

### 第3種郵便物等の都道府県間交流の特性と構造変化 郵便利用の地域特性に関する調査研究 中間報告(3)

郵政研究所客員研究官(東京工業大学大学院情報理工学研究科助教授) 樋口洋一郎  
郵政研究所第一経営経済研究部主任研究官 田村 浩之  
郵政研究所第一経営経済研究部研究官 小原 宏

#### [要約]

- 1 本稿は、都道府県間における郵便の交流の特性と構造の変化を把握するために実施している調査研究の中間報告として、通常郵便物の内訳の一部である第3種および第4種郵便物を対象とした分析結果を紹介するものである。
- 2 分析の要領は次のとおりである。分析データは、1973年以降3年おきに収集された「あて地別引受郵便物数調査」の第3種郵便物等にかかるODデータを利用している。これをオッズ比分解法により、発地・着地の属性に起因する要因(放出性と吸収性)と、地域間の関係性に起因する要因とに分離抽出した。さらに、地域間の関係性については、交流圏の導出、関係性要因の要因分析、および関係性要因全体の時系列変化を統計的に検定した。また、発地・着地の放出性・吸収性については、その要因を統計的に検定した。
- 3 その結果、次のようなことが明らかとなった。
  - ① 第3種郵便物等の潜在距離は地理的距離の対数で上限が設定されており、都道府県間の社会・文化・歴史的なつながりによって短縮されていると考えられること
  - ② 第3種郵便物等の交流圏は時点によって8から13個の間で変化しているが、各交流圏を構成する都道府県数は時系列的に継続した大幅な変化がなかったこと
  - ③ 第3種郵便物等の都道府県を単位とした地域間の潜在構造は、対象とした1973年から97年までの3年おきのすべての調査時点で変化がみられたこと、また、郵政局を単位としたブロック間では、一部安定した時期があったこと
  - ④ 第3種郵便物等にかかる発地の放出性および着地の吸収性の要因として、人口が双方について時系列で一貫して有意に影響を及ぼすものであることがわかったこと、また特定の産業が発信と受信に関して一貫した影響を示していること
- 4 本稿に述べたものは郵便全体を対象とした分析の一部であることから、今後は、本稿で明らかにした「オッズ比分解法の推定方法」などの課題を検討しつつ、残された郵便物のデータ区別の特性の把握、物流・電話トラヒック等他のメディア等との比較、郵便サービス相互間の作用についての分析を更に進めることが必要である。

## はじめに

現在、わが国においては高度情報化、少子・高齢化、グローバル化が進展し、経済社会構造の変化、都市と地方との格差の拡大が進んでいる。このような中、国民生活に必要な情報・モノの交流を支える基礎的通信・基礎的物品送達サービスである郵便は、電気通信、宅配便等のサービスとの競争の中においても、引受物数は平成9年度までの10年間をみても年平均2.9%の伸びを示している。

このような変化の中での郵便の利用における地域特性を、他の競争するサービス等と比較分析し、その特徴を明らかにしていくことは、郵便の位置付け、役割を明らかにしていく上でも意義あることと考えられる。

このため、平成9年度から、郵便等の地域間交流の状況から郵便利用の地域特性を明らかにすることを目的とする「郵便利用の地域特性に関する調査研究」を「あて地別引受郵便物数調査」（郵政省）のデータ等を分析することにより進めている。

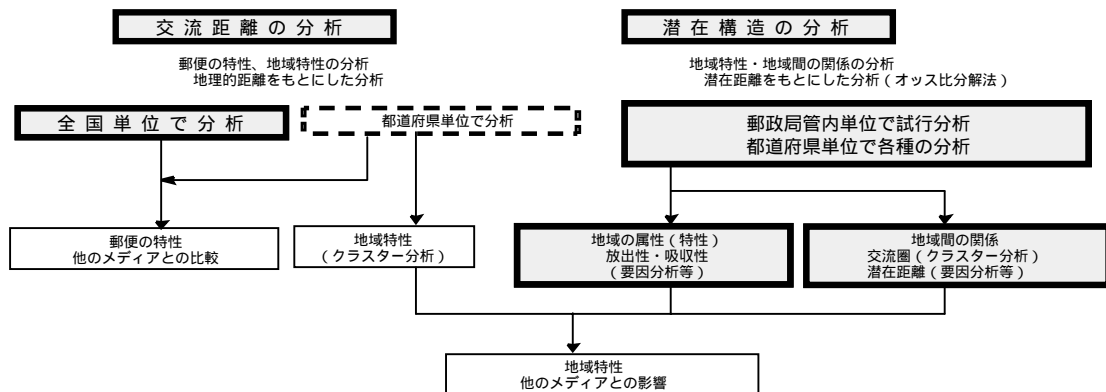
「あて地別引受郵便物数調査」は、1948（昭和23）年から実施され、1961（昭和36）年以降は3年に1度定期的に行われている。今回の分析では、1973（昭和48）年から最新調査データである1997

（平成9）年までの計9回のデータを利用して分析を行っている。（以下、データおよび分析に関する暦年は西暦の下2桁で表示する。）

この調査研究においては、郵便利用の地域特性の分析に加え、郵便の種類別にみられる交流特性、郵便の地域間交流に及ぼす他のネットワークの影響等についても明らかにすることを試みる。このため、分析に当たっては、①郵便全体としての分析、②郵便の種類別（把握データ区別ごと）の分析に加えて、③郵便の種類別相互間での影響の状況、④「人の移動」、「電話トラフィック」、「物流」といった他の地域間移動、交流のネットワークとの間に考えられる影響の状況といった地域間に存在する複数のネットワークの関係を考慮してこれらの分析を行うこととして、樋口（1998a）で提案された新たな分析手法である「オッズ比分解法」を用いて、図1のような流れで調査研究を進めている。

本稿では、上記②の種類別分析のうち、第3種郵便物および第4種郵便物（以下「第3種郵便物等」という。）の都道府県間交流の構造分析の結果について紹介する。分析に当たっては、オッズ比分解法を用いて、発地・着地の属性要因と地域間の関係性要因の分離抽出を試みたものであり、抽出された関係性要因に基づく交流圏の特定およ

図1：郵便利用の地域特性に関する調査研究の概要



注：   は本研究で現在までに実施したもの、  は、未実施のもの

び属性要因の要因分析を、都道府県データ（全国47地域）をもとに行った。

なお、データに使用した「あて地別引受郵便物数調査」のうち、直近の97年の調査概要を紹介すると、次のとおりである。

- ①調査方法 調査実施局において調査対象郵便物の1日の引受物数をあて地ごとに調査
- ②対象郵便物 通常郵便物（普通、速達、書留、電子郵便）  
小包郵便物（一般、書籍、カタログ）  
書留は「書留情報システム」のデータ（平成9年6月分）  
一般小包は「小包追跡システム」のデータ（平成9年6月分）を活用
- ③調査実施局 全国の差立区分事務を行う郵便局（約5,000局）
- ④調査実施日 平成9年6月17日（火）～19日（木）（郵便物の種類ごとに1日調査）

### 第3種郵便物等の都道府県間交流の構造分析

以下は、73年から97年まで9回の「あて地別引受郵便物数調査」の結果のうち、第3種郵便物等のデータを用いて、オッズ比分解法により構造分析を行った結果である。

分析に利用したデータは、年間データではなく、「あて地別引受郵便物数調査」において通常郵便物のうちの第3種および第4種郵便物の1日物数として把握されたものである。

分析の対象とした第3種郵便物等には次の区分の郵便物が含まれる。

第3種郵便物（新聞・雑誌等のうち郵政省の認可を受けた定期刊行物で一定の利用条件を満たすもの）

第4種郵便物（通信教育のためのもの、盲人用点字・録音物、農産種苗および学

術刊行物を内容とするもので、一定の利用条件を満たすもの）

データは、各都道府県内（引き受けた郵便局がそのまま配達を行う「自局区内」を含む。）での発着（引受または配達）を含む縦横それぞれ47地域からなるOD表である。

### 1 オッズ比分解法による分析

樋口（1998a, b）によって開発されたオッズ比分解法は、地理的距離に着目した既存の各種空間相互作用モデルによる放出性、吸収性要因および距離の影響力（弾性値）の推定あるいは予測から一歩先へ進み、地理・社会・文化・歴史的要因で構築されていると思われる地域間の結合構造を多次元ユークリッド空間内の距離構造（以下、「潜在構造」という。）として抽出することにより、地域間の関係性と発地・着地の放出性・吸収性を明確に分離抽出することを目的としたものである。この方法は、村上（1998）の研究により、他の同様なアプローチよりも、放出性・吸収性の決定要因の影響力を正確に推定することが可能であることが、モンテカルロシミュレーションを用いて示されている。したがって、この方法を利用することにより、放出性・吸収性要因の正確な導出と、潜在構造の導出が可能となっている。

