

# 博士學位論文

論文題目

交通サービスの新設・廃止による

都市間旅行パターンの経年変化

Doctoral Thesis Title

The effect of travel service establishment/withdrawal

on time-series change of intercity travel patterns

提出者

東北大学大学院工学研究科

土木工学 専攻

学籍番号 B3TD6007

氏名 山口 裕通

Name Hiromichi YAMAGUCHI

## ABSTRACT

### **The effect of travel service establishment/withdrawal on time-series change of intercity travel patterns**

The demand for inter-city travel in Japan has begun to decrease because of diminishing population, already in the present. This decline in demand may make some public travel services unprofitable. Therefore, the subsidies from the local governments play an essential role, because the subsidy policy directly influence the existence of the service. However considering limited budget of local governments, it is difficult to provide the subsidies for keeping the existence of all travel services. Therefore, it is important for local governments to evaluate the effects of each travel service existence, and to check the substitution levels between other travel services.

In this research, we analyze the effect of travel service establishment/withdrawal in the past 20 year data of Japanese inter-city travel patterns, which are surveyed in Chapter 2. We propose an inter-city travel demand model for evaluating this effect. This model is composed by two models. First one is the integrated destination and mode choice model, and second one is the travel frequency distribution model.

In chapter 3, the integrated destination and mode choice model is formulated. The parameters are estimated by the data of Inter-Regional Travel Survey in Japan. The novelties of this model are following two points.

First point is that this model can explain the different cross-elasticity among destinations in order to express the change of destination choice ratio accurately. Most existing inter-city travel demand model (ex. Kato et al., 2011) assumed equal cross-elasticity among destinations, because of the limitation of Nested Logit model (NL model). In this research, we apply the Generalized Nested Logit model (GNL model) to destination and mode choice. This model allows the similarity between alternatives of same mode but different destination, as a result the cross-elasticity among destinations can be different. Estimated parameters indicate that there is the similarity among alternatives of same mode but different destination. In other words, travelers easily tend to change their destination to the zones where they can access easily by the same mode. This trend is important for assessing the destination change caused by the travel service establishment/withdrawal.

Second point is proposing ‘decomposition approach’. The existences of travel services are strongly related with some socio-economic conditions of zones. Then , some

socio-economic conditions act as ‘covariates’ and able to cause bias for estimating the effect of travel service existence. Existing models control the effects of major social-economic indexes, like population, average income and so on. Such control can exclude the biases caused by this major social-economic indexes. However other un-observed ‘covariate’ may affect and cause biases. Moreover this control eliminates indirect development effect of transportation service, even though they are important in policy making decisions. In this research, we focus on the difference of outreach of the effects by social-economic conditions and by travel service establishment/withdrawal. Social-economic conditions usually affect zone level, on the other hand, travel service establishment/withdrawal affect link level. In the ‘decomposition approach’, the zone level difference of travel pattern are controlled in order to estimate the parameters for the effects of travel service existence. This approach enable us to remove bias caused by all covariates which affect zone level. We compare the model derived from decomposition approach with that from previous approach. As the result from the comparison, it was concluded that the model from previous approach very likely to be biased, and the model from ‘decomposition approach’ are more stable for time and expected to forecast the future travel patterns more accurately.

In chapter 4, the travel frequency distribution model are formulated. We apply this model to the repeated cross-sectional data of travel frequency distribution data for the past 20 years, and analyze the effects of travel service establishment/withdrawal on travel frequency distribution. This data are sourced from the National Survey on Time Use and Leisure Activities of Japan.

This model express the travel frequency distribution as the combination of three groups; selective group in which individuals choose their travel number randomly, zero frequency group in which individuals never travel, and high frequency group in which individuals always travel more than 10 times per year. Then, the shape of a travel frequency distribution are explained by three parameters: two of them explain the component ratio of the second and the third groups above and the other parameter explains the average travel frequency of the first selective group. Here, we estimate the three difference of each three parameters over; (1) age, (2) birth cohort and (3) spatio-temporal difference from the travel frequency data.

The estimated results indicated that the average annual travel frequency decreased for past 20 years, the zero frequency ratio is increasing, and these time series changes

can be mainly explained by the changes in age composition and differences among birth cohort. Using these estimated results, we forecast the travel frequency distribution until 2040, considering changes in age composition. The results indicates that: the total overnight sightseeing travel volume in a year will decrease 40 million trips in the period between 2010 and 2040.

Moreover, we estimate the effect of travel service establishment/withdrawal on travel frequency distribution from the regression analyses of estimated spatiotemporal differences.

We apply these models to forecast the effects of Hokuriku High Speed Railway establishment in chapter 5. Then, we quantify and summarize the features of the travel service establishment effects on inter-city travel patterns.

This analysis and estimated parameters in chapter 3 and 4 lead to the following three conclusions about the effects of travel service establishment/withdrawal.

First one is that indirect effect on destination choice is none or negative. This indirect effect is that the travel service establishment/withdrawal firstly affect the social-economic condition, secondly this change of social-economic condition affect the destination choice ratio. In the ‘decomposition approach’, this indirect effect are estimated dividedly. The estimated result indicate that there are negative indirect effect on business and private travel and no indirect on sightseeing travel.

Second one is that travel service establishment (withdrawal) increases (decreases) the travel volume, but it does not change the component ratio of zero frequency group. Component ratio of zero frequency group is different among prefectures and increasing for 20 past years. However, the travel service establishment cannot change this trend.

Third one is that ‘destination change’ is larger than the ‘change of travel generation volume’ in the effect of travel service establishment/withdrawal. For example, Hokuriku high-speed railway increases travel volume to Ishikawa and Toyama, however most of this change is caused by ‘destination change’. Therefore travel volume to other prefectures decreases. This concluded that travel service establishment/withdrawal will change the allocation of intercity travel. On the other hand, the effect on total travel volume is smaller than the effect on allocation.

## 論文要旨

### 交通サービスの開設・廃止による都市間旅行パターンの経年変化

#### The effect of travel service establishment/withdrawal on time-series change of intercity travel patterns

我が国では、地方部を中心に人口減少が進んでおり、それに応じて国内の都市間旅行量も減少することが予想される。利用者数が減少すると、固定費用部分が多い鉄道や航空などの公共交通機関では経営状態が悪化し、サービスの維持が困難になる可能性がある。このとき、行政は補助制度などを用いて、採算が取れなくなった赤字交通サービスを維持すべきなのだろうか？

離島部の航空路線など、代替となる交通サービスが全く存在しない場合などは、当該地方の経済や生活に重要な役割を担っていると考えられ、ナショナルミニマムとして維持すべき場合がある。しかし、ほかに代替・競争関係にある交通サービスが存在する場合は、交通サービスを維持するための公的補助は正当化できるとは限らない。そのサービスが赤字で廃止されたとしても、利用者が代替サービスを利用して、同等の交通行動を実現できるのであれば、行政の介入は交通市場の競争環境を歪めることになるため、介入は正当化されるものではない。我が国では、離島部を除けば、各地域は高速道路や鉄道、航空路線といった多重の交通ネットワークによって網羅されており、ほとんどのケースで代替となるサービスが存在している。また、財政的にも、現存する“すべての”交通サービスの維持を保証することは不可能である。そのため、都道府県などの地方自治体は、廃止されると地域の都市間交流へのダメージが特に大きい重要な路線を把握したうえで、その路線に絞って交通サービスの維持を図る必要がある。

このとき、「交通サービスの開設・廃止は、地域の都市間交流をどのように変え、どれだけ交流を活性化・衰退させる効果があるか？」という疑問に、交通サービスの代替性を扱ったうえで、定量的に答えることが重要である。本研究では、このような疑問に答えるために、「各地域の集中量」と「旅行回数分布」の2種類の都市間旅行パターンへの、交通サービスの開設・廃止効果を示すモデルを提案した。そして、このモデル作成を通じて、交通サービスの開設・廃止効果の特徴を明らかにした。このモデルは、旅行先・モード選択モデルと、旅行回数分布モデルの2つのモデルから構成される。

第3章では、旅行先・モード選択モデルを定式化した。そして、5時点・20年分の全国幹線旅客純流動調査の流動データを用いて、モデルのパラメータを推定した。このモデルは、以下の2つの点に特徴があるモデルである。

1 点目の特徴は、旅行先構成比の時間変化を精度よく表現するために、このモデルでは旅行先間の交差弾力性が異なりうる点である。例えば、ある航空路線が廃止されたときの都市間旅行パターンの変化を考えてみよう。このとき、ある航空路線を利用する予定の旅行者が行動の変更を迫られるのだが、同じ旅行先に別の交通モードで旅行する人がいる一方で、いくらかの旅行者は旅行先を変えるであろう。この旅行先の選択の際には、交通モードの変更を避けて、航空でアクセスしやすい旅行先が選択されやすい可能性が高い。しかし、Kato et al. (2011) などの Nested Logit model (NL model) 型の統合型都市間需要予測モデルでは、全ての旅行先間で交差弾力性が一定であることが仮定される。本研究では、GNL model を採用することによって、この仮定を緩和したモデルを提案した。このモデルでは、「同一モード・別旅行先」という選択肢同士での類似性を説明することができ、その結果として、旅行先間の交差弾力性が異なりうる。実際にパラメータを推定した結果、「同一モード・別旅行先」という選択肢同士での類似性の存在が確認された。つまり、モードを変更せずに旅行先を変更するという行動は、モード・旅行先を両方変えるという行動より起こりやすいことが明らかになった。本研究のモデルでは、このような異なる交差弾力性の差異を考慮して、新設廃止による旅行先・モード構成比の変化を推計できる。

2 点目の特徴は、分解アプローチを用いて、非観測共変量によるバイアスを除去していることである。交通サービスの有無が旅行先構成比に与える影響を正しく推計するためには、両方に影響を与える「共変量」を調整する必要がある。既存のアプローチでは、人口や事業所数といった基本的な社会経済指標を用いて調整が行われてきたが、この調整の妥当性は十分に検証されてこなかった。本研究では、旅行先・モード構成比の差異のなかの、都市の社会経済状況や気候といったゾーン単位の差異を分離・調整するという、分解アプローチを適用してモデルを作成した。このアプローチでは、ゾーン単位の影響を与えるすべての共変量を調整して、リンク毎のにその影響が波及する交通サービスの新設・廃止効果を推定できる。このアプローチと従来の方法の妥当性を確認するために、複数のモデルを比較した。その結果、分解しない従来の方法では、パラメータが時間的に安定しないこと、複数のパラメータの符号条件が合致しなかった。これは、非観測共変量によるバイアスが存在する可能性を示唆している。また、分解したモデルを適用することによって、将来予測の精度が向上することが分かった。

第4章では、5時点・20年分の社会生活基本調査データを用いて、我が国における旅行回数分布の特徴とその経年変化を明らかにした。また、その経年変化の分析を通じて、交通サービスの新設・廃止が各地域の旅行回数分布に与える効果を明らかにした。まず、旅行回数分布の分析を行うために、その特徴を踏まえたモデルを提案した。

このモデルでは、旅行回数分布を、旅行回数を確率的に選択する「回数選択層」と、全く都市間旅行を行わない「ゼロ頻度層」、確定的に10(回/年)以上旅行を行う「高頻度層」の3種類の層に分けられると考える。そして、それぞれの構成比をしめす2つのパラメータと、回数選択層の平均値を示すパラメータの合計3種類で、旅行回数分布を表現する。本研究では、この3つのパラメータで、5時点・ゾーン毎のデータを精度良く再現できることを確認した。

つぎに、分解アプローチを適用して3パラメータの差異を分析した。ここでは、(1)年齢階層間の差異、(2)世代間の差異、(3)ゾーン・時点ごとの差異をパラメータ毎に推定した。この分析による成果は、以下の3点である。1点目は、年齢階層ごとの旅行回数分布の差異を明らかにしたことである。例えば、高齢者はゼロ頻度層の構成比が大きい特徴があり、その結果として平均旅行回数が他の年齢よりも少ない。2点目は、世代間の差異から「若者の旅行離れ」を定量的に明らかにしたことである。これは、業務目的・観光目的で見られる現象で、後年世代ほど回数選択層の旅行回数が少ない。3点目は、ゾーン・時点毎の差異から、経年的にゼロ頻度層率が増加していることが分かった。これは、観光目的で見られる現象である。そして、以上の3点が、1991年から2011年までの20年間で、我が国全体の平均宿泊旅行回数が減少してきた原因である。

この年齢階層間の差異と世代間の差異を用いて、旅行回数分布の将来予測をおこなった。さらに、国立社会保障人口問題研究所の将来の人口予測を用いて、旅行数の総量を予測した。その結果「高齢化」と「若者の旅行離れ」の影響で、今後30年間で国内宿泊旅行数の大幅な減少が予想されることが分かった。具体的には、2010年から2040年にかけて、観光目的で4000万回/年分、業務と私用目的では、ともに約2000万回/年分減少することが予想される。

その他に、推定されたゾーン・時点ごとの差異を、複数の社会経済状況変数と交通サービスの新設・廃止を説明変数として回帰分析を行った。この回帰分析を通じて、交通サービスの新設・廃止による旅行回数分布の変化を表現するモデルを作成した。

第5章では、旅行先・モード選択モデルと旅行回数分布モデルを統合的に利用する方法を示した。そして、ケーススタディーとして、北陸新幹線の開業効果を分析し、交通サービスの新設・廃止による都市間旅行パターンへの影響を取りまとめた。

本研究のモデルを通じて、交通サービスの新設・廃止による都市間旅行パターンの変化の特徴について、以下の3点が明らかとなった。

1点目は、旅行先選択における「間接効果」は存在しないか負であることである。この「間接効果」とは、交通サービスの新設・廃止によって、ゾーンの社会経済状況(人

口や施設の立地)の変化を介して、都市間旅行パターンを変える効果を意味する。本研究の分解アプローチでは、この効果を別途推定することができる。推定した結果、業務と私用目的の旅行では、負の効果をもつことが明らかとなった。これは、ストロー効果を示すものである。

2点目は、旅行回数分布の変化が明らかとなった。基本的には、交通サービスの新設(廃止)によって旅行回数は増加(減少)する。一方で、「年間にまったく旅行しない」という層の構成比は変わらないことが分かった。この旅行しない人の構成比は、都道府県ごとに大きく異なり、さらに経年的に増加している。しかし、交通サービスの新設・廃止では、この傾向を変えることができない。

3点目は、交通サービスの新設・廃止による都市間旅行パターンの変化の中で、「旅行先変更」が大きいことである。例えば、北陸新幹線が開業すると、石川県と富山県を旅行先とする旅行者が大きく増える。しかし、その増加の原因の大半は「旅行先変更」によるものである。その結果として、東北地方や近畿地方を旅行先とする旅行者は減ることとなる。つまり、交通サービスの新設・廃止は、交流量の地域間の配分を変える効果が大きく、我が国全体の都市間交流量を増やす効果は比較的小さいことがわかった。

# 目次

第1章	はじめに	1
1.1	研究の背景	1
1.2	本研究で扱う「都市間旅行パターン」の地域間差	3
1.3	交通サービス新設・廃止の都市間旅行パターンへの効果	7
1.3.1	交通サービス新設・廃止効果推定における内生性の問題	7
1.3.2	交通サービス新設・廃止の直接効果と間接効果	8
1.3.3	交通サービス新設・廃止効果の既存研究	9
1.3.4	既存分析で想定されるバイアス	11
1.3.5	バイアスを除去した因果効果の推定方法	12
1.4	本研究のアイデア・分解アプローチ	14
1.4.1	分解アプローチの考え方	14
1.4.2	差の差分析の考え方に基づく都市間旅行パターン差の分解方法	16
1.5	本研究の目的	19
1.6	本研究の構成	20
第2章	本研究で利用する都市間旅行データ	21
2.1	分析期間中の都市間旅客交通サービスの新設・廃止	23
2.1.1	分析期間中の新幹線整備	23
2.1.2	分析期間中の航空路線の推移	24
2.2	旅行回数データ・社会生活基本調査の基礎集計	27
2.2.1	集計旅行回数分布の経年変化	27
2.2.2	旅行回数分布の年齢階層差	29
2.3	旅行先構成比データ・全国幹線旅客純流動調査の基礎集計	31
2.3.1	本研究の分析対象と集計単位	31
2.3.2	旅行先選択確率の経年変化	33
第3章	旅行先・モード構成比の分析	36
3.1	3章の着眼点と概要	36
3.2	GNL model による旅行先・モード選択モデル	38

3.2.1	NL model の仮定	38
3.2.2	non-IIA 型の離散選択モデル	39
3.2.3	本研究の GNL 型旅行先・モード選択モデルの選択構造	41
3.2.4	GNL 型旅行先・モード選択モデルの定式化	42
3.2.5	本研究における構造パラメータの仮定	44
3.3	確定効用の定式化と直接・間接効果の分解推定方法	46
3.3.1	確定効用の定式化	46
3.3.2	直接・間接効果の分解推定方法	50
3.4	パラメータ推定方法とデータへの適合度	51
3.4.1	推定するパラメータと推定方法の概要	51
3.4.2	航空経路選択サブモデルのパラメータ推定 (phase 1)	52
3.4.3	GNL 型旅行先・モード選択モデルのパラメータ推定 (phase 2)	54
3.5	パラメータ推定結果	60
3.5.1	モデル構造パラメータの推定結果	60
3.5.2	交通条件パラメータの推定結果	61
3.5.3	旅行先価値の推定結果	64
3.6	期待最大旅行効用の経年変化	69
3.6.1	期待最大旅行効用の算出とその経年変化	69
3.6.2	ゾーン交通 LOS 指標の経年変化	72
3.7	交通サービス新設・廃止の間接効果推定	76
3.8	交通サービス新設・廃止に対する感度分析	79
3.8.1	新幹線整備の感度分析	79
3.8.2	航空路線新設・廃止の感度分析	82
3.9	モデル予測精度の比較	85
3.9.1	比較するモデル	85
3.9.2	1 時点推定モデルの比較	86
3.9.3	分解アプローチと同時推定アプローチの比較	88
3.9.4	モデル予測精度の比較	89
3.10	3章のまとめ	91
<b>第 4 章</b>	<b>宿泊旅行回数分布の分析</b>	<b>92</b>
4.1	4章の概要と着眼点	92
4.2	集計旅行回数分布モデル	94
4.2.1	旅行回数分布の特徴とポアソン分布との比較	94
4.2.2	旅行回数を扱う既存モデル	95

4.2.3	本研究の集計旅行回数分布モデルの定式化 . . . . .	96
4.2.4	ミクロ経済モデルとしての解釈 . . . . .	98
4.2.5	旅行回数データへの当てはまり . . . . .	100
4.3	多時点年齢階層・都道府県別旅行回数分布の差異分解 . . . . .	104
4.3.1	差異分解モデル . . . . .	104
4.3.2	差異の推定方法と識別問題 . . . . .	105
4.3.3	差異の推定方法 . . . . .	106
4.3.4	モデルの適合度 . . . . .	107
4.3.5	減少率パラメータ $s$ の差異 . . . . .	108
4.3.6	ゼロ頻度層率 $z$ の差異 . . . . .	114
4.3.7	高頻度層率 $h$ の差異 . . . . .	118
4.3.8	旅行回数分布差異の分解結果まとめ . . . . .	123
4.4	宿泊旅行回数分布の将来予測 . . . . .	126
4.4.1	将来予測における仮定と予測手順 . . . . .	126
4.4.2	集計旅行回数分布の将来予測 . . . . .	127
4.5	4章のまとめ . . . . .	130
<b>第5章</b>	<b>交通サービスの新設・廃止シミュレーション</b>	<b>131</b>
5.1	統合モデルとシミュレーションの方法 . . . . .	131
5.2	シミュレーションの設定：北陸新幹線の整備効果 . . . . .	132
5.3	ゾーン交通 LOS の変化 . . . . .	134
5.4	旅行回数分布・発生量への影響 . . . . .	135
5.5	集中量の増減 . . . . .	136
5.6	石川・富山への旅行パターンの変化 . . . . .	138
5.7	新幹線整備効果シミュレーションのまとめ . . . . .	142
5.8	統合モデルの価値と適用案 . . . . .	142
<b>第6章</b>	<b>おわりに</b>	<b>144</b>
6.1	本研究の分析内容と成果 . . . . .	144
6.2	今後の展望と課題 . . . . .	146

# 表 目 次

1.1	2011 年の平均宿泊旅行回数（回/年）	3
1.2	2011 年の平均宿泊旅行回数の都道府県差	3
1.3	205km 以上都市間旅行の集中量	6
1.4	difference in difference の考え方 (Wooldridge, 2006, pp.457)	16
1.5	旅行先・モード構成比の差の分解の考え方	17
2.1	本研究で利用する調査データ	21
2.2	全国幹線旅客純流動調査のサンプル数と拡大係数	32
3.1	鉄道のリンクタイプとその変化	47
3.2	道路のリンクタイプとその変化	48
3.3	データから推定するパラメータ一覧	51
3.4	航空経路選択モデルの逸脱度と乗り換えコストの推定結果	53
3.5	GNL model 最尤推定時の最大尤度収束確率	57
3.6	旅行先・モード選択モデルの逸脱度比較	58
3.7	モデル構造パラメータの推定結果	60
3.8	交通サービス存在効果パラメータの推定結果 (GNL model)	61
3.9	佐賀県の空港アクセス LOS	63
3.10	宮城県の空港アクセス LOS	64
3.11	旅行先価値時空間差の回帰分析結果	66
3.12	旅行先価値の平均値と、変化係数の推定値間での相関係数	66
3.13	期待最大旅行効用変化の回帰モデル	70
3.14	ゾーン交通 LOS 変化の回帰モデル	73
3.15	本研究で用いた社会経済指標	76
3.16	旅行先価値の経年変化分析	78
3.17	新幹線整備の感度分析の設定	79
3.18	航空路線新設・廃止の感度分析の設定	82
3.19	比較するモデル一覧	86
3.20	1 時点・同時推定モデルのパラメータ推定結果（観光目的）	87
3.21	分解アプローチと同時推定アプローチの推定結果比較（観光目的）	88

3.22	2010年データの予測精度比較（観光目的）	89
4.1	旅行回数分布モデル逸脱度比 $DR_{it}$ の統計量	101
4.2	コーホートの定義とデータとの対応（数値は西暦生年の下二桁）	106
4.3	旅行回数分布差異分解モデルの逸脱度比較	108
4.4	減少率パラメータ $s$ 時空間差の基本傾向モデル推定結果	110
4.5	減少率パラメータ $s$ 時空間差の回帰分析結果	113
4.6	ゼロ頻度層率パラメータ $z$ 時空間差の基本傾向モデル推定結果	115
4.7	ゼロ頻度層率パラメータ $z$ 時空間差の回帰分析結果	118
4.8	高頻度層率パラメータ $h$ 時空間差の基本傾向モデル推定結果	120
4.9	高頻度層率パラメータ $h$ 時空間差の回帰分析結果	123
5.1	北陸新幹線によるゾーン毎平均宿泊旅行回数の増加量	135

# 目次

1.1	宿泊観光旅行回数分布（2011年，社会生活基本調査より）	4
1.2	青森県と東京都の宿泊観光旅行回数分布（2011年，社会生活基本調査より）	5
1.3	都市間旅行パターンについて予想される因果関係	7
1.4	交通サービス新設・廃止の直接効果と間接効果	8
1.5	4段階推定法型の都市間旅行の基本モデル	10
1.6	既存関係で考えている都市間旅行パターンの因果関係	11
1.7	「中間変数」と「共変量」の定義	12
1.8	ゾーン単位とリンク単位の効果	14
1.9	分解アプローチによる直接効果の推定方法	15
1.10	分解アプローチによる間接効果の推定方法	15
1.11	旅行回数分布分析における分解アプローチの考え方	16
2.1	我が国の新幹線ネットワークと，分析対象期間内の開業路線	23
2.2	分析対象期間内の航空リンク数の経年変化	24
2.3	都道府県ごとの航空路線数	26
2.4	都道府県ごとの航空路線数の経年変化	26
2.5	平均旅行回数の経年変化	27
2.6	1991年と2011年の目的別の集計旅行回数分布	28
2.7	年齢階層ごとの平均旅行回数	30
2.8	平均旅行回数の経年変化（20歳代・70歳以上）	30
2.9	距離帯別のモード選択構成比（2010）	31
2.10	旅行目的別対象流動量の経年変化	33
2.11	旅行先構成比の経年変化（東京圏・大阪）	34
2.12	旅行先構成比の経年変化（青森・島根）	35
3.1	一般的なNL modelにおける選択構造の仮定	38
3.2	本研究の旅行先・モード選択モデルにおける選択構造	41
3.3	本研究で扱う選択肢間の相関関係	42
3.4	航空経路選択サブモデルを含む選択構造の全体像	49

3.5	航空経路選択確率の観測値とモデル推定値の比較	54
3.6	旅行先選択確率の観測値とモデル推定値の比較	59
3.7	最寄り空港との距離差と推定アクセス LOS 差の関係	63
3.8	東京圏・青森・島根の推定旅行先価値	65
3.9	旅行先価値の平均値と変化係数推定値	68
3.10	東京圏・青森・島根の期待最大旅行効用の変化	70
3.11	ゾーン毎の期待最大旅行効用の変化係数推定値	71
3.12	東京圏・青森・島根のゾーン交通 LOS 指標の経年変化	73
3.13	ゾーン交通 LOS の変化係数推定結果	74
3.14	新幹線整備の感度分析ネットワーク	79
3.15	新幹線の施設効果	80
3.16	新幹線の施設効果のモデル間比較	81
3.17	航空路線新設・廃止の感度分析ネットワーク	82
3.18	航空路線の新設・廃止効果	83
4.1	2011 年全年齢集計の観光旅行回数分布	94
4.2	逸脱度比の分布（観光目的・都道府県 × 時点）	102
4.3	旅行回数分布モデル推定結果と観測結果の比較（観光目的）	103
4.4	APC 効果の推定結果（減少率パラメータ $s$ ）	109
4.5	減少率パラメータ $s$ 時空間差の平均値と変化係数推定値	111
4.6	APC 効果の推定結果（ゼロ頻度層率パラメータ $z$ ）	114
4.7	ゼロ頻度層率パラメータ $z$ 時空間差の平均値と変化係数推定値	116
4.8	APC 効果の推定結果（高頻度層率パラメータ $h$ ）	119
4.9	高頻度層率パラメータ $h$ 時空間差の平均値と変化係数推定値	121
4.10	総旅行数の将来予測（ $10^6$ 回）	127
4.11	平均旅行回数の将来予測（回/年）	128
4.12	旅行回数分布の将来予測結果	129
5.1	統合モデルとシミュレーションの方法	132
5.2	ゾーン交通 LOS の変化	134
5.3	北陸新幹線による旅行発生増加量の内訳	136
5.4	北陸新幹線開業に対する集中量の変化（回/年）	137
5.5	石川・富山への地域別旅行量	138
5.6	石川・富山への地域別旅行量（増加分）	139
5.7	石川県・富山県へのモード別旅行量	140
5.8	石川県・富山県へのモード別旅行量の差	141

5.9 石川・富山への鉄道による流入量増加分の内訳 . . . . .	141
-------------------------------------	-----

# 第1章 はじめに

## 1.1 研究の背景

新幹線や航空などの都市間旅客交通サービスは、都市間の人的交流活動を支える重要な社会基盤のうちの一つである。この都市間の人的交流活動は、より多くかつ有益な情報を得ることを可能とし、革新的な発明や新しい価値の創造を促進してきた。また、このようなことから、都市・地域の盛衰に重要な意味を持っていると認識されており、新幹線などの開業の際には、多くのポジティブな効果が期待され、社会的に非常に多くの注目が集まる。

我が国の国土計画においても、都市間の人的交流活動の重要性は認識されている。とくに、2015年8月に閣議決定された国土形成計画（全国計画）においては、計画の基本コンセプトとして「対流促進型国土」を掲げている。ここでの対流とは、“多様な個性を持つ様々な地域が相互に連携して生じる、ヒト、モノ、カネ、情報の双方向の活発な動き”とされている。新幹線や高速道路、航空路線などの都市間旅客交通サービスについては、この地域間の対流を促進するものとして、その整備やネットワーク性の強化の必要性が述べられている。

しかし、我が国では、地方部を中心に人口減少が進んでおり、本研究の中でも推計値を示すように、国内の都市間旅行量は減少することが予想され、“総量としての”交流活動の増加は見込めない状況である。さらに、航空や鉄道における「輸送密度の経済性」という性質を考えると、利用者数の減少によって経営状態が悪化し、運行頻度や運賃などのサービスレベルが低下、最終的には、サービスの維持自体が困難になる危険性がある。

実際、多くの地方部の路線では、十分な需要量が確保できずに、すでに公的補助制度によってサービスを維持している状態である。例えば、多くの地方空港では、その空港機能と路線を維持するために多額の公的資金が投入されている。国土交通省が平成24年に公表した空港別収支の試算（EBITDA 試算）では、国管理の24空港のうち16空港が平成22年度に赤字であった（なお、空港関連事業の収支を合算した場合は8空港）。その他の地方自治体が管理する空港ではより深刻で、離島部を除く24空港中で一般財源なしで維持できている空港は2空港（県営名古屋空港、神戸空港）のみで、ほとんどが公的資金（一般財源）を用いて空港設備を維持している。しかも11空

港では、着陸料等の使用料収入が維持に必要な経費の半分にも満たないのが現状である<sup>1</sup>。空港への公的資金の投入以外にも、内部補助による鉄道の路線維持や、航空路線に対する搭乗率保障制度などがある。国外においても、アメリカの EAS (Essential Air Service) プログラムや、EU における PSO (Public Service Obligations) プログラムなど、単独では維持できない都市間旅客交通サービスを維持する制度は多く存在する。

このような行政による介入は、不完全競争、外部性や公共財の性質を根拠として、正当化されうる（村上ら、2006；杉山ら、2010）。また、離島部の航空路線など、代替となる航空路線が全く存在しない場合などは、当該地方の経済や生活に重要な役割を担っていると考えられ、ナショナルミニマムとして維持すべき場合がある。しかし、航空路線のほかに代替・競争関係にある交通サービスが存在する場合は、航空サービスを維持するための公的補助は正当化できるとは限らない。そのサービスが赤字で廃止されたとしても、利用者が代替サービスを利用して、同等の交通行動を実現できるのであれば、行政の介入は交通市場の競争環境を歪めることになるため、正当化されるものではない。我が国では、離島部を除けば、各地域は高速道路や鉄道、航空路線といった多重の交通ネットワークによって網羅されており、ほとんどのケースで代替となるサービスが存在している。また、財政的にも、現存する“すべての”交通サービスの維持を保証することは不可能である。そのため、廃止されると地域の都市間交流へのダメージが特に大きい重要な路線を把握したうえで、その路線に絞って交通サービスの維持を図る必要がある。

このような場合、地方自治体は「どの路線が、廃止によって地域の都市間交流に大きなダメージを与える路線なのだろうか？」という疑問に定量的に答える分析を行い、その結果を踏まえて維持廃止の意思決定を行う必要がある。しかし、現状で実施されている公的補助施策の根拠としては当該サービスの搭乗率や利用者数が示されるばかりで、交通ネットワーク上での代替関係を十分に考えて路線の必要性を定量的に検討しているとは言い難い。結局、地方自治体が運営する空港の存在意義を強調するために、比較的多い旅行者数が期待できる東京への路線を公的資金で維持するという、その場しのぎの政策が行われているに過ぎないといえる。

このような背景のもと、本研究では都道府県レベルにおける交通サービスの維持廃止の意思決定をより効率的に行なうために、「各交通サービスの新設・廃止は、地域の都市間交流をどのように変え、どれだけ交流を活性化・衰退させる効果があるか？」といった基本的な質問に答えるための方法を研究する。

<sup>1</sup>各空港管理自治体 HP で公開されている平成 22 年度（一部平成 23 年度）の収支を用いた算出結果。なお、“着陸料等の使用料収入”としては「地方債」と「一般会計繰入金」を除く（ただし、航空機燃料譲与税は含む）歳入を、“維持に必要な経費”としては「空港整備事業費」と「減価償却費」を除く歳出を用いた

## 1.2 本研究で扱う「都市間旅行パターン」の地域間差

交通サービスの 신설・廃止が地域の都市間交流にあたる効果を考えるにあたって、最初に、都市間旅行の特徴を整理したうえで、ある一時点の「都市間旅行パターン」の地域間差を確認していこう。

都市間旅行は、日常の生活に必要な機能が満たされている「都市」の領域外に移動する行為であり、多くの場合は「非日常的」な行動である。そのため、金子・加藤(2005)でも整理されるように、日常的な交通が大半を占める都市内の交通行動とは大きく異なる特徴がある。都市間旅行の特徴の一つとして、「トリップの希少性」がある。表 1.1 に示す 2011 年の平均宿泊旅行回数を見ると、業務目的では 0.487 (回/人・年)、観光目的では 1.185 (回/人・年)、私用目的では 0.719 (回/人・年) に過ぎないことがわかる。これは、大多数の人が毎日実施する、都市内の通勤・通学交通とは、決定的に異なる特徴である。

この平均旅行回数の都道府県間差を確認してみよう。表 1.2 は、平均宿泊旅行回数が少ない都道府県と多い都道府県を示したものである。この表から、平均宿泊旅行回数は都道府県ごとに大きな差があることが確認できる。まず、業務目的では、平均旅

表 1.1: 2011 年の平均宿泊旅行回数 (回/年)

業務	観光	私用
0.487	1.185	0.719

(社会生活基本調査より)

表 1.2: 2011 年の平均宿泊旅行回数の都道府県差

順位	業務 (回/年)	観光 (回/年)	私用 (回/年)
1	宮城 0.709	愛知 1.425	東京 0.939
2	東京 0.598	東京 1.416	広島 0.932
3	広島 0.564	神奈川 1.395	宮城 0.906
⋮			
44	徳島 0.356	鹿児島 0.784	佐賀 0.389
45	高知 0.281	高知 0.671	青森 0.384
46	佐賀 0.274	青森 0.619	和歌山 0.382

(社会生活基本調査より、沖縄を除く)

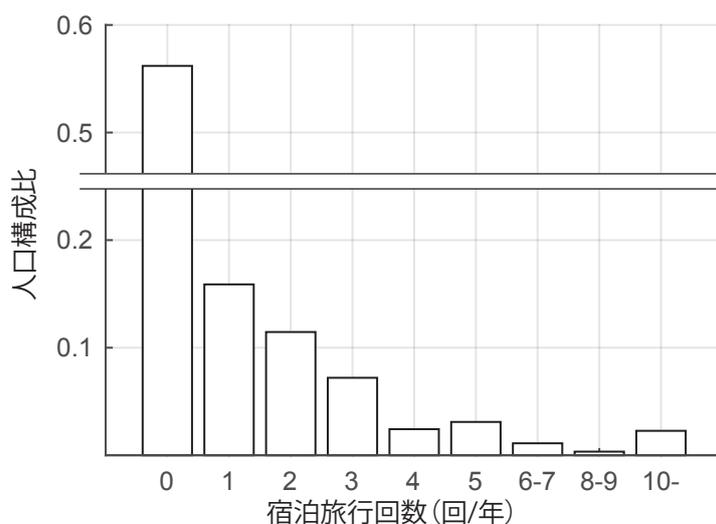


図 1.1: 宿泊観光旅行回数分布 (2011 年, 社会生活基本調査より)

