として、全国に分散する。さらに、ケース1とケース2が重ね合わされた場合(図6)は、ケース2において δE_j^m の増加幅が大きい都市を中心に、事業所立地量が増加する。すなわち双方向的に利便性が改善されるケース3では、全国的に事業所立地量が増加する効果が卓越することが明らかとなった。

5. まとめと今後の課題

本研究では日帰り交通圏/目的地最大滞在時間が、都市間の業務旅客交通量や事業所立地量に及ぼす影響について実証分析を行った。対数 tobit モデルに基づいて日帰り交通圏の業務旅客交通量への影響を検証したところ、有意な影響が確認された。さらに業務旅客交通量

モデルを集計した発生/集中交通量を用いて不均衡立地モデルを推定したところ、事業所立地量の変化と、発生交通量の間には正の相関、また過去の立地量、および集中交通量の間には負の相関があることが明らかとなった。シミュレーション分析では、東京・横浜とその他の都市間の目的地最大滞在時間が変化したケースについて検討した。なお、これらのケース設定は、新しい幹線交通ネットワーク整備ではなく、既存交通機関の運行便設定を変更した場合を想定している。その結果、東京から他都市への日帰り時最大滞在時間が改善すると事業所立地は東京に集中する一方、他都市から東京への日帰り時最大滞在時間のみが改善すると、事業所立地は全国に分散するという結果が得られた。なお、最大滞在時間が双方向とも改善すると、事業所立地量は全国的に増加する。以上の結果は、運行頻度の低い航空便の設定時刻が、大都市側の目的地最大滞在時間にとって有利に設定されると、中小都市の事業所立地量が減少するストロー効果が発生する可能性を示していると考えられる。

今後は、各都市から東京以外の他都市への目的地最大滞在時間の変化が起こったケースについても、以上の傾向が確認できるか否かを検証する必要がある。

参考文献

- 1) 森地, 『二層の広域圏』形成研究会: 人口減少時代の国土ビジョン, 新しい国のかたち『二層の広域圏』, 日本経済新聞社, 2005.
- 2) 佐藤, 戸谷: 二層の広域圏と幹線交通計画, 土木計画学研究・講演集, vol.31, CD-ROM, 2005.
- 3) 阿部, 谷口, 中川: 地方空港・東京線の運行ダイヤ改善が空路利用促進に及ぼす効果, 土木計画学研究・論文集, No.18, No.4, pp.653-659, 2000.
- 4) Allen and Sanglier: A dynamic model of growth in a central place system, *Geographical Analysis*, vol.11, pp.256-272, 1979.
- 5) Anselin, L.: *Spatial econometrics: methods and models*, Kluwer academic publishers, 1988.
- 6) 栢元, 塚井, 奥村: 複数経路を考慮した都市間航空鉄道網の評価, 土木計画学研究・論文集, vol.20, pp.255-260, 2003.
- 7) 加藤, 茨木, 三根: 無向グラフの第k番目最短経路を $O(kn)$ で探索するアルゴリズムの開発, 日本電気通信学会誌, vol.J-61A, pp.1199-1205, 1978.
- 8) <http://www.mlit.go.jp/seisakutokatsu/jyunryuudou/download.html> (2006年5月現在)
- 9) 塚井, 奥村: 幹線交通網整備に伴う日帰り交通圏の変化, 土木計画学研究・講演集, vol.33, CD-ROM, 2006.

日帰り交通圏の非対称性を考慮した都市間業務交通量・立地量の分析*

塚井 誠人**・奥村 誠***

本研究では日帰り交通圏／目的地最大滞在時間が、都市間の業務旅客交通量や事業所立地量に及ぼす影響について実証分析を行った。対数tobitモデルにより、日帰り交通圏が業務旅客交通量に有意な影響を与えていることが確認された。次に業務旅客交通量を集計した発生／集中交通量を用いて事業所の不均衡立地モデルを推定したところ、事業所立地量の変化に対して発生交通量が正の相関を、集中交通量と過去の立地量が負の相関をもつことが明らかとなった。シミュレーション分析では、東京からの最大滞在時間の増加が非対象な場合には出発地側の事業所が増える効果があり、双方向の場合には事業所立地量は全国的に増加することを示した。

Analysis on Business Passenger Trips, and Business Location Considering Asymmetric Round-Trip-Area within a Day

By Makoto TSUKAI**・Makoto OKUMURA***

In long range National Development Plan of Japan, several indices were used to describe the accessibility of nation-wide inter-city network. Round-Trip-Area within a Day (RTA-D), defined as the set of destination area, which is accessible by one round trip in a day from given origin area is one of the frequently used indexes. This paper aims to empirically analyze the effect of its expansion on business passenger trips and on locations of business establishments. Estimation of a Logarithm Tobit model showed that RTA-D significantly affects on intercity business trips. Estimation of Wilson type disequilibria model showed that the business trip generation can be considered as potential for location of business establishments, while attracted trips mean leakage of that potential. Simulation analysis also showed that asymmetrical improvements of RTA-D results in concentration of business establishments in the origin areas, while symmetric improvements stimulates the business location in local areas.