交流圏に関する研究にこの手法を用いれば、発地または着地の社会・経済的属性に依存しない、地域間の関係性のみにもとづく交流圏を抽出することが可能である。地域と地域の関係性は一般に長い年月をかけて築かれることから、一般的にはこの交流圏は時系列的にみて比較的安定的なものと考えられるが、交流量を直接用いるQアナリシスや交流量を直接用いた場合のクラスター分析などでは交流量の多い地点を中心に大きな交流圏が導出されてしまい、日本を対象とした分析の場合には「東京だけがほかの多くの地域と結合して

図2：交流量の変化の要因

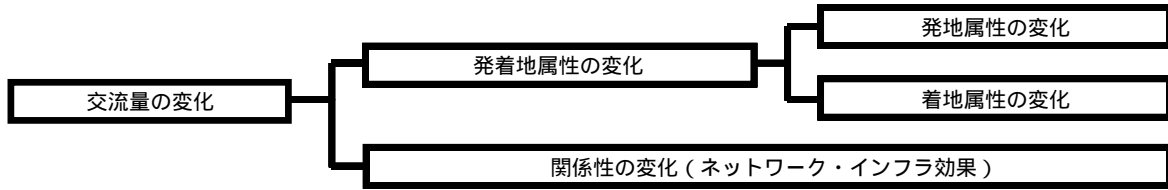
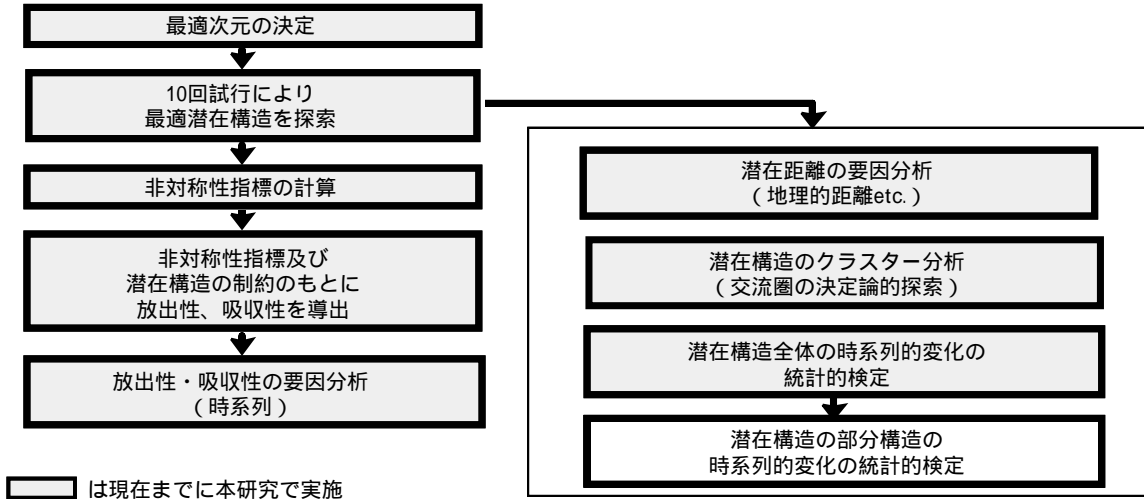


図3：オッズ比分解法の手順の流れ



いる」と判断されたり、ある時点で急激に一部の地域の放出性や吸収性が変化した場合に、導出される交流圏が劇的に変化したことを示す結果が現れる可能性が高い。このように、従来の手法には地域と地域の関係性を含む要因の分析が十分にできないという問題があった。また、地域間の交流状況の変化については、地域の社会経済状況が変わらなくても、ある地点とその周辺の地域との交流のためのインフラストラクチャーが急激に変化した場合、その地点との交流量が急激に変化する(図2)。このような場合にも、オッズ比分解法を用いれば、従来の手法では十分でなかった関係性要因の影響を計量的に抽出することが可能となる。その上で、その結果を用いたクラスター分析により交流圏を導出するというプロセスをとれば、関係性を反映した比較的安定的な交流圏が得られると考えられる。

オッズ比分解法の手順を簡略に図3に示す。

## 2 潜在構造

### 2.1 最適次元数の決定

73年から97年まで3年おきの各年データを用いて「シュワルツのベイズ情報量基準(SBIC)」によるモデル選択から、最適次元数決定のための予備分析を行った。次元数を2次元から1つずつ上げていき、各次元で1回推定を行い、SBICが大きくなれば次の年次に移り、前の年次において最後に推定された次元数の3つ前の次元から推定を行うという方法で最適次元数の目安を付けた。最適次元数は、各年ごとに分析結果のSBICの係数が最も小さくなる次元を採用するが、結果は表1のとおり4次元と5次元が現れた。

次に、最適次元数が4次元または5次元であることを確認するために、各年次の最適潜在構造を

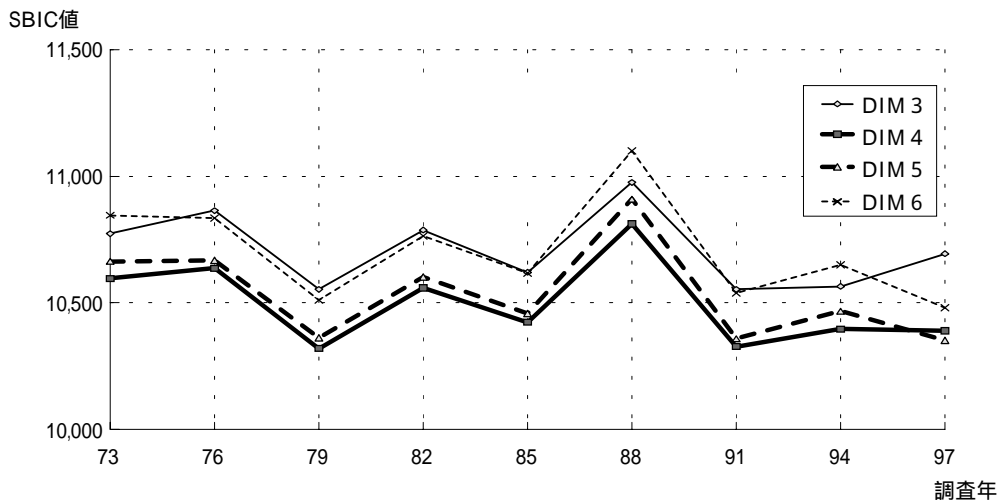
表 1 : 最適次元数の仮決定 (SBICの値)

年	2次元	3次元	4次元	5次元	6次元
73	11616.46253	10775.33219	10605.97503	10663.45767	
76	11782.09382	10877.03066	10642.90314	10667.44576	
79	11566.07972	10559.22133	10373.65480	10365.15414	10518.23004
82		10977.30672	10628.56708	10601.84369	10765.09279
85		10685.92068	10432.92454	10465.07172	
88	12097.26158	10996.25320	10812.50841	10914.00048	
91	11586.11969	10560.41132	10336.22289	10358.08972	
94	11328.16062	10614.74686	10403.21384	10467.00902	
97	11635.25125	10676.06712	10401.06276	10382.441110	10486.85121

表 2 : 最適解の計算結果 (SBICの値)

年	3次元	4次元	5次元	6次元
73	10773.42921	10593.09342	10663.45767	10846.14855
76	10863.94207	10636.68834	10667.44576	10834.94496
79	10553.48678	10319.91136	10361.86028	10510.63399
82	10787.44939	10558.39551	10601.84369	10764.22144
85	10620.37441	10423.26234	10457.55374	10617.49901
88	10975.34503	10812.50841	10909.85606	11100.64543
91	10552.96806	10327.15615	10358.08972	10537.48208
94	10565.41630	10396.56714	10467.26259	10650.20735
97	10694.24044	10390.03818	10351.21964	10480.91847

図 4 : 最適解の計算結果 (SBICの値)



3、4、5および6次元で求めた。最適解は、最適次元の仮決定と同様にSBICを基準として求めた。今回は、初期値を変更して解を10回推計した。最適解を求めた結果は、表2に示すとおりであり、最適次元数も79年から94年までは4次元、97年は5次元であることが確認できた。

今回のようにサンプル数の多いデータセットで最適次元構造の探索をする場合には、樋口、島根（1998）においてSBICがやや少なめの次元で最小になる傾向のあることが指摘されている。そこで、まず表2のデータをグラフ化してみると、図4のようになっていた。