行回数が少ない高知県や佐賀県では年間 0.3 回以下であるのに対して、宮城県や東京都ではその 2 倍以上の宿泊業務旅行を行っている。観光目的では、平均旅行回数が少ない高知県や青森県では年間 0.7 回を下回るのに対して愛知県や東京都では 2 倍の年間 1.4 回以上であり、私用目的についても、青森県や和歌山県の旅行回数が 0.4 回を下回るのに対して、東京都や広島県では年間 0.9 回以上も旅行を行っている。いずれの目的でも、旅行回数の多い都道府県は、東京都や宮城県、愛知県などの大都市がある都道府県であり、いずれも新幹線が整備されており、多くの都市への直行便がある大きな空港が立地している。つまり、都市間旅客交通サービスの利便性が高い場所では旅行回数が多く、高知県や佐賀県、青森県などの比較的都市間旅客交通サービスの利便性が低い場所では、旅行回数が少ない傾向にあるといえよう。

都市間旅行の二番目の特徴として、「個人間で旅行回数が大きく異なる」という特徴がある。図 1.1 は、社会生活基本調査データから作成した、2011 年の年間観光旅行回数ごとの人口構成比である。以降では、この旅行回数ごとの人口構成比を、「旅行回数分布」とよぶ。この図から、年間ゼロ回という層が半数以上を占める一方、年間 10 回以上という層も約 2% 存在するというように、個人差が非常に大きいことがわかる。

この旅行回数分布の形状の都道府県間差を確認してみよう。図 1.2 は、2011 年の東京都と青森県の宿泊旅行回数分布を示したものである。この図から、宿泊旅行回数分布は、東京都と青森県で大きく異なることがわかる。最も大きな違いは、「年間の旅行回数ゼロ回」の人口構成比であり、東京都では 50% 程度である一方、青森県は全人口の 70% 以上を占めており、1 回も旅行しない人が多いことが確認できる。次に、どちらの都道府県でも共通して、1 (回/年)、2 (回/年)、3 (回/年) と回数が増えるにしたがって構成比は減少するが、東京都と比較して青森県の方がその減少するペースが

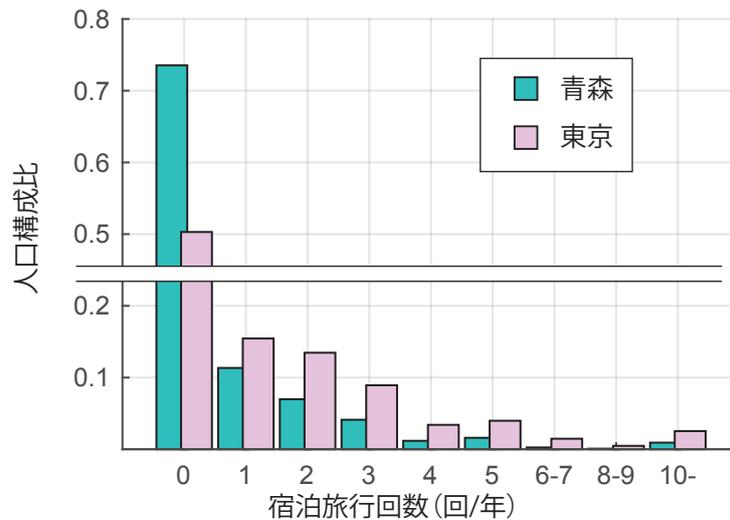


図 1.2: 青森県と東京都の宿泊観光旅行回数分布 (2011年, 社会生活基本調査より)

大きいことも読み取れる。そのほかに、東京都では「10 (回/年) 以上」という極端に旅行回数が多い人口の構成比が、青森県の2倍以上と大きいことも読み取れる。表 1.2 の平均旅行回数の都道府県差は、このような旅行回数分布の地域間差のある一面を示したものに過ぎない。

ここまでは、各地域に居住する人の「旅行を行う回数」に着目し、その地域間差を確認してきた。次に、これらの旅行の「旅行先」に着目して(地域の視点から見ると、その地域に旅行してくる集中量・流入量に着目して)、都市間旅行を見てみよう。

表 1.3 は、我が国の 205km 以上の国内都市間旅行の数を、旅行先ごとに集計した各ゾーンの集中量である。この表では、集中量が多い順に上位 5 つのゾーンを示しており、東京圏、大阪、福岡、愛知、京都と、大都市圏のゾーンが占めている。最も集中量が多い東京圏には、国内都市間旅行全体の 31% が集中している。また、この上位 5 ゾーンの構成比を合算すると、全流動量の過半数を占める。つまり、我が国の都市間流動における旅行先の構成比は、東京や大阪をはじめとする大都市に集中していることがわかる。

以上のように、都道府県ごとの「旅行回数分布」と「集中量」に着目して、我が国の都市間流動の現状を見てみると、地域ごとに大きな差があることがわかる。具体的には、東京を中心とする大都市部では、平均旅行回数が多く、このような大都市を旅行先とする集中量も多い傾向にある。一方で、青森県や高知県などの地方部では、平均旅行回数が少なく、とくに年間に「全く旅行しない」という人の構成比が多い。また地方部を旅行先とする旅行も少ない。

表 1.3: 205km 以上都市間旅行の集中量

順位	ゾーン名	集中量（人/日）	全流動中の構成比
1	東京圏	186,881	0.313
2	大阪	48,066	0.080
3	福岡	33,471	0.056
4	愛知	30,592	0.051
5	京都	28,832	0.048
総流動量		597,791	1.00

（2010 年全国幹線旅客純流動調査を集計して作成）

（「東京圏」は埼玉県，千葉県，東京都，神奈川県の 1 都 3 県）

このとき，平均旅行回数と集中量が多い大都市部の都道府県は，共通して新幹線が整備され，都道府県内にある空港からは様々な地域への直行便が存在する，都市間交通サービスが便利な地域である．一方で，これらが整備されていない地域では共通して平均旅行回数も集中量も少ない傾向にある．この 1 時点での地域間差に基づいて，都市間交通サービスの有無がもたらす効果を単純に考えると，「都市間交通サービスが新設されると，平均旅行回数と地域への集中量が増加し，都市間交流が活性化される」という期待が持たれることとなる．しかし，都市間旅行パターンと交通サービスの有無の間の因果関係を考えると，1 時点での地域差と交通サービスの有無の単純な比較だけでは，誤った結論を導きかねない．

## 1.3 交通サービス新設・廃止の都市間旅行パターンへの効果

### 1.3.1 交通サービス新設・廃止効果推定における内生性の問題

これまでの研究・分析においても、ある区間において交通サービスの LOS (Level of Service) を向上させると、その区間では、人口増加や GRP などの社会経済指標の変化から予想される量よりも多くの交通量増加が観測されてきた。たとえば、Litman (2001) では、高速道路需要の分析を通じて、一般的に所要時間が 20%短縮すると、その区間の交通量は 10%程度増える傾向にあることを示している。つまり、図 1.3 の青矢印のように、交通サービスの新設・廃止が旅行パターンを変えるような効果を持つと考えられ、定量的に確認されてきた。

しかし、交通サービスの有無以外にも、人口や年齢構成、事業所の配置などの地域の社会経済状況が、都市間旅行パターンに大きな影響を与えられとされる。しかも、この社会経済状況は、図 1.3 のように、交通サービスの有無とも密接な関係にあることが予想される。例えば、新幹線などの交通サービスは、人口規模の多い大都市間から優先的に整備されてきており、サービスの有無は各都市の社会経済状況の違いによる影響を大きく受けている。逆に、新幹線が整備された都市ほど経済発展や人口の集中が進んできたことも指摘されている。この二つの因果関係の大小を完全に特定することは困難であるが、この両者に密接な関係があることは間違いない。

その他にも、図 1.3 に示すように、都市間旅行パターンから交通サービスへの影響と、都市間旅行パターンから社会経済状況への影響という因果関係も考えられる。前者は利用者数の少ない航空路線が廃止されるといった関係に相当し、後者は旅行者数が増えた観光地における経済発展などが相当する。これらの黒矢印で示した因果関係は、青矢印の効果と比較して遅い速度で現れると考えられる。これは、交通サービスの有無と社会経済状況の変化はインフラの整備や人の移住などを伴うものであり、ある年の旅行回数や旅行時の旅行先の選択と比較して、変化するまでに時間がかかると

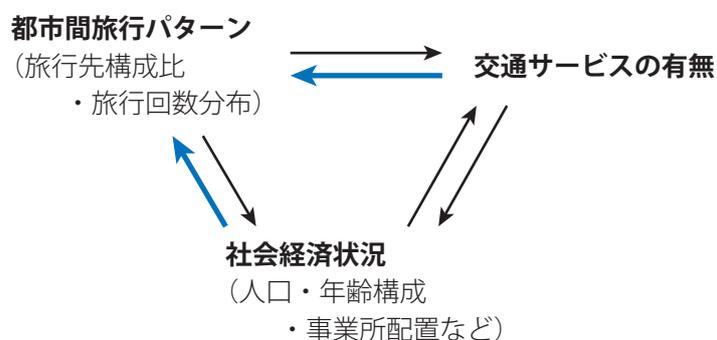


図 1.3: 都市間旅行パターンについて予想される因果関係

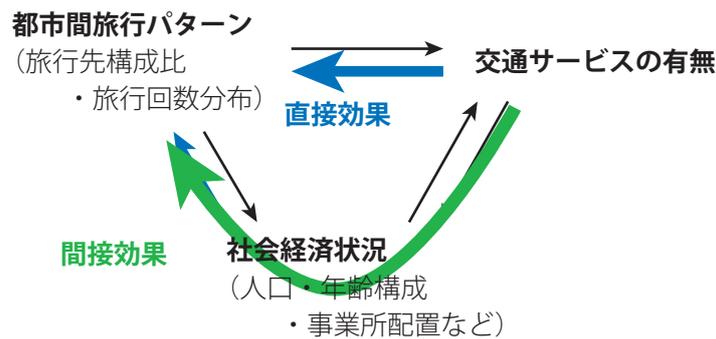


図 1.4: 交通サービス新設・廃止の直接効果と間接効果

考えるからである。

図 1.3 のような因果関係の全体像を考えると、単純に都市間旅行パターンの地域差と交通サービスの有無を 1 時点と比較するだけで、交通サービスの新設・廃止効果を正確に導出することは不可能である。なぜなら、東京圏で平均旅行回数・集中量が多い原因が、都市間交通サービスの利便性が高いことによるのか、一人当たりの収入が高いことや大企業の本社などが集積していることによるものかを分離できないためである。

### 1.3.2 交通サービス新設・廃止の直接効果と間接効果

ここで、本研究で特に着目する、交通サービスの新設・廃止が都市間旅行パターンに与える効果を分析するという立場から、図 1.3 の因果関係を考えてみよう。交通サービスの新設・廃止効果には、図 1.4 に示すように、直接効果と間接効果の 2 種類が存在する。直接効果は、青矢印のように、交通サービスの有無が直接に都市間旅行パターンに影響を与える効果である。間接効果は、緑矢印のように、交通サービスの新設・廃止 → 社会経済状況の変化 → 都市間旅行パターンの変化という順に、社会経済状況の変化を介する効果である。

ある都市に新幹線が開業したことによる効果を例に、直接効果と間接効果について考えてみよう。このとき、航空路線から新幹線に旅行者がモードを変更する、旅行先を新幹線が開業した都市に変更する、交通コストが減少したことによって旅行回数を増やす、といった行動変化が都市間旅行パターンへの直接効果に相当する。それ以外にも、新幹線が開業したことと並行して、新しい施設がオープンする、あるいはその都市への事業所や業務活動の集積が進むといった変化も予想される。そして、このような都市の社会経済状況の変化が、さらなる旅行先・旅行回数の変更といった行動変化を誘発し、都市間旅行パターンを変えることとなる。このような効果が、新幹線開業による間接効果に相当する。

この二つの効果のうち直接効果のみを見るのであれば、社会経済状況による影響をコントロールして、交通サービスの新設・廃止への効果を見ればよい。このとき、社会経済状況を介する効果は除去されるために、図 1.4 の緑矢印の間接効果は無視され、直接効果のみが得られる。

しかし、都道府県などの政策決定においては、交通サービスの新設・廃止の直接効果のみならず、社会経済状況を介して都市間旅行パターンに与える間接効果の影響は非常に重要である。むしろ、社会経済状況への影響を期待して意思決定が行われることを考えれば、間接効果は直接効果よりも重要とも考えられる。本研究では、直接効果と間接効果の両方を分離しつつ把握する方法を考えていくこととする。

### 1.3.3 交通サービス新設・廃止効果の既存研究

ここで、既存研究における、交通サービス LOS が都市間旅行パターンに与える影響の考え方を整理していこう。

LOS 向上に対する、流動量の増加分 (induced demand, 誘発需要) の量の推計については、都市間旅客交通を対象としたものに絞っても、多くの研究が実施されてきた。しかし、ほとんどの研究では、モードや OD ペアを限定した分析を行っている。たとえば、Wardman (1997, 2007) などでは鉄道モードに限定しており、Njegovan (2006)、Seetaram (2010) などでは航空モードに限定して弾力性を推計し、その増加分を推計する方法を議論している。

このような、単一のモードのみを扱う分析では、誘発需要が、交通サービス LOS 向上によって (1) 同じ OD ペアを移動する旅客がモードを変えたものか、(2) 他の旅行先へ旅行していた旅客が旅行先を変更したのか、(3) もともと旅行していなかった人が旅行するようになったのか、を区別することができない。その路線の採算性の確認などには、このような 3 種類の変化を分離することは不要であるが、1.2 で示した都道府県単位での旅行パターンへの影響を考えるためには分離しておくことが重要である。例えば、交通サービス LOS 向上による効果が、(1) の変化のみであれば、旅行先構成比や旅行回数分布の形状には全く影響を与えることはない。

Yao and Morikawa (2005)、山口ら (2013)、Fu et al. (2014) などの複数モードを扱うモデルを用いれば、モード選択モデルを含むため、(1) モード変更による増加分は分離することができるが、(2) と (3) を分離することができない。Yao and Morikawa (2005) では、旅行先選択も含む枠組みであるため (2) と (3) を分離しうるが、部分的な OD のみを対象としているため、(3) を正確に評価することはできない。このように、1.2 で示した都道府県ごとの旅行パターンの差異を解明するためには、モードの選択と旅行先選択の両方を扱いつつ、我が国全体の旅行行動を扱う分析が必要となる

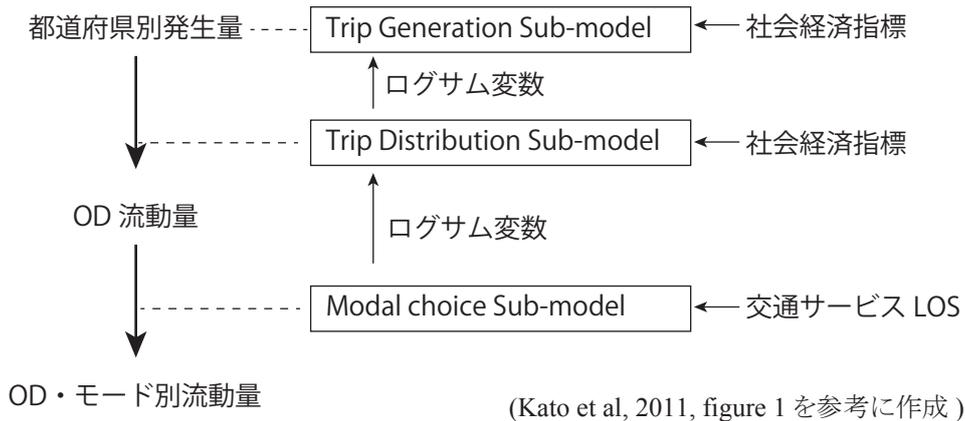


図 1.5: 4 段階推定法型の都市間旅行の基本モデル

が、そのような分析は非常に少ない。

このような総合的なモデルの構築に必要なデータは、1.2 であげた都市間旅行の希少性と個人差の大きさに起因して、収集がきわめて困難である。つまり、居住地ベースで都市間旅行に関するアンケート調査を実施しても、過半数のアンケートには「今年は旅行に一回も行ってません」と書かれる上、一人当たりで1(回/年)程度の旅行しか観測できないため、非常に効率が悪い。さらに、旅行先の選択を分析できるほどの情報を得るためには、莫大なサンプル数が必要になる。

このとき、鉄道路線や航空路線ごとの旅客数、高速道路の通過交通量などの統計情報が利用できる可能性があるものの、これらには前後の乗継情報や居住地の情報がないため、「どこからどこに行くのか」を正確に把握することは不可能である。そのため、旅行行動を実施している個人に対して直接調査を行う方法が必要かつ効率的であるが、複数のモード利用者に対するアンケート調査の実施は、容易ではない。

一方で、国内の都市間交流量の全体を把握し、将来予測を行うためのモデルもいくつか開発されている。上述のように、国全体の都市間流動量の全容を把握できるモデルを作成するには、大規模な調査が必要であり、国土計画あるいは国土全体の交通計画作成のために政府が主導で作成している場合が多い(Daly, 2008)。このような総合的なモデルを適用すれば、交通サービス条件の変化による、(2) 旅行先の変更行動と、(3) 純粋な誘発需要の効果を分離しつつ、都市間旅行パターンに与える影響を分析できる可能性がある。現在、総合的なモデルに多く用いられているのは、4 段階推定法の考え方をベースに作成された統合型のモデルである。

例えば、Kato et al.(2011) では、図 1.5 に示すように発生・分布・モード選択の3つのサブモデルを統合したモデルを作成し、2005年のモード別OD流動量への当てはまりが良いことを確認している。Kato et al.(2011)のモデルでは、発生量サブモデルは対数線形モデル、分布交通量サブモデルには集計型のロジットモデル、モード選択

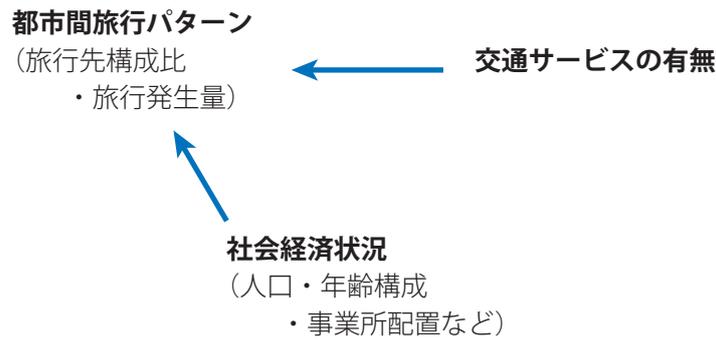


図 1.6: 既存関係で考えている都市間旅行パターンの因果関係

サブモデルには、非集計型のロジットモデルが用いられている。これらのサブモデルでは、それぞれ人口や GRP といった社会経済指標や、運賃・所要時間・運航頻度といった交通サービスレベルを説明変数として、その係数を旅行目的ごとに推定している。さらに、ログサム変数を上位のサブモデルに適用することによって、3つのサブモデルを統合している（図 1.5）。このモデルの構造は、Yao and Morikawa (2005) や Fu et al. (2014) で用いられているものと共通である。また、実務で用いられるモデル（国土交通省国土技術政策総合研究所, 2007; イギリス Department for Transport, 2015）のモデル構造もほぼ同じである。

これらのモデルでは、図 1.6 のような因果関係を前提としてモデルを作成している。つまり、インフラ整備や人・事業所の立地の変化を伴い変化に比較的長い時間がかかる図 1.3 の黒矢印を無視し、さらに社会経済指標をモデルに組み込んでコントロールすることによって、交通サービス条件の違いによる差をとり出してモデルを作成している。

#### 1.3.4 既存分析で想定されるバイアス

Kato et al.(2011) のような基本モデルは、交通サービスの有無と関係しうるすべての社会経済変数を用いて分析できていれば問題ないが、非観測の（モデルに含まれない）社会経済変数がある場合には問題がある。このようなモデルに含まれない変数の影響は誤差項で扱われることとなるが、この変数が交通サービスの有無と関係するならば、この誤差項が交通サービスの有無と相関してしまうという「内生性 (endogeneity)」と呼ばれる問題を生じる。この問題は、非観測の社会経済変数と交通サービスの有無の間における、因果関係の方向によって異なる形で表れる。

まず、非観測の社会経済変数が、図 1.7(a) に示すような「中間変数」に相当する場合について考えてみよう。この場合、交通サービスの新設・廃止の効果として、直接効果だけでなく、この中間変数を介した間接効果も含んで推定される。一方で、モデ



(a) 中間変数に相当する社会経済変数



(b) 共変量に相当する社会経済変数

図 1.7: 「中間変数」と「共変量」の定義

ルに含まれる社会経済変数を介した間接効果は除外しており、間接効果の一部だけを含むこととなる。

一方で、非観測の社会経済変数が、図 1.7(b) に示すような「共変量」に相当する場合について考えてみよう。この場合は、本来は共変量の差異によるものとしてとらえるべき差異を、交通サービスの有無による差異だと誤認することとなる。その結果、交通サービスの 신설・廃止効果の推定結果に、バイアスが生じることとなる。

このような、交通サービスの有無と関係する非観測の社会経済変数として、いくつか考えることができる。例えば、コンサートなどの大規模な集客があるイベントは、都市間旅行パターンへの影響があると予想されるが、すべてのイベント情報を網羅したデータを用意することは容易ではない。このようなイベントが開催されうる都市は、特に交通サービスの条件が良い都市が選択されやすいという関係が存在する場合は、イベントの開催数は「非観測中間変数」に相当する。他にも、旅行行動に対する県民性といったものに相当する変数は観測することは非常に困難であるが、雪国育ちと南国育ちではレジャーに対する嗜好性が異なるといった差異があると、それによって都市間旅行パターンも異なる。また、この嗜好性の差異が、国や都道府県の政策決定にも影響していれば、交通サービスに対する因果関係も存在する。このとき、この嗜好性の違いは「非観測共変量」に相当する。

### 1.3.5 バイアスを除去した因果効果の推定方法

ここでは、上述のバイアスを除去しつつ、交通サービスの 신설・廃止の直接効果と間接効果を精度よく推定する方法を考えていこう。

## (1) 行動変化に対する SP 調査を併用したアプローチ

まず、別途行動変化に対する SP 調査を行う方法が考えられる。つまり、交通サービスの新設・廃止に対する「直接効果」に相当する行動変化について、SP 調査によって直接非集計データをとることで、共変量や中間変数による影響を含まない非集計型のモデルを作成することができる。例えば、Yao and Morikawa (2005) は、SP データと RP データを併用しつつ、統合型の都市間需要モデルのパラメータを推定する方法を提案している。

しかし、1.2 で示した旅行回数分布からもわかるように、個人ごとの都市間旅行行動は大きく異なり、さらにその分布も地域ごとに大きく異なる。このような状況下で、交通サービスの新設・廃止が我が国全体の都市間流動パターンに与える影響を予測できるようなモデルを作成するためには、個人ごとに異なる交通行動の全体像をつかみ、かつその地域ごとの分布を把握できるほどの莫大なサンプル数が必要となり、非現実的である。

## (2) 操作変数法・傾向スコア法による補正

RP データの分析で、内生性の問題を解決する代表的な手法として、操作変数法がある。この考え方を、非線形モデルである離散選択モデルに適用するために改良された方法も提案されている (Louviere et al., 2005)。このような方法で、内生性に対処するためには、操作変数 (Instrumental Variable; IV) が必要となる。これは、(I) 誤差項と無相関であり、(II) 内生変数 (対象とする説明変数) と強い相関を持つこと、という二つの条件を満たす必要があるが、具体的な操作変数の選定は容易ではない。

共変量効果を除去する他のアプローチとして、Rosenbaum and Rubin (1983) が提案した傾向スコアを用いる方法が考えうる (星野, 2009)。これは、複数の共変量による効果を「傾向スコア」という一次元の情報に縮約したうえで、その情報を用いてサンプルの重みを調整し、興味のある変数間の因果関係を推定する手法である。ただし、この手法では傾向スコアを作成するために、影響を与えうる共変量の情報が必要となる。

このように、内生性に対処するための代表的な手法では、原因となりうる変数をある程度特定したうえで、それを除去するための変数を必要とする。しかし、都市間旅行パターンに影響を与える共変量としては、上述した「旅行行動の県民性」のように、観測不可能であり、どのような要因と相関関係があるか推測が難しい変数も考えなければならぬ。そこで、本研究では都市間旅行パターンの差異を波及範囲の違いに着目して分解することによって、できるだけ非観測共変量・中間変数の影響を除去して交通サービスの新設・廃止効果を推定するアプローチをとる。

## 1.4 本研究のアイデア・分解アプローチ

### 1.4.1 分解アプローチの考え方

#### (1) 旅行先・モード構成比の分析

まず、旅行先・モード構成比の分析における、本研究で適用する分解アプローチの考え方を述べる。

このアプローチでは、波及範囲の違いに着目して、非観測共変量によるバイアスを除去する。ここで、人口や事業所立地などの社会経済変数が都市間旅行パターンに与える効果は図 1.8(a) のようなゾーン単位で波及すると考えられる。この図では、都市-A の社会経済変数の効果が波及する範囲を実線で示している。都市-A に立地する施設などから得られる便益は、居住都市 (B か C) にも、旅行に利用したモード (航空か鉄道) にも同等に関係なく得られるものである。そのため、この便益の変化による影響は、4 つの旅行先・モードペアに対して共通に波及すると考えられる。上述した、コンサートなどの大規模な集客があるイベントという非観測中間変数の効果も、このような形で広く波及すると推測される。

一方で、交通サービスの新設・廃止の効果は、図 1.8(b) のようにリンク毎 (あるいはそのリンクを含む経路ごと) に波及すると考えられる。この図では、都市-A と都市-B の間に新幹線を新設したときに、その効果が直接波及する旅行先・モードペアを実線で示している。新幹線新設による所要時間短縮の効果は、その新幹線を利用する旅行者のみが得られる便益であり、その効果は新幹線が新設された都市-A と都市-B の間を鉄道で移動する旅行のみに限られる。

このような波及範囲の差異に着目した本研究の分解アプローチでは、2 段階の推定によって、交通サービスの新設・廃止が旅行先・モード構成比に与える効果を推定する。まず、第一段階の推定では、旅行先・モード構成比のデータから、ゾーン単位の

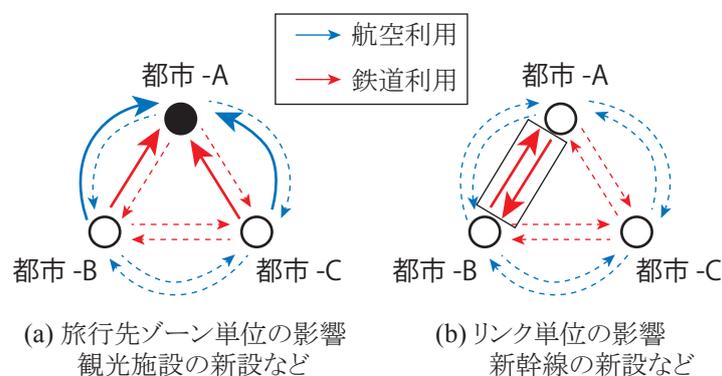


図 1.8: ゾーン単位とリンク単位の効果

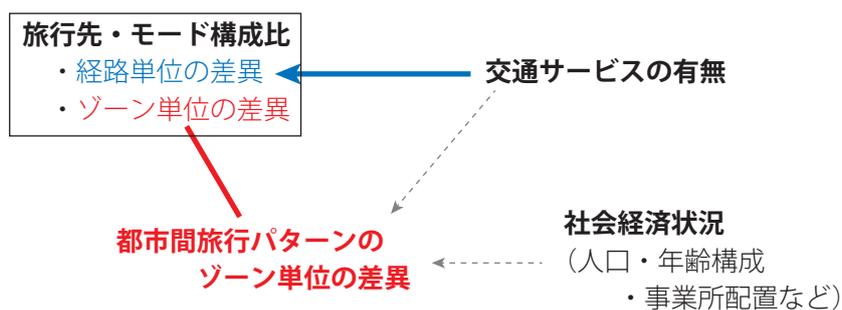


図 1.9: 分解アプローチによる直接効果の推定方法

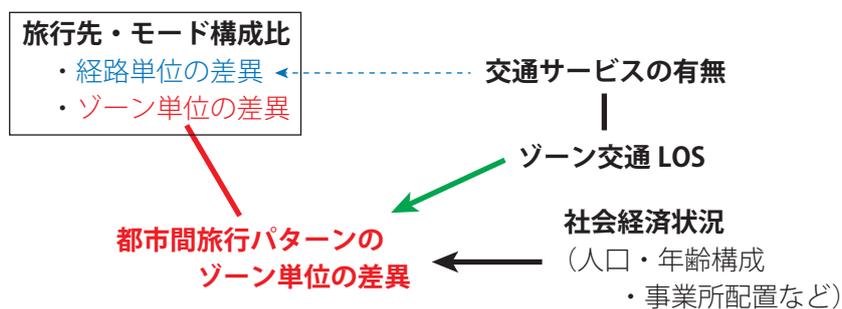


図 1.10: 分解アプローチによる間接効果の推定方法

差異を分解し、残りの経路単位の差異を交通サービスの有無を用いて説明づける（図 1.9）。このように、ゾーン単位の波及効果を持つ差異を完全に分解・分離することによって、図 1.8(a) のような範囲で波及する非観測共変量・中間変数の影響を取り除いて、「直接効果」を推定することができる。

次に、第二段階目の推定として、分解した多時点のゾーン単位の差異を分析して、間接効果について考察する。特に、旅行先・モード選択モデルのログサム変数（期待最大効用）を、ゾーン毎の交通サービスレベル（ゾーン交通 LOS とよぶ）として、その値の経年変化と、ゾーン単位差異の経年変化を比較し、緑矢印の間接効果を確認する（図 1.10）。

## (2) 旅行回数分布の分析

旅行回数分布の分析においても、旅行先・モード構成比分析における分解アプローチで推定したモデルから得られるゾーン交通 LOS を用いて、交通サービスの新設・廃止効果を分析する（図 1.11）。

ただし、日本全体の集計的な旅行回数分布は経年的に大きく変わっているうえに、年齢階層ごとに旅行回数分布の形状は大きく異なり、「世代」ごとの差異も示唆される。そこで、本研究では第一段階として旅行回数分布形状の差異を「年齢階層間の差異」、

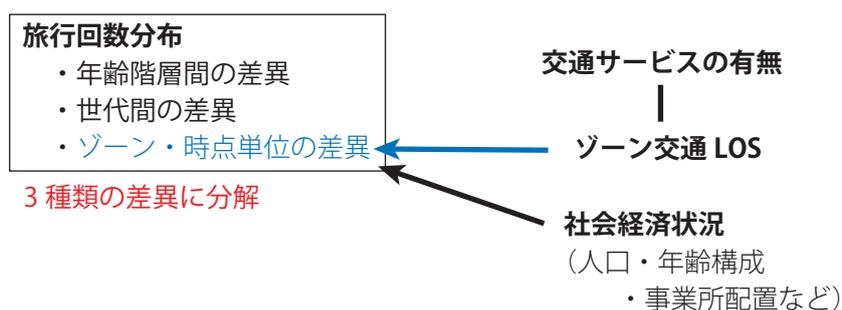


図 1.11: 旅行回数分布分析における分解アプローチの考え方

「世代間の差異」、「ゾーン・年次ペア間の差異」の3種類に分解する。その上で、第二段階として、「ゾーン・年次ペア間の差異」とゾーン交通 LOS との関係进行分析することを通じて、交通サービスの新設・廃止が旅行回数分布に与える効果を推定する。

#### 1.4.2 差の差分分析の考え方に基づく都市間旅行パターン差の分解方法

本研究で行う分解アプローチは、「差の差分分析 (Difference in Difference; DID)」の方法論を応用したものと解釈できる。ここでは、DID の考え方を説明したうえで、都市間旅行パターン差の分解への適用方法を述べる。

##### (1) difference in difference (DID) の考え方

DID の考え方は、19 世紀のロンドンでのこれらの大流行の原因が、飲み水であることを実証した Snow (1855) に始まるといわれており、計量経済学において時間とグループ間の比較から政策評価を行うための手法である (山鹿, 2015; Wooldridge, 2006)。

まず、DID の基本的な考え方を説明するため、ある地域で行った政策を評価するケースを考えよう。表 1.4 に示しているのは、政策を行った地域 (Treatment) と政策を行わなかった地域 (Control) の政策実行前後のアウトカムである。

表 1.4: difference in difference の考え方 (Wooldridge, 2006, pp.457)

	Before	After	After - Before
Control	$a_0$	$a_0 + \delta_0$	$\delta_0$
Treatment	$a_0 + a_1$	$a_0 + a_1 + \delta_0 + \delta_1$	$\delta_0 + \delta_1$
Treatment - Control	$a_1$	$a_1 + \delta_1$	$\delta_1$

表 1.5: 旅行先・モード構成比の差の分解の考え方

	Before	After
旅行先 A・航空	$\beta_A + \mu_{Air} + \gamma_{Air}Dist_A$	$\beta_A + \mu_{Air} + \beta'_A + \mu'_{Air} + \gamma_{Air}Dist_A$
旅行先 A・鉄道	$\beta_A + \mu_{Rail} + \gamma_{Rail}Dist_A$	$\beta_A + \mu_{Rail} + \beta'_A + \mu'_{Rail} + \gamma_{HSR}Dist_A$
旅行先 B・航空	$\beta_B + \mu_{Air} + \gamma_{Air}Dist_B$	$\beta_B + \mu_{Air} + \beta'_B + \mu'_{Air} + \gamma_{Air}Dist_B$
旅行先 B・鉄道	$\beta_B + \mu_{Rail} + \gamma_{Rail}Dist_B$	$\beta_B + \mu_{Rail} + \beta'_B + \mu'_{Rail} + \gamma_{Rail}Dist_B$

単純に，Treatment の政策実施前後の差をとっただけでは，政策の効果である  $\delta_1$  のほかに，時間経過による影響  $\delta_0$  が含まれてしまい，純粋な政策の効果を評価することができない．つぎに，政策実行後の Treatment と Control の差をとると，政策の効果  $\delta_1$  のほかに，地域固有の違い  $a_1$  が含まれてしまう．このとき，さらに“差の差”をとることで，地域固有の違い  $a_1$  と時間経過による影響  $\delta_0$  を除去して，政策の効果  $\delta_1$  を算出することができる．

この分析を行うには，二つの仮定を満たす必要がある．一つ目が，平行トレンド仮定 (Parallel trends assumption) である．これは，時間経過による影響  $\delta_0$  が，Treatment と Control の間で一致しているという仮定である．二つ目が，共通ショック仮定 (common shocks assumption) である．これは，政策導入のタイミングに，アウトカムに影響を与えるような「別のイベント」が起こっていないという仮定である．

## (2) 多時点の旅行先・モード構成比の差異の分解への適用

ネットワーク上での旅行先・モード構成比における，交通サービスの 신설・廃止効果について，DID の考え方をあてはめてみよう．ここで，複数時点の都市間流動データにおいて，上述の二つの仮定が成立しているとは考え難い．たとえば，各都市ごとに人口の変化や他都市からの集客があるようなイベントの開催状況は異なるであろう．つまり，すべての「旅行先」について時間経過による影響が一致しているという，平行トレンド仮定が成立するとは考えにくい．また，分析対象期間内には，交通サービスの 신설・廃止効果以外にも，ガソリン価格の変化や航空における規制緩和，コンサートなどの都市をまたぐような大規模な集客が期待できるようなイベントの開催があり，共通ショック仮定が成り立つとも考えにくい．

本研究では，波及の範囲が異なる，複数の時間経過による影響を推定することによって，この問題を解決し，交通サービスの 신설・廃止効果を推計する．この考え方を示したものが表 1.5 である．ここでは，旅行先 A と旅行先 B の選択肢があり，それぞれ

航空と鉄道の2モードを選択できるような居住地を考える。そして、Afterで旅行先Aとの間に新幹線が開業したケースを考える。

まず、新幹線の開業効果 $(\gamma_{HSR} - \gamma_{Rail})Dist_A$ は、旅行先A・鉄道という選択肢のみにおいて現れる。しかし、旅行先A・鉄道という選択肢の開業前後の値を比較しただけでは、経年変化の影響を除去することができない。この経年変化の影響を、本研究では2種類の効果として考える。一つ目が、旅行先ごとに共通の経年変化 $\beta'_A, \beta'_B$ である。これは全モードに共通で、各旅行先ごとに固有の経年変化である。このような経年変化としては、人口変化、観光施設などの開業、旅行先におけるイベント開催などが挙げられる。二つ目が、モードごとに共通の経年変化 $\mu'_{Air}, \mu'_{Rail}$ である。これは旅行先に共通で、各モードごとに固有の経年変化である。このような経年変化としては、航空規制緩和の影響、ガソリン価格の変動などが挙げられる。

本研究では、このような構造を旅行先・モード選択モデルの確定効用として、定式化する。そして、交通サービスの係数 $\gamma$ と、経年変化を示す係数 $\beta, \mu$ を未知変数としてデータから推定する。このとき、表1.5に示した選択肢だけのデータでは推定できないが、実際には多くの旅行先と複数の居住地のデータも同時に用い、2種類の経年変化が居住地（出発地）ごとに変わらないと仮定することで、自由度を十分確保して推定できる。また、本研究では新幹線の開業効果などの交通サービスの 신설・廃止効果による効用の増加は、距離 $Dist_A$ と線形の関係にあると仮定して、その係数を推定する。

## 1.5 本研究の目的

本研究では、1.4 で述べた方法論を、20 年分の都市間旅行パターンのデータに適用し、以下を明らかにする：

- 交通サービスの新設・廃止が、各地域の集中量と旅行回数分布の空間差に与える効果
- 本研究の分解アプローチの妥当性・必要性

第一の目的に対しては、分解アプローチを採用しながら、交通サービスの有無に応じた、我が国の長距離国内旅行における旅行先・モード構成比を表現するモデルと、宿泊旅行回数の分布形状を表現するモデルを作成する。さらに、両モデルを統合利用し、新幹線開業効果についてシミュレーションすることによって、交通サービスの新設・廃止効果の全体像を定量的に示す。

旅行先・モード構成比のモデルでは、交通サービスの新設・廃止による旅行先構成比への効果を精度よく表現するために、Kato et al. (2011) などの基本モデルで用いられる Nested Logit model (NL model) における強い仮定を緩和できる、Generalized Nested Logit model (GNL model) を採用した。そして、パラメータ推定を通じて、NL model の仮定は妥当ではないことが確認される。

宿泊旅行回数分布については、その空間差や経年変化といった基本的な特徴も、まだ既存研究で十分に整理されていない状態である。そこで、本研究では、交通サービスの新設・廃止効果の推定に合わせて、旅行回数分布の地域差・年齢階層差・世代間差といった基本的な情報の把握・整理も目的とする。具体的には、20 年分 5 時点の都道府県・年齢階層別旅行回数分布の差異を、(1) 年齢階層間の差異、(2) 世代間の差異、(3) ゾーン・時点ごとの差異の 3 種類に分解し、その推定結果を考察することで、我が国の旅行回数分布の特徴と、経年変化を把握する。その上で、(3) ゾーン・時点ごとの差異と、交通サービス LOS との関係を確認することで、交通サービスの新設・廃止効果を明らかにする。また、年齢階層間差異と世代間差異の推定結果から、高齢化と世代交代の影響による旅行回数分布の将来予測を行い、今後重要となる課題について考察を行う。

第二の目的のために、旅行先・モード構成比のモデルを対象として、分解アプローチではない従来の方法に従ってモデルを作成する。そして、異なる 1 時点のデータを用いて推定した複数のモデル間の比較と、分解アプローチと従来の方法との比較を通じて、ゾーン単位に効果が波及する非観測共変量・中間変数の存在を確認する。その

うえで、各モデル間で将来予測の精度を比較し、分解アプローチを採用する価値を確認する。

## 1.6 本研究の構成

本論文は6章で構成される。第2章では、本研究で用いた都市間旅行データの概要とその基礎集計からわかる情報を整理する。また、本研究の分析対象期間内の我が国の都市間交通ネットワークの状況と経年変化を概観する。

第3章では、GNL model・分解アプローチという点に特徴のある、旅行先・モード選択モデルとその推定方法を示す。そして、そのパラメータを20年分の旅行先・モード構成比データを用いて推定する。その上で、交通サービスの新設・廃止に対する、旅行先・モード構成比の感度を明らかにする。また、本研究で採用したモデル・方法論の妥当性を検証するために、複数のモデルのパラメータ推定値とその将来予測精度を比較する。

第4章では、旅行回数分布を少数のパラメータで説明するモデルを提案し、そのパラメータの差異を年齢・世代・時空間の3種類に分解する。その上で、時空間差異の分析を通じて、交通サービスの新設・廃止による旅行回数分布の変化を明らかにする。また、年齢階層間差異と世代間差異の推定結果から、高齢化と世代交代の影響による旅行回数分布の将来予測を行い、今後重要となる課題について考察を行う。

第5章では、旅行回数モデルと旅行先・モード選択モデルを統合利用しつつ、北陸新幹線をケーススタディーとして、その開業効果のシミュレーションを行った。このシミュレーションの結果を通じて、交通サービスの新設・廃止が都市間流動パターンに与える影響の全体像を定量的に整理する。

最後に、第6章で本研究の成果を取りまとめたうえで、今後の展望をのべる。

## 第2章 本研究で利用する都市間旅行データ

本研究では、表 2.1 に示す、20 年分 5 時点の 2 種類のデータを用いて、旅行先・モード選択モデルと旅行回数分布モデルを作成し、交通サービスの新設・廃止効果について考察する。

第一のデータが社会生活基本調査のデータである。この調査は、総務省統計局が 1976 年の第 1 回調査以来 5 年ごとに実施している大規模なアンケート調査である。ここでは、1 日の生活時間の配分と過去 1 年間における社会的な活動状況などを、全国約 8 万 3 千世帯の 10 歳以上の世帯員約 19 万人を対象として調査している。このアンケート調査項目において、「年間に何回旅行しましたか？」という項目が設定されており、この回答結果から年間の旅行回数分布を把握することができる。

第二のデータが、国土交通省が 1990 年の第 1 回調査以来 5 年ごとに実施している全国幹線旅客純流動調査（以下、「純流動調査」）のデータである。上述の社会生活基

表 2.1: 本研究で利用する調査データ

	社会生活基本調査	全国幹線旅客純流動調査
調査主体	総務省統計局	国土交通省
調査対象	10 歳以上の日本居住者	ある秋期 1 日に都道府県をまたぐ旅行をした旅行者
調査規模	約 19 万人 (2011)	約 80 万人 (2010)
抽出率	約 1/500 (2011)	約 1/5 (2010)
本研究で利用するデータ		
	旅行回数分布	旅行先・モード選択確率
調査時点	1991, 1996, 2001, 2006, 2010	1990, 1995, 2000, 2005, 2010
質問事項	旅行目的別年間宿泊旅行回数, 居住地, 年齢	居住地, 旅行先, 利用経路, 旅行目的
旅行目的 分類	業務出張・研修・その他(国内), 観光旅行(国内), 帰省・訪問等の旅行(国内)	仕事, 観光, 私用・帰省, その他

本調査では、年間の旅行回数しか把握できず、旅行先や利用した経路などは把握することができない。一方で、純流動調査では、実際に旅行を行った交通サービス利用者を対象として、旅行先、居住地、経路情報などについてアンケート形式で、旅行先や経路を調査している。そして、奥村(2012)にまとめられているように、代表的な秋期の特定日におけるサンプリング調査を路線ごとの断面交通量に合わせて拡大することで、ある一日の我が国全体の都市間流動を経路別に把握することができる。また、この調査はアンケートで直接居住地と旅行先を調査しているため、鉄道や航空のチケット情報などからでは得られない、「真の出発地」と「真の到着地」の情報が得られる点に特徴がある。

この純流動調査のデータを拡大係数を用いて集計すると、流動“量”の情報を得ることもできるが、本研究ではこれを旅行先・モード構成“比”のデータをして用い、発生量の分析に適用することは避ける。これは、非日常的な行動である都市間旅行では、日ごとに流動量の総量が安定しているとは考えにくく、大型連休や夏休み、盆正月など特定の時期へ量的に集中するという季節性も見られるために、秋期一日の調査における流動量が代表的であるとは考えにくいからである。

そこで、全体の“総量”に相当する分析は、社会生活基本調査データを用いて、「旅行回数分布」の面から分析を行う。この調査は、年間全体の旅行回数全体を対象に調査を行っており、信頼性が高いと考えられる。

## 2.1 分析期間中の都市間旅客交通サービスの新設・廃止

本節では、1990年から2011年までの本研究の分析対象期間における、新幹線ネットワークと航空路線数、およびそれらのその経年変化を確認する。ここで示す都市間旅客交通サービスネットワークの変化から、本研究では交通サービスの新設・廃止効果を推定する。

### 2.1.1 分析期間中の新幹線整備

図 2.1 は、分析対象期間内における、我が国の新幹線ネットワークとその期間内の変遷を示したものである。まず、黒線は1990年の時点ですでに開業していた新幹線を示している。この時点で、盛岡-仙台-、新潟-東京-名古屋-大阪-広島-博多という、本州の主要な大都市圏+九州・福岡を接続する新幹線ネットワークは完成していたことが確認できる。

そして、分析対象期間中に開業した路線が、図 2.1 で色分けされた路線である。この期間には、既存のネットワークを延伸する形で、色分けされた5路線が開業した。青色が、1990年から2000年までの10年間で開業した路線で、山形、秋田、北陸（長野）新幹線がこれに含まれる。赤色が、2000年から2011年までの11年間で開業した路線で、東北新幹線の八戸・新青森延伸と九州新幹線・鹿児島ルートがこれに含まれる。このうち、山形・秋田新幹線は「ミニ新幹線」と呼ばれる区間で、他の「フル



図 2.1: 我が国の新幹線ネットワークと、分析対象期間内の開業路線

規格新幹線」と比較して制限速度などが大きく制限されている。本研究の分析中では、在来線の高速化として、他の新幹線開業とは別のものとして扱う。

以上の、分析対象の20年間で起こった変化をまとめると、既存のネットワークを延伸する形で、複数の地方都市に新しく新幹線が整備され、青森県、秋田県、山形県、長野県、熊本県、鹿児島県が新しく高速鉄道ネットワークに組み込まれたことがわかる。

### 2.1.2 分析期間中の航空路線の推移

つぎに、航空ネットワークについて見ていこう。図2.2は、分析対象期間内の航空リンク数の変遷を示したものである。なお、ここでの「航空リンク数」とは、ある空港間ペアにおける、直行の航空サービスの有無のみに着目してカウントしているもので、航空会社数や頻度などは関係ない数である。ここでは、特に距離の短い但馬空港-伊丹空港間の航空リンクと、交通条件が他の地域と極端に異なる、沖縄・離島発着の航空リンクは、本研究の分析では扱っていないため、除外している。つまり、北海道、本州、四国、九州に立地している56空港間の航空リンクを対象として集計している。

まず、総数（青線）の推移を見ると、1990年から2000年の間の10年間で100本から200本近くまで増加し、その後、2010年までの10年間で142本までに減少している。このうち、2000年までの10年間は、航空旅客数の増加と空港数の増加にともなって、強い政府の規制の下、航空リンク数が増えてきた。しかし、それ以降は、規制緩和が進む中で不採算路線からの撤退が進んだ結果、航空リンク数が大きく減っている。このような航空リンク数の変化は、分析対象の20年間の間に多くの航空路線

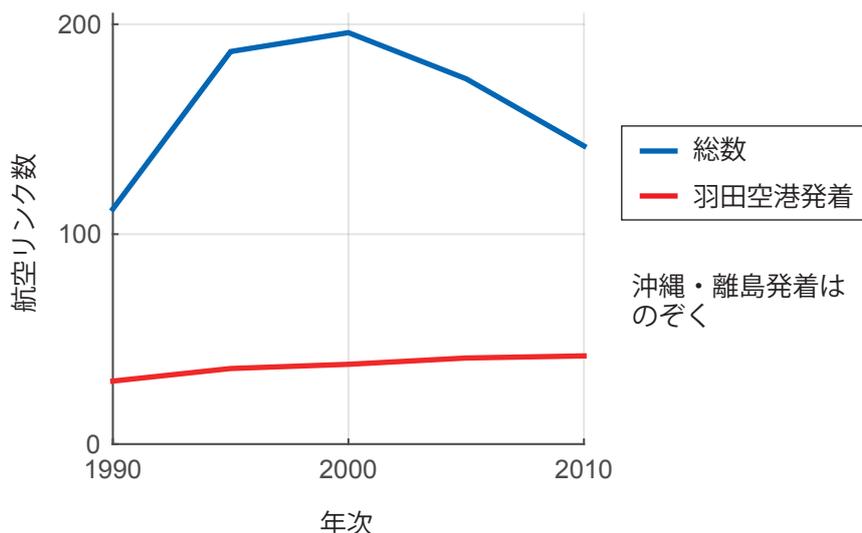


図 2.2: 分析対象期間内の航空リンク数の経年変化

新設・廃止が起こったことを示唆している。一方で、羽田空港発着のリンク数（赤線）の推移を見ると、20年の間、微増を続けていることが確認できる。

図 2.3 は、1990 年、2000 年、2010 年のゾーン内に立地するすべての空港の航空リンク数を集計したものである。なお、ここでの「ゾーン」は 47 都道府県を基本として、東京圏として 1 都 3 県を合算、北海道を 4 分割、そして沖縄を除外した 46 ゾーンである。旅行先・モード構成比の分析では、このゾーン単位を用いて分析を行う。

ゾーン毎の航空リンク数を見ていこう。まず、羽田空港と成田空港のある東京圏（1 都 3 県）と、新千歳空港のある道央ゾーン、名古屋・中部空港のある愛知、伊丹・関西空港のある大阪、福岡空港のある福岡では、つねに 10 リンク以上あることが確認できる。そして、航空リンクの総数が多かった 2000 年では、地方部の各ゾーンでも多くのリンク数が確保されていたことが確認できる。特に、道央以外の北海道や、青森、宮城、広島、愛知、宮崎、鹿児島といったゾーンでも 10 リンク以上の航空リンクが存在している。

次に、このリンク数の経年変化を図 2.4 から確認しよう。まず、1990 年から 2000 年にかけての変化を示す図 2.4(a) では、大分と島根と空港の立地しないゾーンを除く、すべてのゾーンで増加している。対して、2000 年から 2010 年にかけての変化を示す図 2.4(b) では、大半のゾーンでリンク数が減少している。例外は、東京圏と空港が新設された茨城、静岡、兵庫と熊本の 4 ゾーンのみとなっている。

20 年間における航空ネットワークの経年変化をまとめると、まず 1990 年から 2000 年にかけては、地方部を含めて日本全国で航空リンク数が大幅に増えてきた。しかし、2000 年から 2010 年にかけては、東京圏を除くほとんどのゾーンで航空リンク数が減少し、全体として東京・羽田空港中心のネットワークに近づいてきたことがわかる。

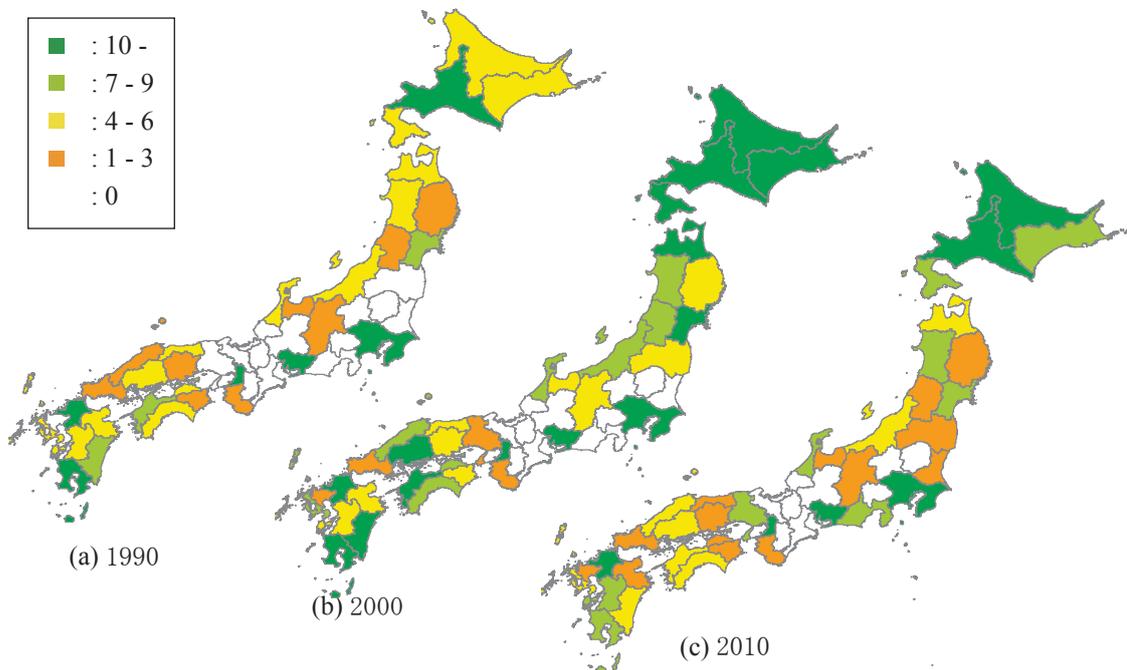


図 2.3: 都道府県ごとの航空路線数

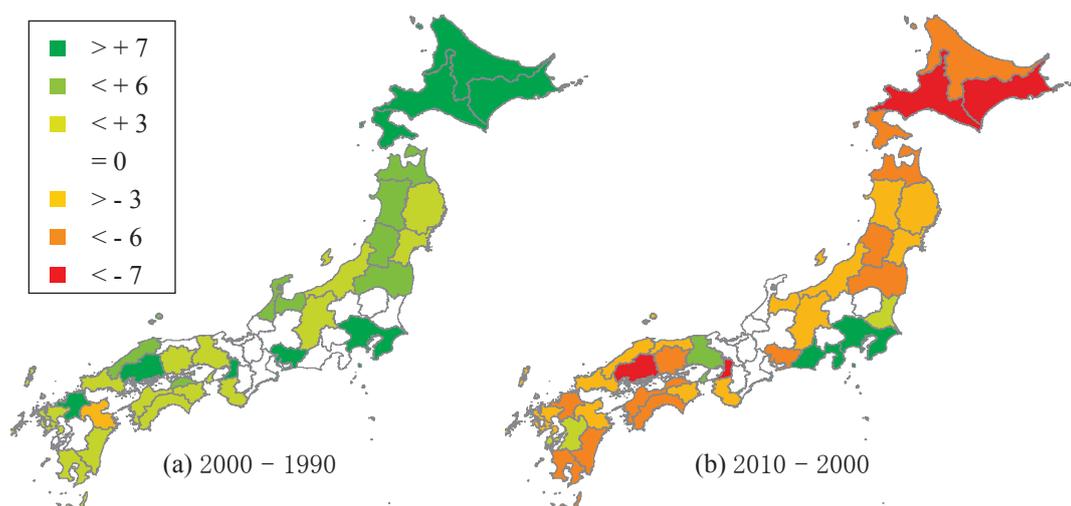


図 2.4: 都道府県ごとの航空路線数の経年変化

## 2.2 旅行回数データ・社会生活基本調査の基礎集計

ここでは、社会生活基本調査による旅行回数分布について、基礎的な情報を整理する。このデータは、目的別旅行回数・年齢階層・居住都道府県別の人口を、本研究向けに集計したものを、独立行政法人・統計センターに作成・提供いただいたものである。

### 2.2.1 集計旅行回数分布の経年変化

ここでは、全年齢階層・居住都道府県を集計した、目的別の集計旅行回数分布の経年変化を見ていこう。図 2.5 が、旅行回数データから算出した、旅行目的別の平均旅行回数の経年変化である。まず、観光目的の平均旅行回数（緑線）を見ると、1991年から2011年の20年間で平均回数が大きく減少したことが読み取れる。1991年では1.6（回/年）であったが、2011年では1.2（回/年）と、一人当たりで0.4回分も減少している。観光ほどではないが、業務目的（赤線）でも20年間で減少し続けてきた。業務目的では、20年間で0.75（回/年）から、0.5（回/年）と、0.25回分も減少し2/3程度となっている。私用目的（青線）をみると、他の2目的と比較すると減少量は小さいが、0.8回から0.7回と20年間の間に微減している。つまり、1991年から2011年の20年間で、我が国の平均旅行回数は減少し続けてきたことがわかる。

つぎに、分布形状を見ていこう。図 2.6 が、1991年と2011年の集計旅行回数分布を目的別に示したものである。まず、2011年の旅行回数分布の形状を、旅行目的間で比較してみると、旅行目的ごとに旅行回数分布の形状が大きく異なることがわかる。特に特徴的なのが、業務目的で「ゼロ（回/年）」の構成比が約87%と非常に大きいことに加えて、「10（回/年）以上」の構成比も4回～9回までの構成比と比較すると大き

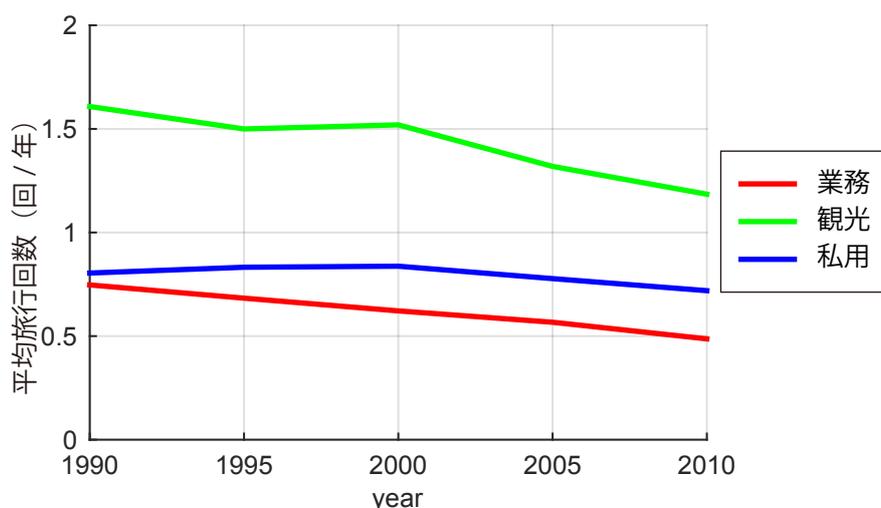
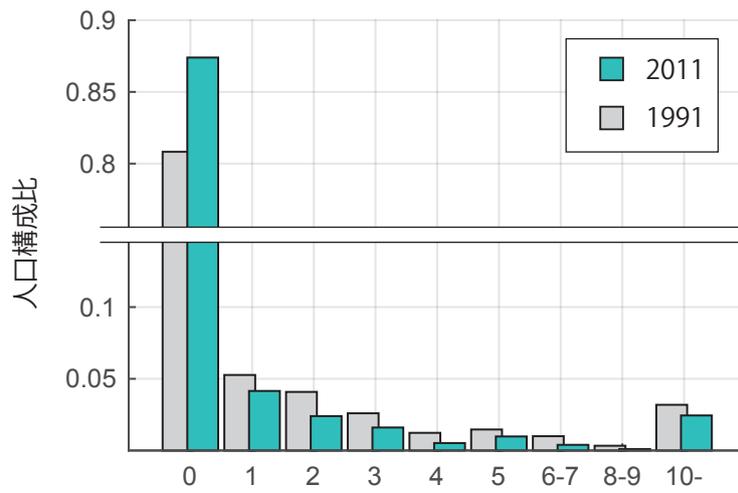
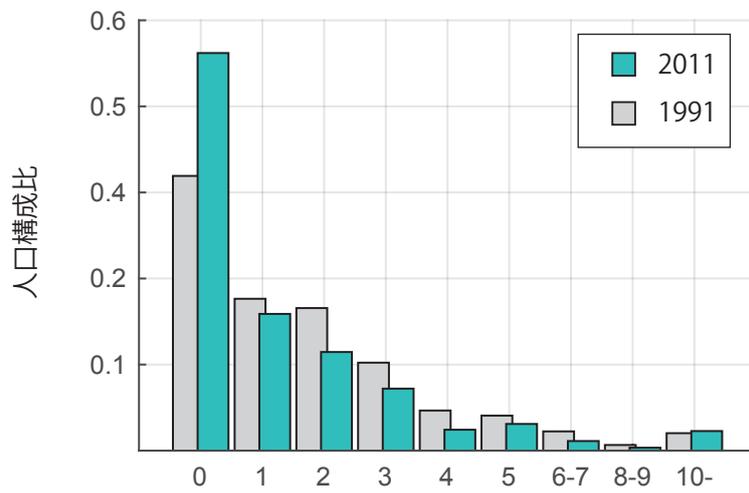


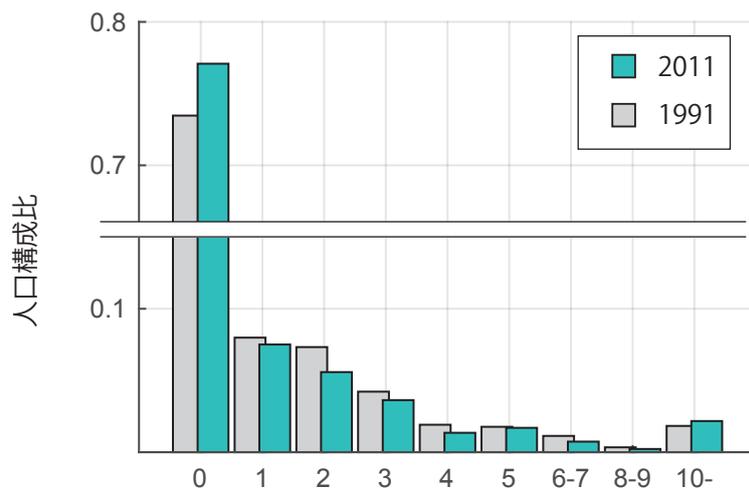
図 2.5: 平均旅行回数の経年変化



(a) 業務目的・宿泊旅行回数 (回 / 年)



(b) 観光目的・宿泊旅行回数 (回 / 年)



(c) 私用目的・宿泊旅行回数 (回 / 年)

図 2.6: 1991 年と 2011 年の目的別の集計旅行回数分布

いという特徴がある。「ゼロ（回/年）」の構成比に着目すると、次に大きいのが私用目的（約 77%）で、最も小さいのが観光目的の 56%である。

次に、1991 年と 2011 年の差を見ていこう。全ての旅行目的について顕著にみられる差が、「ゼロ（回/年）」の構成比が増えている点である。観光では 15%、業務では 7%、私用では 4%だけ 20 年の間に増加している。このゼロ（回/年）の構成比の増加が、図 2.5 で見られた平均旅行回数の減少の基本的な原因である。

ゼロ（回/年）の構成比が増えた結果として、他の旅行回数の構成比はほとんど減少しているが、例外的に増えているものもある。それが、観光と私用目的の「10（回/年）以上」で、若干ではあるが 2011 年の構成比の方が 1991 年の構成比より大きい。つまり、観光と私用目的においては、旅行を全くしない人と、高頻度で旅行する人の 2 極化が進んでいることがわかる。

## 2.2.2 旅行回数分布の年齢階層差

つぎに、全居住都道府県を集計したデータから、年齢階層の間での差を確認していこう。図 2.7 は、2011 年時点のデータを用いて、年齢階層ごとの平均旅行回数を算出した結果である。まず、観光目的の平均旅行回数（緑線）を見ると、20 歳代と 60 歳代に二つのピークがある形をしていることがわかる。一方、業務目的（赤線）と私用目的（青線）については、ピークが一つの形となっている。ピークの位置は、業務では 40 歳代から 50 歳代前半で、私用では 30 歳代にある。また、どの目的でも、年齢階層ごとに平均旅行回数が大きく異なり、特に 75 歳以上という高齢者の平均旅行回数は少ないことがわかる。

つぎに、図 2.8 から 20 歳代と 70 歳以上の平均旅行回数の経年変化を見ていこう。まず、70 歳以上の平均旅行回数（点線）をみると、どの旅行目的でも経年的に変わっていないことがわかる。一方で、20 歳代の平均旅行回数は減少傾向にある。とくに、観光目的では、2.25（回/年）から 1.5（回/年）へと大きく減少している。

このような現象は、近年指摘される「若者の旅行離れ」と呼ばれるものである。4 章では、このような現象について、旅行回数分布形状の年齢間・世代間の差異を分解することを通じてより詳細に確認していく。

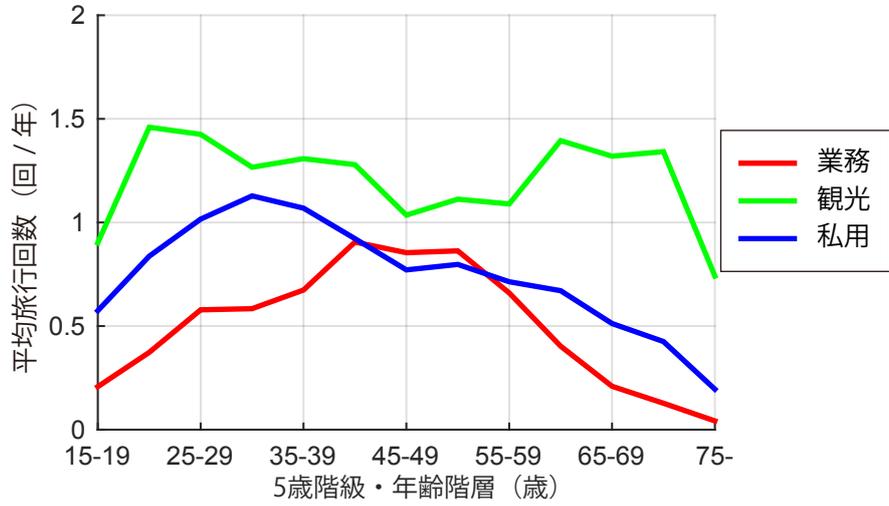


図 2.7: 年齢階層ごとの平均旅行回数

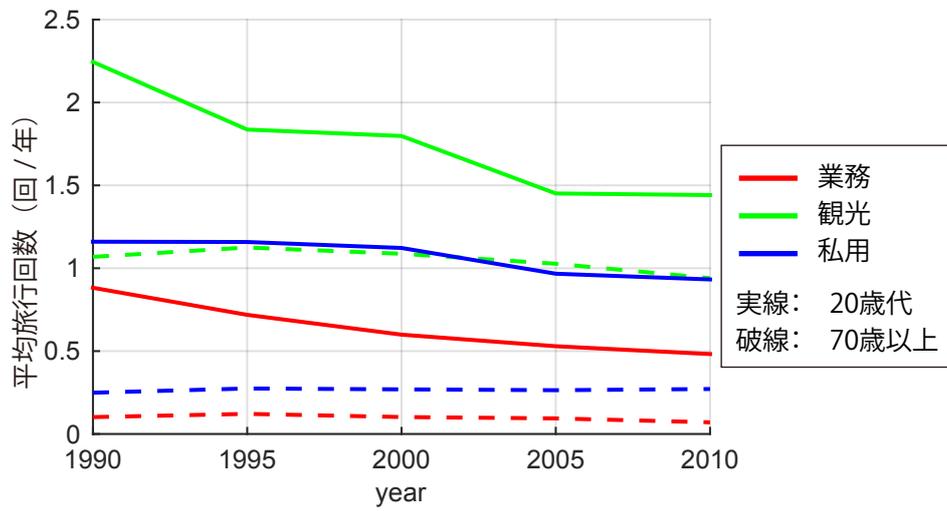


図 2.8: 平均旅行回数の経年変化 (20歳代・70歳以上)

## 2.3 旅行先構成比データ・全国幹線旅客純流動調査の基礎集計

ここでは、純流動調査について、本研究の分析対象として利用した都市間流動を説明したうえで、分析対象流動の基礎的な情報を整理する。

### 2.3.1 本研究の分析対象と集計単位

本研究では、純流動調査データに含まれる流動データのうち、都道府県庁間の直線距離が 205km 以上離れた都道府県間流動のみを対象に分析を行う。短距離の流動を対象外として除去する理由は、本研究で特に着目する新幹線や航空路線の新設・廃止効果は、このような短距離の流動にはほとんど影響を与えないと推測されるためである。これは、図 2.9 に示すように、200km 以下のトリップは大半が自家用車によるものであることから明らかであろう。つぎに、「205km 以上」と設定した理由は、隣県間の流動を完全に除去するためである。全体のデータの中では、圧倒的に隣県間流動の構成比が多いのだが、隣県間の流動には“県境をまたぐだけ”の日常交通に近い短距離トリップも多く含まれてしまう可能性が高い。このようなトリップは、本研究で対象とする新幹線や航空機を利用するような長距離旅行と大きく性質が異なると考えられる。そのため、隣県間の流動を除去することでそのようなサンプルによる影響を除外して分析を行う。また、交通条件が大きく異なり、旅行行動も大きく異なると推測される離島・沖縄県を発着する流動についても対象外とした。

その結果、対象とする日流動量は、表 2.2 に示すように、一日当たり 60 万～80 万

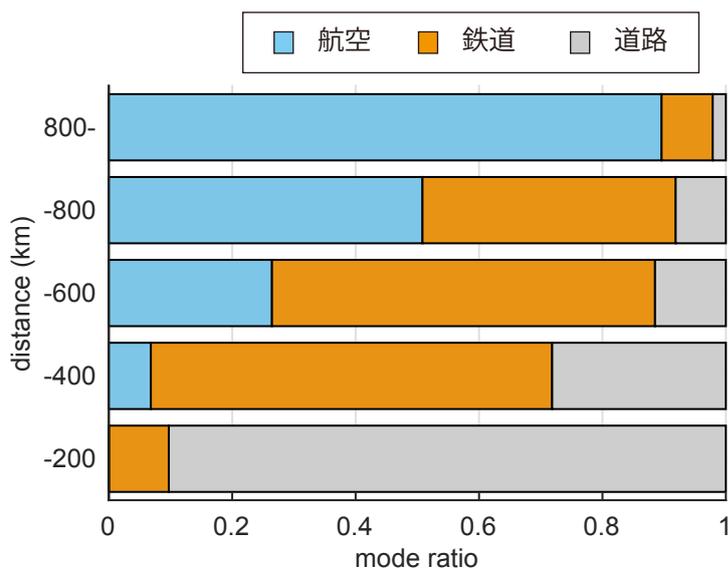


図 2.9: 距離帯別のモード選択構成比 (2010)

表 2.2: 全国幹線旅客純流動調査のサンプル数と拡大係数

	1990	1995	2000	2005	2010
平日調査の調査日	11/15,24	10/18,25	10/18,27	10/12	12/1
総サンプル数	461,860	543,766	394,346	448,871	768,874
拡大後日流動量	3,033,651	3,246,416	3,531,662	3,412,577	3,351,289
分析対象日流動量	702,748	799,089	797,953	719,582	597,791
対象流動の比率	0.232	0.246	0.226	0.211	0.178
対象サンプルのモード毎平均拡大係数					
航空	2.163	1.477	1.676	1.480	1.678
鉄道	8.412	9.593	13.695	10.129	10.606
自動車など	4.995	5.698	7.589	3.315	2.400