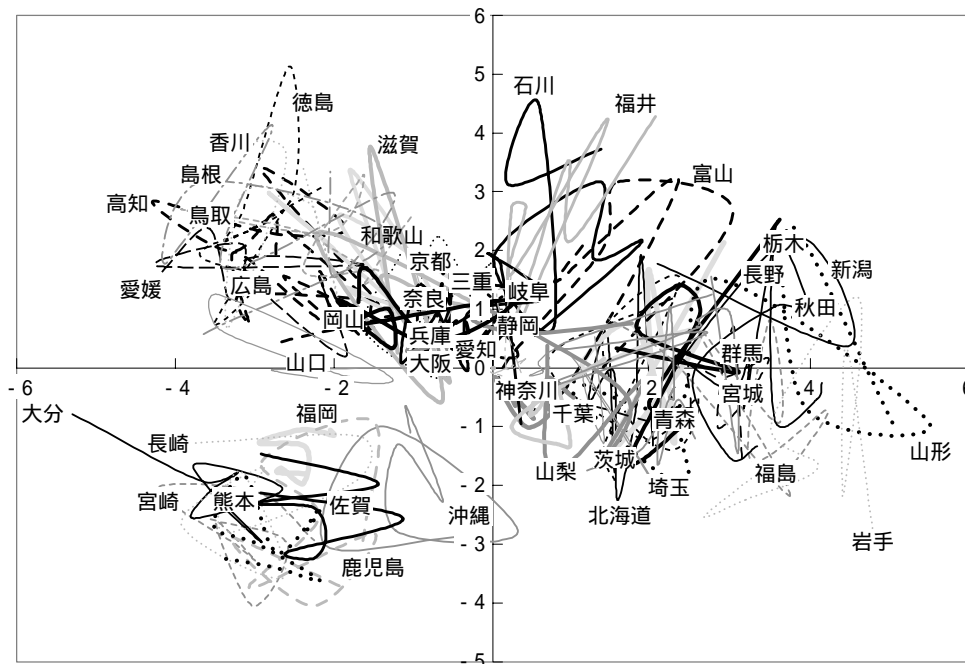
これをみると、各年の3次元および6次元のSBICの値はそれぞれの最適次元である4次元または5次元の値から比較的乖離しているが、4次元または5次元では比較的近接していることが分かる。これらのことから、今回は97年にあわせて5次元を最適次元とし、そのモデルを以後の分析に採用することとした。

## 2.2 潜在構造の視覚化

本節では、第1次元および第2次元の値からみた潜在構造の変化をみる。最適次元数は先に述べたように各年とも5次元を選択したところであるが、2次元のほうがイメージが捉えやすいことからこのような方法をとることとした。まず、最初に同定された2次元での東京都と各道府県との相対的な距離および位置関係の変化を、それぞれの県について各調査年の値を順次ベジェ曲線で結ぶこととし、9時点すべてについて東京都を原点の位置に固定してみることにした。その結果、図5のようなグラフとなった。この表示方法は、分散の大きな第1次元と第2次元を利用していることから、5次元のすべての値によって決定される位置関係を完全には表していないものの、大体の位置関係は表現できているものと思われる。

原点（東京都）に近い位置には神奈川県、愛知県、兵庫県、大阪府、静岡県、千葉県などがある。図5の全体をみると、縦軸より右の位置では、右端の位置に東北の各県と信越2県がまとまってお

図5：各都道府県の潜在構造（2次元）における位置の推移



り、そこから横軸上に東京に近い位置に北海道を含んだ関東の各県が、またそこから縦軸方向に上ると北陸3県がそれぞれのまとまりを作っている。縦軸の原点から上のほうには東海の各県が、また、縦軸の左の位置にはそれぞれ近畿、中国、四国、九州、沖縄の各府県がほぼそれぞれの地方別にまとまっており、近畿、中国、四国の各府県は東京からの地理的距離ともほぼ同様な位置関係になっている。沖縄県が九州とまとまっている。時系列での変化が大きく、一部の年次で各地方のまとま

りから離れた府県が見受けられる。

### 2.3 潜在距離の特徴

5次元すべてで得られる潜在距離を求めた上で、潜在距離がどのように変化しているかを地理的距離<sup>(注1)</sup>との関係などからみた。

まず潜在距離の全国平均と、都道府県別の他の都道府県との潜在距離の単純平均からみた。全国平均の潜在距離は76年に短くなり、79年には長くなって、それ以降94年まで短くなった後、97年は

図6 1：潜在距離の全国平均

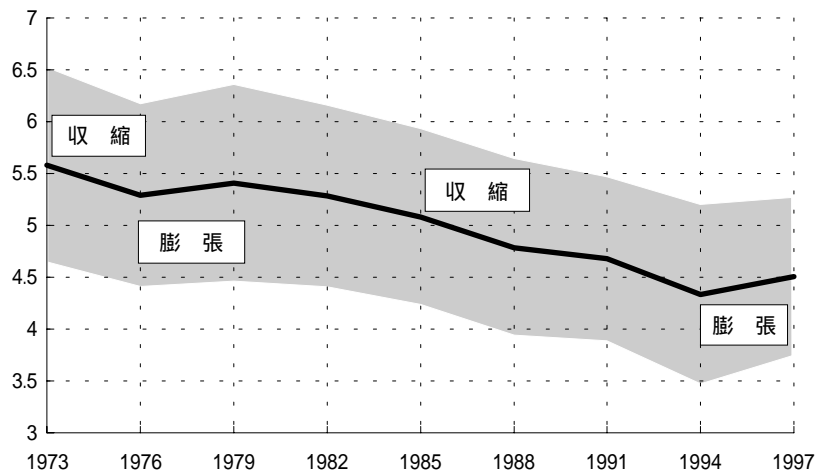
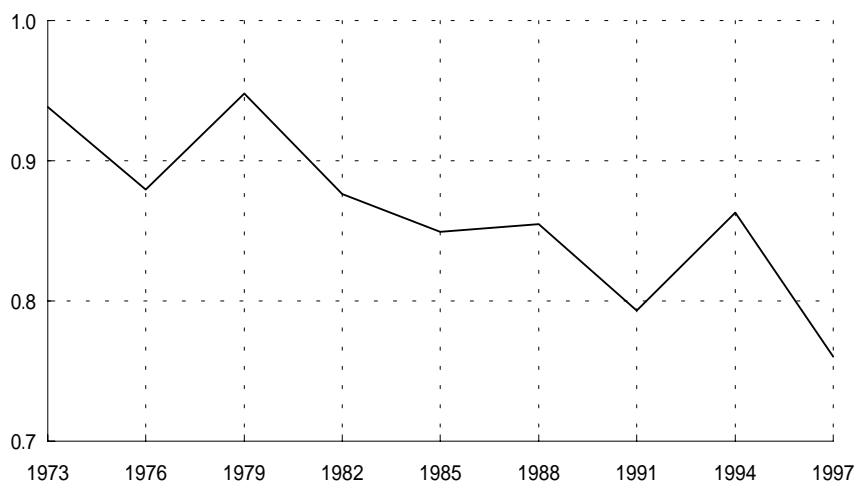


図6 2：潜在距離の全国平均の標準偏差



(注1) 地理的距離は、各都道府県庁所在地間の直線距離を使用している。

長くなった(図6 1)。第3種郵便物等の潜在構造は収縮(73 76) 膨張(76 79)、収縮(79 94)、膨張(94 97)というパターンで変化しており、その標準偏差をみると、73年の値に比べて97年の値が小さくなっていた(図6 2)。都道府県別に潜在距離の単純平均をみると、時系列全体で長いのは島根県と岩手県であるが、73年には山形県が、76年と79年には鳥取県が、91年には宮崎県が長く

なっていた。また、短いのは東京都、大阪府、奈良県、京都府および神奈川県であるが、82年から岡山県が、85年から埼玉県が、また最近では愛知県が短くなっている。宮城県を始めとする多くの県で潜在距離の短縮が顕著なものであることも判明した(図7)。

次に、関係性指標を地理的距離および隣接性で対数化重回帰分析したところ、表3の結果を得た。

図7：潜在距離の単純平均(都道府県別)