(「自動車など」には、自家用車、船舶、高速バスを含む)

トリップ程度であり、これは純流動調査のデータ全体の17~24%に相当する。図 2.10 は、この対象流動中の旅行目的構成比を示している。この図から、分析対象流動の過半数は業務目的が占めることがわかる。業務目的流動が多い点は、図 2.5 の旅行回数分布の結果とは大きく異なるが、その原因は観光や私用より業務目的が多いと予想される平日一日の流動を用いていることによると考えられる。

なお、図 2.10 で 2010 年の対象流動が大きく減少していることには注意が必要である。これは、社会生活基本調査の基礎集計で見られた、旅行回数の経年的な減少によるものとも考えられるが、表 2.2 に示すように 2010 年の調査のみ調査時期が異なる影響である可能性も否定できない。例えば、この 2010 年の流動データは、北海道方面への旅行が非常に少ないといった特徴がみられるのだが、これは調査が 12 月に行われたことが原因であろうといわれている。本研究で提案する分解アプローチは、このような「北海道方面が少ない」といった調査時期によるバイアスに対しても、ゾーン単位の波及効果を持つ差異として取り除くことが可能という利点がある。

つぎに、本研究の分析では、行きのトリップか帰りのトリップかを判別することができない「出発地と目的地」の情報ではなく、「居住地と旅行先」の情報を用いる。このようにすることで、交通サービスの新設・廃止効果を分析する際に、「どの居住地の旅客の行動がどう変わったか？」という分析を行うことが可能になる。

また、居住地ゾーンは都道府県単位で集計して分析を行う。このとき、居住地と出発地・目的地の不一致が極端に多い埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県は、集計して「東京圏」と一つのゾーンとして扱う。この居住地と出発地・目的地の不一致とは、例

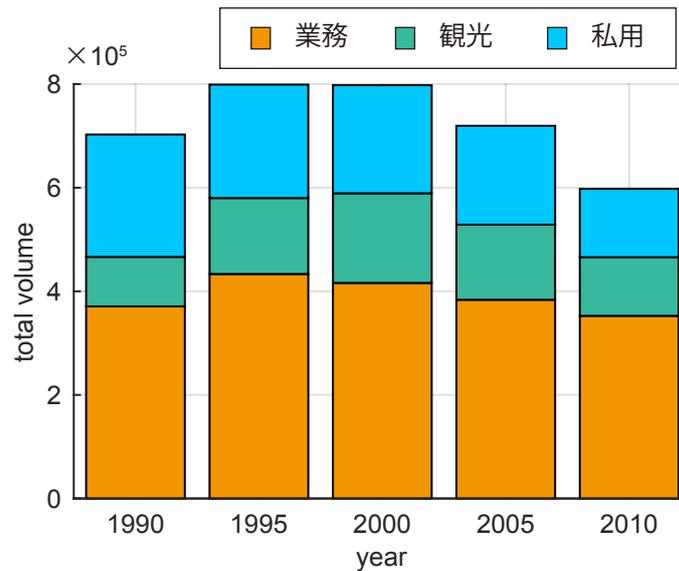


図 2.10: 旅行目的別対象流動量の経年変化

例えば、トリップとしては出発地が東京都、目的地が福島県であるが、居住地がどちらでもない埼玉県ということである。このような場合、基本的には出発地・目的地のうち居住地から遠いほうを旅行先として設定しているが、東京圏ではこのようなケースが非常に多い。また、東京を勤務地としている場合などは、実際にも東京発着基準での交通条件を考えて交通行動を決定している可能性があり、一概に居住地の情報を優先することが妥当とは限らない。このような設定による影響をできるだけ除外するために、「東京圏」に集計してデータを扱う。そのほか、純流動調査のゾーン設定に従って、面積の大きい北海道は、道北・道東・道央・道南に分割して扱っている。

### 2.3.2 旅行先選択確率の経年変化

ここでは、純流動調査の対象流動を集計して算出した、ゾーン毎の集中量を見ていこう。

図 2.11 は東京圏と大阪の集中量が全対象流動中に占める割合を示したものである。2010年の構成比をみると、東京圏を旅行先とする旅行は、全対象流動のうちの31%を占め、大阪を旅行先とする旅行は全体の8%を占める。そして、この2ゾーンで全体の40%程度を占めることがわかる。この割合の経年変化をみると、大阪の構成比は20年間の間にほとんど変わらないが、東京圏は増加し続けてきたことがわかる。1990年では東京の構成比は25%に過ぎなかったが、20年間でその構成比は5%以上も増加している。

つぎに、地方部の青森と島根の構成比を見てみよう。図 2.12 が青森と島根の集中量

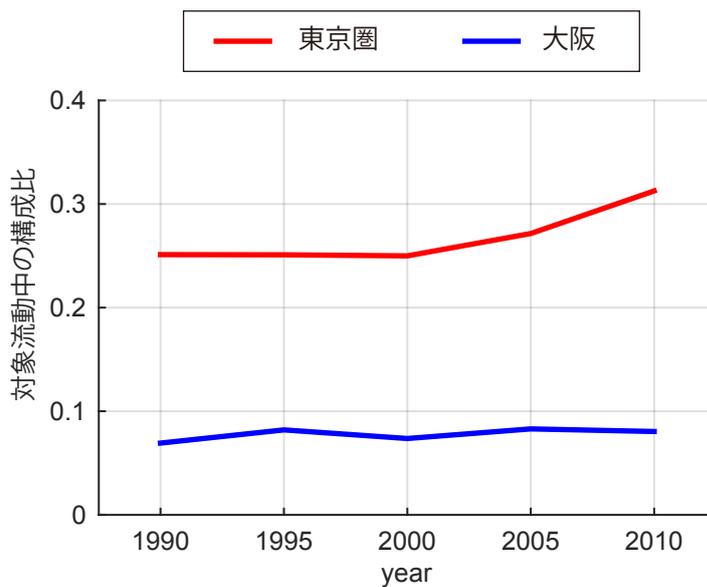


図 2.11: 旅行先構成比の経年変化 (東京圏・大阪)

が全対象流動中に占める割合を示したものである。まず、東京圏や大阪と比較して、その集中量の構成比は非常に小さいことがわかる。青森では全体の2%未満であり、島根に至っては1%未満である。経年変化をみると、青森と島根の集中量が全体に占める割合は減少傾向にあることが見て取れる。また、青森では2002年に八戸駅まで東北新幹線が延伸開業しているが、開業前(2000年以前)と開業後(2005年以降)の間で比較しても、集中量が占める構成比に顕著な変化は見られない。

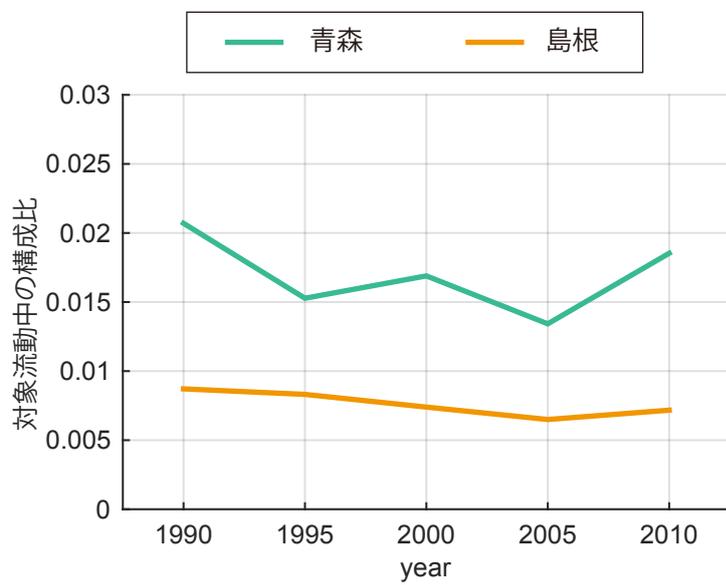


図 2.12: 旅行先構成比の経年変化 (青森・島根)

## 第3章 旅行先・モード構成比の分析

### 3.1 3章の着眼点と概要

全国幹線旅客純流動調査のデータを用いて、旅行先・モード構成比と交通サービスの 신설・廃止の関係を表現するモデルを作成する。本章では、とくに以下の2点に注意してモデルを作成し、交通サービスの 신설・廃止効果を明らかにする。

1点目は、非観測共変量に相当するような社会経済変数によるバイアスを除去する点である。本研究では、影響が波及する範囲の差異に着目してこの問題を解決する、「分解アプローチ」を採用してモデルを作成する。さらに、モデル比較を通じてこのアプローチの妥当性・必要性を確認する。

2点目は、交通サービスの 신설・廃止による旅行先構成比の変化をより正確にとらえるため、旅行先間の交差弾力性についてよりフレキシブルなモデルを用いてそのパラメータを推定する。多くの既存研究のNL型都市間需要モデルでは、「異なる旅行先の間で交差弾力性が一定である」という仮定をおいているが、本研究ではモードの選択を介して旅行先間の交差弾力性が異なりうるGNL型モデルを採用してモデルを作成する。

本章の構成は以下のとおりである。

まず、本研究で提案するGNL型旅行先・モード選択モデルを定式化する。3.2では、NL modelの仮定と、それを解決できる既存のモデルをレビューしたうえで、本研究で作成するGNL modelを定式化する。3.3では、確定効用部分の定式化の説明を通じて、交通サービスの有無の表現方法と、分解アプローチの考え方を述べる。

つぎに、純流動調査データを用いて、定式化したモデルのパラメータを3種類の旅行目的ごとに推定した。3.4では、パラメータの推定方法を述べる。3.5では、各パラメータの推定結果を示し、考察を行う。3.6では、GNL型旅行先・モード選択モデルから算出できる、効用最大化の期待値（期待最大旅行効用）を用いて、交通サービスの 신설・廃止によるゾーン毎の交通サービスLOS変化を示す指標を説明する。3.7では、間接効果が含まれるパラメータの推定結果の分析を行った結果を示す。ここで、3.6で算出したゾーン毎の交通サービスLOS変化との関係を分析することで、10年オーダーでは交通サービスの 신설・廃止による間接効果はない、あるいは負であるこ

とが示される。

3.8 では、作成した GNL 型旅行先・モード選択モデルの、交通サービス新設・廃止に対する感度分析を行う。ここで、NL model と MNL model で置かれている IIA 条件の意味を再確認しつつ、旅行先・モード構成比変化を分析するためには、GNL model のアプローチが望ましいことが示される。

3.9 では、モデルの比較から、本研究で採用した「分解アプローチ」によってモデルを作成することの価値を示す。この分析を通じて、分解しない従来型のアプローチでは、バイアスによってパラメータ推定結果が歪んでしまっている可能性が示唆されるとともに、従来のアプローチで作成したモデルより、本研究のモデルの方が予測精度が高いことが示される。

最後に、3.10 で本章で得られた成果をまとめる。

## 3.2 GNL modelによる旅行先・モード選択モデル

### 3.2.1 NL modelの仮定

これまで都市間旅行需要モデルとして、4段階推定法の考え方をベースとするNL modelが多く適用されてきた。例えば、都市間旅行需要予測に関する多くの研究（Yao and Morikawa, 2005; Kato et al., 2011; Fu et al., 2014 など）、および実務的な分析において、NL modelによる旅行需要モデルが適用されている。これらのモデルにおける旅行先・モードの選択構造は、四段階推定法の考え方に従って、図3.1のような階層構造が仮定されている。

NL modelでは、階層型の選択構造を考え、同じグループに属する選択肢の間だけに類似性（ランダム項の相関関係）を持つことを許している。すなわち、図3.1の選択構造では、同じ旅行先というグループに属する、同一旅行先・別モードのペア間（ex. 「目的地-Aに鉄道で旅行する」と「目的地-Aに航空で旅行する」）のみに選択肢間の類似性を許容している。一方で、異なる旅行先グループの下にある、同一モードの選択肢との間には類似性が存在せず、ランダム項は独立・無相関であるというIIA条件（Independence of Irrelevant Alternatives）が仮定される。このIIA条件は、交通条件変化によって旅行先構成比が変わるとき、交通条件変化が起こらなかったすべての旅行先間でのオッズ比は変化しないことを意味する。つまり、旅行先の異なるすべての選択肢間での交差弾力性は同一であると仮定している。

しかし、「鉄道利用」を重視して目的地を選択する旅行者にとっては、鉄道利用を固定したまま旅行先のみを変更する行動変化の方が、モードと旅行先を両方変更する行動変化よりもとりやすい（選択肢間の類似度が高い）と推測される。このような関係が強く存在するときには、基本形モデルでは、旅行先構成比の“変化”をうまく表現できない。柴田ら（2014）は、モード選択の選択要因に関するアンケート調査を行って、「鉄道利用」あるいは「航空利用」を優先する旅行者（柴田らはモードキャプティブと呼んでいる）が大半を占めることを指摘しており、同一モード・別旅行先という選択

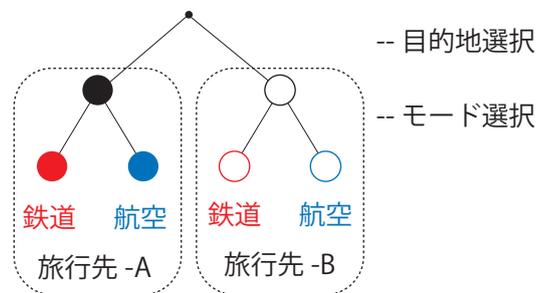


図 3.1: 一般的な NL model における選択構造の仮定

肢間の IIA 条件が成立せず，上述の問題が生じている可能性は高い．

Kato et al. (2011) が，このような非現実的な強い仮定を置きながら，流動データへの良好な当てはまりが確認された原因は，2005 年の 1 時点のクロスセクションデータを用いてパラメータを推定していることが原因であると推測できる．つまり，「時間的な変化」を含まないデータには，そもそも同一モード・別旅行先という選択肢間での変更が起こりやすいという現象が存在せず，このような類似度を扱わないモデルであっても十分に現象を表現することができる．Fu et al.(2014) や航空局モデル (2007) についても同様に，1 時点クロスセクションデータを用いているが，同じ理由で大きな問題は報告されていない．

### 3.2.2 non-IIA 型の離散選択モデル

代表的な離散選択モデルである，多項ロジットモデル (Multinomial logit model; MNL model; McFadden, 1973) で置かれた IIA 条件という仮定を緩和するため，様々な方法が提案されている．最も広く適用されている方法が，上述の Nested logit model (NL model; Williams, 1977) である．NL model は，選択肢を 2 つあるいは複数のグループに分け，同一のグループ内に所属する選択肢間における類似度 (誤差項の相関関係) を認めることによって，IIA 条件を緩和するモデルである．Kato et al. (2011) などの，基本的な都市間需要モデルも，分布モデルとモード選択モデルを統合した部分は各旅行先ごとのグループを仮定した NL model であり，同一目的地・別モードの選択肢間で類似度を許容している．しかし，NL model では，同一グループ‘ではない’選択肢との間の交差弾力性はすべて一定であると仮定している．そのため，NL model で仮定した同一旅行先・別モードという選択肢の間の相関関係に加えて，上述した別旅行先・同一モードの選択肢内の類似性が存在するといった，複雑な構造を扱うことができない．

このような複雑な構造を扱う離散選択モデルも多く提案されている．その一つが，multinomial probit model (Daganzo, 1979) である．このモデルでは，誤差構造に多変量正規分布を適用することで，複雑な誤差項の相関関係を扱うことができる．ただし，選択肢数が多くなると，多重積分の計算負荷に加えて，分散共分散行列の推定が困難になるという問題が存在する．Yai et al. (1997) による分散共分散行列を構造化した，構造化プロビットモデルなどを用いれば，この問題はかなり緩和することができる．屋井・中川 (1996) は，構造化プロビットモデルが大都市圏での鉄道経路選択確率や，目的地選択モデルといった選択肢数が多いモデルにも十分適用できる手法であるとしている．しかし，構造化プロビットモデルは解析的に選択確率を算出できない open form model であるため，パラメータ推定における計算負荷が大きいことに変

わりはなく、確定項部分でパラメータ数を多く設定することは依然困難である。同じ問題は、ロジットモデルから派生して、複雑な誤差構造を持つことができる、mixed logit model (McFadden and Train, 2000) においても同様に存在する。

一方で、複雑な誤差構造を closed form で表現するモデルも提案されている。具体的には、paired combinatorial logit model (PCL model; Koppelman and Wen, 2000) や、cross-nested logit model (CNL model; Vovsha, 1997) などのモデルが提案されてきた。Wen and Koppelman (2001) は、これらのモデルを含み複雑な誤差構造を表現できる一般的なモデルとして、generalized nested logit model (GNL model) の考え方を提案している。このモデルでは、各選択肢は複数のグループに所属し、それぞれのグループ内で異なる誤差相関を持つことを許容している。その結果、多数の選択肢との間の異なる交差弾力性を表現することができる。

GNL model は、都市間旅行モデルにも多く適用されている。最初に GNL model の枠組みを提案した Wen and Koppelman (2001) では、トロント-モントリオール間のモード（航空、鉄道、自家用車、バス）の選択に適用し、4 選択肢間の複雑な交差弾力性を示している。それ以降の都市間旅行への GNL model の適用事例として、Koppelman and Sethi (2005) ではモード・席種選択に、Coldren and Koppelman (2005) では出発時刻・航空会社選択に、Wen et al. (2014) ではアライアンス・国籍による類似度を考えた航空会社選択に適用している。しかし、旅行先・モード選択レベルを統合的に考えて、その間での誤差構造を確認することは、未だなされていない。

より選択肢数の多い旅行先（居住地）選択についても、都市‘内’対象のモデルには GNL model による選択構造が適用された例がある。Bhat and Guo (2004) では、PCL model を用いて、ゾーン間の隣接関係による類似性を考えた居住地選択モデルを提案している。Bekhor and Prashker (2008) では、Bhat and Guo (2004) のモデルを GNL model の枠組みに発展させて、ゾーン間の隣接関係と土地利用に応じた選択肢間の類似度を扱ったトリップ目的地選択モデルを提案している。これらのモデルでは、選択肢間の類似度を決めるパラメータを構造化し少数のパラメータで表現しつつ、選択肢間の複雑な交差弾力性の差異を推定している。

本研究では、交通サービスの新設・廃止による旅行先構成比パターンの経年変化に対して、多数のパラメータ推定を必要とする分解アプローチに従って分析をおこなう。そのため、比較的計算負荷の小さい closed form 型の GNL model を採用して旅行先・モード選択モデルを作成する。その際、同一モード・別旅行先という選択肢間にも類似度の存在を仮定したネスト構造を設定し、その仮定の必要性を確認する。

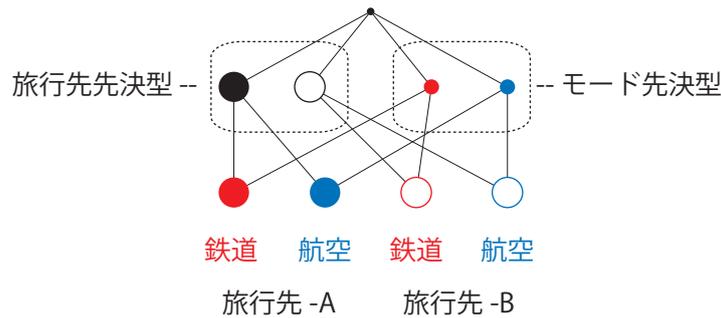


図 3.2: 本研究の旅行先・モード選択モデルにおける選択構造

### 3.2.3 本研究の GNL 型旅行先・モード選択モデルの選択構造

GNL model は、GEV model に分類されるランダム効用最大化モデルで、前節で述べたような複雑な選択枝間の類似性を扱いながら、MNL model 同様に選択確率を closed form で記述でき、比較的少ない計算量で複雑な選択構造を扱える点に特徴がある。この GNL model では、NL model と同様に、同じグループに属する選択枝の間に類似性を持つことを許すが、それぞれの選択枝が同時に複数のグループに属することを許す点で、NL model を一般化したモデルである。

本研究の旅行先・モード選択モデルでは、図 3.2 に示す様な選択構造を仮定する。ここでは、各選択枝はそれぞれ 2 つのグループに属している。

図 3.2 の左側の階層構造は、図 3.1 の NL model と同じ選択構造であり、旅行先ごとのグループが設定される。この選択構造では、上段が旅行先選択、下段がモード選択となる。このとき、同一目的地間の相関関係がモードより優先されることから、以降では旅行先先決型構造と呼ぶ。

対して、図 3.2 の右側の階層構造では、モードごとのグループが設定される。この選択構造では、上段がモード選択、下段が旅行先選択となる。このとき、同一モード間の相関関係が目的地より優先されることから、以降ではモード先決型構造と呼ぶ。このモード先決型構造を追加している点が、一般的な NL 型需要予測モデルからの修正点であり、このようにすることで、同一モード・別旅行先という選択枝間の類似度を仮定することができる。

図 3.3 が、図 3.1 の一般的 NL 型需要モデルで扱う類似性と、図 3.2 の本研究の GNL 型旅行先・モード選択モデルで扱う類似性を比較したものである。NL model でも GNL model においても、おなじグループに属する選択枝の間に類似性を持つことを許す点は共通であり、それぞれ設定されるグループの組み合わせと一致する。

まず、(A) の NL model では、「A へ鉄道で旅行する」と「A へ航空で旅行する」という選択枝間と、「B へ鉄道で旅行する」と「B へ航空で旅行する」という選択枝間で、

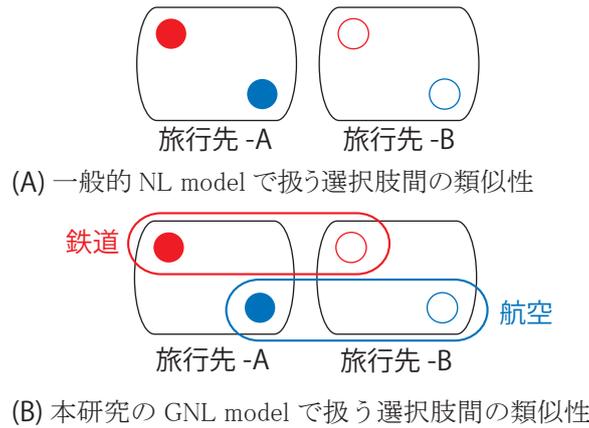


図 3.3: 本研究で扱う選択肢間の相関関係

それぞれ類似性を持つことが仮定される．つまり，別モード・同一旅行先であるという選択肢間という，1 種類の類似性を仮定している．

対して，(B) の GNL model では，(A) で仮定される類似性に追加して，「A へ鉄道で旅行する」と「B へ鉄道で旅行する」という選択肢間と，「A へ航空で旅行する」と「B へ航空で旅行する」という選択肢間で，それぞれ類似性を持つことが仮定される．つまり，別モード・同一旅行先という選択肢間と，同一モード・別旅行先という選択肢間について，2 種類の類似性を同時に仮定している．

### 3.2.4 GNL 型旅行先・モード選択モデルの定式化

本研究では，ゾーン  $i \in Z$  に居住する旅行者  $r \in R_i$  が，時点  $t$  に，旅行先と利用モードの組み合わせ  $(j, m) \in S_i$  を選択する確率  $P_{it,(j,m)}$  を，GNL model を用いて表現する．ここで， $Z$  はゾーンの集合， $R_i$  はゾーン  $i$  を居住地とする旅行者の集合である． $S_i$  は，旅行先と利用モードの組み合わせの集合であり，本研究では，以下のように定義する：

$$S_i = \left\{ (j, m) \mid j \in Z_i^{\text{dest.}}, m \in \{\text{rail}, \text{road}, \text{air}\} \right\}, \quad (3.1)$$

$$Z_i^{\text{dest.}} = \{j \mid \text{distance}(i, j) > 205(\text{km}) \text{ and } j \in Z\}.$$

$\text{distance}(i, j)$  は，ゾーン間距離（都道府県庁間の直線距離）である．そして， $Z_i^{\text{dest.}}$  は，ゾーン  $i$  における旅行先の選択肢集合であり，本研究ではゾーン間距離が 205km 以上の旅行先を対象とする．

GNL model は，GEV model に分類されるランダム効用最大化モデルであり，本研究のモデルでの効用関数  $U_{t,r \in R_i,(j,m)}$  は，次のような確定項  $V_{t,i,(j,m)}$  とランダム項

$\epsilon_{t,r \in R_i,(j,m)}$  の和として表される :

$$U_{t,r \in R_i,(j,m)} = V_{t,i,(j,m)} + \epsilon_{t,r \in R_i,(j,m)}. \quad (3.2)$$

ランダム項  $\epsilon_{n \in i,\{j,m\}}$  が , 図 3.3(B) に示したような 2 種類の類似性をもつ一般化極値分布に従うとする .

GNL model では , 居住地  $i$  において , (旅行先  $j$  , モード  $m$ ) を選択する確率  $P_{it,(j,m)}$  は , 次のように定式化される (Train, 2009) :

$$P_{it,(j,m)} = \sum_{g \in G_i} P_{it,(j,m)|B_g} P_{it,g \in G_i}. \quad (3.3)$$

$P_{it,g \in G_i}$  は図 3.2 のように設定したグループ  $g$  を選択する上段の選択確率であり ,  $P_{it,(j,m)|B_g}$  はグループ  $g$  に含まれる選択肢集合  $B_g$  の中で , (旅行先  $j$  , モード  $m$ ) を選択する下段の選択確率である .

$G_i$  は , グループ  $g$  の集合であり , 本研究のモデルでは , 図 3.2 のように , 旅行先あるいはモード毎にグループを作成するために , それぞれの集合の和をとったものである :  $G_i = Z_i^{\text{dest.}} + \{ \text{鉄道} , \text{航空} , \text{自動車} \}$ .

このとき , 上段の選択確率  $P_{it,g \in G_i}$  は ,

$$P_{it,g \in G_i} = \frac{\left( \sum_{(j,m) \in B_g} (\alpha_{i,(j,m),g} \exp(V_{t,i,(j,m)})) \right)^{\frac{1}{\lambda_g}}}{\sum_{g' \in G_i} \left( \sum_{(j,m) \in B_{g'}} (\alpha_{i,(j,m),g'} \exp(V_{t,i,(j,m)})) \right)^{\frac{1}{\lambda_{g'}}}}. \quad (3.4)$$

下段の選択確率  $P_{it,(j,m)|B_g}$  は ,

$$P_{it,(j,m)|B_g} = \frac{(\alpha_{i,(j,m),g} \exp(V_{t,i,(j,m)}))^{\frac{1}{\lambda_g}}}{\sum_{(j,m)' \in B_g} (\alpha_{i,(j,m)',g} \exp(V_{t,i,(j,m)'})^{\frac{1}{\lambda_g}}}. \quad (3.5)$$

である .  $\lambda_g$  と  $\alpha_{i,(j,m),g}$  は , 共にランダム項の選択肢間での相関構造を示すパラメータであり , 以降では「構造パラメータ」と呼ぶ . 構造パラメータのうち ,  $\lambda_g$  は , scale parameter と呼ばれ , グループ  $g$  に所属する選択肢間の類似性の大きさを示すパラメータである . scale parameter は , 以下を制約を満たす実数である :

$$0 < \lambda_g \leq 1 , \quad \forall g \in G_i. \quad (3.6)$$

この scale parameter の値の意味は以下のとおりである (Wen and Koppelman, 2001) . まず ,  $\lambda_g$  が 0 に近いことは , グループ  $g$  に所属する選択肢間で類似度が大きいことを意味する . 逆に ,  $\lambda_g$  が 1 に近い場合は , IIA 条件に近いことを意味しており , これがすべて 1 である場合は MNL model となる .

$\alpha_{(j,m),g}$  は, allocation parameter と呼ばれる, GNL model 特有のパラメータであり, 複数のグループに所属する選択枝  $(j, m)$  のグループ  $g$  への配属率を示す. allocation parameter は, 以下を制約を満たす実数である:

$$\begin{aligned} 0 \leq \alpha_{i,(j,m),g} \leq 1, \quad \forall \{(j, m) \in S_i, g \in G_i\}, \\ \sum_{g \in G_i} \alpha_{i,(j,m),g} = 1, \quad \forall (j, m) \in S_i. \end{aligned} \quad (3.7)$$

また, 本研究では, 図 3.2 のように選択枝  $(j, m)$  は, 旅行先ごとのグループと, モードごとのグループの 2 つに所属すると仮定するため, それ以外のグループに対する allocation parameter は 0 とする.

$$\alpha_{i,(j,m),g''} = 0 \quad \forall g'' \in \{g \in G_i | g \neq j \text{ and } g \neq m\} \quad (3.8)$$

よって, 0 以上の値をとりうる選択枝  $(j, m)$  の allocation parameter は,  $\alpha_{(j,m),g=j}$  と  $\alpha_{(j,m),g=m}$  のみであり, これらは, 次の制約を満たす.

$$\alpha_{i,(j,m),g=j} + \alpha_{i,(j,m),g=m} = 1, \quad \forall (j, m) \in S_i \quad (3.9)$$

$\alpha_{i,(j,m),g}$  が 0 であるとき, 式 (3.5) から下段の選択確率  $P_{it,(j,m)|B_g}$  は 0 となる. このことと, 選択枝  $(j, m)$  の allocation parameter が,  $\alpha_{i,(j,m),g=j}$  と  $\alpha_{i,(j,m),g=m}$  の 2 つのみであることから, 式 (3.3) は以下のように示すことができる:

$$P_{it,(j,m)} = P_{it,(j,m)|B_{g=j}} P_{it,g=j} + P_{it,(j,m)|B_{g=m}} P_{it,g=m}. \quad (3.10)$$

この式の右辺第一項は, 上段で旅行先を選択し下段でモードを選択するという, 旅行先先決型の選択確率に相当する. 第二項は, 上段でモードを選択し下段で旅行先を選択するという, モード先決型の選択確率に相当する. また, モード先決型選択構造への配分を示す, allocation parameter  $\alpha_{i,(j,m),g=m}$  が 0 であるとき, 第二項の確率は 0 である. つまり,  $\alpha_{i,(j,m),g=m} = 0$  であることは, モード先決型の選択構造が存在しない, つまり同一モード・別旅行先という選択枝間で類似性が存在せず, 従来の旅行先先決型 NL モデルの構造を仮定することとなる.

### 3.2.5 本研究における構造パラメータの仮定

本研究では, 構造パラメータのパラメータ推定に当たって, 以下のような 2 つの仮定をおいた.

1 つ目の仮定は, ゾーンごとのグループ  $j \in Z_i^{\text{dest.}}$  に設定される, scale parameter  $\lambda_j$  は, ゾーン間で一定であるという仮定である.

$$\lambda_j = \lambda_{\text{dest.}}, \quad \forall j \in Z_i^{\text{dest.}}, \quad (3.11)$$

この  $\lambda_{\text{dest.}}$  は、全旅行先に共通の「交通サービスの開設・廃止に対する、旅行先の変えにくさ」を意味することとなる。なお、これは Kato et al.(2011) などの NL 型既往モデルでも同様に設定されている仮定である。ただし、モードごとのグループ  $m \in \{\text{rail, road, air}\}$  に設定される、scale parameter  $\lambda_m$  は、それぞれで性質が異なると想定されるため、3 種類のモード（鉄道、道路、航空）ごとに別の値を仮定し、それらを別々に推定する。つまり、本研究のモデルにおける scale parameter は、 $\lambda_{\text{dest.}}, \lambda_{\text{rail}}, \lambda_{\text{road}}, \lambda_{\text{air}}$  の 4 種類である。

2 つ目の仮定は、モード先決型選択構造への配分を示す、allocation parameter  $\alpha_{i,(j,m),g=m}$  は 2 種類のみと仮定し、旅行先への距離が長距離（700km 以上）と短距離（700km 未満）ごとに設定した。

$$\begin{aligned} \alpha_{i,(j,m),g=m} &= \alpha_{\text{long}} \\ \alpha_{i,(j,m),g=j} &= 1 - \alpha_{\text{long}} \quad \forall (i, j, m) \in \{\text{distance}(i, j) \geq 700(\text{km})\}, \end{aligned} \quad (3.12)$$

$$\begin{aligned} \alpha_{i,(j,m),g=m} &= \alpha_{\text{short}} \\ \alpha_{i,(j,m),g=j} &= 1 - \alpha_{\text{short}} \quad \forall (i, j, m) \in \{\text{distance}(i, j) < 700(\text{km})\}, \end{aligned} \quad (3.13)$$

この allocation parameter の設定には、上述の仮定以外にも様々なパターンが考えうる。この設定の妥当性を確認するために、この allocation parameter の大小関係を複数の指標を用いて表現したモデルを複数作成し、モデル比較することが求められる。しかし、本研究では allocation parameter について、以下の 2 点を確認するのみとし、それ以上の詳細な分析は、将来的な課題とする。一点目は、「モード先決型の選択構造が存在する」ことを確認する。これは、 $\alpha_{\text{long}}$  が  $\alpha_{\text{short}}$  が 0 より大きいことを示すことによって確認できる。二点目は、「距離ごとに allocation parameter が異なる」かどうかを確認する。つまり、 $\alpha_{\text{long}}$  と  $\alpha_{\text{short}}$  の間に差があるかどうかを確認する。

### 3.3 確定効用の定式化と直接・間接効果の分解推定方法

#### 3.3.1 確定効用の定式化

GNL型選択モデルの確定項部分  $V_{t,i,(j,m)}$  は、1.4 で述べたような旅行先・モード構成比差異の分解の考え方に基づいて設定する。本節では、その設定をモード  $m$  毎に説明する。

##### (1) 鉄道利用選択肢の確定効用

時点  $t$  に居住地  $i$  から旅行先  $j$  へ、鉄道を利用して旅行することで得られる確定効用  $V_{i,t,(j,rail)}$  は、以下のように設定した。

$$V_{i,t,(j,rail)} = \beta_{j,t} + \mu_{rail,t} + \sum_{y \in Y_{rail}} \gamma_{y,rail} \text{Dist}_{ij,y,rail,t} \quad (3.14)$$

右辺第1項の  $\beta_{j,t}$  は、時点  $t$  に旅行先  $j$  において得られる効用である。第2,3項は、居住地  $i$  から旅行先  $j$  へ移動するためのコストである。第2項の  $\mu_{rail,t}$  は、時点  $t$  における鉄道コストの定数項であり、第3項が路線タイプ  $y$  毎の距離から算出される OD ペア  $(i, j)$  ごとの鉄道コストである。第3項の  $\text{Dist}_{(i,j),y,rail,t}$  は、 $(i, j)$  間の鉄道利用による最短所要時間経路<sup>1</sup>において、リンクタイプ  $y$  が占める距離 ( $10^4$  km) であり、 $\gamma_{y,rail}$  はリンクタイプ  $y$  の単位距離当たりのコストを意味する。ここでのリンクタイプ  $y \in Y_{rail}$  は、表 3.1 に示す通り、新幹線、高速在来線、低速在来線の3種類である。

このモデルにおいては、 $(i, j)$  間の鉄道利便性は、最短所要時間経路のリンクタイプ構成によって決まる。分析対象期間内に起こった、新幹線の新設や在来線の高速化は、このリンクタイプ構成の変化として表現される。例えば、1997年の秋田新幹線の開業は、盛岡駅-秋田駅間のリンクタイプが「低速在来線」から「高速在来線」へと変わることとして表現される。その他の分析対象期間内のリンクタイプ変化は、表 3.1 に示すとおりである。

なお、本研究では運賃や実所要時間、頻度といった具体的なサービスレベル指標を用いずに分析を行った。我が国においては、この運賃・実所要時間・頻度などのサービスレベルは、リンクタイプ間で大きく異なり、同一タイプ内でのサービスレベルの差は比較的小さい。例えば、JRの距離当たり運賃は全国で大差がないが、新幹線と在来線の特急では特急料金が異なる。速度も、最速 300km/h の新幹線と、最速 160km/h の在来線では大きく異なり、それと比べれば新幹線リンク間の差は小さい。つまり、リンクタイプは、鉄道のサービスレベルを示す最も基本的な指標であり、交通サービスの開設・廃止に着目する本研究では、この指標の影響に着目してモデルを作成する。

<sup>1</sup>より詳細には、各都道府県の県庁所在地の代表駅間の最短所要時間経路を適用している。

表 3.1: 鉄道のリンクタイプとその変化

(A) リンクタイプの定義

リンクタイプ名	定義
(1) 新幹線	フル規格新幹線区間
(2) 高速在来線	表定速度 95km 以上
(3) 低速在来線	表定速度 95km 以下

(B) 分析対象期間内のリンクタイプ変化

リンク	時点と変化
福島駅-山形駅（山形新幹線）	1992, 低速在来線 → 高速在来線
姫路駅-鳥取駅（智頭急行）	1994, 高速在来線新設
盛岡駅-秋田駅（秋田新幹線）	1997, 低速在来線 → 高速在来線
高崎駅-長野駅（長野新幹線）	1997, 低速在来線 → 新幹線
越後湯沢駅-直江津駅（北越急行）	1997, 高速在来線新設
盛岡駅-八戸駅（東北新幹線）	2002, 低速在来線 → 新幹線
新八代駅-鹿児島中央駅（九州新幹線）	2004, 低速在来線 → 新幹線

それ以外のサービスレベルの差異については、リンクタイプと比較すると小さい差異であるため、誤差として扱って問題ないとする。

また、運賃や実所要時間、頻度などの指標は、相互に強い相関関係があり、それぞれのパラメータを正確に推定することは困難である。本モデルのように、リンクタイプのみに着目した分析であれば、多重共線性の問題を回避できる。

本研究では、上記の鉄道利用選択肢の確定効用を構成する変数のうち、 $\beta_{j,t}, \mu_{rail,t}, \gamma_{y,rail}$  を未知パラメータとして、データから推定する。

(2) 道路利用選択肢の確定効用

時点  $t$  に居住地  $i$  から旅行先  $j$  へ、道路を利用して旅行することで得られる、確定効用  $V_{i,t,(j,road)}$  は、以下のように設定した。

$$V_{i,t,(j,road)} = \beta_{j,t} + \mu_{road,t} + \sum_{y \in Y_{road}} \gamma_{y,road} \text{Dist}_{ij,y,road,t} \quad (3.15)$$

右辺第 1 項の  $\beta_{j,t}$  は、時点  $t$  に旅行先  $j$  において得られる効用である。第 2,3 項は、居住地  $i$  から旅行先  $j$  へ移動するためのコストに相当する。第 2 項の  $\mu_{road,t}$  は、道路コ

表 3.2: 道路のリンクタイプとその変化

(A) リンクタイプの定義	
リンクタイプ名	定義
(1) 陸上リンク	一般道路・高速道路
(2) 海上リンク	函館-青森，松山-大分， 神戸-徳島，尾道-伊予小松の4リンク

(B) 分析対象期間内のリンクタイプ変化	
リンク	時点と変化
神戸-徳島（明石海峡大橋）	1998, 海上リンク → 陸上リンク
尾道-伊予小松（しまなみ海道）	1999, 海上リンク → 陸上リンク

ストの定数項であり，第3項が路線タイプ  $y$  毎の距離から算出される OD ペア  $(i, j)$  ごとの道路コストである．第3項の  $\text{Dist}_{ij,y,\text{road},t}$  は， $(i, j)$  間の自家用車による最短所要時間経路<sup>2</sup>において，リンクタイプ  $y$  が占める距離（ $10^4$  km）であり， $\gamma_{y,\text{road}}$  はリンクタイプ  $y$  の単位距離当たりのコストを意味する．ここでのリンクタイプ  $y \in Y_{\text{road}}$  は，表 3.2 に示す通り，陸上リンクと海上リンクの2種類であり，フェリーなどによる海上リンクも道路交通として扱う．

### (3) 航空利用選択肢の確定効用と航空経路選択サブモデル

最後に，時点  $t$  に居住地  $i$  から旅行先  $j$  へ，航空を利用して旅行することで得られる，確定効用  $V_{i,t,(j,\text{air})}$  は以下のように設定した．

$$V_{i,t,(j,\text{air})} = \beta_{j,t} + \mu_{\text{air},t} + \gamma_{\text{air}} \text{distance}(i, j) + \sigma \ln \left( \sum_{d' \in D_{i,j,t}} \exp \left( \pi \text{Trans}_{d'} + \rho_{(i, \text{AP}_{d'}^{\text{orig.}})} + \rho_{\text{AP}_{d'}^{\text{dest.}}} \right) \right) \quad (3.16)$$

式 (3.16) の右辺第 1,2,3 項は，それぞれ旅行先  $j$  において得られる効用  $\beta_{j,t}$  と，モードの定数項，OD 間距離  $\text{distance}(i, j)$  項である．

鉄道と道路では，それぞれリンクタイプ距離を用いて，サービスレベルの差異と新設・廃止を表現していたが，航空では空港間リンクの有無をモデルに導入することで，サービスの増設・廃止効果を扱う．式 (3.16) の第 4 項が，空港間リンクの有無を反映したサービスレベルに相当する項である．

<sup>2</sup>起終点には，都道府県庁に最寄りの高速道路 IC，高速道路がない場合は都道府県庁を適用した．

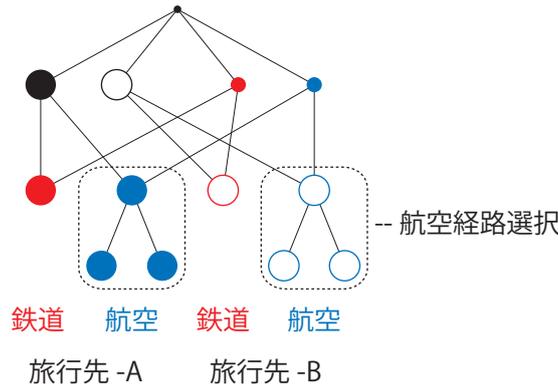


図 3.4: 航空経路選択サブモデルを含む選択構造の全体像

第 4 項は、時点  $t$  に居住地  $i$  から旅行先  $j$  へ航空を利用して旅行する旅行者の、航空経路  $d \in D_{i,j,t}$  選択他校ロジットモデル (MNL model) のログサム期待最大効用である。この MNL 型航空経路選択サブモデルの確定効用  $V'_{i,j,t,d}$  と経路選択確率  $P_{i,j,t,d}^{\text{Air}}$  は、以下に示すとおりである：

$$\begin{aligned}
 V'_{i,j,t,d} &= \pi \text{Trans}_d + \rho_{(i, \text{AP}_d^{\text{orig.}})} + \rho_{(j, \text{AP}_d^{\text{dest.}})} \\
 P_{i,j,t,d}^{\text{Air}} &= \frac{\exp(V'_{i,j,t,d})}{\sum_{d' \in D_{i,j,t}} \exp(V'_{i,j,t,d'})} \quad (3.17)
 \end{aligned}$$

$\text{Trans}_d$  は経路  $d$  における乗り換え回数であり、 $\pi$  は乗り換え一回当たりのコストである。  $\text{AP}_d^{\text{orig.}}$  は経路  $a$  で最初に利用する空港、  $\text{AP}_d^{\text{dest.}}$  は経路  $d$  で最後に利用する空港であり、  $\rho_{i,b}$  はゾーン  $i$  からの空港  $b$  のアクセス LOS を示す。つまり、  $\rho_{(i, \text{AP}_{d'}^{\text{orig.}})}$  と  $\rho_{(j, \text{AP}_d^{\text{dest.}})}$  は、それぞれ経路  $d$  の空港アクセスとイグレスにかかるコストである。

$D_{i,j,t}$  が  $\text{OD}(i, j)$  の時点  $t$  における航空経路選択集合であり、航空サービスの新設・廃止によって時間的に変化する。  $D_{i,j,t}$  は、5 時点の純流動調査で観測された航空経路のうち、時点  $t$  において経路を構成するすべての航空サービスが運行されている<sup>3</sup> 経路の集合として作成した。なお、各調査時点で観測されたサンプル数が平均 10 個以下であるような利用の少ない経路は、  $\text{OD}(i, j)$  毎の最多利用経路を残して除外した。

なお、図 3.2 に式 (3.17) の航空経路選択サブモデルも加えると、図 3.4 に示す様な 3 段の選択構造を仮定していることになる。ここで、式 (3.16) 右辺第 4 項のパラメータ  $\sigma$  は、この全体の選択肢集合の中で、同一旅行先・航空モードで経路が異なる選択肢間での類似度を示す scale parameter であり、以下の制約を満たす。

$$0 < \sigma \leq 1 \quad (3.18)$$

<sup>3</sup>航空サービスの有無は、JTB 時刻表から作成した。なお、純流動調査日に定期便が存在する空港間リンクを航空サービスが存在するとしている。

本研究では、式 (3.16) の航空利用選択肢の確定効用を構成する変数のうち、 $\beta_{j,t}$ 、 $\mu_{\text{air},t}$ 、 $\gamma_{\text{air}}$ 、 $\sigma$ 、 $\pi$ 、 $\rho_{(i, \text{AP}_{d'}^{\text{orig.}})}$ 、 $\rho_{(j, \text{AP}_{d'}^{\text{dest.}})}$  を未知パラメータとして、データから推定する。

### 3.3.2 直接・間接効果の分解推定方法

以上の3つのモデルに共通するパラメータ  $\beta_{j,t}$  は、時点  $t$  に旅行先  $j$  において得られる効用を意味し、以降では「旅行先価値」と呼ぶ。旅行先価値は、旅行先  $j$  毎に設定している。つまり、図 1.8(a) のように、すべての出発地・経路を利用する旅行者に共通の変数である。同様に式 (3.14)、(3.15)、(3.16) の確定効用を構成するそれ以外の項をみると、第二項の  $\mu_{m,t}$  はモード毎、第三項以降は交通ネットワークによってモード×OD ペアごとに異なる変数である。

ここで、すべての時点  $t \in T$ 、旅行先  $j \in Z$  に対する  $\beta_{j,t}$  を未知パラメータとして推定すると、図 1.8(a) に相当するような影響は、すべて  $\beta$  に反映される。つまり、ゾーンレベルの社会経済状況の変化を介するような間接効果は、全て  $\beta$  に反映されるため、交通条件に関するパラメータは直接効果のみを反映して推定される。このとき、非観測のゾーンの性質なども、図 1.8(a) を満たすようなものであれば、 $\beta$  に含まれて推定されるため、非観測共変量によるバイアスを除去することができる。

本研究では、第二段階として、 $\beta_{j,t}$  の経年変化と交通サービスの新設・廃止を比較することを通じて、間接効果を推定する（図 1.10）。なお、本研究では“経年変化”に着目して間接効果を推定する。このようなアプローチをとることで、10年程度のオーダーで大きく変わることがないゾーン毎の共変量の影響を除去することができる。

## 3.4 パラメータ推定方法とデータへの適合度

### 3.4.1 推定するパラメータと推定方法の概要

本研究では、5時点の純流動調査データを用いて、旅行先・モード選択モデルのパラメータを旅行目的毎に推定する。データから推定すべき未知パラメータをまとめたものが表 3.3 である。

表 3.3 に示すように、本研究のモデルでは合計 458 個のパラメータを推定する必要がある。このとき、流動データを用いて全パラメータを同時に最尤推定しようとする、パラメータ数が多いために計算負荷が大きい。さらに、GNL model の尤度関数は non-convex であり、局所解が複数存在しうるような最適化問題となる。そのため、最適解への収束が保障されていないという課題もある。

そこで、本研究では次善の策として、航空経路選択サブモデルの部分と、旅行先・モード選択モデルの部分に分けて、パラメータを段階的に推定するアプローチをとる。phase 1 では、航空経路ごとの流動量を用いて、航空利用選択肢の確定効用パラメータの一部である  $\pi$  と  $\rho$  の一部を推定する。そして、phase 2 では、旅行先・モードご

表 3.3: データから推定するパラメーター一覧

			個数	推定フェーズ
<b>構造パラメータ</b>				
$\lambda$	$\lambda_{\text{dest.}}$		1	phase 2
	$\lambda_m$	$\forall m \in M$	3	phase 2
$\alpha$	$\alpha_{\text{long}}, \alpha_{\text{short}}$		2	phase 2
<b>確定効用パラメータ</b>				
$\beta$	$\beta_{j,t}$	$\forall j \in Z, \forall t \in T$	46×5	phase 2
$\mu$	$\mu_{m,t}$	$\forall m \in M, \forall t \in T$	3×5	phase 2
$\gamma$	$\gamma_{y,\text{rail}}$	$\forall y \in Y_{\text{rail}}$	3	phase 2
	$\gamma_{y,\text{road}}$	$\forall y \in Y_{\text{road}}$	2	phase 2
	$\gamma_{\text{air}}$	$\forall y \in Y_{\text{air}}$	1	phase 2
	$\sigma$		1	phase 2
	$\pi$		1	phase 1
$\rho$	$\rho_{i,b}$	$\forall i \in Z, \forall b \in F_i$	200	phase 1 or 2

$M \in \{\text{rail}, \text{road}, \text{air}\}, T \in \{1990, 1995, 2000, 2005, 2010\}$

$F_i$ : ゾーン  $i$  からの観測されたアクセス・イグレス空港の集合

との流動量を用いて，それ以外のパラメータを局所解への収束可能性に注意しながら推定する．

### 3.4.2 航空経路選択サブモデルのパラメータ推定 (phase 1)

#### (1) 推定するパラメータと推定方法

まず，phase 1 の航空経路選択サブモデルのパラメータ推定方法を説明する．ここでは，時点  $t$ ，OD ペア  $(i, j)$  における航空経路  $d \in D_{i,j,t}$  の観測流動量  $N_{i,j,t,d}^{\text{air}}$  を用いて， $\pi$  と  $\rho$  の一部を推定する．この観測流動量  $N_{i,j,t,d}^{\text{air}}$  は，純流動調査の個票データに拡大係数をかけ合わせて集計したものである．

航空経路選択サブモデルの推定では，すべての  $\rho$  を推定することができない．これは，ロジットモデルの選択確率は，確定効用の選択肢間の“差”から導出されることに起因する．つまり，選択確率に対して意味があるのは確定効用の差であるため，式 (3.17) で各 OD 内の全選択肢に共通の定数項は phase 1 では推定することができない．つまり， $\rho$  は各ゾーン毎の平均値が共通の定数項に相当し，全ての値を一意に推定することができない．そこで，phase 1 ではゾーン  $i$  の代表地点（都道府県庁）からの最寄り空港  $\text{NA}_i$  へのアクセス  $\text{LOS}\rho''_{i,\text{NA}_i}$  の値を 0 に固定して，その差である  $\rho'_{ib} \forall i \in Z, \forall b \in F_i$  を推定する．

$$\begin{aligned} \rho_{i,b} &= \rho'_{i,b} + \rho''_{i,\text{NA}_i} \quad \forall i \in Z, \forall b \in F_i \\ \rho''_{i,\text{NA}_i} &= 0 \quad \forall i \in Z \end{aligned} \quad (3.19)$$

なお，phase 1 で 0 と固定した  $\rho''_{i,\text{NA}_i}$  は，phase 2 の推定においてデータから最尤推定する．

ここで，航空経路観測流動量  $N_{i,j,t,d}^{\text{air}}$  を用いて， $\pi, \rho'$  を最尤推定する問題は，次のように定式化できる．

$$\begin{aligned} \max_{(\pi, \rho')} \ln L^{\text{air}}(\pi, \rho') \\ = \sum_{i \in Z} \sum_{j \in Z_i^{\text{dest.}}} \sum_{t \in T} \sum_{d \in D_{i,j,t}} N_{i,j,t,d}^{\text{air}} \ln P_{i,j,t,d}(\pi, \rho') \end{aligned} \quad (3.20)$$

$$\text{s.t.} \quad \rho''_{i,\text{NA}_i} = 0 \quad \forall i \in Z \quad (3.21)$$

本研究では，MATLAB の「fmincon」ソルバーに実装されている「interior-point」アルゴリズムを用いて最尤推定値  $(\pi^*, \rho'^*)$  を推定した．

表 3.4: 航空経路選択モデルの逸脱度と乗り換えコストの推定結果

	業務	観光	私用・その他
Null deviance	473,042.42	131,546.61	151,483.04
Resi. deviance	24,370.18	36,048.32	17,703.19
逸脱度比	0.948	0.726	0.883
乗り換えコスト $\pi$	-2.364	-1.837	-2.400
(標準誤差)	(0.018)	(0.017)	(0.025)

## (2) 推定した航空経路選択サブモデルの適合度

本節では、航空経路選択サブモデルの適合度を確認する。まず、表 3.4 に式 (3.20) の尤度最大値から算出した逸脱度を示す。ここでの、Null deviance, Residual deviance は、それぞれ null model と推定モデルの尤度と理論上の最大値 (full model の尤度) との差を示している。

$$\begin{aligned} \text{Null deviance} &= 2 \times (\ln(L_{\text{full model}}^{\text{Air}}) - \ln(L^{\text{air}}(0, \mathbf{0}))) \\ \text{Residual deviance} &= 2 \times (\ln(L_{\text{full model}}^{\text{Air}}) - \ln(L^{\text{air}}(\pi^*, \rho'^*))) \\ \text{逸脱度比} &= 1 - (\text{Residual deviance} / \text{Null deviance}) \end{aligned} \quad (3.22)$$

$$\ln(L_{\text{full model}}^{\text{Air}}) = \sum_{i \in Z} \sum_{j \in Z_i^{\text{dest.}}} \sum_{t \in T} \sum_{d \in D_{i,j,t}} N_{i,j,t,d}^{\text{air}} \left( \ln \left( \frac{N_{i,j,t,d}^{\text{air}}}{\sum_{d' \in D_{i,j,t}} N_{i,j,t,d'}^{\text{air}}} \right) \right) \quad (3.23)$$

ここでの null model は OD 毎に航空経路の選択確率を一定としたモデルであり、full model は観測された OD 毎の航空経路の選択確率をそのまま利用するモデルである。つまり、逸脱度比は「推定されたモデルが、一定モデルと比べてどれだけ観測の選択確率を再現できているか」を示している。なお、正規分布を仮定した重回帰分析においては、この逸脱度比は決定係数  $R^2$  に一致することが知られている。

表 3.4 の逸脱度比をみると、最も逸脱度比が低い観光目的のモデルにおいても、逸脱度の 72% を説明できている。また、他の旅行目的であれば、逸脱度比は 88% 以上である。流動量が 500 人以上の OD ペアについて、モデルによる選択確率と観測結果を比較した図 3.5 を確認しても、概ね観測された経路選択確率をほぼ再現できていることが確認できる。

表 3.4 に示したように、乗り換え回数の係数  $\pi$  の推定結果は、負に有意な値として推定されている。これは、乗り換え回数が多い経路ほど、選択確率が低いことを示しており、予想される符号条件と合致する結果である。それ以外の推定パラメータである  $\rho'^*$  の推定結果は、3.5 で phase 2 のパラメータ推定結果と合わせて説明する。

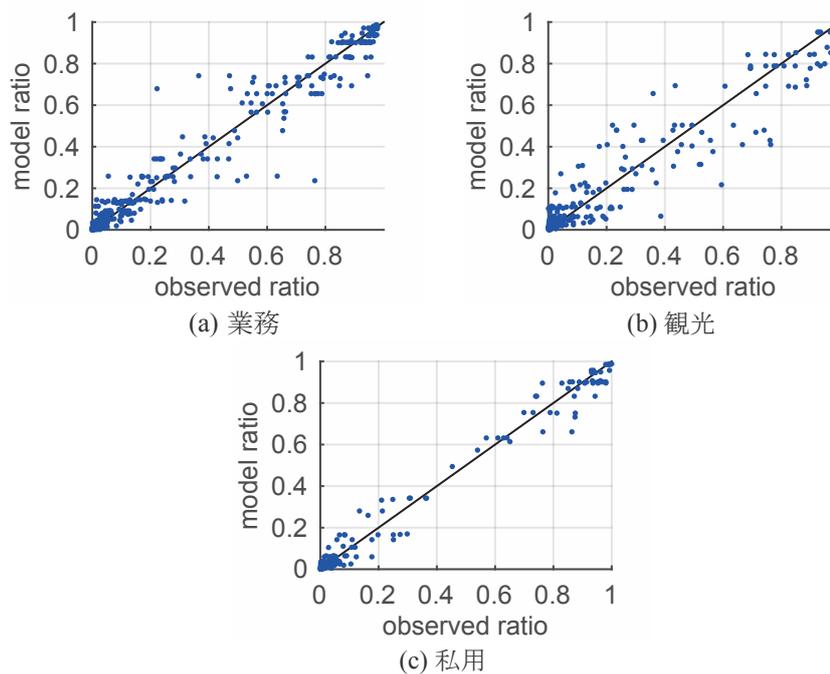


図 3.5: 航空経路選択確率の観測値とモデル推定値の比較

### 3.4.3 GNL 型旅行先・モード選択モデルのパラメータ推定 (phase 2)

#### (1) パラメータ推定方法

つぎに、純流動調査の旅行先・モードの選択データを用いて、残りのパラメータである  $\lambda, \alpha, \beta, \gamma, \mu, \sigma, \rho''$  を推定する方法を説明する。

ここで、推定するパラメータ間の関係を簡潔にするために、式 (3.4), (3.5) におけるパラメータ  $\alpha$  は、以下のように変形し、 $\bar{\alpha} = \ln(\alpha)$  を推定する：

$$\begin{aligned} \alpha_{i,(j,m),g} \exp V_{i,t,(j,m)} &= \exp(V_{i,t,(j,m)} + \ln \alpha_{i,(j,m),g}) \\ &= \exp(V_{i,t,(j,m)} + \bar{\alpha}_{i,(j,m),g}) \end{aligned} \quad (3.24)$$

同様に、パラメータ  $\rho''$  は、式 (3.16) に式 (3.19) を代入して、次のように変形し、 $\bar{\rho} =$

$\sigma\rho''$  を推定する :

$$\begin{aligned}
V_{i,t,(j,\text{air})} &= \beta_{j,t} + \mu_{\text{air},t} + \gamma_{\text{air}}\text{distance}_{ij} \\
&\quad + \sigma \ln \left( \sum_{d' \in D_{i,j,t}} \exp \left( \pi \text{Trans}_{d'} + \rho_{(i,\text{AP}_{d'}^{\text{orig.}})} + \rho_{(j,\text{AP}_{d'}^{\text{dest.}})} \right) \right) \\
&= \beta_{j,t} + \mu_{\text{air},t} + \gamma_{\text{air}}\text{distance}_{ij} \\
&\quad + \sigma\rho''_i + \sigma\rho''_j \\
&\quad + \sigma \ln \left( \sum_{d' \in D_{i,j,t}} \exp \left( \pi \text{Trans}_{d'} + \rho'_{(i,\text{AP}_{d'}^{\text{orig.}})} + \rho'_{(j,\text{AP}_{d'}^{\text{dest.}})} \right) \right) \quad (3.25) \\
&= \beta_{j,t} + \mu_{\text{air},t} + \gamma_{\text{air}}\text{distance}_{ij} \\
&\quad + \bar{\rho}_i + \bar{\rho}_j \\
&\quad + \sigma \ln \left( \sum_{d' \in D_{i,j,t}} \exp \left( \pi \text{Trans}_{d'} + \rho'_{(i,\text{AP}_{d'}^{\text{orig.}})} + \rho'_{(j,\text{AP}_{d'}^{\text{dest.}})} \right) \right)
\end{aligned}$$

このように変形することによって,  $\lambda$  を除くパラメータ間の関係は, 全て線形結合となる .

また, 全選択肢共通の定数項を固定するために, 以下の3つの制約条件をおく :

$$\bar{\rho}_{\text{tokyo}} = 0, \quad (3.26)$$

$$\sum_j \beta_{j,t} = 0 \quad \forall t, \quad (3.27)$$

$$\sum_m \mu_{m,t} = 0 \quad \forall t. \quad (3.28)$$

このとき, phase 2 のパラメータ最尤推定は, 時点  $t$  に居住地  $i$  から旅行先  $j$  へのモード  $m$  による観測旅行数  $N_{t,i,(j,m)}$  を用いて, 以下のように定式化できる .

$$\begin{aligned}
&\max_{(\lambda, \bar{\alpha}, \beta, \gamma, \mu, \sigma, \bar{\rho})} \ln L^{\text{GNL}}(\lambda, \bar{\alpha}, \beta, \gamma, \mu, \sigma, \bar{\rho}) \\
&= \sum_{i \in Z} \sum_{j \in Z_i^{\text{dest.}}} \sum_{t \in T} \sum_{m \in M} N_{t,i,(j,m)} \ln P_{it,(j,m)} \quad (3.29)
\end{aligned}$$

$$\text{s.t. 式 (3.6), 式 (3.18), 式 (3.26), 式 (3.27), 式 (3.28)}$$

なお,  $N_{it,(j,m)}$  は, 純流動データの各個票データと拡大係数を用いて算出したものである .

## (2) 推定アルゴリズム

式 (3.29) の尤度関数は non-convex であり，GNL model の性質上，ニュートン法などのアルゴリズムでは局所解に収束してしまう可能性が高い (Marzano and Papola; 2008)．本研究では，Vovsha(1997) が提案し，高橋・大野 (2012) によって修正・改善されたヒューリスティックなアルゴリズムを用いて推定する．

本研究で用いた具体的なアルゴリズムは，以下のとおりである：

step-0 パラメータ  $\lambda_{(0)}$  の初期値を乱数で発生， $\text{iter} = 0$  に設定

step-1 パラメータを 2 グループに分けた交互推定

step-1.1 パラメータ  $\bar{\alpha}, \beta, \gamma, \mu, \sigma, \bar{\rho}$  の推定

$$(\bar{\alpha}^*, \beta^*, \gamma^*, \mu^*, \sigma^*, \bar{\rho}^*)_{(\text{iter}+1)} = \operatorname{argmax} \ln (L^{\text{GNL}}(\bar{\alpha}, \beta, \gamma, \mu, \sigma, \bar{\rho} | \lambda_{\text{iter}}))$$

step-1.2 パラメータ  $\lambda$  の推定

$$\lambda_{(\text{iter}+1)}^* = \operatorname{argmax} \ln (L^{\text{GNL}}(\lambda | (\bar{\alpha}^*, \beta^*, \gamma^*, \mu^*, \sigma^*, \bar{\rho}^*)_{(\text{iter}+1)}))$$

step-1.3  $\text{iter} = \text{iter} + 1$  として，収束してなければ，step-1.1 にもどる

step-2 交互推定の推定値を初期値とする同時推定

$$(\bar{\alpha}^*, \beta^*, \gamma^*, \mu^*, \sigma^*, \bar{\rho}^*, \lambda^*) = \operatorname{argmax} \ln (L^{\text{GNL}}(\bar{\alpha}, \beta, \gamma, \mu, \sigma, \bar{\rho}, \lambda))$$

step-1 の交互推定では，パラメータを 2 つのグループに分けて推定を行う．まず，step-1.1 では  $\alpha, \beta, \gamma, \mu, \sigma, \bar{\rho}$  の 6 種類のパラメータを同時に推定する．

このようなアプローチをとることで，step-1.1 で推定するパラメータは，すべて線形結合の関係になり，準ニュートン法などの汎用のアルゴリズムで容易に最尤推定値を得ることができる．また，step-1.2 の推定においても， $\lambda$  以外のパラメータを固定すると，尤度関数は  $\lambda$  に対して凸となり，同様に最尤推定値を得ることができる．この 2 種類の推定を収束するまで交互に繰り返して，step-1 の推定結果を得る．

step-2 として，この step-1 の交互推定の推定値を初期値として，全パラメータを同時推定した．なお，各 step の推定値は，MATLAB の「fmincon」ソルバーに実装されている「interior-point」アルゴリズムを用いて算出する．

高橋・大野 (2012) では，step-1 の交互推定結果を step-2 の同時推定の初期値とすることによる大域的最適解の収束性について，“GNL では，複数のネストへの帰属を可能とし，構造推定上の制約がないため，上記の問題は存在しない”としている．しかし，本研究のモデルでは，推定するパラメータ数を減らすために仮定した制約式 (3.12)，(3.13) によって，GNL model 構造の自由度をかなり限定している．そのため，Hensher(1986) が NL model について指摘したように，交互推定による結果を初期値

表 3.5: GNL model 最尤推定時の最大尤度収束確率

	業務	観光	私用・その他
最大対数尤度	-5,695,517.66	-2,347,926.68	-3,363,829.23
計算回数	54	60	60
最大尤度収束回数 <sup>4</sup>	40	43	34
最大尤度収束確率	0.741	0.717	0.567
$\lambda_{\text{dest}}$ 最尤推定値	0.3343	0.2224	0.1035
(min., max.) <sup>5</sup>	(0.3335, 0.3353)	(0.2217, 0.2224)	(0.1017, 0.1072)
$\lambda_{\text{rail}}$ 最尤推定値	0.9355	0.8486	0.9211
(min., max.)	(0.9341, 0.9362)	(0.8486, 0.8492)	(0.9196, 0.9215)
$\lambda_{\text{road}}$ 最尤推定値	1.0000	1.0000	1.0000
(min., max.)	(1.0000, 1.0000)	(1.0000, 1.0000)	(1.0000, 1.0000)
$\lambda_{\text{air}}$ 最尤推定値	0.4065	0.6072	0.8270
(min., max.)	(0.4042, 0.4087)	(0.6072, 0.6081)	(0.8240, 0.8287)

とした推定では、大域的最適解を得られない可能性がある。そこで、step-0において0から1までの実数であるパラメータ $\lambda$ の初期値を乱数で発生させ、これらの複数の初期点から開始した計算結果の中で最も尤度が大きい推定結果を採択するというアプローチをとった。

### (3) GNLmodel 最尤推定の収束性とモデルの適合度

上述のように、旅行先・モード選択モデルの推定アルゴリズムは、局所解で計算が停止してしまう可能性がある。本節では、複数回推定計算した結果を比較することで、得られた推定結果の妥当性を確認する。

表 3.5 は、複数回の計算中で最も尤度が高い計算結果と、実行した計算中で、その尤度値に収束した回数を示している。最大尤度収束確率をみると、56%～74%の確率で大域的最適解に収束している。また、最大尤度に収束した計算結果における、パラメータ $\lambda$ の推定値の範囲を見ると、誤差程度のずれ<sup>6</sup>はあるものの、概ね同じ最尤推定値が安定的に得られていることが確認できる。

なお、計算回数のうちの26%～44%は、局所解に収束して大域的最適解に達して

<sup>4</sup>収束結果の対数尤度と、最大対数尤度の差が「0.1」以下である回数。

<sup>5</sup>最大尤度に収束した計算の推定値における、最大値と最小値。

<sup>6</sup>表 3.7 に示す、 $\lambda$ の標準誤差とほぼ同じオーダーのずれに過ぎない。

表 3.6: 旅行先・モード選択モデルの逸脱度比較

	業務	観光	私用・その他
Null deviance	5,047,709.72	2,083,189.33	2,664,661.14
NL model dev.	520,846.02	439,442.80	562,677.46
GNL model dev.	498,439.53	421,195.03	545,805.58
逸脱度比 (NL model)	0.8968	0.7891	0.7888
逸脱度比 (GNL model)	0.9013	0.7978	0.7952

いないことも示している。つまり、本モデルのように配属パラメータに制約を付加して GNL model の選択構造の自由度を限定すると、高橋・大野 (2012) のアルゴリズムでは確実な最尤推定値を得ることができないことがわかった。このような場合は、本モデルの式 (3.11) のような仮定を置き、パラメータ  $\lambda$  の推定数を絞ったうえで、初期値を乱数で発生させて複数回推定計算を行うことで、収束性を確認する必要がある。

#### (4) GNLmodel 最尤推定の収束性とモデルの適合度

表 3.6 から旅行先・モード選択モデルの適合度を確認していこう。GNL model の逸脱比をみると、業務目的のモデルでは、逸脱度の 90% を説明しており、他の 2 つのモデルでも逸脱度の 79% を説明できていることが確認できる。データの再現性の良さは、図 3.6 の観測結果と推定結果を比較した図からも確認できる。

また、NL model と GNL model の逸脱度比を比較すると、どの目的のモデルでも、GNL model の方が全目的で高いことが確認できる。その差は、逸脱度比では 1% 程度に過ぎないが、尤度の差 (逸脱度の差 / 2) では数万のオーダーであり、AIC などの評価基準でも GNL model が採択されることが確認できる。つまり、NL model における仮定を緩和できる GNL model を採用して、選択構造の自由度を上げたことによって、旅行先・モード構成比の時空間差をより正確に表現できることが確認できた。

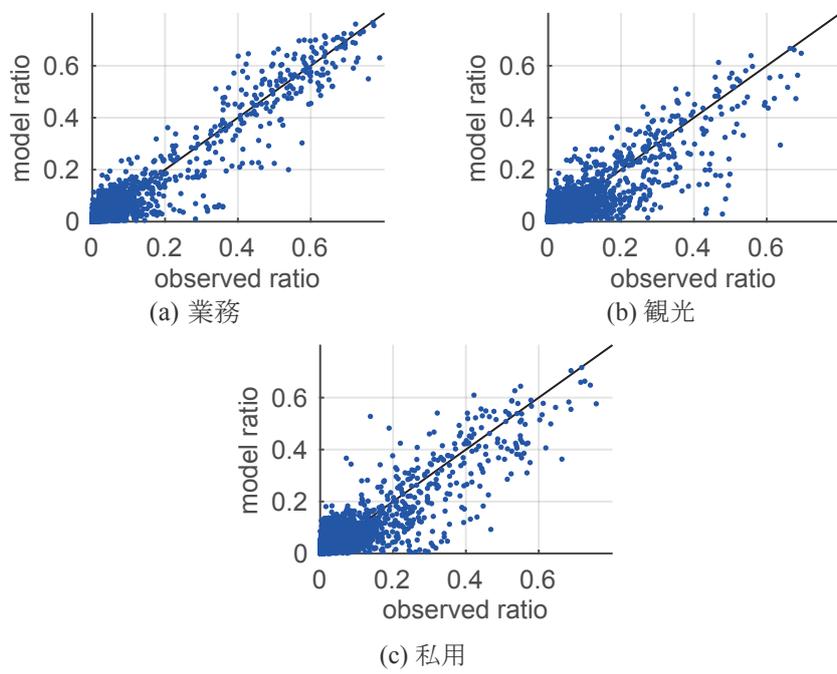


図 3.6: 旅行先選択確率の観測値とモデル推定値の比較

## 3.5 パラメータ推定結果

### 3.5.1 モデル構造パラメータの推定結果

モデル構造パラメータ  $\lambda, \alpha$  の推定結果を表 3.7 から確認していこう。まず、「モード先決率」は、式 (3.4) の上層の選択においてモード先決型のネストを選択する確率である。これは、配属パラメータ  $\alpha$  によって決まる。NL model では、モード先決型の構造はないと仮定しているために、このモード先決率はゼロである。一方、モード先決型の存在も許容する GNL model では、ある一定の割合でモード先決型の選択が混ざっていることが確認できる。その割合は、業務 < 観光 < 私用の順であり、この順に「旅行先の変更より、モード変更に対する抵抗が大きい」という旅行者が多いことを意味する。