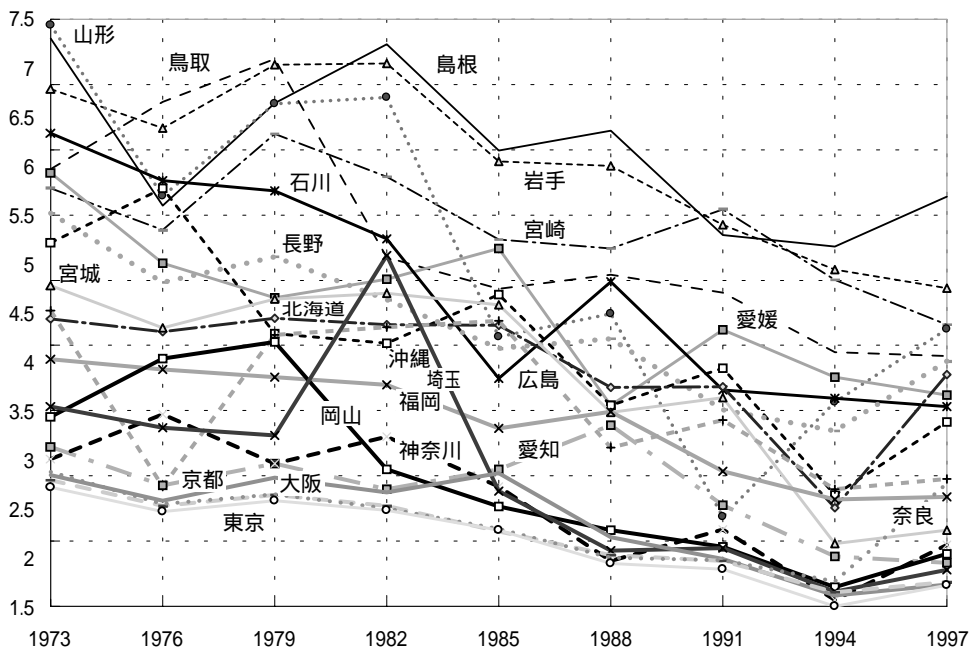


表3：関係性の分析結果(地理的距離との関連)

年次	定数項	地理的距離	隣接性	修正済みRSQ
73	-0.74765**	-1.00978**	0.07507	0.32964
76	-0.69075**	-0.98472**	0.00974	0.31685
79	-0.66225**	-1.00174**	-0.03768	0.31085
82	-0.64201**	-0.99286**	-0.04671	0.32995
85	-0.12966	-1.05367**	0.04611	0.36760
88	-0.72777**	-0.91245**	-0.05421	0.25040
91	-0.20157	-0.98814**	0.02843	0.31974
94	-1.25865**	-0.75909**	0.00021	0.16524
97	-0.92072**	-0.84796**	0.10133	0.25522

\*\* : 1%有意水準。



修正済み決定係数は16%から37%、距離弾性値は - 0.75から - 1.06の間であった。つまり、関係性のうち地理的距離、隣接性という純地理的要因で説明可能な部分は、約20%から40%弱であり、関係性の約60%以上は他の要因によって説明されねばならないものであることが判明した。このことは、社会・文化・歴史的な地域間関連を考慮する必要性が非常に大きいと解釈できる。また、地理的距離の弾性値が約 - 1ということから、地理的距離が長くなるのと同じように関係性は弱くなるということがわかる。なお、94年における分析結果は他の年とかなり違う結果が出ている。

さらに、潜在距離と地理的距離との関係を全時点についてみるため、横軸に対数化した実際の地理的距離をとり、縦軸に5次元すべてで得られた潜在距離をとってみると、図8のような結果を得た。

図8に示すとおり、潜在距離と地理的距離の関係は右上がりのままとまりとして表されていることから密接な関係があるといえる。特に、この固まりの上側に沿って右上がりの直線が接するような形となっていることが視覚的にわかる。つまり、

潜在距離は地理的距離の対数で上限が設定されており、都道府県間の社会・文化・歴史的なつながりによって短縮されていると考えられる。

なお、樋口、田村、小原(1998b)で既に分析結果をまとめた通常郵便物全体でも同様に上限線が認められた。今回の結果と比較すると、第3種郵便物等の上限線のほうが右上がりの傾斜が急であった。これは、同じ地点間で比較すると通常郵便物全体よりも第3種郵便物等の潜在距離のほうが長いということを表しているものである。

## 2.4 クラスタ分析による交流圏の導出

求められた5次元での最適潜在構造にクラスタ分析を用いて、都道府県を単位とする交流圏の導出を行った。

この分析においては、発見された各クラスターが一樣な凝集性を示す最長距離法を用いた。導出される各年次のクラスタ分析結果を時系列で比較するためには、クラスターの選択基準を統一しておく必要がある。そのため、ここでは、クラスタ凝集過程において導出される係数の階差をとり、その値が大きくジャンプしている近辺にある

図8：潜在距離と地理的距離の関係（9時点全体）

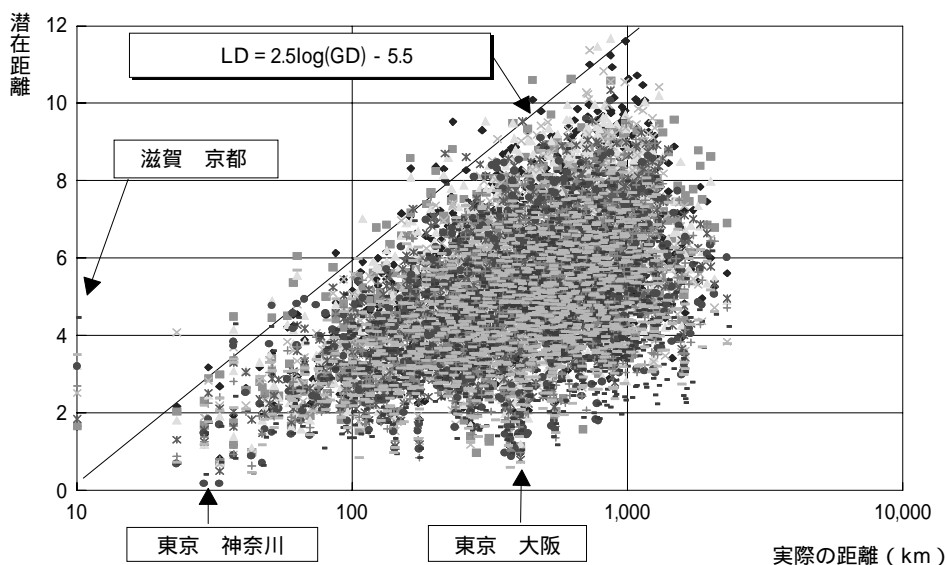


図9：クラスター凝集過程における係数の階差による選択基準の採用

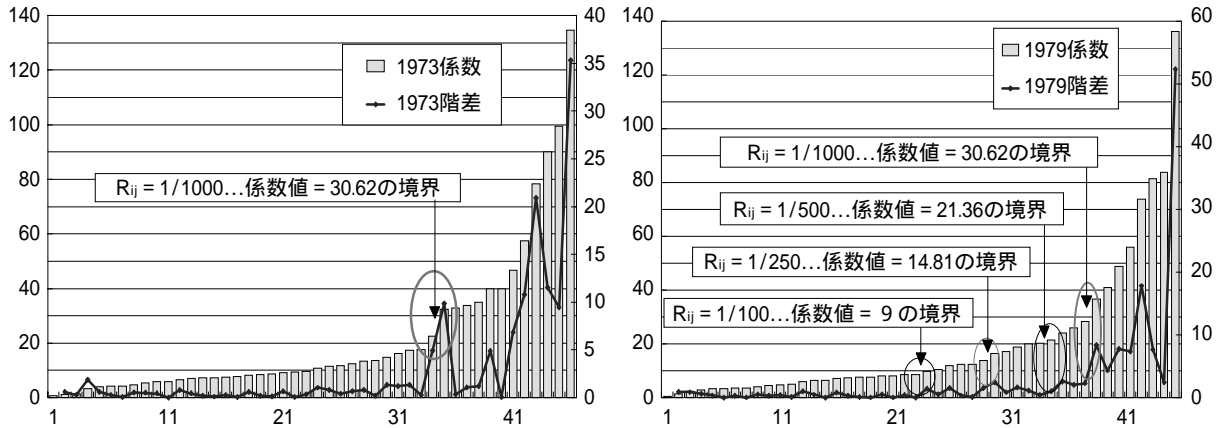


表4：都道府県を単位とした交流圏数

	73年	76年	79年	82年	85年	88年	91年	94年	97年
交流圏数	13	10	9	9	9	9	8	8	8

関係性指標 $R_{ij}$ を採用することとし、分析を進めた。

その結果の例をグラフでみると図9のようになっている。棒グラフは各係数の値で左側の目盛りを使用し、折れ線グラフはその階差で右側の目盛りを使用する。この場合、各係数の値は潜在距離の二乗の値を示しており、例えば $R_{ij}$ が1000分の1(=0.001)であれば、グラフの左目盛りは1000の平方根  $1 = 30.62$ となる。各年次において近辺に顕著なジャンプの見られるのは $R_{ij} = 1000$ 分の1であることから、この選択基準を採用することとしたが、すべての年次でジャンプがみられることからこの選択は妥当なものと考えられる。したがってこれを境として、それまでに結合したものを交流圏とした。同じ基準を設定しているの、時系列でこれらと比較することが可能となっている。その結果、表4のように各年の交流圏の数が確認できた。