つぎに、GNL model における同一モード内の選択肢間の類似度パラメータ  $\lambda_m$  の推定結果を見ていこう。このパラメータは、3.4 で述べたように、値が小さい（0 に近い）ほど類似度が大きく、値が大きい（1 に近い）ほど独立無相関に近いことを意味する。モード毎の推定結果を比較すると、どの目的でも航空 < 鉄道 < 道路であることがわかる。これは、モード変更に対する抵抗が航空では特に大きく、道路交通では非常に小さいことを意味している。航空で類似度が大きい原因は、FFP (Frequent Flyer Program, マイレージサービス) などの顧客の「囲い込み戦略」を積極的に実行

表 3.7: モデル構造パラメータの推定結果

	業務		観光		私用	
	NL	GNL	NL	GNL	NL	GNL
$\lambda_{\text{dest.}}$	0.507	0.335	0.776	0.222	0.828	0.113
(標準誤差)	(0.002)	(0.003)	(0.008)	(0.009)	(0.007)	(0.009)
$\lambda_{\text{rail}}$	—	0.934	—	0.849	—	0.917
(標準誤差)	—	(0.009)	—	(0.006)	—	(0.004)
$\lambda_{\text{road}}$	—	1.000	—	1.000	—	1.000
(標準誤差)	—	(0.002)	—	(0.003)	—	(0.002)
$\lambda_{\text{air}}$	—	0.405	—	0.608	—	0.816
(標準誤差)	—	(0.032)	—	(0.009)	—	(0.005)
モード先決率						
短距離	0.000	0.161	0.000	0.604	0.000	0.766
長距離	0.000	0.218	0.000	0.484	0.000	0.743

表 3.8: 交通サービス存在効果パラメータの推定結果 (GNL model)

	業務	観光	私用
air scale $\sigma$	0.294	0.281	0.405
(標準誤差)	(0.006)	(0.006)	(0.012)
航空距離 $\gamma_{\text{air}}$ <sup>7</sup>	-1.585	-0.251	-0.809
(標準誤差)	(0.007)	(0.012)	(0.014)
-----			
新幹線距離 $\gamma_{\text{HSR,rail}}$	-2.819	-2.150	-2.780
(標準誤差)	(0.008)	(0.012)	(0.011)
高速在来線距離 $\gamma_{\text{high,rail}}$	-5.148	-3.096	-4.692
(標準誤差)	(0.050)	(0.091)	(0.097)
低速在来線距離 $\gamma_{\text{normal,rail}}$	-6.357	-4.570	-5.883
(標準誤差)	(0.039)	(0.066)	(0.066)
-----			
道路距離 $\gamma_{\text{road}}$	-5.006	-4.738	-5.121
(標準誤差)	(0.008)	(0.012)	(0.011)
海路距離 $\gamma_{\text{sea}}$	-5.817	-7.053	-9.588
(標準誤差)	(0.050)	(0.091)	(0.097)
新幹線整備効果 $\gamma_{\text{HSR,rail}} - \gamma_{\text{normal,rail}}$	+3.538	+2.420	+3.103
在来線高速化効果 $\gamma_{\text{high,rail}} - \gamma_{\text{normal,rail}}$	+1.209	+1.474	+1.191
道路橋整備効果 $\gamma_{\text{road}} - \gamma_{\text{sea}}$	+0.817	+2.315	+4.467

しているため、モードを変えることに対する抵抗が大きいと推察できる。一方で、道路交通については、同一モード・別旅行先の選択肢との類似度はどの目的でも確認できなかった。これは、本研究で対象とする 205km 以上の都市間流動であれば、自家用車などの道路交通に固執することはなく、抵抗感なく他のモードに転換することを意味している。

これらの推定結果が、モードの新設・廃止効果においてもつ意味は、3.8 の感度分析を通じて再確認する。

### 3.5.2 交通条件パラメータの推定結果

#### (1) 交通サービスの存在効果パラメータの推定結果

<sup>7</sup>距離の単位は  $10^4(\text{km})$  として、ここではその数値にかかる係数  $\gamma$  を算出している。

本節では、経路の利便性を示すパラメータ  $\gamma, \sigma$  の推定結果を確認する。表 3.8 に、各パラメータの推定結果と標準誤差を示す。

まず、各推定値の正負と、推定値と標準誤差との大小関係を見ていこう。航空経路選択の期待最大効用にかかるパラメータである  $\sigma$  は、推定結果が正の値であり標準誤差と比べて十分に大きいことから正に有意であることが確認できる。つぎに、距離にかかるパラメータである  $\gamma$  は、すべてのモード・路線タイプで負に有意である。このパラメータが負であることは、長距離であるほど効用が低い（コストが高い）ことを意味しており、予想される符号条件と合致している。

つぎに、距離にかかるパラメータ  $\gamma$  の大小関係を確認すると、全ての目的のモデルにおいて、航空距離 > 新幹線距離 > 高速在来線距離 > 低速在来線距離の順であり、道路距離と海路距離のパラメータは、全目的共通で道路距離 > 海路距離の関係にある。この値が大きいほど、距離当たりのコストが小さいことを意味しており、ほぼ速度と同じ順になっていることが確認できる。

最後に、路線タイプごとの係数の差から算出される、新幹線整備効果、在来線高速化効果、道路橋整備効果をみていこう。これは、路線タイプの変更による単位距離当たりの効用増加量を示す係数である。まず、業務目的の結果をみると、新幹線整備効果が、他の二つの効果よりも大きい。このような大小関係は、旅行目的ごとに異なり、観光では新幹線と道路橋整備効果が大きく、一方、私用では道路橋整備効果がとくに大きく、それぞれこのタイプのサービス新設・廃止に対する感度が高いことがわかる。

## (2) 空港アクセス LOS の推定結果

ゾーン  $i$  にとっての空港  $b$  の利便性を示す、 $\rho'_{ib}^*$  の推定結果を確認する。なお、このパラメータは式 (3.19) のように、最寄り空港を基準とした他の空港アクセス LOS として定義している。

図 3.7 は、横軸にゾーン-空港間距離を最寄り空港までの距離をゼロとして、 $\rho'_{ib}^*$  の推定値をプロットしたものである。この図から、以下の 4 点が読み取れる。第一に、大半の  $\rho'_{ib}^*$  は負の値である。これは、あるゾーンにとっての最寄りでない大半の空港の利便性は、最寄り空港の利便性と比較して小さいことを意味している。第二に、ごく一部であるが  $\rho'_{ib}^*$  が正となるゾーン  $i$  と空港  $k$  のペアも見られる。つまり、距離的に最も近い空港が、利便性が一番高い（もっとも選択される）空港とは限らないことを示唆している。第三に、 $\rho'_{ib}^*$  と距離の差には、それほど強い相関関係はない。これは、空港選択において、距離以外の要因が大きく効いていることを意味している。距離以外の要因としては、公共交通の整備状況や、就航している路線の頻度・航空会社、空港ターミナルの利便性などが考えられる。ここで計算された空港アクセス LOS  $\rho'_{ib}^*$  は、

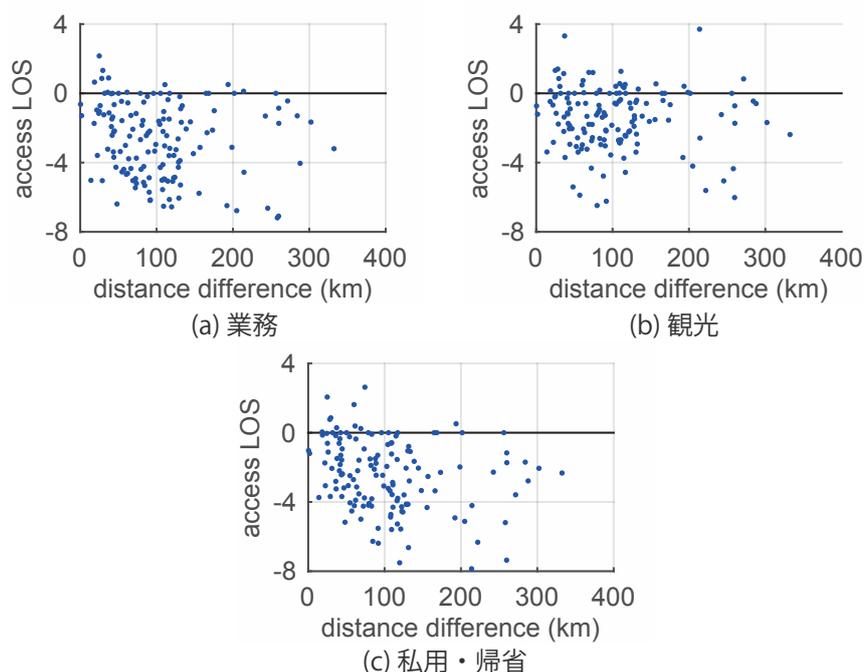


図 3.7: 最寄り空港との距離差と推定アクセス LOS 差の関係

これらの要因を加味した，各ゾーンにとっての空港の総合的な利便性を示すことになる．最後に，目的間でプロットを比較してみると，それぞれで特徴が異なることがわかる．たとえば，観光目的は比較的  $\rho'_{ib}$  が正となるゾーン  $i$  と空港  $b$  のペアが多くみられること，私用目的では距離との相関関係が若干強くみられることなどが挙げられる．

つぎに，特徴的なゾーンにおける  $\rho'_{ib}$  の推定結果を確認していこう．まず，表 3.9 は佐賀県における空港アクセス LOS の推定結果を示している．佐賀県発着の流動において，十分な流動量が観測された利用空港は，福岡空港，佐賀空港，長崎空港の 3 空港であり，式 (3.19) により，最寄り空港である佐賀空港の  $\rho'_{ib}$  をすべて 0 として基準として値を推定している．この空港アクセス LOS の大小関係は，すべての目的に共通

表 3.9: 佐賀県の空港アクセス LOS

	距離 (km)	業務	観光	私用・その他
FUK 福岡空港	40.22	1.284 (0.039)	0.851 (0.073)	0.837 (0.041)
HSG 佐賀空港	10.63	0.000 (-)	0.000 (-)	0.000 (-)
NGS 長崎空港	51.47	-1.556 (0.072)	-1.427 (0.134)	-1.918 (0.089)

(括弧内は標準誤差)

表 3.10: 宮城県の空港アクセス LOS

	距離 (km)	業務		観光		私用・その他	
SDJ 仙台空港	14.91	0.000	(-)	0.000	(-)	0.000	(-)
GAJ 山形空港	46.83	-5.076	( 0.492)	-2.182	( 0.147)	-4.124	( 0.584)
FKS 福島空港	121.94	-5.069	( 0.535)	-2.110	( 0.160)	-3.420	( 0.454)
HND 羽田空港	317.05	-1.768	( 0.040)	-1.736	( 0.050)	-2.208	( 0.056)

(括弧内は標準誤差)

して福岡空港 > 佐賀空港 > 長崎空港であり、最寄りでない福岡空港のアクセス LOS が最も高い。これは、頻度が多く多様な航空会社の選択肢がある福岡空港が、佐賀県におけるメイン空港としての機能を果たしており、佐賀空港はセカンダリー空港に過ぎないことを示している。なお、目的別にみると、業務目的が最も福岡空港のアクセス LOS が高く、佐賀空港が選択される確率が低い。

つぎに、表 3.10 の宮城県における空港アクセス LOS の推定結果を確認しよう。宮城県発着の流動では、県内に立地する最寄り空港である仙台空港のほか、山形空港、福島空港、羽田空港が利用されている。空港アクセス LOS の大小関係は、すべての目的に共通で仙台空港 > 羽田空港 > 山形空港 or 福島空港であり、直線距離で 317km も離れている羽田空港が 2 番目に高い結果となった。これは、新幹線によるアクセスの良さ、非常に多くの航空路線数・便数があるという利便性の高さから、東京・羽田空港が「宮城県のセカンダリー空港」としての役割を担っていることを示している。

これらの結果は、我が国においては、比較的遠方にある空港が、ゾーン内空港を発着する路線の代替機能となりうる環境にあることを示している。

### 3.5.3 旅行先価値の推定結果

旅行先価値パラメータ  $\beta$  の推定結果を確認する。

ここでは、まず、東京圏・青森・島根の 3 ゾーンの推定結果を確認したうえで、全体の傾向を簡易なモデルに当てはめて確認する。なお、ここで例として挙げる 3 ゾーンは、それぞれ、交通サービスが十分に整備されている大都市（東京）、新幹線などが整備されていない比較的交通サービスが不便で対象期間中も大きく変わらない地域（島根）と、対象期間内に新幹線が整備されるという大きな変化があった地域（青森）を選択した。

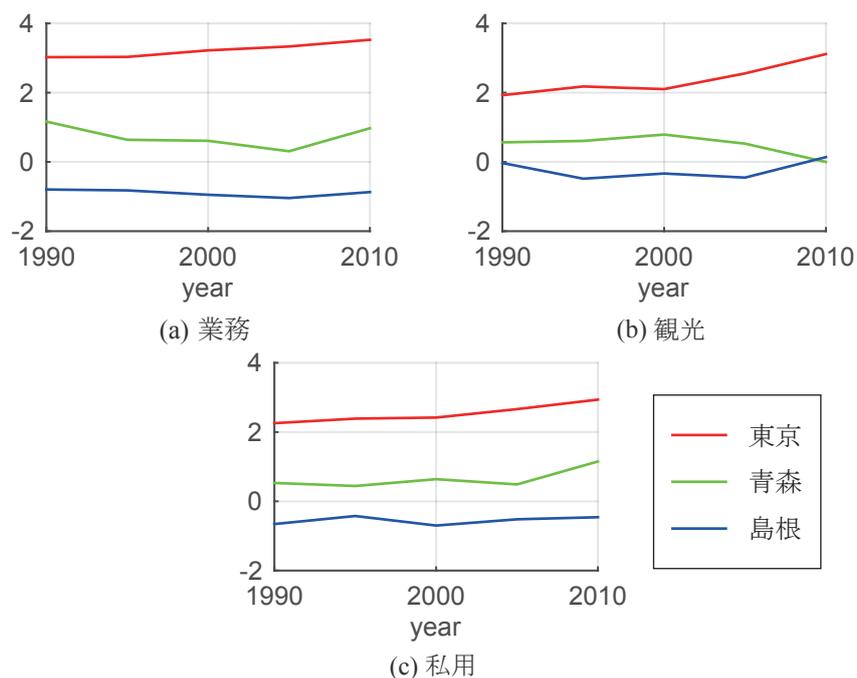


図 3.8: 東京圏・青森・島根の推定旅行先価値

なお、ここで示す旅行先価値の値は、制約 (3.27) の下で推定された結果であり、全ゾーンの平均値 (= 0) からの乖離を意味している。

#### (1) 東京圏・青森・島根の旅行先価値の推定結果

東京圏・青森・島根の旅行先価値の推定結果を図 3.8 に示す。この図から、以下の3点が読み取れる。

まず、1 点目として、旅行先価値の大小関係はどの旅行目的でも東京圏 > 青森 > 島根の順である。これは、東京圏が最も旅行先として選択されやすいことを意味している。この大小関係は、経年的にはほとんど変化しない。

2 点目として、経年変化を見ると、東京圏の旅行先価値が経年的に増加し続けていることがわかる。この傾向は、3 目的ですべて共通であり、全体的に東京が旅行先として選択される確率が増え続けていることを示している。

そして、2002 年に東北新幹線が八戸駅まで延伸された青森の変化を見てみよう。新幹線の新設に、旅行先としての価値を大きくするという間接効果があれば、2005 年時点以降の旅行先価値の推定結果は 2000 年までの推定値と比較して大きいはずである。しかし、図 3.8 の青森ゾーンの推定結果からは、そのような傾向は見られない。この交通サービスの開設・廃止と、旅行先価値の関係については、3.9 で全データを用いてより詳細に分析を行う。

表 3.11: 旅行先価値時空間差の回帰分析結果

		業務	観光	私用
固定項モデル	パラメータ数	46	46	46
	自由度	184	184	184
	決定係数	0.956	0.824	0.921
	自由度調整済み決定係数	0.945	0.781	0.902
固定項+単調変化項モデル	パラメータ数	92	92	92
	自由度	138	138	138
	決定係数	0.974	0.871	0.947
	自由度調整済み決定係数	0.957	0.787	0.913

表 3.12: 旅行先価値の平均値と、変化係数の推定値間での相関係数

業務	観光	私用
0.379	0.407	0.494

## (2) 旅行先価値の直線回帰分析

つぎに、全ゾーンの旅行先価値の推定結果を、簡易なモデルに当てはめて確認していこう。

ここでは、以下の2つの線形モデルのパラメータを最小二乗法で推定する。1つ目のモデルは、全時点で共通のゾーン毎の固定項  $\tilde{\beta}_j^{\text{average}}$  のみを持つ固定項モデルである：

$$\beta_{j,t} = \tilde{\beta}_j^{\text{average}} + \epsilon_{j,t} \quad (3.30)$$

2つ目のモデルは、ゾーン毎の固定項  $\tilde{\beta}_j^{\text{average}}$  と、ゾーン毎に傾きが異なる線形の経年変化項を持つ、固定項+単調変化項モデルである：

$$\beta_{j,t} = \tilde{\beta}_j^{\text{average}} + \tilde{\beta}_j^{\text{change}} W_t + \epsilon_{j,t} \quad (3.31)$$

$\epsilon_{j,t}$  は、誤差項である。ここで、 $W_{1990} = -0.5$ ,  $W_{1995} = -0.25$ ,  $W_{2000} = 0$ ,  $W_{2005} = 0.25$ ,  $W_{2010} = 0.5$  とする。このように設定することで、 $\tilde{\beta}_j^{\text{average}}$  はゾーン  $j$  の期待旅行価値の平均値、 $\tilde{\beta}_j^{\text{change}}$  は20年分の単調変化の係数を意味する。

表 3.11 に、各モデルの決定係数を示す。まず、固定項モデルの決定係数を見ると、0.8 ~ 0.95 と非常に高く、 $\beta$  の分散のほとんどを固定項のみで説明できることを示している。つまり、旅行先価値の都道府県の大小関係は固定的であり、20年間で大きく

は変化していないことを意味している。また、単調変化項を追加したモデルの決定係数をみると、固定項モデルと比較して大きいですが、あまり差がないことがわかる。

図 3.9 は、固定項+単調変化項モデルの  $\tilde{\beta}_j^{\text{average}}$  と  $\tilde{\beta}_j^{\text{change}}$  のゾーン毎の推定値を色分けして示している。

まず、業務目的の平均値  $\tilde{\beta}_j^{\text{average}}$  を見ると、東京圏・道央・愛知・大阪・福岡といった、事業所などが集積した大都市があるゾーンで大きい（緑色である）。つぎに、観光目的の平均値を見ると、業務目的で大きい大都市ゾーンに加えて、道北・長野・京都などでも旅行先価値が大きい特徴が見られるものの、基本的に旅行先価値のゾーン毎の大小関係は業務目的と似た傾向にある。私用目的の平均値についても、ゾーン毎の大小関係は業務目的に近い傾向にあることが確認できる。

つぎに、各目的の変化係数  $\tilde{\beta}_j^{\text{change}}$  をみると、全目的で共通して東京圏で増加傾向であり、平均値が小さいゾーンほど経年的に減少している傾向が見られる。表 3.12 の平均値  $\tilde{\beta}_j^{\text{average}}$  と変化係数  $\tilde{\beta}_j^{\text{change}}$  の間の相関係数をみても、正の相関関係が確認できる。このことから、分析対象の 20 年間に於いて、旅行先価値のゾーン間差は拡大してきたことがわかる。

この、旅行先価値の変化には、3.3.2 でのべたように、交通サービスの新設・廃止による間接効果も含まれる可能性がある。以降では、交通サービスの新設・廃止による旅行コストの変化をゾーン単位に変換し、旅行先価値の経年変化と、交通サービスの新設・廃止の関係を分析する。

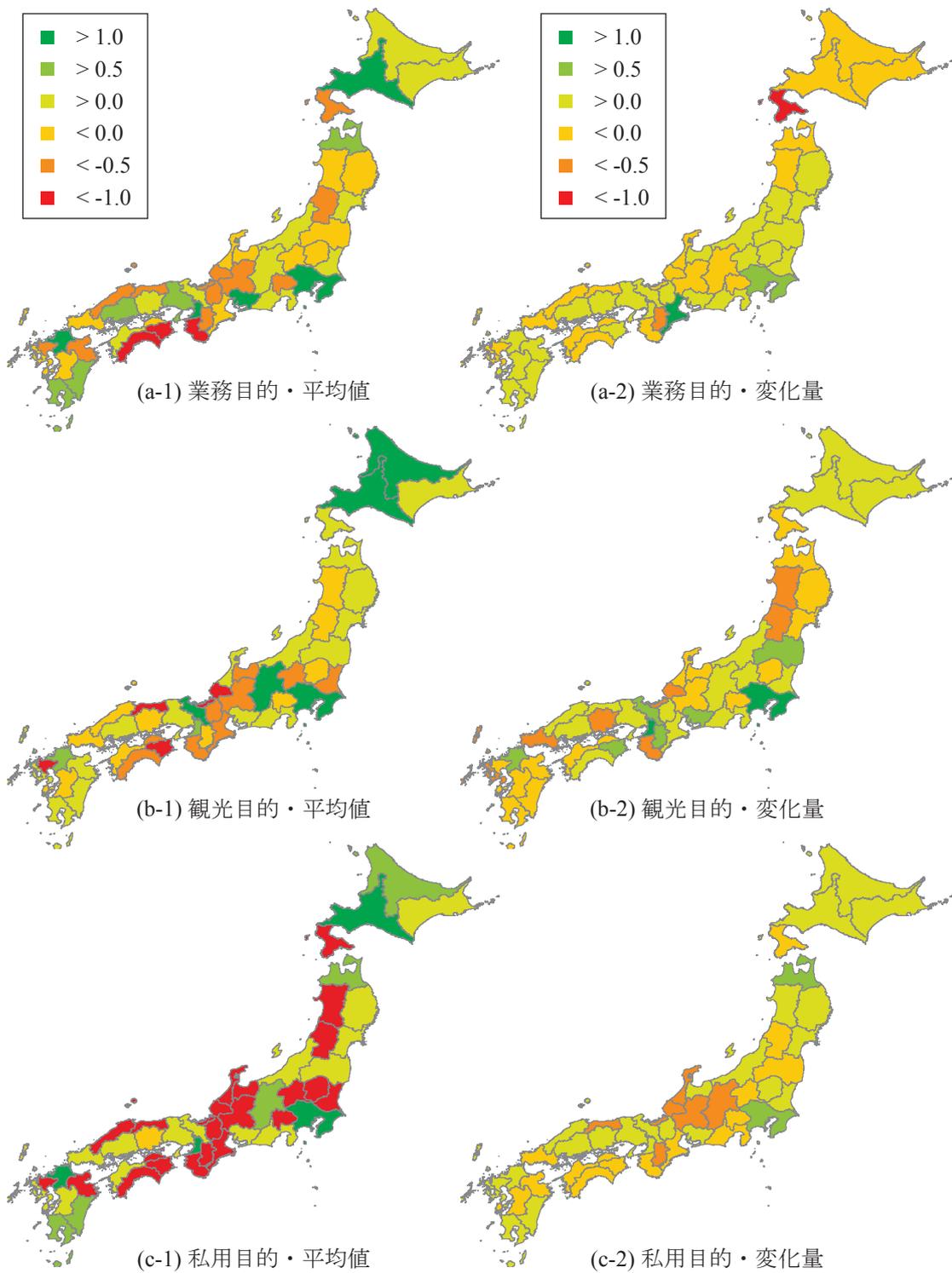


図 3.9: 旅行先価値の平均値と変化係数推定値

## 3.6 期待最大旅行効用の経年変化

### 3.6.1 期待最大旅行効用の算出とその経年変化

#### (1) 期待最大旅行効用の定義

本研究で用いている GNL model は、ランダム効用最大化の枠組みに基づく GEV 型の離散選択モデルの一つである。このランダム効用最大化によって得られる期待最大旅行効用  $u_{i,t}$  は、ログサム<sup>8</sup>の形で次のように算出することができる (Train, 2009) :

$$\begin{aligned} u_{i,t} &= E \left[ \max_{(j,m) \in S_i} (V_{t,i,(j,m)} + \epsilon_{n \in i, r \in R_i, (j,m)}) \right] \\ &= \ln \left( \sum_{g \in G_i} \left( \sum_{(j,m)' \in B_g} (\alpha_{i,(j,m)'} \exp V_{t,i,(j,m)'})^{\frac{1}{\lambda_g}} \right)^{\lambda_g} \right) \frac{1}{\kappa} + C_t + C_i + \bar{\gamma} \end{aligned} \quad (3.32)$$

$\bar{\gamma}$  はオイラー定数であり、 $\kappa$  は一般化極値分布の分散<sup>8</sup>を示すパラメータである。また、 $C_t, C_i$  は、本研究のモデル特有の定数項であり、式 (3.27)・(3.28) の制約条件に由来するものである。つまり、GEV 型モデルの性質上、全選択肢共通の定数項を推定できないため、推定結果における定数項は式 (3.27)・(3.28) の制約に従って、時間ごと、ゾーン毎にずれてしまっている。

そこで、本節では  $C_t, C_i$  の定数項を除外して分析するために、次式に示す期待最大旅行効用の相対的経年変化  $\check{u}_{i,t}$  を分析する。

$$\check{u}_{i,t} = u_{i,t} - \frac{\sum_{i' \in Z} u_{i',t}}{43} - \frac{\sum_{t' \in T} u_{i,t'}}{5} + \frac{\sum_{i' \in Z} \sum_{t' \in Z} u_{i',t'}}{43 \times 5} \quad (3.33)$$

#### (2) 東京圏・青森・島根の期待最大旅行効用の相対的経年変化 $\check{u}_{i,t}$

東京圏・青森・島根の旅行先価値の推定結果を図 3.13 に示す。この図から、以下の3点が読み取れる。

まず、東京圏の推定結果をみると、期待最大旅行効用はいずれの目的においても経年的に減少し続けていることが読み取れる。つぎに、青森では 2002 年の東北新幹線八戸延伸開業を反映して、鉄道による長距離旅行の交通コストが大きく減少するために、2005 年以降はそれ以前より期待最大旅行効用が大きくなることが予想される。そして図 3.13 の青森をみると、いずれの目的においても 2005 年の  $\check{u}_{i,t}$  は 2000 年のものより大きい傾向にある。しかし、その変化量は、東京圏や島根の経年変化と比較しても小さく、顕著な効果は見られないことがわかる。

<sup>8</sup> 同じ旅行目的のモデルであれば  $\kappa$  は共通であるため、以降での分析では  $\kappa = 1$  として、その時空間差を分析する。ただし、旅行目的間ではスケールが異なるために単純に比較できない点は注意が必要である。

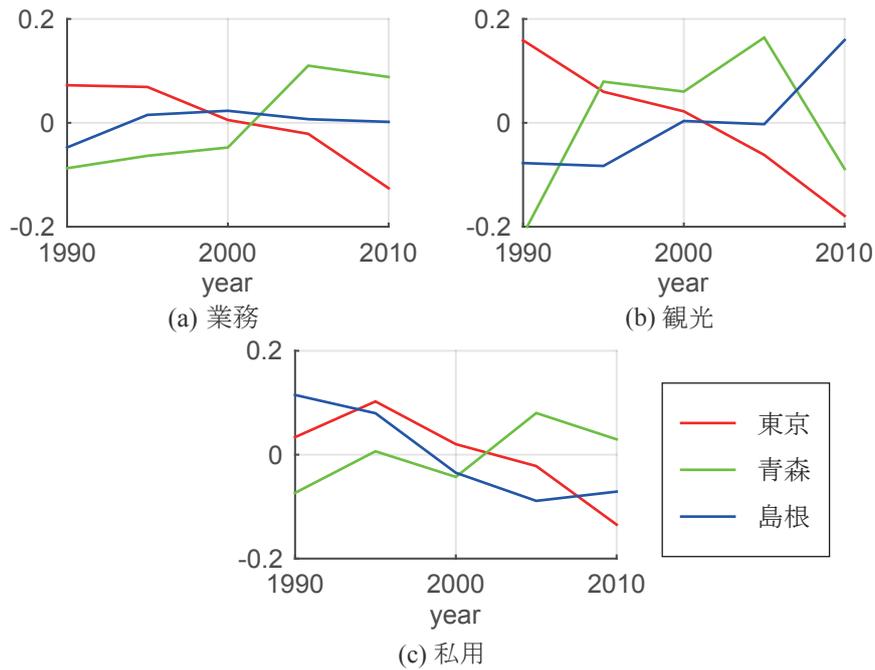


図 3.10: 東京圏・青森・島根の期待最大旅行効用の変化

表 3.13: 期待最大旅行効用変化の回帰モデル

		業務	観光	私用
単調変化項モデル	パラメータ数	46	46	46
	自由度	184	184	184
	決定係数	0.637	0.467	0.566
	自由度調整済み決定係数	0.548	0.337	0.460

### (3) 期待最大旅行効用変化 $\check{u}_{i,t}$ の直線回帰分析

つぎに、全ゾーンの期待最大旅行効用変化  $\check{u}_{i,t}$  を、簡易なモデルに当てはめて確認していこう。

ここでは、ゾーン毎に傾きが異なる線形の経年変化項を持つモデルのパラメータを、最小二乗法で推定する。

$$\check{u}_{i,t} = \tilde{u}_j^{\text{change}} W_t + \check{\epsilon}_{j,t} \quad (3.34)$$

$\check{\epsilon}_{j,t}$  は、誤差項である。ここで、式 (3.31) と同様に、 $W_{1990} = -0.5$ ,  $W_{1995} = -0.25$ ,  $W_{2000} = 0$ ,  $W_{2005} = 0.25$ ,  $W_{2010} = 0.5$  とする。このとき、 $\tilde{u}_j^{\text{change}}$  は 20 年分の単調変化の係数を意味する。

式 (3.34) のモデルのパラメータ推定結果を確認していこう。まず、表 3.13 に示した

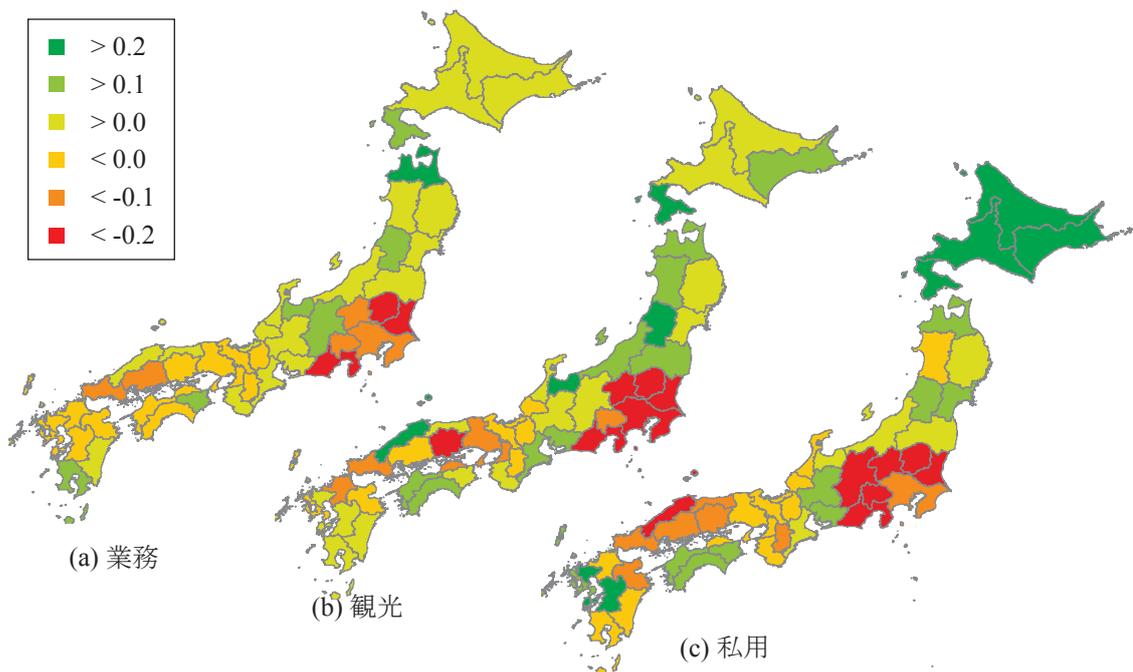


図 3.11: ゾーン毎の期待最大旅行効用の変化係数推定値

回帰モデルの決定係数をみると、0.45~0.63 程度であり、変化係数の推定値を確認することで、おおまかに経年変化の傾向を確認できる。

図 3.11 は、 $\tilde{u}_j^{\text{change}}$  のゾーン毎の推定結果である。この図から、すべての目的に共通して、関東圏の各ゾーンで期待最大旅行効用が顕著に減少していることが読み取れる。

これは、何を意味しているのだろうか？本モデルにおいて、期待最大旅行効用に影響を与える変数を整理して考えてみよう。期待最大旅行効用  $u_{i,t}$  の経年変化に影響を与えている可能性がある変数は、以下の 4 変数である。

- (1) 旅行先の価値  $\beta_{j,t}$
- (2) モード定数項  $\mu_{m,t}$
- (3) 路線タイプ距離  $\text{Dist}_{ij,y,m,t}$
- (4) 航空経路選択肢集合  $D_{i,j,t}$

このうち、(3) と (4) が交通サービスの 신설・廃止によって変化するものである。そので、この (3) と (4) の経年変化のみによる、期待最大旅行価値の経年変化を確認する。

### 3.6.2 ゾーン交通 LOS 指標の経年変化

#### (1) ゾーン交通 LOS の定義

交通サービスの 신설・廃止のみに着目した期待最大旅行価値  $v_{i,t}$  は、次式から算出できる：

$$\begin{aligned} v_{i,t} &= E \left[ \max_{(j,m) \in S_i} \left( \tilde{V}_{t,i,(j,m)} + \epsilon_{n \in i, r \in R_i, (j,m)} \right) \right] \\ &= \ln \left( \sum_{g \in G_i} \left( \sum_{(j,m)' \in B_g} \left( \alpha_{i,(j,m)',g} \exp \tilde{V}_{t,i,(j,m)} \right)^{\frac{1}{\lambda_g}} \right)^{\lambda_g} \right) \frac{1}{\kappa} + C_t + C_i + \bar{\gamma} \end{aligned} \quad (3.35)$$

$$\begin{aligned} \tilde{V}_{i,t,(j,rail)} &= \tilde{\beta}_j^{\text{avegare}} + \frac{\sum_{t \in T} \mu_{\text{rail},t}}{5} + \sum_{y \in Y_{\text{rail}}} \gamma_{y,\text{rail}} \text{Dist}_{ij,y,\text{rail},t} \\ \tilde{V}_{i,t,(j,road)} &= \tilde{\beta}_j^{\text{avegare}} + \frac{\sum_{t \in T} \mu_{\text{road},t}}{5} + \sum_{y \in Y_{\text{road}}} \gamma_{y,\text{road}} \text{Dist}_{ij,y,\text{road},t} \\ \tilde{V}_{i,t,(j,air)} &= \tilde{\beta}_j^{\text{avegare}} + \frac{\sum_{t \in T} \mu_{\text{air},t}}{5} + \gamma_{\text{air}} \text{distance}(i,j) \\ &\quad + \sigma \ln \left( \sum_{d' \in D_{i,j,t}} \exp \left( \pi \text{Trans}_{d'} + \rho_{(i, \text{AP}_{d'}^{\text{orig.}})} + \rho_{(j, \text{AP}_{d'}^{\text{dest.}})} \right) \right) \end{aligned} \quad (3.36)$$

この  $\tilde{V}_{i,t,(j,m)}$  では、式 (3.31) で算出した、旅行先価値のゾーン固定項  $\tilde{\beta}_j^{\text{avegare}}$  と、定数項  $\mu_{m,t}$  の 5 時点平均値を用いることで、この 2 種類の変数の経年変化による影響を除去した期待最大旅行効用の変化を確認することができる。

以降では、 $v_{i,t}$  と同様に、 $C_t$ 、 $C_i$  の定数項を除外して分析するために、次式に示す相対的経年変化  $\check{v}_{i,t}$  を用いる。

$$\check{v}_{i,t} = v_{i,t} - \frac{\sum_{i' \in Z} v_{i',t}}{43} - \frac{\sum_{t' \in T} v_{i,t'}}{5} + \frac{\sum_{i' \in Z} \sum_{t' \in Z} v_{i',t'}}{43 \times 5} \quad (3.37)$$

この、 $\check{v}_{i,t}$  は期待最大旅行効用のうち交通サービスの 신설・廃止のみを取り出したもので、ゾーン  $j$  の交通サービスレベルの変化を示す指標である。そこで、この指標を「ゾーン交通 LOS」と呼び、この指標と旅行先価値との関係や旅行回数分布形状との関係进行分析することで、交通サービスの 신설・廃止の間接効果と発生量に与える影響を確認する。

#### (2) 東京圏・青森・島根ゾーン交通 LOS の相対的経年変化 $\check{v}_{i,t}$

ゾーン交通 LOS 変化の傾向を確認しよう。まず、東京圏・青森・島根のゾーン交通 LOS  $\check{v}_{i,t}$  を図 3.12 に示す。この図から、以下の 2 点が読み取れる。

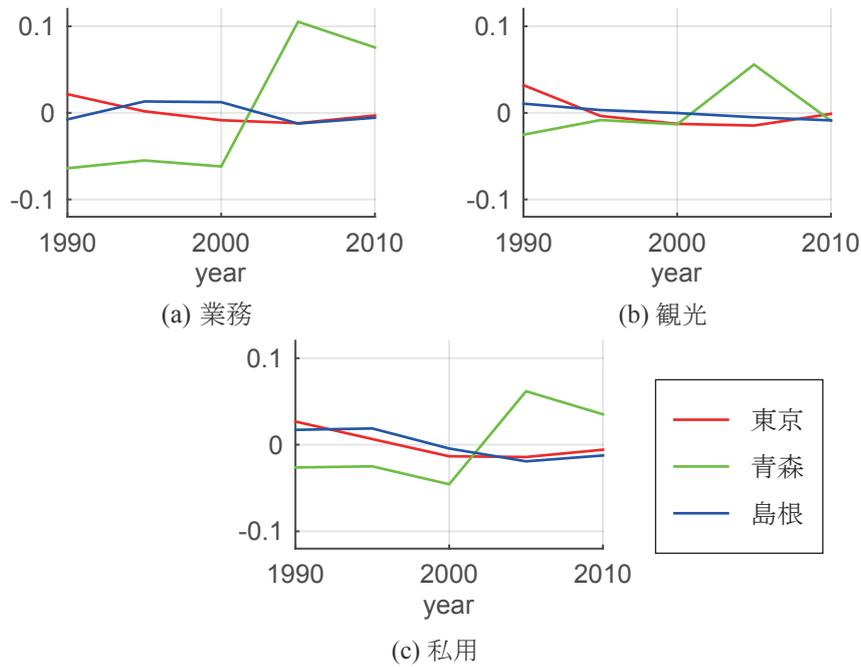


図 3.12: 東京圏・青森・島根のゾーン交通 LOS 指標の経年変化

表 3.14: ゾーン交通 LOS 変化の回帰モデル

		業務	観光	私用その他
単調変化項モデル	パラメータ数	46	46	46
	自由度	184	184	184
	決定係数	0.615	0.409	0.561
	自由度調整済み決定係数	0.521	0.264	0.454

1 点目は、全旅行目的に共通で、東京圏と島根では大きな変化はほとんどないことが確認できる。2 点目として、2000 年から 2005 年にかけて青森のゾーン交通 LOS が大きく増加することがわかる。これは、2002 年の東北新幹線の八戸延伸開業の影響である。また、青森県における増加量を旅行目的別に比較すると、とくに業務目的で大きな増加が見られることがわかる。

### (3) ゾーン交通 LOS 変化 $\check{v}_{i,t}$ の直線回帰分析

つぎに、ゾーン毎に傾きが異なる線形の経年変化項を持つモデルを用いて、ゾーン交通 LOS 変化  $\check{v}_{i,t}$  の傾向を確認していこう。

$$\check{v}_{i,t} = \tilde{v}_j^{\text{change}} W_t + \check{\epsilon}_{j,t} \quad (3.38)$$

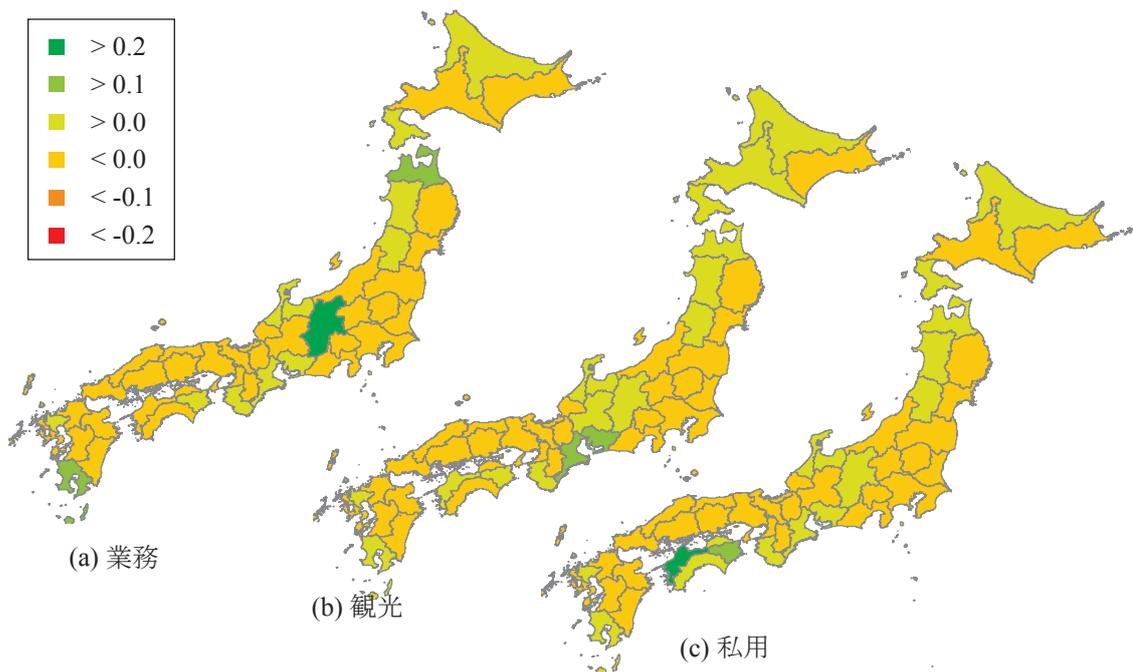


図 3.13: ゾーン交通 LOS の変化係数推定結果

このモデルの決定係数を表 3.14 に示す。決定係数は、0.41~0.61 程度であり、変化係数の推定値を確認することで、おおまかに経年変化の傾向を確認できることがわかる。

図 3.13 は、 $\tilde{v}_j^{\text{change}}$  のゾーン毎の推定結果である。この図をみると、全目的で共通でほとんどのゾーンの交通サービス LOS が減少していることがわかる。

交通サービス LOS が増加しているゾーンは、対象期間内に交通サービスの新設があり、大幅な交通コストの低下があったゾーンと一致する。まず、対象期間内に新幹線が整備された青森、長野、鹿児島ではいずれの目的でも増加している。ほかに、中部空港が新設された愛知では観光目的で顕著な増加が見られる。そして、私用目的では、明石海峡大橋としまなみ海道の開通による効果が徳島と愛媛で顕著に見られる。

ここで、図 3.11 において関東地方で相対的な期待最大旅行価値  $\tilde{v}_{i,t}$  が顕著に減少していた原因について考察しよう。まず、交通サービスの新設・廃止効果のみから算出した期待最大効用の変化である、図 3.13 の交通サービス LOS ではこのような傾向は見られない。つまり、原因は (1) 旅行先価値  $\beta_{j,t}$  か、(2) モード定数項  $\mu_{m,t}$  の経年変化が原因である。このうち、モード定数項  $\mu_{m,t}$  は、すべてのゾーンに同じ値が適用される変数であるため、関東地方に限定して影響するものではない。つまり、旅行先価値の経年変化が原因である。

ここで、図 3.9 の旅行先価値の経年変化を確認すると、東京圏で旅行先価値が大きく増加しており、これが関東地方で相対的な期待最大旅行価値が顕著に減少している原

因である。つまり、東京圏の旅行先価値が増加したために、東京から 205km 離れたゾーンの長距離旅行から得られる効用が増加した結果、東京圏に近い関東地方では期待最大旅行効用の値が相対的に減少した。

### 3.7 交通サービス新設・廃止の間接効果推定

次に，3.5 で確認した旅行先価値の経年変化が，どのような要因によって起こっているかを分析する．ここでは，時点  $t$ ，ゾーン  $j$  の社会経済変数の変化を示すベクトル  $\tilde{I}_{j,t}$  と，ゾーン交通 LOS の経年変化  $\check{v}_{j,t}$  を説明変数として，各時点の旅行先価値のゾーン毎平均値との差  $\check{\beta}_{j,t} = \check{\beta}_{j,t} - \check{\beta}_j^{\text{average}}$  を回帰する：

$$\check{\beta}_{j,t} = \mathbf{x}' \begin{bmatrix} \tilde{I}_{j,t} \\ \check{v}_{j,t} \\ \check{v}_{j,(t-1)} \\ \check{v}_{j,(t-2)} \end{bmatrix} + \check{\epsilon}_{j,t} \quad (3.39)$$

ここで， $\mathbf{x}$  が回帰係数ベクトル， $\check{\epsilon}_{j,t}$  が誤差項である．また，社会経済指標変化  $\tilde{I}_{j,t}$  には，表 3.15 に示す指標を用いた．なお，ここでは経年変化に着目した係数を推定するために， $\tilde{I}_{j,t}$  は社会経済変数の値からゾーン毎の平均値を引いて，さらに変数毎の標準偏差で除した値である．

ここで，1.4.1 で述べたように，ゾーン交通 LOS の経年変化が旅行先価値  $\beta_{j,t}$  に与える効果が「交通サービスの新設・廃止による間接効果」に相当する．本研究では，式 (3.39) のように，同時点のゾーン交通 LOS の経年変化項  $\check{v}_{j,t}$  に加えて，1 時点前（5 年前）と 2 時点前（10 年前）の同指標値も用いて回帰分析を行った．このようにすることで，10 年遅れで現れる間接効果も別途推定することができる．ただし，本研究では，1990 年から 2010 年の間に起こった交通サービスの新設・廃止の効果に着目するため，1990 年以前の  $\check{v}_{j,t}$  の交通サービス新設・廃止は無視している．つまり，1985 年，1980 年時点の  $\check{v}_{j,t}$  には，1990 年時点のゾーン交通 LOS の値を適用した．

表 3.16 は，上記のデータを用いて，さらにステップワイズ法を用いて説明変数を選択したモデルのパラメータ推定値とを示したものである．まず，決定係数をみると，

表 3.15: 本研究で用いた社会経済指標

	定義	データ元
人口	都道府県ごとの総人口	国勢調査
高齢率	70 歳人口 / 総人口	国勢調査
一人当たり所得	一人当たり県民所得	国民経済計算
宿泊業従業率	「旅館，その他の宿泊所」 の従業者数 / 都道府県の全従業者数	事業所・企業統計調査

最も大きい私用目的でも 0.1 と非常に小さいことがわかる。つまり、ここで用いた説明変数では、旅行先価値の経年変化をほとんど説明できていない。

つぎに、社会経済変数の変化  $\tilde{I}_{j,t}$  にかかるパラメータの推定結果を見ていくと、人口と宿泊従業率で正に有意な結果である。つまり、人口・宿泊業が占める割合が増加するほど、旅行先価値が増加する傾向にあることがわかる。また、一人当たり県民所得については、ステップワイズ法の変数選択ですべて除外されており、旅行先価値との有意な関係は見られなかった。

ゾーン交通 LOS の係数、つまり交通サービス新設・廃止の間接効果を示すパラメータをみると、観光目的ではすべて変数選択で除外されており、業務と私用目的では負に有意な結果が得られている。つまり、交通サービス新設・廃止の間接効果は、観光では存在せず、業務と私用では旅行先として選択されにくくする負の効果があることになる。

これは「ストロー効果」を示している可能性がある。例として、業務目的での「ストロー効果」を考えてみよう。ある都市に新幹線などの交通サービスが整備されることで、近隣の他都市からの出張が容易となり、新幹線が整備された都市の業務を他の都市に居住する人ができるようになる。その結果として、より業務の効率化を図るために、支社などが近隣の大都市に集約され、新しく新幹線が整備された都市の事業所などが他の都市に“吸い取られる”といった現象が起こる。このような現象が起こると、近隣の大都市にある集約された支店との間の業務流動は密になるが、支店機能がなくなったために遠方の取引先などとの交流が減少し、業務旅行先としての価値が減少する可能性がある。

このようなストロー効果の影響が 5-10 年程度で起こると考えると、5 年おくれでゾーン交通 LOS 変化が旅行先に負の影響を与える（負の間接効果がある）ことは十分に説明できる。

表 3.16: 旅行先価値の経年変化分析

	業務	観光	私用
人口変化	0.790 (0.287)	1.885 (0.520)	0.825 (0.318)
高齢率変化	—	—	0.048 (0.021)
一人当たり所得変化	—	—	—
宿泊業従業率変化	—	0.203 (0.090)	0.279 (0.075)
ゾーン交通 LOS 変化	—	—	-1.423 (0.505)
ゾーン交通 LOS 変化 (5 年おくれ)	-1.005 (0.407)	—	—
ゾーン交通 LOS 変化 (10 年おくれ)	—	—	—
パラメータ数	2	2	4
自由度	228	228	226
決定係数	0.063	0.070	0.104
自由度調整済み決定係数	0.059	0.066	0.092

(括弧内は標準誤差)

—: ステップワイズ法で除去された変数

### 3.8 交通サービス新設・廃止に対する感度分析

本節では、推定した GNL モデルの交通サービスの「新設・廃止」効果を、感度分析を通じて確認する。具体的には簡易な仮想ネットワーク上における新幹線の整備前後と航空路線の有無による旅行先・モード構成比の差異を、シミュレーションする。また、本節の分析を通じて、旅行先・モード構成比への影響を分析するためには、従来多く適用されてきた NL 型のモデルでは不十分であり、本研究の GNL 型のモデルを適用することが望ましいことも確認される。

#### 3.8.1 新幹線整備の感度分析

まず、新幹線整備の影響をシミュレーションする。ここでは、図 3.14 のように、旅行先の選択肢が 2 つありそれぞれに 3 つのモード（鉄道、航空、道路）でアクセス可能な仮想ネットワークを考える。そして、旅行先-A までの鉄道リンクが「高速在来

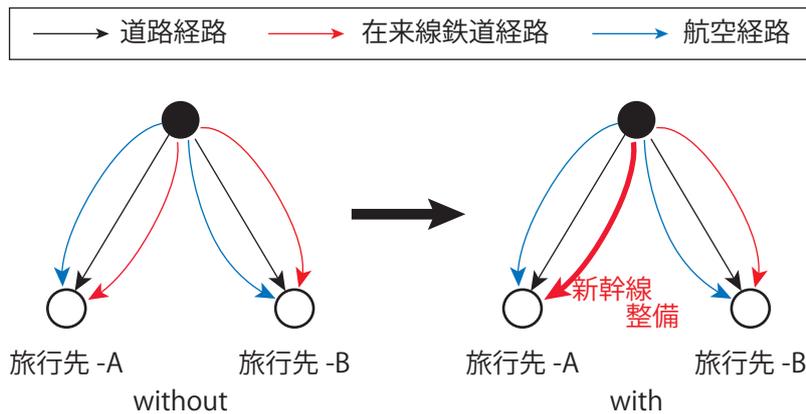


図 3.14: 新幹線整備の感度分析ネットワーク

表 3.17: 新幹線整備の感度分析の設定

	旅行先-A (without)	旅行先-A (with)	旅行先-B
旅行先価値パラメータ $\beta_{j,t}$	0	0	0
モード定数項 $\mu_{j,t}$	$\bar{\mu}$	$\bar{\mu}$	$\bar{\mu}$
OD 間距離 $\text{Dist}_{ij}$ (km)	300	300	300
航空経路 LOS $\rho_{ik} + \rho_{jl}$	0	0	0
鉄道経路タイプ	高速在来線	新幹線	高速在来線
道路経路タイプ	道路	道路	道路

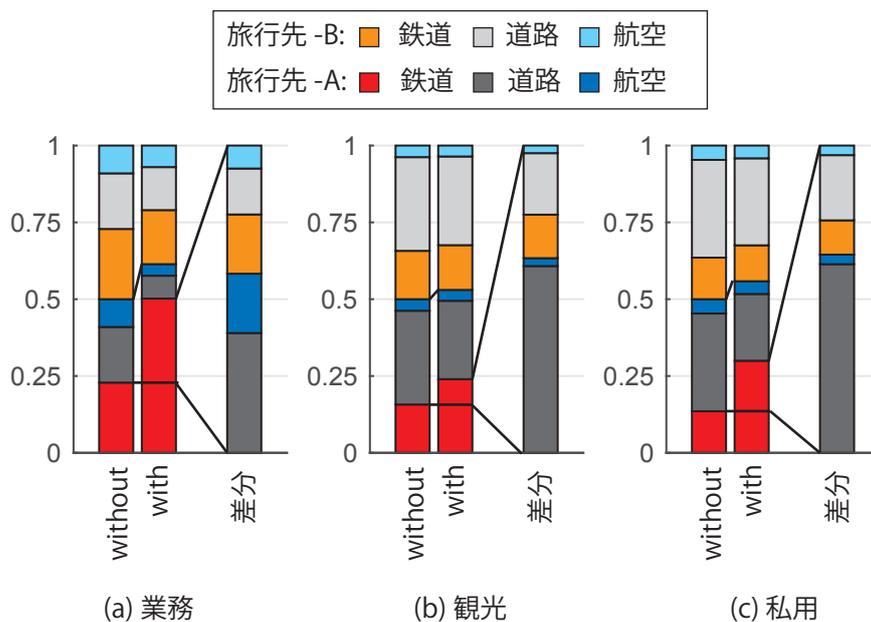


図 3.15: 新幹線の新設効果

線」であるケースを without case、「新幹線」であるケースを with case として、旅行先・モード選択比を比較することで、新幹線の整備に対する感度を確認する。なお、詳細な設定値は、表 3.17 に示す通りであり、鉄道経路の路線タイプが異なる以外は、旅行先-A,B の旅行先価値と交通条件は同等であると仮定している。

図 3.15 は、上述の設定を推定モデルに適用したときの、旅行先・モードの選択結果を示している。

まず、without case の選択結果を見ていこう。without case では、旅行先-A と旅行先-B への条件はすべて同じであることから、どの旅行目的でも、旅行先の選択確率は {50%, 50%} である。また、モード選択確率も、旅行先-A と旅行先-B で同じ値である。つぎに、旅行目的ごとに、without case のモード選択確率を比較していこう。業務目的では、約 50% を鉄道が占め、道路交通が 35%、残りが航空という構成である。それに対して、観光や私用目的では道路交通の選択確率がより高く、約 60% を占める。

旅行先-A に新幹線を整備した with case では without case に比べて、「鉄道で旅行先-A に行く」という選択の構成比がより大きくなる。その構成比は、業務では 2 倍の 50%、観光目的では 1.5 倍の 24%、私用目的では 2 倍の 30% になる。その結果として、3 モードを合算した、旅行先-A を選択する確率も大きくなる。すなわち、without case では 50% であった旅行先-A の選択確率は、新幹線を整備すると業務目的で 56%、観光目的では 53%、私用目的では 56% に増加する。

これらの、新幹線整備によって増加した鉄道で旅行先-A に行く構成比の増分は、どの選択肢からの転移なのだろうか？その内訳を、図 3.15 の「差分」に示す。これを見

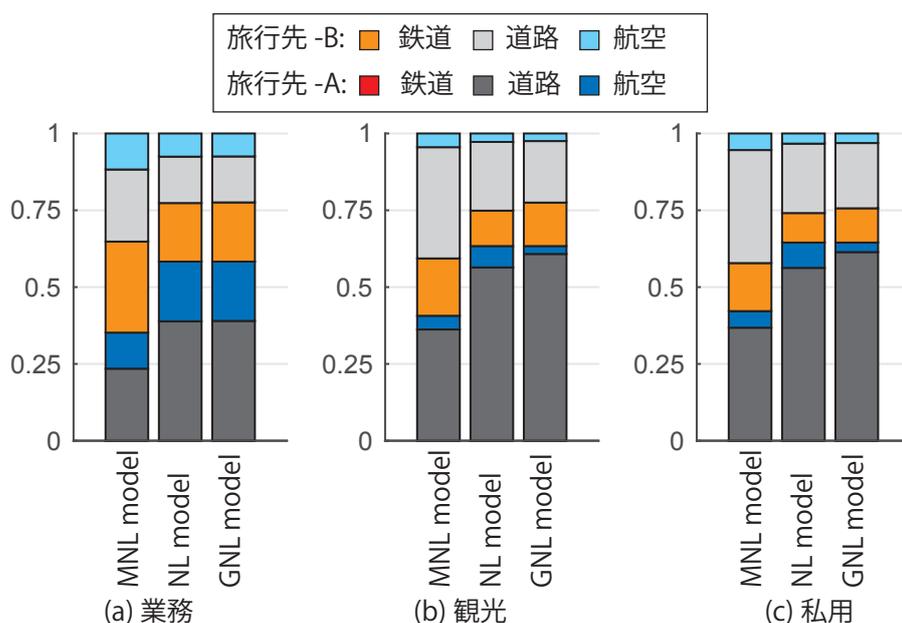


図 3.16: 新幹線の新設効果のモデル間比較

ると、観光・私用目的では、旅行先-A に道路交通で移動するという選択肢からの転移が過半数を占めることがわかる。また、増加分のうちの40%は、旅行先-Bからの転移であり、新幹線の整備には旅行先の構成比を変える効果も見られることがわかる。

このような、旅行先・モードの構成比変化を正確にとらえるためには、GNL modelの枠組みが不可欠であることを説明する。まず、MNL modelでは、I.I.A. 条件によって、「確定効用が変化しない選択肢間のオッズ比が固定される」という性質がある。そのため、他の選択肢からの転移の比率も without case でのオッズ比に一致する。次に、NL modelでは、同じ旅行先間での誤差項の相関関係を認めており、その相関関係が意味する「旅行先の変えにくさ」のパラメータ ( $\lambda_{dest.}$ ) を持つ。そのため、旅行先間で転移する確率はデータに合わせて推定されるが、「どのモードから転移しやすいか」については without case のオッズ比に固定されている。

以上の仮定に基づいて、MNL model, NL model で導出する転移比率と、GNL modelの転移比率を比較したものを図3.16に示す。まず、MNL modelではGNL modelと比較して、旅行先の転移についてもモードの転移についても大きく乖離している。つぎに、NL modelでは、旅行先の転移については調整されるが、モードの転移についてはGNL modelからの乖離が観光・私用目的で確認される。つまり、GNL modelでは、航空モード内での選択肢の類似度のパラメータを設定して、その類似度が大きい ( $\lambda_{air}$  が小さい) ことを反映することができているが、NL modelでは without case のオッズ比で固定される。その結果として、NL modelでは航空利用からの転移が過大推計、道路交通利用からの転移が過少推計されている。

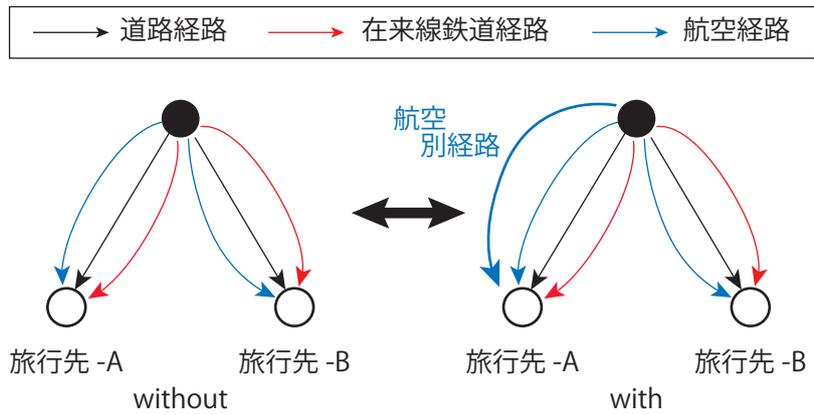


図 3.17: 航空路線新設・廃止の感度分析ネットワーク

表 3.18: 航空路線新設・廃止の感度分析の設定

	旅行先-A (without)	旅行先-A (with)	旅行先-B
旅行先価値パラメータ $\beta_{j,t}$	0	0	0
モード定数項 $\mu_{j,t}$	$\bar{\mu}$	$\bar{\mu}$	$\bar{\mu}$
OD間距離 $\text{Dist}_{ij}$ (km)	800	800	800
航空経路 LOS $\rho_{ik} + \rho_{jl}$	0	0	0
航空別経路 LOS $\rho_{ik} + \rho_{jl}$	なし	+1	なし
鉄道経路タイプ別距離			
新幹線	500km	500km	500km
高速在来線	300km	300km	300km
道路経路タイプ	道路	道路	道路

このように、交通サービスの新設・廃止による旅行先・モードの構成比への影響を正しくとらえるためには、本研究のモデルのように、同一モード・他旅行先という選択肢間の類似度（相関関係）も扱える GNL model の枠組みが必要であることが確認できた。

### 3.8.2 航空路線新設・廃止の感度分析

次に、航空路線の有無による影響をシミュレーションする。ここでは、図 3.17 のような、旅行先の選択肢が 2 つあり、それぞれに 3 モードでアクセス可能な仮想ネットワークを考える。そして、旅行先-A へ航空経路が 1 本しかないケースを without case、航空に別経路が存在し 2 本の航空経路から選択できるケースを with case とし、そ

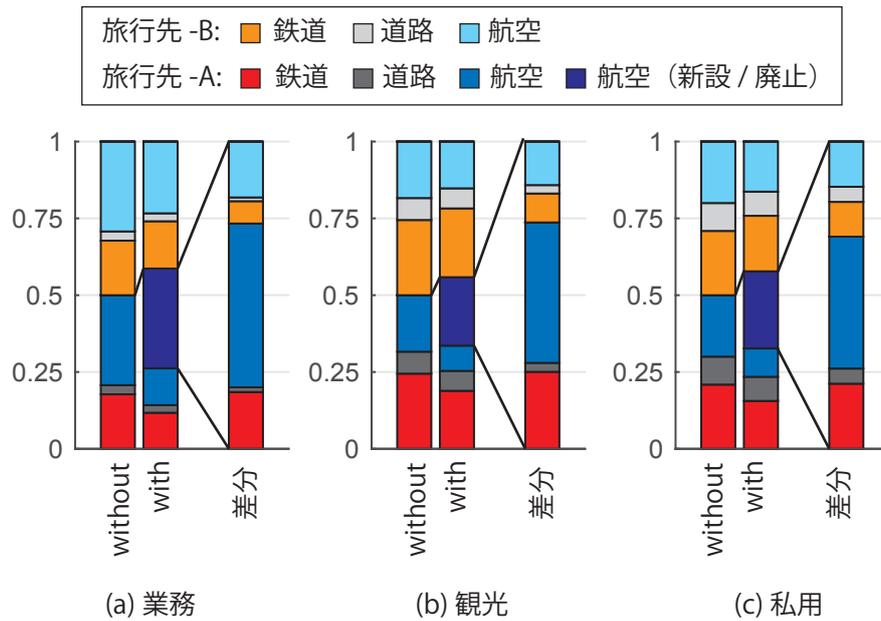


図 3.18: 航空路線の新設・廃止効果

それぞれの旅行先・経路選択比を比較する．なお，詳細な設定は，表 3.18 に示す通りであり，二本目の航空経路はよりアクセス LOS の高い空港 ( $\rho_{ik} + \rho_{jl} = +1$ ) を利用できるものと仮定する．

まず，旅行目的ごとの without case のモード選択確率を見ていこう．距離が 800km のゾーン間では，300km と設定していた図 3.18 と比較して，航空モードの選択比率が高く，道路交通の選択比率が低いことが確認できる．この傾向は，業務目的で強く，約 60% を航空が占め，35% を鉄道，残りが道路交通という構成比である．それに対して，観光や私用目的では鉄道の選択確率が高い傾向にあり，約 50% が鉄道，約 35% が航空という構成比となっている．

旅行先-A に利便性の高い航空路線が存在する with case では，全体の 22~33% が，その航空別経路を利用している．また航空別経路が存在することによって，旅行先-A を選択する確率も with case の方が大きい．without case では 50% である旅行先-A の選択確率は，with case では業務目的で 59%，観光目的では 56%，私用目的では 58% となる．

それでは，with case で航空別経路を利用している人々はどの選択肢から変化したのか？を「差分」から確認していこう．これを見ると，どの目的でも，航空経路で旅行先-A への移動を選択している構成比が大きくなり，42~53% が同一モード・同一旅行先内での転移である．また，航空別経路の利用者のうちの 25~26% は，without case では旅行先-B に旅行しており，航空路線の新設・廃止においても旅行先の構成比を変える効果が存在することがわかった．なお，このうちの多くを航空利用者が占めており，

航空モード内であれば別の旅行先へ転移しやすいという傾向が確認できる。

## 3.9 モデル予測精度の比較

### 3.9.1 比較するモデル

本モデルの特徴として，GNL model を採用した以外にも，2点あげられる：1点目は，ゾーン毎の非観測共変量の影響を除外するために分解アプローチを用いている点，2点目は，多時点のデータを用いて「経年変化」から推定するアプローチをとっている点である．本節では，複数のモデルのパラメータ推定結果，予測精度を比較することを通じて，上述の2点の特徴を採用した意義を確認する．

まず，一点目の分解アプローチに対する同時推定型モデルを説明する．このモデルでは，全てのゾーン，時点毎に旅行先価値  $\beta_{j,t}$  を未知パラメータとして推定する代わりに，ゾーン毎の社会経済変数  $I_{j,t}$  のパラメータ  $x$  を推定する．このモデルの確定効用部分  $\bar{V}_{i,t,(j,m)}$  は，以下のように定式化される：

$$\begin{aligned}\bar{V}_{i,t,(j,rail)} &= \mathbf{x}'I_{j,t} + \mu_{rail,t} + \sum_{y \in Y_{rail}} \gamma_{y,rail} \text{Dist}_{ij,y,rail,t} \\ \bar{V}_{i,t,(j,road)} &= \mathbf{x}'I_{j,t} + \mu_{road,t} + \sum_{y \in Y_{road}} \gamma_{y,road} \text{Dist}_{ij,y,road,t} \\ \bar{V}_{i,t,(j,air)} &= \mathbf{x}'I_{j,t} + \mu_{air,t} + \gamma_{air} \text{distance}(i, j) \\ &\quad + \sigma \ln \left( \sum_{d' \in D_{i,j,t}} \exp \left( \pi \text{Trans}_{d'} + \rho_{(i, AP_{d'}^{orig.})} + \rho_{(j, AP_{d'}^{dest.})} \right) \right)\end{aligned}\tag{3.40}$$

式 (3.40) のモデルと本研究で提案したモデルの比較を通じて，分解アプローチの必要性を確認する．

さらに，二点目の特徴について考察するために，推定に利用するデータセットを変え，表 3.19 に示す 9 個のモデルを比較した．このうち，(1)-(7) のモデルは式 (3.40) に示すように，社会経済変数を用いた同時推定型モデルである．

本節では，表 3.19 の 9 つのモデルについて，以下の 3 種類のモデル比較を行う．まず 3.9.2 では，(1)-(6) のモデルの比較を通じて，1 時点データから同時推定アプローチで推定したパラメータの時間移転性を確認する．つぎに 3.9.3 では，(6)-(9) のモデルの比較を行う．(6) と (7)，(8) と (9) のモデルをそれぞれ比較することを通じて，多時点データによる推定パラメータの時間的安定性を確認する．そして，(6) と (8) の，同時推定型モデルと分解推定型モデルのパラメータ推定結果を比較して，本研究で提案している分解推定アプローチを採用する意義を確認する．最後に 3.9.4 では，モデルの予測精度を比較する．ここでは，2005 年までのデータを用いて推定した，(5)，(7)，(9) のモデルを用いて，2010 年データへのあてはまりを比較する．

なお，本節の分析では，scale parameter  $\lambda$  は所与として，表 (3.7) の推定値を全て

のモデルに適用した。これは、GNL model の尤度関数の非線形性による局所解の影響を考えずにモデル比較を行うためである。

また、本節では観光目的に限定して、モデル比較を行う。

### 3.9.2 1 時点推定モデルの比較

表 3.20 から、1 時点データを用いて同時推定したモデルの推定パラメータを比較しよう。将来時点の予測にこのモデルを用いるためには、パラメータに時間移転可能であること、つまり値が時間的に大きく変わらないことが求められる。

しかし、表 3.20 を見ると、パラメータは時間的に大きく異なることがわかる。例えば、高速在来線距離の係数と低速在来線距離の係数の差から算出される新幹線整備効果は、 $+0.91 \sim 6.50$  と時点毎に大きく異なる。とくに、DR-2000 は DR-1995 の 3 倍以上であり、1 時点同時推定アプローチでは、路線タイプごとの単位距離当たりの交通コストの推定結果が大きく異なる。

また、符号条件が一致しない推定結果もいくつか見られる。単位距離当たりの交通コストを示す係数である航空距離の係数は負の値であると予想されるが、DR-2000、DR-2005、DR-2010 では正の値をとっている。それ以外にも、正の値が予想される道路橋整備効果についても、DR-1995 と DR-pool で負の値をとっている。

このように、交通サービスの単位距離当たりのコスト推定結果として、論理的に考え難い結果が得られている。これは、交通サービスの有無と相関するような他の要因

表 3.19: 比較するモデル一覧

no.	モデル名称	パラメータ推定方法	パラメータ推定に利用するデータ				
			1990	1995	2000	2005	2010
(1)	DR-1990	同時推定	○	—	—	—	—
(2)	DR-1995	同時推定	—	○	—	—	—
(3)	DR-2000	同時推定	—	—	○	—	—
(4)	DR-2005	同時推定	—	—	—	○	—
(5)	DR-2010	同時推定	—	—	—	—	○
(6)	DR-pool	同時推定	○	○	○	○	○
(7)	DR-Fpool	同時推定	○	○	○	○	—
(8)	DV-pool(提案)	分解推定	○	○	○	○	○
(9)	DV-Fpool	分解推定	○	○	○	○	—