交流圏に、それぞれA～Oと符号を付して各都道府県の属する交流圏を表示すると、表5のようになる。

確認できた交流圏のうち主なものは9個ある。

それぞれ、

- A：東北地方
- B：関東地方（東京・山梨を除く）
- C：東京・山梨および東海地方
- D：北陸地方
- E：近畿・中国地方の瀬戸内海側
- F：中国地方の日本海側
- G：四国地方
- H：九州地方および沖縄

符号は入り交じっているが多くの時点で結合のみとめられるもの：信越地方

の各県を中心として9時点すべてで確認された。ただし、76年については、Bが東海・近畿・中国の一部と結合し、また、85年についてはDが近畿の全府県および岡山県と結合した大きな交流圏を形成している。北海道や和歌山県のように安定的な交流圏を形成しない県についてみると、近隣の府県と小さく結合したり、様々な交流圏との結合を繰り返していることがわかる。

また、表6のようにすべての時点でグループ化して交流圏の一部を形成している都道府県は22府

表5：都道府県別所属交流圏（73年～97年）

管内別	府県別	1973	1976	1979	1982	1985	1988	1991	1994	1997
北海道	北海道	A	I	I	A	A	D	E	B	J
東北	山形	I	I	A	A	A	A	E	A	A
	青森	A	A	I	A	A	A	A	A	A
	岩手	A	A	I	A	A	A	A	A	A
	宮城	A	A	A	A	A	A	A	A	A
	秋田	A	A	A	A	A	A	A	A	A
	福島	B	A	A	A	A	A	A	B	A
関東	茨城	B	B	A	B	B	B	B	B	B
	栃木	B	J	B	B	B	B	B	B	B
	群馬	J	J	B	B	B	B	B	B	J
	千葉	B	B	B	B	B	B	B	B	B
	埼玉	B	B	B	B	B	E	E	B	C
	神奈川	B	B	B	B	B	E	E	B	C
	山梨	C	B	C	C	K	C	B	C	C
東京	東京	E	B	C	C	C	E	E	B	C
東海	静岡	C	B	C	C	C	C	C	C	C
	愛知	C	B	C	C	C	C	C	C	C
	岐阜	C	D	D	C	L	C	C	C	C
	三重	C	D	C	L	L	C	C	L	C
信越	新潟	J	J	B	D	B	D	B	B	J
	長野	C	J	B	D	B	D	B	C	C
北陸	富山	D	D	D	D	D	D	D	D	D
	石川	D	D	D	D	D	D	D	D	D
	福井	D	D	D	C	D	D	D	D	D
近畿	滋賀	E	E	D	L	D	E	C	L	C
	京都	E	B	C	C	D	E	E	G	C
	大阪	E	B	C	C	D	E	E	G	C
	奈良	E	B	C	C	D	E	E	G	F
	兵庫	E	E	C	E	D	E	E	G	H
	和歌山	L	L	C	L	D	L	G	L	F
中国	岡山	E	E	E	E	D	E	E	G	C
	広島	E	B	E	E	F	E	G	G	F
	山口	E	E	E	E	F	E	G	G	F
	鳥取	F	F	F	F	F	F	G	F	F
	島根	F	F	F	F	F	F	G	F	F
四国	徳島	G	G	G	G	G	G	G	G	G
	香川	G	G	G	G	G	G	G	G	G
	愛媛	G	G	G	G	G	G	G	G	G
	高知	G	G	G	G	G	G	G	G	G
九州	福岡	M	H	E	H	H	H	H	H	H
	佐賀	M	E	H	H	H	H	H	H	H
	長崎	M	E	H	H	H	H	H	H	H
	熊本	H	H	H	H	H	H	H	H	H
	大分	H	H	H	H	H	H	N	H	H
	宮崎	H	H	H	H	H	H	H	H	H
	鹿児島	O	H	H	H	H	C	H	H	H
沖縄	沖縄	O	H	E	H	H	C	H	H	H

表6：すべての時点で同一のグループを形成している都道府県

都道府県名	構成県数
青森、岩手	2
宮城、秋田	2
埼玉、神奈川	2
静岡、愛知	2
富山、石川	2
京都、大阪	2
鳥取、島根	2
徳島、香川、愛媛、高知（四国）	4
佐賀、長崎	2
熊本、宮崎	2

県ある。

交流圏の規模の推移を、交流圏に属する都道府県数の変化からみると、一時的に交流圏を移動する都道府県はあっても、継続して多数の県が入り続けたり抜けている交流圏はないことから、ほぼ同一の規模を維持している交流圏が多い。規模が変化している場合は、北海道、南関東、信越、近畿または中国地方の府県がどの交流圏に所属するかということが大きな原因となっている。また76年、79年、85年、94年および97年には10府県以上が結合した大きな交流圏ができていますが、それらにはすべて近畿地方の数県が属しており、これに76年、79年および97年の場合はほぼ関東・東海地方の数県が結合し、85年の場合は北陸地方および岡山県が結合し、94年の場合には中国地方の瀬戸内海側の各県と四国地方全県が結合している。

## 2.5 潜在構造の変化の統計的検定

時系列で、第3種郵便物等について地域間交流の潜在構造の全体構造に変化があったかを統計的に分析した。クラスター分析では、オッズ比分解法によって推定された潜在構造が誤差のないものとして決定論的に交流圏を導出したが、推定され

た潜在構造は本来推定誤差を伴うものであり、クラスター分析の結果は潜在構造内の部分構造の一次的な近似でしかないものである。そこで、以下の分析では、潜在構造全体が有意に変化しているかを検定することにする。つまり、基準年の座標を比較年の座標とすることができる、という仮説が統計的に有意に棄却されれば変化があったとし、棄却されなければ変化はないものとする。結果は表7のとおりであり、すべての時点間において棄却域5%の水準で有意な構造の変化があったことがわかった。

このことは、前述のクラスター分析の結果について「安定している交流圏が多くを占めている」とみたが、全体としてみた場合には、それとは違って有意に変化しているということになる。一見全く異なる結果のように見受けられるが、郵政局(全国を12区域に区分)の管内を単位として行った同様の分析の結果(表8)と比較してみると、解釈可能な部分が出てくる。つまり、管内単位の分析では有意な構造変化が生じていない年が若干あることから、これらの結果を比較することにより、管内単位でみた場合には全体構造が安定している年があるにもかかわらず、管内の中の都道府

表7：都道府県を単位とした潜在構造全体の変化（棄却域5%の水準）

		基準年								
		1973	1976	1979	1982	1985	1988	1991	1994	1997
比較年	1973		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	1976	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	1979	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	1982	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	1985	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000
	1988	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000
	1991	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000
	1994	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000
	1997	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	

注：網掛け部分は、棄却域5%の水準で有意に異なることを示している。

例えば、73年と97年との間では、棄却域5%の水準で有意に異なる（構造変化がある）ことになる。

表8：管内を単位とした潜在構造全体の変化（棄却域5%の水準）

		基準年								
		1973	1976	1979	1982	1985	1988	1991	1994	1997
比較年	1973		0.043	0.300	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	1976	0.014		0.000	0.000	0.084	0.000	0.000	0.000	0.000
	1979	0.018	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	1982	0.000	0.000	0.000		0.004	0.000	0.000	0.000	0.000
	1985	0.000	0.028	0.000	0.001		0.000	0.000	0.000	0.000
	1988	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.027	0.000	0.000
	1991	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.008		0.000	0.002
	1994	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000
	1997	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	

注：網掛け部分は、棄却域5%の水準で有意に異なることを示している。

例えば、73年と97年との間では、棄却域5%の水準で有意に異なる（構造変化がある）ことになる。

県間の潜在構造が変化したため、都道府県単位の潜在構造の統計的検定では、それらの変化が集積して大きなものとなったので、全体構造が顕著に変化していると検定された部分もあると考えられる。

クラスター分析により管内とほぼ同じ安定したクラスターが発見されていることから、クラス

ター分析で発見された潜在構造の中の部分構造、クラスターが統計的に有意に変化しているかについて、今後、引き続き研究することが必要である。また、都道府県間の潜在構造の変化の分析においては、確率分布のパラメータの推定上の問題もあるようであり、その影響も含めて、今後さらに研究を進めていく必要がある。

### 3 各都道府県の放出性と吸収性

#### 3.1 概要

オッズ比分解法によって得られた都道府県別の放出性および吸収性の推移は、図10および図11に示すとおりであった。なお、それらの大きさ（それぞれの地域の属性からみた放出性および吸収性の強さ）は各年において全国平均の値が1になるように基準化している。

まず、放出性については、調査の9時点すべてにおいて東京都が最も大きく、次いで時系列で見

ると大阪府が続いている。73年と85年以後は岡山県も大きい値を示している。東京都は一貫して10を上回っており、79年に20近くまで大きくなり82年に20を超えたあと15前後を推移し、97年には30近くまで急上昇した。大阪府は91年に5を超えているがその前後は3から5程度の間を推移している。岡山県は76年に下降し85年に急上昇を示した後94年に5を超えているがその前後は3から5程度の間を推移している。大阪府が若干の下降を見せる76年、85年、88年、94年および97年のうち、

図10：放出性の変化

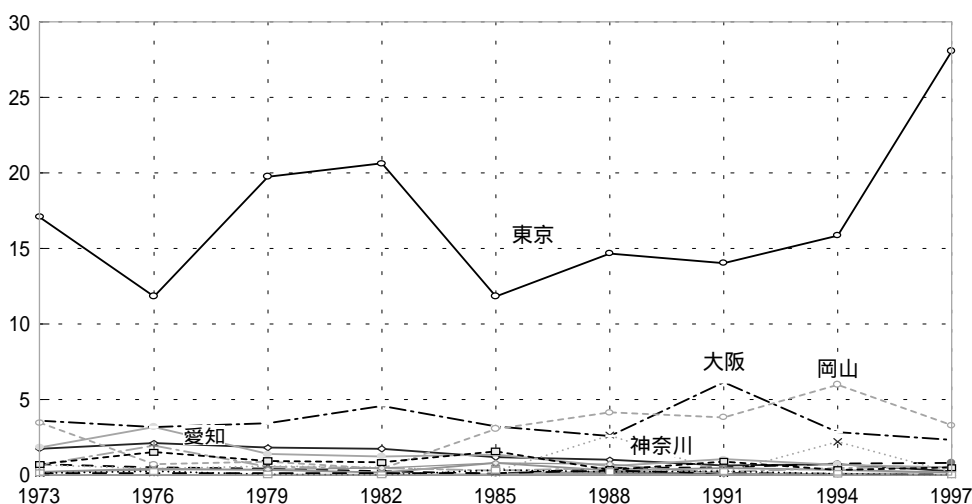
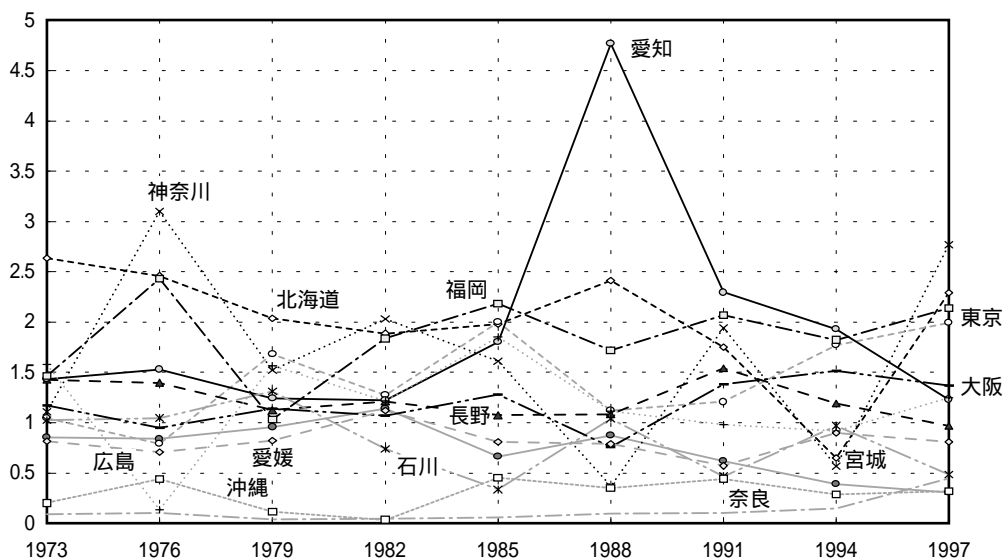


図11：吸収性の変化



97年を除く各年では、神奈川県または愛知県が比較的大きな上昇となっている。

吸収性の大きさの順位については、調査時点によって大きな変動がみられる。調査年別の第1位を管内の代表とした府県でみると、表9のように北海道、神奈川、福岡および愛知の各都道府県がある。

この放出性、吸収性の大きさは、郵便の引受物数および配達物数と比例している可能性もあることから、97年の「あて地別引受郵便物数調査」結果の第3種郵便物等について、引受数および配達数の都道府県別のシェアを示す。上位3県をまとめた表10と上記を比較してみると、東京都の比率、県別の順位などで異なる結果となっていることがわかる。

つまり、引受郵便物数と配達郵便物数は、潜在構造の影響も含むものであり、一方、オッズ比

解法によって求められた放出性、吸収性は純粋に発地・着地の属性によって決定されているものであるため、この相違が生じたものと考えられる。

放出性、吸収性が全国平均（この場合は1）を上回っている都道府県の数はいずれも表11のとおりである。

放出性については、全国平均を上回っている県数が97年に若干小さくなっているが、他の各年には大きな変化がみられない。吸収性については76年に小さくなり、79年に大きくなっている。9時点のすべてで全国平均を上回っている県は、放出性では東京都および大阪府の2県であり、吸収性では千葉県、新潟県、愛知県および福岡県の4県となっている。通常郵便物全体では放出性および吸収性ともにすべての時点で全国平均を上回っている都道府県が5つ存在したが、第3種郵便物等では確認できなかった。

表9：吸収性指標の大きい都道府県

	73年	76年	79年	82年	85年	88年	91年	94年	97年
第1位	北海道	神奈川	北海道	神奈川	福岡	愛知	愛知	愛知	神奈川
第2位	広島	北海道	東京	北海道	東京	北海道	福岡	福岡	北海道
第3位	福岡	福岡	広島	福岡	北海道	福岡	神奈川	東京	福岡

表10：引受郵便物および配達郵便物の都道府県別シェア

（97年：第3種郵便物等） 単位：%

順位	引受郵便物数		配達郵便物数	
	県名	物数割合	県名	物数割合
第1位	東京	77.4	東京	23.3
第2位	京都	4.6	大阪	13.2
第3位	大阪	2.9	神奈川	5.4

表11：放出性、吸収性が平均以上の都道府県の数

	73年	76年	79年	82年	85年	88年	91年	94年	97年
放出性	8	9	8	8	10	9	7	8	5
吸収性	21	15	26	21	23	21	19	19	17

### 3.2 放出性および吸収性の分析

本節では、分離抽出された放出性および吸収性の要因分析を行うが、その前に、従来の対数化重回帰モデルによる非分離型の要因分析では、計量地理学で長い間議論されてきた「地図パターン問題」により、要因のパラメーターが過大評価されている可能性が強いことを示しておく。

要因分析にかける変数は、都道府県別の人口、人口密度、人口一人あたりの県民所得、人口一人あたりの産業別事業所数である。<sup>(注2)</sup>

DG：地理的距離 ADJ：隣接性

POP：人口 AREA：面積

INC：県民所得 FIRM：事業所数

FIRMの1から11は、それぞれ次の各業種を表す。

1：農林水産業、2：鉱業、3：建設業、4：製造業、5：卸売業・小売業、6：金融・保険業、7：不動産業、8：運輸通信業、9：電気・ガス・水道業、10：サービス業、11：公務

対数化重回帰分析では、通常、以下の式を用いて要因分析が行われる。

$$\begin{aligned} \ln T_{ij} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln DG_{ij} + \alpha_2 ADJ_{ij} + \alpha_3 \ln POP_i \\ & + \alpha_4 \ln POP_j + \alpha_5 \ln(POP_i / AREA_i) \\ & + \alpha_6 \ln(POP_j / AREA_j) \\ & + \alpha_7 \ln(INC_i / POP_i) + \alpha_8 \ln(INC_j / POP_j) \\ & + \sum_k \alpha_{9+k} \ln(FIRM_{ki} / POP_i) \\ & + \sum_k \alpha_{10+k} \ln(FIRM_{kj} / POP_j) + \epsilon_{ij} \end{aligned}$$

これと比較可能な形で、分離抽出された関係性要因と属性要因(全体平均、放出性、吸収性の積)の説明力を調べるためには次の式を用いる。

$$\ln T_{ij} = a_0 + a_1 \ln R_{ij} + a_2 \ln(kA_i B_j) + \epsilon_{ij}$$

この二つの式におけるパラメーターを推定して

各変数の寄与率を算出し、前式の地理的要因の変数(地理的距離と隣接性)の寄与率を合わせたものと、属性要因を表す属性変数の寄与率を合わせたものを、それぞれ前者は後式の関係性要因の寄与率と、後者は同じく属性要因の寄与率と比較する。各寄与率をグラフで示したものが図12-1および図12-2である。関係性要因の寄与率は42%から52%ほどであり、属性要因の寄与率は29%から44%、残差は12%から19%である。一方、地理的要因の寄与率は17%から26%ほどでしかない。また属性変数の寄与率は41%から51%もあり、残差は27%から34%もある。これらを比較すると、2-3節でも述べたように、地理的要因では関係性要因のうちの40%程度しか捉えられていないことがわかる。この残りの60%(全体の25%)ほどが前式の推定においてすべて残差へ回っていかば、属性変数のパラメーターの過大推定は起こっていないことになる。しかし、残差は約15%ほどしか増加しておらず、残りの10%ほどが属性変数で説明されてしまっている状態である。つまり、属性変数のパラメーターは過大評価されていると考えられるのである。

この図12-1におけるもう一つの発見は、発地の属性要因の寄与率が着地の属性要因の寄与率の2倍から5倍程度あることである。第3種郵便物等の交流量は発地の要因が非常に大きいことが判明した。

以上から、要因分析は分離された属性要因を対象として次の式に基づいて行うことにする。

(注2) 説明変数として用いたデータの出所および統計データが存在しない時点の推計方法については次のとおりである。

- ・人口 総務庁「国勢調査」、同「推計人口」  
国勢調査実施の年は同調査の結果。未実施の年は推計人口
- ・事業所数 総務庁「事業所統計調査」  
調査実施の年は同調査の結果、未実施の年は必要となる時点の前後2回の同調査の結果から直線補間して推計した。
- ・県民所得 経済企画庁「県民経済計算」



図12 1：関係性要因と属性要因の寄与率

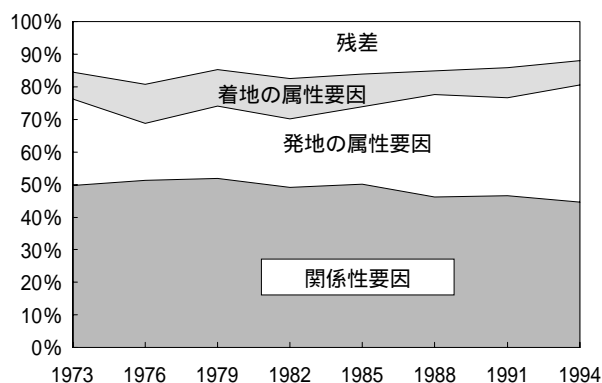


図12 2：地理的要因と属性変数の寄与率

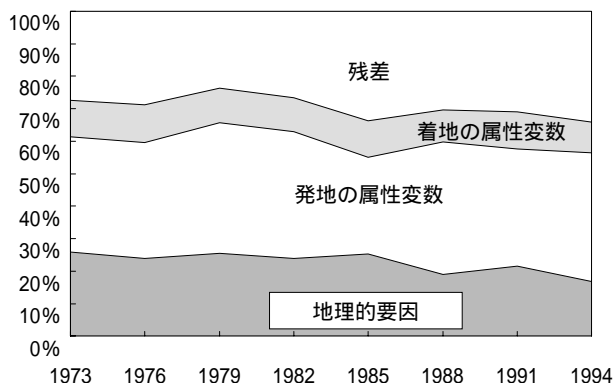


表12：放出性・吸収性の要因分析結果

間接法

放出性

年次	人口	1人当 たり県 民所得	人口 密度	人口1人当たりの事業所数											定数項
				農林水産	鉱	建設	製造	卸売小売	金融保険	不動産	運輸通信	電・ガ・水	サービス	公務	
73年	++	++	--		--	--		++	++	--	--		--	+	--
76年	++	++	--	--	--	--	--	-	++	--	--	--	++	++	
79年	++	++	--		--	--	++	+	++	--	--	--	++	++	--
82年	++	++	--	++	--	--	++		++		--	+		++	--
85年	++	++	--	--	--	--	++	++	++	-	--	++	++	++	--
88年	+	++	--		--	--	++	++	++	++		++	--	++	
91年	++		--	--	--	--	++		++		--	++		++	--
94年	++	++	--	--	--	--	++	--	++	++			--		--

吸収性

年次	人口	1人当 たり県 民所得	人口 密度	人口1人当たりの事業所数											修正済RSQ	サンプル数
				農林水産	鉱	建設	製造	卸売小売	金融保険	不動産	運輸通信	電・ガ・水	サービス	公務		
73年	++	--		++	++	++			++	++	++		--		0.657753	2209
76年	++	--	++	+	++	++		++	--	++	++	++	--	--	0.685248	2209
79年	++	-		++		++	--	++	++	--	++	+	--	--	0.752229	2209
82年	++	--	++	++		++			++	++	+		--	--	0.736118	2209
85年	++	--			++		--		--				++	-	0.557677	2209
88年	++			++	+	++		++		--					0.599995	2209
91年	++	++	++	++	++	++	--	++	--		--	++	+	-	0.604708	2209
94年	++	++			++	-	--		--	--			++	-	0.527694	2209

++、--：1%有意水準

+、-：5%有意水準

$$\begin{aligned} \ln(kA_i B_j) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln POP_i + \alpha_2 \ln POP_j \\ & + \alpha_3 \ln(POP_i / AREA_i) \\ & + \alpha_4 \ln(POP_j / AREA_j) \\ & + \alpha_5 \ln(INC_i / POP_i) \\ & + \alpha_6 \ln(INC_j / POP_j) \\ & + \sum_k \alpha_{7k} \ln(FIRM_{ki} / POP_i) \\ & + \alpha_{8k} \ln(FIRM_{kj} / POP_j) + \epsilon_{ij} \end{aligned}$$

要因分析の結果は、表12のとおりである。参考までに、直接法（非分離型の推定）での結果と間接法（分離型の推定）での結果を示すと図13 1～6のようになっており、両者の結果は明らかに大きな差が生じている。

以下、表12に基づき間接法の結果を検討する。

まず、放出性については、

- ① 人口が一貫して有意な説明変数であると考えられる。

- ② 人口1人当たりの県民所得がほとんどの時点でプラスの有意な説明変数であると考えられる。

- ③ 人口1人当たりの事業所数のうち金融・保険業が一貫して、また公務がほとんどの時点でプラスの有意な説明変数であると考えられる。また、製造業もプラスに働いていると考えられる。

- ④ 人口1人当たりの事業所数のうち鉱業および建設業が一貫してマイナスの有意な説明変数であると考えられる。また、運輸通信業もマイナスに働いていると考えられる。

吸収性については、

- ① 人口が一貫してプラスの有意な説明変数であると考えられる。

- ② 人口1人当たりの事業所数のうち農林水産業、鉱業および建設業がほとんどの時点でプラスの有意な説明変数であると考えられる。

図13 1：発地の人口の効果

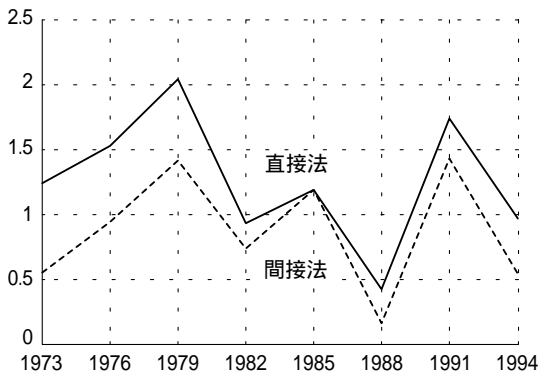


図13 2：着地の人口の効果

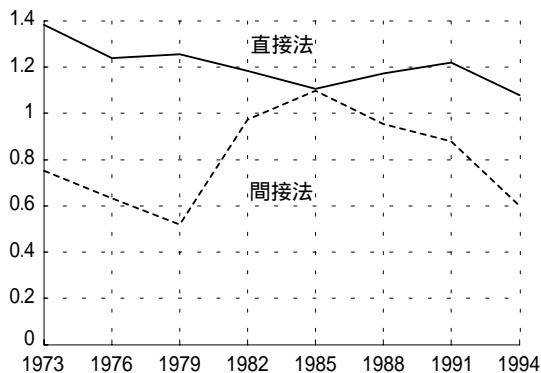


図13 3：発地の1人当たり県民所得の効果

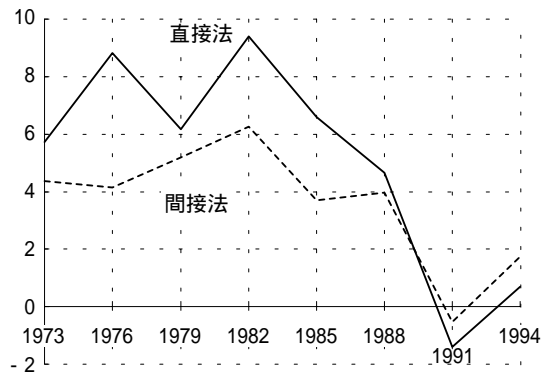


図13 4：着地の1人当たり県民所得の効果

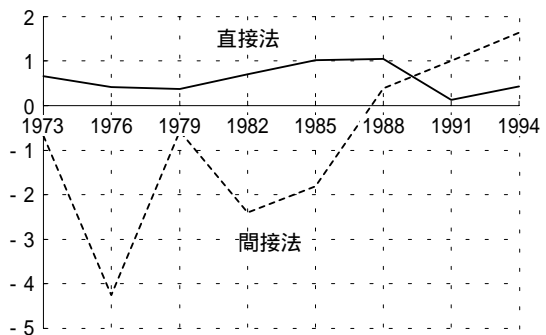


図13 5：発地の人口当たりの金融保険業事業所数の効果

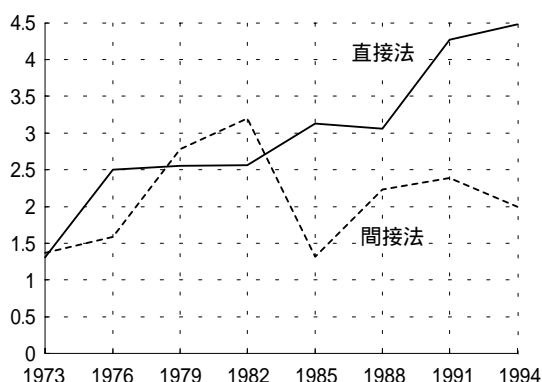
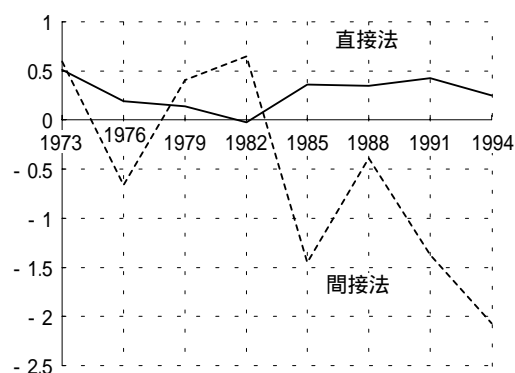


図13 6：着地の人口当たりの金融保険業事業所数の効果



- ③ 製造業および公務はマイナスに働いていると考えられる。また所得もほぼマイナスに働いていると考えられる。

つまりこれらを寄与率などとともに総合的に判断すれば、第3種郵便物等は所得の高い地点から所得の低い地点へと発生しており、金融・保険業、公務、製造業または卸売小売業を送信者として、農林水産業、鉱業、建設業または卸売小売業を受信者としてしていると考えられるのである。卸売小売業が双方に入っているため、卸売小売業の産業内部における広い意味での情報伝達の一部として第3種郵便物等の大部分を占める第3種郵便物を利用している可能性も推測される。

なお、これらの要因分析においては、対象とした第3種郵便物等の内容が先にも紹介したとおり一定の条件を満たす定期刊行物等であることから、その利用の仕組みや実態なども勘案して、さらに検討を進める必要があると考える。

### 分析結果の要旨等

今回分析を行った結果の概要は次のとおりである。

- ① 第3種郵便物等についても通常郵便物全体と同様に、その潜在距離は地理的距離の対数で上限が設定されており、都道府県間の社会・文

化・歴史的なつながりによって短縮されていると考えられる。

- ② オッズ比分解法により求められた5次元での最適潜在構造にクラスター分析を用いて第3種郵便物等の交流圏を推定した結果、基本となる9個の交流圏が見いだされた。交流圏の数は時点によって8から13個の間で変化しているが、各交流圏を構成する都道府県の数に時系列で継続した大幅な変化はなかった。変化する場合、北海道、南関東、信越、近畿または中国地方の県がどの交流圏に所属するかということが大きな原因となっている。東京を中心とする大きな交流圏が一つ存在するという事はなく、既存の郵政局管内に近い交流圏が発見された。
- ③ 第3種郵便物等の都道府県を単位とした地域間交流状況の潜在構造は安定しているかどうかをわが国全体についてみた結果、すべての時点で潜在構造の変化がみられた。しかし、管内間では構造変化のない年次もあることから、それらの時点では管内内部の構造が大きく変化しているものと考えられる。
- ④ 回帰分析によって放出性および吸収性についての要因分析を行った結果、人口が放出性および吸収性の双方について時系列で一貫して有意に影響を及ぼす要因であることがわかった。ま

た特定の産業が第3種郵便物等の発信と受信に関して一貫した影響を示していることが判明した。

## 今後の課題

今後、次のようなことを課題として取り組む必要があると考えられる。

### ① 郵便物の種類別の特性の把握を更に進める

本件にかかる調査全体としてみると、通常郵便物全体および今回の第3種郵便物等のデータについて分析を行ったところであるが、通常郵便物のデータは、先に述べたように、

- ・普通通常郵便物（内訳：第1種定形・第2種・第1種定形外、第3種・第4種）
- ・特殊通常郵便物（内訳：書留としない速達通常、電子郵便、書留通常）

に分けて把握されているところであり、それぞれのデータ区別ごとにサービスの内容が大きく異なっていることから、それらの区別ごとに区分して分析し、特性を把握する。また、今回分析を行っていない小包郵便物についても同様の作業を行う。

### ② 物流、電話トラヒック等他のメディア等との比較

交流圏、移動距離等について他のメディア等との比較を行い、郵便の特性を捉える。

### ③ 相互に及ぼす影響の分析

郵便のサービスについては、今回の分析の対象とした期間内にも電子郵便、カタログ小包といった最新時点での調査の対象となっている新規のサービスが開始されている。これらの新規のサー

ビスの開始によって、既存のサービスには今回の調査研究に係る範囲でどのような変化、例えば構造変化が生じたか等について、郵便サービス相互間の作用についての分析を行う。

また、地域間の交流には、人口移動、物流、資本移動、地域間産業連関、電話などの郵便サービス以外の交流があることから、それらとの相互間での影響についても、郵便を中心とした分析を行う。

### ④ 潜在構造分析における確率分布のパラメータの扱い方の検討

都道府県間の潜在構造の変化の分析の際、非常に極端な構造変化が検出されているので、オッズ比分解法の実際の推定段階における確率分布のパラメータの推定に問題があるように思われる。確率分布の二つのパラメータのどちらかが最適化の過程において0近辺になると収束が非常に遅くなり、最適化が行われているかどうかははっきりしない。今後その影響を含めて推定方法や扱い方をさらに検討する。

### ⑤ オッズ比分解法の最適化作業の再検討

本稿の分析と平行して実施した通常郵便物全体の分析の過程において、潜在構造の最適次元数の選択のための試行が10回では十分でない可能性があることが明らかになったことから、オッズ比分解法の最適化作業の再検討を行う。

### ⑥ 対象郵便物の特性をより反映した要因分析の推進

分析対象となる各種郵便物の内容、利用の仕組み、実態等の特性をより勘案した都道府県間の放出性および吸収性の要因の検討を進める。

## 【参考文献】

石川義孝 [1988] 『空間的相互作用モデル その系譜と体系』 地人書房

大友 篤 [1982] 『地域分析入門』 東洋経済新報社

田辺健一 [1982] 『日本の都市システム 地理学的研究』 古今書院

- 特に、森川洋の郵便に関する分析 同書中第2章「日本の都市の階層とシステム 諸機能による分析」第1節「通信機能による分析」A「郵便通信（速達便）の場合」pp 85-97
- 樋口洋一郎 [1996]「ネットワーク・オン・ネットワーク」『高速道路と自動車』vol.39 1 : pp 28-35
- 樋口洋一郎 [1998a]「相互作用空間の統計的導出方法の提案」『高速道路と自動車』vol.41 2 : pp 21-28
- 樋口洋一郎 [1998b]「空間的相互作用データの分析のためのオッズ比分解法の開発と都道府県間人口移動1954-96への応用」応用地域学会1998年度研究発表会 都市計量分析2セッション
- 樋口洋一郎、島根哲哉 [1998]「都道府県間電話通話の空間構造分析」応用地域学会1998年度研究発表会 通信および交通セッション
- 樋口洋一郎、田村浩之、小原宏 [1998a]「郵便の地域間交流の特性と構造変化」第10回郵政研究所研究発表会 郵便物流セッション②
- 樋口洋一郎、田村浩之、小原宏 [1998b]「郵便の都道府県間交流の特性と構造変化」応用地域学会1998年度研究発表会 物流セッション
- 外園博文 [1993]「郵便の地域間交流構造に関する分析」郵政研究所ディスカッションペーパー・シリーズNo.1993 26
- 村上幹夫 [1998]「空間的相互作用モデルを用いた人口移動分析の再検討：モンテカルロシミュレーションと韓国、マレーシア、中国の人口移動への応用」東京工業大学大学院社会理工学研究科社会工学専攻修士論文
- 柳川堯 [1986]『離散多変量データの解析』共立出版株式会社
- 郵政省郵務局『あて地別引受郵便物数調査結果』