表 3.20: 1 時点・同時推定モデルのパラメータ推定結果（観光目的）

	DR-1990	DR-1995	DR-2000	DR-2005	DR-2010	DR-pool
人口	0.328 (0.006)	0.379 (0.005)	0.368 (0.004)	0.439 (0.004)	0.348 (0.004)	0.381 (0.002)
高齢率	-0.087 (0.028)	-0.570 (0.021)	-0.583 (0.016)	-0.519 (0.017)	-0.737 (0.019)	-0.547 (0.000)
一人当たり所得	-0.135 (0.012)	-0.299 (0.012)	-0.238 (0.011)	-0.279 (0.009)	-0.171 (0.012)	-0.223 (0.003)
宿泊業従業率	0.133 (0.011)	0.045 (0.010)	0.434 (0.009)	0.281 (0.010)	0.290 (0.011)	0.247 (0.000)
航空距離	-0.133 (0.042)	-0.399 (0.025)	0.025 (0.027)	0.015 (0.027)	0.910 (0.039)	-0.062 (0.013)
新幹線距離	-1.540 (0.038)	-2.072 (0.024)	-2.494 (0.034)	-2.249 (0.031)	-1.975 (0.047)	-2.074 (0.014)
高速在来線距離	-2.720 (0.291)	-2.540 (0.198)	-5.465 (0.236)	-4.824 (0.217)	-6.964 (0.365)	-4.255 (0.105)
低速在来線距離	-5.174 (0.159)	-2.986 (0.106)	-5.548 (0.209)	-7.806 (0.300)	-8.476 (0.402)	-4.933 (0.079)
道路距離	-4.035 (0.076)	-4.165 (0.039)	-4.596 (0.035)	-6.575 (0.052)	-6.781 (0.068)	-4.979 (0.021)
海路距離	-4.846 (0.852)	-3.146 (0.405)	-8.136 (0.857)	-10.298 (1.658)	-12.550 (2.171)	-4.954 (0.353)
新幹線整備効果	+3.634	+0.914	+3.054	+5.557	+6.501	+2.859
在来線高速化効果	+2.454	+0.446	+0.083	+2.982	+1.151	+0.578
道路橋整備効果	+0.811	-1.019	+3.540	+3.723	+5.769	-0.025
パラメータ数	61	61	61	61	61	69
Null deviance	326108	420632	533024	502732	482579	2265074
Resi. deviance	109965	99648	145218	84276	101763	599860
deviance ratio	0.663	0.763	0.728	0.832	0.789	0.735

（括弧内は標準誤差）

表 3.21: 分解アプローチと同時推定アプローチの推定結果比較 (観光目的)

	DV-pool	DV-poolF	DR-pool	DR-poolF
航空距離	-0.251 (0.012)	-0.308 (0.013)	-0.062 (0.013)	-0.151 (0.014)
新幹線距離	-2.150 (0.012)	-2.105 (0.013)	-2.074 (0.014)	-2.072 (0.015)
高速在来線距離	-3.097 (0.091)	-2.951 (0.099)	-4.255 (0.105)	-3.962 (0.112)
低速在来線距離	-4.571 (0.066)	-4.424 (0.068)	-4.933 (0.079)	-4.728 (0.081)
道路距離	-4.738 (0.018)	-4.520 (0.020)	-4.979 (0.021)	-4.751 (0.022)
海路距離	-7.053 (0.338)	-6.650 (0.341)	-4.954 (0.353)	-4.491 (0.358)
新幹線整備効果	+2.421	+2.319	+2.859	+2.656
在来線高速化効果	+1.474	+1.473	+0.678	+0.766
道路橋整備効果	+2.315	+2.130	-0.025	-0.260
パラメータ数	294	246	69	67
Null deviance	2265074	1782495	2265074	1782495
Resi. deviance	421195	358955	599860	483603
deviance ratio	0.814	0.799	0.735	0.729

(括弧内は標準誤差)

が存在して、内生性の問題によって、パラメータの推定結果がゆがんでしまった結果であると推測される。

### 3.9.3 分解アプローチと同時推定アプローチの比較

ここでは、表 3.21 から、分解アプローチを実施する意義について考察しよう。

まず、1990 から 2005 の 4 時点データを用いてパラメータを推定した poolF モデルと、全データを用いた pool モデルを比較しよう。同時推定アプローチによる DR-pool と DR-poolF を比較すると、航空距離の係数が倍以上異なるなど、いくつか大きなかい離が見られる。一方、分解アプローチを採用した、DV-pool と DV-poolF を比較すると、それほど大きなかい離が見られないことがわかる。

表 3.22: 2010 年データの予測精度比較（観光目的）

	DV-poolF	DR-poolF	DR-2005
log-likelihood	-371,534	-379,854	-377,884
Null deviance	482,579	482,579	482,579
Resi. deviance	104,966	121,606	117,666
deviance ratio	0.782	0.748	0.756

次に，DR-pool と DV-pool を比較する．すなわち，同時推定アプローチと分解アプローチを比較する．1.3.4 で述べたように，社会経済変数が共変量としての効果を持つ，あるいは交通サービスの新設・廃止の間接効果が存在する場合，同時推定アプローチの交通コストを示す係数と，分解推定アプローチの交通コストを示す係数は異なる値をとる．

表 3.21 の DR-pool と DV-pool を比較すると，いくつかのパラメータの推定結果が異なることが確認できる．新幹線距離の係数と低速在来線距離の係数の差である新幹線整備効果を見ると，DV-pool モデル < DR-pool モデルであることがわかる．逆に，在来線高速化と道路橋整備効果は DV-pool モデル > DR-pool モデルであり，数倍の違いがある．

これらより，同時推定アプローチで推定したパラメータは，共変量効果または間接効果の存在を反映したものであることを示している．さらに，表 3.16 で示したように，観光目的では旅行先価値を介した間接効果は見られない．つまり，このパラメータ推定結果の差異は，内生性か非観測共変量によるバイアスによるものであると考えられる．

### 3.9.4 モデル予測精度の比較

つぎに，旅行パターンの将来予測の精度を比較しよう．ここでは，2005 年以前のデータを用いて推定した 3 モデルの 2010 年の旅行先・モード構成比データへのあてはまりを，尤度を基準に比較する．

その際，時点毎に異なるパラメータは以下のように設定して 2010 年データに対する尤度を算出した．モード毎の定数項  $\mu_{j,t}$  は，各モード毎の平均値  $\mu_m^{\text{average}}$  をそれぞれのモデルで算出し，適用した．DV-poolF モデルの旅行先価値パラメータ  $\beta_{j,t}$  は，経年的に変わらないものとして，各ゾーン毎の平均値  $\beta_j^{\text{average}}$  を適用した．つまり，旅行先価値は経年的に変わらないものと仮定してあてはめている．この旅行先価値の経年的な安定性は，表 3.11 の固定項モデルの決定係数の高さから確認済みである．

表 3.22 を確認すると、逸脱度比は  $DV\text{-poolF} > DR\text{-2005} > DR\text{-poolF}$  の順に大きいことがわかる。つまり、本研究で提案した分解推定アプローチを適用したうえで、旅行先価値を固定したモデルのあてはまりが最も良い。対数尤度の差をみると、 $DV\text{-poolF}$  モデルと  $DR\text{-2005}$  モデルの差は 6,350 であり設定しているパラメータの数よりもはるかに大きい。つまり、AIC や尤度比検定によるモデル比較においても、 $DV\text{-poolF}$  モデルが採択される。

### 3.10 3章のまとめ

本章では、5時点20年分の純流動データを用いて、旅行先・モード構成比に対する交通サービスの 신설・廃止の効果を表現するモデルを作成した。本研究の特徴と成果は以下の4点にまとめられる：

- 1) 多くの既存研究のNL型都市間需要モデルにおける「異なる旅行先の間で交差弾力性が一定である」という仮定を緩和した、GNL型モデルを採用した。パラメータ推定・モデルの感度分析を通じて、「同一モード・別旅行先」という選択肢同士での類似性が確認され、従来のNL型モデルの仮定は妥当ではなく、旅行先構成比の変化を精度良く表現するには、GNL型モデルの採用が望ましいことがわかった。
- 2) 従来のモデルと同様に、単純に社会経済変数と交通条件を説明変数とする、GNL型モデルのパラメータを、推定に利用するデータ時点を変えて推定した。その結果、時点毎にパラメータが異なる結果となり時間移転性が低いことがわかった。さらに、いくつかのパラメータでは符号条件も合致せず、この方法では内生性などの問題によってパラメータの推定結果がゆがんでしまっている可能性が示唆された。
- 3) ゾーン毎の波及効果をもつような非観測共変量の存在を想定し、GNL型モデルに、この変数によるバイアスを除去できる「分解アプローチ」を適用した。その結果、符号条件の問題は解決され、パラメータの時間的な安定性についても改善されることがわかった。さらに、2)のモデルと将来予測の精度を比較した結果、より予測精度の高いモデルであることが確認された。
- 4) 「分解アプローチ」では別途推定する必要がある、交通サービスの 신설・廃止の間接効果を「経年変化」に着目して推定した。その結果、10年程度の範囲内では、間接効果は存在しないあるいは負の効果が推定された。負の効果は、業務目的と私用目的のみに見られ、「ストロー効果」に相当するものと考えられる。

## 第4章 宿泊旅行回数分布の分析

### 4.1 4章の概要と着眼点

本章では、宿泊旅行回数分布に着目する。1.2と第2章で示したように、都市間旅行の回数分布をみると、個人差が非常に大きい分布形状であり、その分布形状は空間的にも年齢的にも大きく異なる。

それでは、この旅行回数分布はこれまでどのように変化してきたのだろうか？また、その分布形状の差異は、高齢化や世代間の差異、そして交通機関整備状況などの空間的な差異で説明できるものなのだろうか？このような疑問に定量的に答える研究は未だなされていない。モチベーションの近い研究として、旅行回数の経年変化を年齢・期間・世代の各要因に分解した日比野・森地(2006)がある。しかし、この研究では旅行回数の平均値のみに着目し、分布形状の経年変化は議論されていない。古屋ら(1993, 2014)の研究では、旅行回数の分布形状を扱ってはいるが、1時点のデータを用いて旅行回数分布の基礎的な特徴を整理するにとどまっている。

そこで、本研究では、上述の疑問に答えるために、1991年から2011年まで5年ごとと20年間の社会生活基本調査データを用いて、我が国における旅行回数分布の時点・空間・年齢の間での差異を分析した。まず、旅行回数分布の形状を3つのパラメータで表現するモデルを提案する。つぎに、そのモデルのパラメータの3種類の差異をデータから推定した。その3種類の差異は、(1)年齢階層間の差異、(2)世代間の差異、(3)ゾーン・時点ごとの時空間差異である。そして、その推定結果を考察することで、我が国の旅行回数分布の特徴と、経年変化を把握する。その上で、(3)ゾーン・時点ごとの時空間差異と、3章で算出したゾーン交通LOSとの関係を分析することで、交通サービスの新設・廃止効果を明らかにする。また、年齢階層間差異と世代間差異の推定結果から、高齢化と世代交代の影響による旅行回数分布の将来予測を行い、今後重要となる課題について考察を行う。

本章の構成は以下のとおりである。

4.2では、既存の旅行回数を扱うモデルをレビューしたうえで、集計的な旅行回数分布を3つのパラメータで表現するモデルを定式化する。さらに、5時点・ゾーン別の観測データに適用して、本研究のモデルの妥当性を確認する。

4.3 では、5 時点のゾーン・年齢階層別の旅行回数データを用いて、旅行回数分布形状の差異を分析する。具体的には、旅行回数分布パラメータの差異を、(1) 年齢間の差、(2) 世代間の差、(3) 時空間の差の 3 種類の差異に分解し、旅行回数分布の経年変化の傾向を明らかにする。さらに、時空間差の分解結果を用いて、交通サービス新設・廃止が旅行回数分布形状に与える効果を推計する。

4.4 では、高齢化と世代交代の影響に着目して、将来予測を行った結果を示す。

最後に、4.5 で本章の分析の成果をまとめる。

## 4.2 集計旅行回数分布モデル

### 4.2.1 旅行回数分布の特徴とポアソン分布との比較

本節では、旅行回数分布の形状を少数のパラメータで表現するモデルを用いて、旅行回数分布の年齢階層・時空間差を分析する。ここで、本研究で用いる旅行回数分布データの特徴を整理しておこう。図 4.1 の棒グラフは、社会生活基本調査の 2011 年の旅行回数データについて、全年齢・都道府県を集計し旅行回数毎の構成比を算出したものである。社会生活調査では、公開情報では年間旅行回数を次のように一部集計している：

$$K = \{0 \text{ 回}, 1 \text{ 回}, \dots, 5 \text{ 回}, 6, 7 \text{ 回}, 8, 9 \text{ 回}, 10 \text{ 回} \sim\} .$$

そのため、図 4.1 の横軸もそれに合わせて集計している。

まず、この分布にポアソン分布をあてはめた結果（図 4.1 赤線）について考察する。ランダムに発生する事象が、一定期間内に起こる回数が従う分布として多用されるポアソン分布だが、本研究で扱う旅行回数データには当てはまらない。とくに以下の 2 点で乖離が見られる：まず、旅行回数分布は基本的に単調減少であり、かつポアソン分布の分布形状より裾野が広い（高頻度な旅行者も存在する）。つぎに、「ゼロ回」と「10 回以上」の構成比が、他の旅行回数と比べて過剰に大きい。上述の 2 点の結果として、実際の回数分布データは、ポアソン分布で想定されているより分散が大きい過分散データであることがわかる。以降では、上述の特徴をふまえた旅行回数分布モデルを提案する。

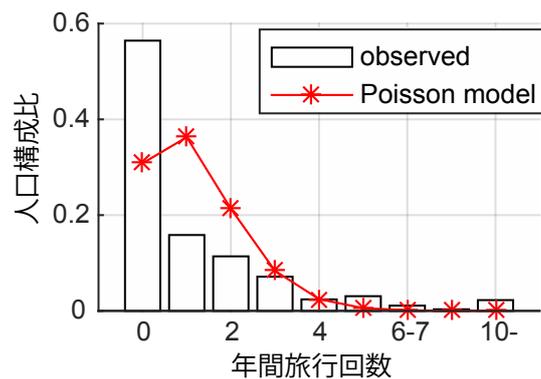


図 4.1: 2011 年全年齢集計の観光旅行回数分布

#### 4.2.2 旅行回数を扱う既存モデル

都市間旅行回数データは、図 4.1 のように「ゼロ回」の構成比が大きいという、ゼロ過剰データであり、通常のポアソン分布において成立する「分散値が平均値に等しい」という性質が成立しない。すなわち、平均値が 1 以下の場合は過小分散データ (under-dispersed data)、平均値が 1 以上の場合には過大分散データ (over-dispersed data) となる。

このような、ゼロ過剰データを扱うための方法として、Mullahy(1986) は 2 種類のアプローチを挙げている。第一の方法は、「ハードルモデル (hurdle model)」と呼ばれる。各個人は第一段階として、行動を行うかどうかの 2 項選択を行い、行動をする選択をした個人はランダムに行動をくりかえし、その回数がポアソン分布に従うと考えるものである。特に、各サンプルの行動の有無を決める関数と平均行動回数を決める関数が一致する場合には、回数の確率分布が負の二項分布に従うことが知られている。

第二の方法は、ポアソン分布に従う確率分布のほかに、0 回をとる確率を追加する「ゼロ加算 (With Zero) モデル」である。この場合ゼロという観測値は、はじめから行動しないと決定されていることによりゼロとなる (選択されなかったゼロの) 確率と、行動する可能性があったがランダムに行動回数が選択された結果がゼロであった (選択されたゼロの) 確率の和として表現できる。この後者の回数分布にポアソン分布を用いたものは、ゼロ過剰ポアソン (Zero Inflated Poisson) モデルと呼ばれる。

旅行回数を扱う既存の recreation demand model においても、ゼロ過剰カウントデータに対応できるモデルが採用されてきた。例えば、Gurmu et al. (1996) は、負の二項分布にゼロ過剰項を追加した「ゼロ加算 (With Zero) モデル」を用いて、リクレーション行動回数データを分析している。そのモデルの発展形として、Hellström (2006) では、Wang (2003) の提案した 2 変量ゼロ過剰負の二項分布の枠組みを用いて、旅行回数と宿泊日数を同時に扱うモデルを提案している。また、LaMondia et al. (2008) では、旅行回数をカウントデータではなく連続変数として扱い、多変量離散-連続モデルで、複数種類のリクレーション行動データの分析を行っている。

他方のアプローチとして Phaneuf and Siderelis (2003)、Haefen and Paneuf (2003) や Okuyama (2011) などが適用している、Kuhn-Tucker model がある。これは、ランダム項を持つ効用の最大化問題の Kuhn-Tucker 条件から導出される、上述の統計モデルによるアプローチと比較して、ミクロ経済的な効用理論との整合性が高く、便益計測手法として用いられるモデルである。ただし、open form 型のモデルであり、パラメータ推定に計算負荷が大きいという問題を持つ。

#### 4.2.3 本研究の集計旅行回数分布モデルの定式化

本研究では, Gurmu et al. (1996) などと同様に「ゼロ加算 (With Zero) モデル」のアプローチを採用して, 集計的な旅行回数分布の時間・空間・年齢階層間での差異を分析する. 具体的には, 指数-ポアソン混合分布に「ゼロ過剰項」と「高頻度過剰項 (10 回以上)」を追加したモデルを用いる.

ゼロ加算 (With Zero) モデルのアプローチでは, 過剰な「ゼロ回」と「10 回以上」の構成比に対して, その過剰分を説明するパラメータを基本となる分布に追加する. このとき, 集計単位  $l$  において年間旅行回数が  $k$  回と観測される確率  $P_l(k)$  は, 以下のように定式化される:

$$P_l(k) = \begin{cases} z_l + m_l q_l(k=0) & (k=0) \\ m_l q_l(k) & (0 < k < 10) \\ h_l + m_l \sum_{k=10}^{\infty} q_l(k) & (k=10 \text{ 以上}). \end{cases} \quad (4.1)$$

$$\begin{aligned} z_l + m_l + h_l &= 1, \\ z_l > 0, m_l > 0, h_l > 0. \end{aligned} \quad (4.2)$$

$q_l(k)$  は, 基本モデルで年間旅行回数が  $k$  が観測される確率であり, 本研究では後述のように指数-ポアソン分布を用いた. そして,  $z_l$  と  $h_l$  が, それぞれ「ゼロ回」と「10 回以上」の過剰分を示すパラメータである.

このモデルでは「ゼロ回」という観測値は, 基本モデルで旅行回数がゼロ回である確率  $q_l(k=0)$  に  $m_l$  を乗じたものと, ゼロ過剰分である  $z_l$  の和である. これらは, それぞれ, ランダムな旅行回数選択の結果がゼロ回である (選択されたゼロ回の) 確率と, はじめから旅行しないと決定されていることによりゼロ回となる (選択されなかったゼロ回の) 確率として解釈することができる. 「10 回以上」についても同様に考えると, 式 (4.1) は, 基本モデルに従ってランダムに旅行回数を選択する層 (回数選択層) と, はじめから旅行しないと決定されている層 (ゼロ頻度層), はじめから 10 回以上旅行すると決定されている層 (高頻度層) を重ね合わせて集計的な旅行回数分布を表現しているモデルといえる. このとき,  $z_l, m_l, h_l$  は, それぞれ集計単位  $l$  における, 回数選択層, ゼロ頻度層, 高頻度層の構成比を意味する.

本研究では, 都道府県 × 年齢階層を最小の集計単位として分析を行う. このとき, 各集計単位の中に宿泊旅行の可能性が大きく異なる個人が含まれており, ゼロ頻度層, 高頻度層に相当するような個人も含まれる可能性が高い. 例えば, 業務旅行の場合, 会議や研修など長距離の宿泊旅行を定期的に必要とする職種がある一方で, 行動範囲が地域の中で完結し業務上の出張を宿泊旅行で行うような可能性が全くない職種もある. このうち, 前者が高頻度層, 後者がゼロ頻度層に相当すると考えられ, 実際に観

測される集計旅行回数分布も、式 (4.1) のように、各層を合算した形に従うと考えられる。

次に、回数選択層の旅行回数分布に相当する基本モデルについて説明する。本研究では、基本モデルとして、指数分布とポアソン分布を混合した分布を用いる。この分布を採用することは、次の二つの仮定を置いていることに相当する。第一の仮定が、年間旅行回数  $k$  はポアソン分布に従って観測されるとする仮定である。この仮定は、古屋ら (1993) など多くの旅行回数を分析した既存研究と同様のものであり、「単位時間当たりが発生する確率が一定のランダムな事象が一定期間内に起こる回数が理論的に従う分布」というポアソン分布の定義にも合致するものである。このとき、集計単位  $l$  中の回数選択層に属する個人  $r \in R_{l,\text{select}}$  の年間旅行回数が  $k$  回と観測される確率  $p(k|\lambda_{r \in A'})$  は、以下のように定式化される：

$$p(k|\lambda_{r \in R_{l,\text{select}}}) = \frac{\lambda_{r \in R_{l,\text{select}}}^k}{k!} e^{-\lambda_{r \in R_{l,\text{select}}}}, \forall 1 \leq k \leq 9. \quad (4.3)$$

ここで、 $\lambda_{r \in R_{l,\text{select}}}$  は回数選択層の個人  $r \in R_{l,\text{select}}$  の期待旅行回数である。

第二の仮定が、回数選択層の期待旅行回数  $\lambda_{r \in R_{l,\text{select}}}$  は個人ごとに異なり、それが指数分布に従っているとする仮定である。このとき、 $\lambda$  の確率密度関数  $f_l(\lambda)$  は、以下ようになる：

$$f_l(\lambda) = \frac{1}{\mu_l} e^{-\frac{\lambda}{\mu_l}}. \quad (4.4)$$

$\mu_l$  は、指数分布のパラメータであり、集計単位  $l$  における回数選択層の期待旅行回数の平均値を意味する。

式 (4.3),(4.4) から、基本モデルで旅行回数  $k$  のが観測される確率  $q_l(k)$  は、以下のようなようになる：

$$q_l(k) = \int_0^{\infty} p(k|\lambda) p_l(\lambda) d\lambda = \frac{\mu_l^k}{(\mu_l + 1)^{k+1}}, \quad \forall k \geq 0. \quad (4.5)$$

式 (4.5) から、指数-ポアソン混合分布は、次のような関係をもつことがわかる：

$$\frac{q_l(k+1)}{q_l(k)} = \frac{q_l(k+2)}{q_l(k+1)} = \frac{\mu_l}{\mu_l + 1} = s_l, \quad \forall k \geq 0. \quad (4.6)$$

つまり、 $k$  回と  $k+1$  の比は、 $k+1$  回と  $k+2$  の比と同じであり、旅行回数  $k$  が 1 回増えるごとに、観測確率が  $s_l$  倍で減少するという関係である。以降では、このパラメータ  $s_l$  を減少率パラメータと呼ぶ。このような関係を仮定することの妥当性は、4.2.5 でゾーン毎の旅行回数分布への当てはまりの確認を通じて検証を行う。なお、この  $s_l$  は、以下の制約をみたす：

$$0 < s_l \leq 1. \quad (4.7)$$

式 (4.1),(4.5) から，年間旅行回数が  $k$  回と観測される確率  $P_l(k|s_l, z_l, h_l)$  は，以下のように示される：

$$P_l(k|s_l, z_l, h_l) = \begin{cases} (z_l + (1 - s_l)(1 - z_l - h_l)) & (k = 0) \\ (1 - s_l)s^k(1 - z_l - h_l) & (0 < k < 10) \\ h_l + (1 - z_l - h_l) \int_{10}^{\infty} (1 - s)^k dk & (k = 10 \text{ 以上}) . \end{cases} \quad (4.8)$$

式 (4.8) からわかるように，本研究で用いる集計旅行回数分布モデルは，減少率  $s$ ，ゼロ頻度層率  $z$ ，10 以上頻度層率  $h$  の 3 パラメータを持つ．言い換えると，集計単位  $l$  の旅行回数分布の形状を 3 つのパラメータで表現するモデルである．

#### 4.2.4 ミクロ経済モデルとしての解釈

本研究のモデルは，各個人による効用最大化行動の枠組みの中でも解釈できる．以降では，効用最大化の時間配分問題として上述の旅行回数モデルを導出し，上述の旅行回数モデルのパラメータのミクロ経済学的な意味を説明する．

個人  $r \in R_l$  が時間  $T_r$  を，旅行時間  $t_{r,\text{travel}}$  とそれ以外の行動の時間  $t_{r,\text{other}}$  に配分する問題を考える．これは，資源制約付きの効用最大化問題として以下のように定式化できる：

$$\begin{aligned} \text{Max.} \quad & U_r(t_{r,\text{travel}}, t_{r,\text{other}}) \\ \text{Subject to} \quad & t_{r,\text{travel}} + t_{r,\text{other}} = T \\ & t_{r,\text{travel}} \geq 0 \\ & t_{r,\text{other}} \geq 0 \end{aligned} \quad (4.9)$$

つぎに，効用関数  $U_r(t_{r,\text{travel}}, t_{r,\text{other}})$  として，次のような微分可能かつ  $t_{r,\text{travel}}$  に対して単調増加の凹関数を仮定する：

$$U_r(t_{r,\text{travel}}, t_{r,\text{other}}) = \tau\omega_r \ln \left( \frac{t_{r,\text{travel}}}{\tau_l} + 1 \right) + t_{r,\text{other}} \quad (4.10)$$

ここで， $\omega_r$  は，1 単位目の旅行によって得られる効用の，旅行以外の行動から得られる効用に対する比であり，これが平均  $v$  の指数分布に従うと仮定する． $\tau_l > 1$  は，旅行への配分時間を増やすと 1 単位あたりの旅行から得られる効用が逓減するとし，その逓減率の逆数を示すパラメータである．

なおこの効用関数は， $\omega_r$  の分布形状の設定を除けば，LaMondia et al.(2008) や Bhat et al. (2013) の離散連続モデルと同じである． $\omega_r$  の分布形状については，LaMondia et al.(2008) ではガンベル分布を，Bhat et al. (2013) では多変量正規分布を仮定して

いるのに対して，本モデルでは指数分布を設定している．この仮定の妥当性は，のちに旅行回数データへのあてはまりを確認することを通じて検証する．

効用最大化問題 (4.9) の Kuhn-Tucker 条件から，最適時間配分  $t_l^*$  について以下のよ  
うな相補性条件が得られる<sup>9</sup>：

$$\begin{cases} \omega_r \left( \frac{t_{r,\text{travel}}^*}{\tau_l} + 1 \right)^{-1} - 1 = 0, & \text{if } t_{r,\text{travel}}^* > 0 \\ \omega_r \left( \frac{t_{r,\text{travel}}^*}{\tau_l} + 1 \right)^{-1} - 1 < 0, & \text{if } t_{r,\text{travel}}^* = 0 \end{cases} \quad (4.11)$$

ここで，集計単位  $l$  で  $\omega_r$  が平均  $v_l$  の指数分布に従うとすると，旅行配分時間  $t_{r,\text{travel}}$  の確率密度関数  $g(t_{r,\text{travel}}|v_l, \tau_l)$  は，次のようになる：

$$g(t_{r,\text{travel}}|v_l, \tau_l) = \begin{cases} 1 - \exp\left(-\frac{1}{v_l}\right), & \text{if } t_l^* = 0 \\ \exp\left(-\frac{1}{v_l}\right) \frac{1}{v_l \tau_l} \exp\left(-\frac{1}{v_l \tau_l} t_l\right) & \text{if } t_l^* > 0 \end{cases} \quad (4.12)$$

さらに，1回の旅行当たりにかかる時間を  $t_{r,\text{travel}}$  と同じ単位とし，一年間の旅行回数（離散値）がポアソン分布に従って観測されると考えると，旅行回数  $k$  回を観測する確率  $P(k|v_l, \tau_l)$  は，次のように導出される：

$$\begin{aligned} P(k|v_l, \tau_l) &= \int_0^\infty g(t_l|v_l, \tau_l) \frac{t_l^k}{k!} \exp(-t_{r,\text{travel}}) dt_{r,\text{travel}} \\ &= \exp\left(-\frac{1}{v_l}\right) \frac{1}{v_l \tau_l + 1} \left( \frac{v_l \tau_l}{v_l \tau_l + 1} \right)^k \end{aligned} \quad (4.13)$$

式 (4.13) は，高頻度過剰項  $h$  を無視すれば式 (4.8) と同じ形であり，旅行回数分布パラメータ  $s_l$  と  $z_l$  は，以下のように表現される：

$$\begin{aligned} s_l &= \frac{v_l \tau_l}{v_l \tau_l + 1} \\ z_l &= \exp\left(-\frac{1}{v_l}\right) \end{aligned} \quad (4.14)$$

まず，パラメータ  $s_l$  は，旅行行動の合成財に対する効用比  $v_l$  と，旅行行動における効用の逓減率の逆数  $\tau_l$  の関数として表現される．このとき，減少率パラメータ  $s_l$  が小さいことは，旅行による効用が相対的に小さい（ $v_l$  が小さい），あるいは効用の逓減率  $\tau_l$  が大きいことを意味する．同様に，パラメータ  $z$  は，旅行行動の合成財に対する効用比  $v_l$  の関数として表現される．そのため，ゼロ頻度層率  $z$  が大きいことは，旅行による効用が相対的に小さい（ $v_l$  が小さい）ことを意味する．

<sup>9</sup>ここでは，総時間の中で旅行に割り当てられる時間がごく一部であり（ $T_r \gg t_{r,\text{travel}}$ ）総時間のすべてが旅行に使われることはないと考え， $t_{r,\text{other}}$  の非負制約は無視して導出している．

#### 4.2.5 旅行回数データへの当てはまり

ここでは、本研究のゾーン（都道府県レベル）を集計単位として、5時点43ゾーンの旅行回数データを用いてそれぞれのパラメータを推定したうえで、モデルのデータへの当てはまりを確認する。なお、本研究で利用する最小の集計単位は、ゾーン×年齢階層であるが、人口の少ない都道府県では、分布形状を図示して比較するためには、十分なサンプル数が必要であるため、年齢階層を集計したゾーン単位のデータを用いて当てはまりを確認する。

ここでは、時点  $t$ 、ゾーン  $i$  の旅行回数分布パラメータ  $s_{it}, z_{it}, h_{it}$  を、当該時点・ゾーンで旅行を年間  $k$  回旅行したサンプルの観測数  $N_{k,it}^{\text{freq}}$  を用いた最尤推定法で推定する。これは、以下のように定式化できる：

$$\begin{aligned} \max_{(s_{it}, z_{it}, h_{it})} \ln L_{it}^{\text{freq}}(s_{it}, z_{it}, h_{it}) \\ = \sum_{k \in K} \left( N_{k,it}^{\text{freq}} \ln P_{it}(k | s_{it}, z_{it}, h_{it}) \right) \\ \text{s.t. } 0 < s_{it} < 1, \quad 0 < z_{it} + h_{it} < 1 \\ \forall i \in Z^{\text{freq}}, t \in \{1991, 1996, 2001, 2006, 2011\} \end{aligned} \quad (4.15)$$

$Z^{\text{freq}}$  は、旅行回数データのゾーン集合（43ゾーン）である。

推定したモデルのデータへの当てはまりを逸脱度を基準として確認していこう。ここでは、ポアソン分布の残差逸脱度と本研究の残差逸脱度の比較を通じて、本モデルの妥当性を確認する。

まず、本モデルの残差逸脱度  $RD_{it}$  を、以下から算出する（久保; 2012）:

$$RD_{it} = 2 \left( \ln L_{it}^{\text{freq}}(s_{it}^*, z_{it}^*, h_{it}^*) - \ln L_{it, \text{full model}}^{\text{freq}} \right). \quad (4.16)$$

$\ln L_{it, \text{full model}}^{\text{freq}}$  は、次式から算出される：

$$\ln L_{it, \text{full model}}^{\text{freq}} = \sum_{k \in K} \left( N_{k,it}^{\text{freq}} \ln \left( \frac{N_{k,it}^{\text{freq}}}{\sum_{k \in K} N_{k,it}^{\text{freq}}} \right) \right). \quad (4.17)$$

full model は、観測値から算出した旅行回数構成比をそのまま適用したものであり、その尤度は理論上の最大値に相当する。残差逸脱度  $RD_{it}$  は、モデル尤度の理論上最大値からの乖離を示すものである。

同様に、ポアソン分布を時点  $t$ 、ゾーン  $i$  の旅行回数分布に適用した時の残差逸脱度  $PRD_{it}$  を、以下から算出する：

$$PRD_{it} = 2 \left( \max_{\lambda_{it}} \left( \ln L_{it, \text{poisson}}^{\text{freq}}(\lambda_{it}) \right) - \ln L_{it, \text{full model}}^{\text{freq}} \right). \quad (4.18)$$

表 4.1: 旅行回数分布モデル逸脱度比  $DR_{it}$  の統計量

	業務	観光	私用
平均値	0.995	0.965	0.990
標準偏差	0.003	0.024	0.004
最小値	0.981	0.846	0.977
	(都道府県・年)	(大分・2006)	(山梨・1991) (富山・1996)

$\ln L_{it,poisson}^{freq}(\lambda_{it})$  は、パラメータ  $\lambda_{it}$  のポアソン分布をあてはめたときの尤度であり、次式のとおりである：

$$\ln L_{it}^{poisson}(\lambda_{it}) = \sum_{k \in K} \left( N^{freq} \ln \left( \frac{\lambda_{it}^k}{k!} e^{-\lambda_{it}} \right) \right). \quad (4.19)$$

式 (4.16) と式 (4.18) の逸脱度を用いて、ポアソン分布と比較した本研究のモデルのデータへの当てはまりの良さを示す指標である逸脱度比  $DR_{it}$  を算出した。逸脱度比  $DR_{it}$  の定義は、次式のとおりである：

$$DR_{it} = 1 - \frac{RD_{it}}{PRD_{it}}. \quad (4.20)$$

この逸脱度比は、 $0 \leq DR_{it} \leq 1$  であり、1 に近いと本研究のモデルの尤度が理論上最大値に近く、0 に近いとポアソンモデルの尤度に近いことを意味している。

表 4.1 に、算出した逸脱度比の平均値と標準偏差を示す。これは、5 時点  $\times$  43 ゾーン毎に算出した 215 個の逸脱度比の平均値と標準偏差を、旅行目的ごとに算出したものである。この逸脱度比の平均値と標準偏差をみると、大半のデータについては逸脱度の 90% 以上を説明できており、3 パラメータで旅行回数分布データの特徴を概ね表現できていることが確認できる。次に、旅行目的ごとに比較すると、業務目的・私用目的と比べて、観光目的の逸脱度比が比較的小さいことが確認できる。

それでは、逸脱度比が小さい観光目的の当てはまりについて、より詳細に確認していこう。図 4.2 は、5 時点  $\times$  43 ゾーン毎、215 個の逸脱度比の分布を示している。この図から、大半のデータについては逸脱度比が 0.94 を上回っていることが確認できるが、ごくわずかに 0.90 を下回ることがわかる。

具体的な、観測データへの当てはまりを確認する。図 4.3 に、観光目的で平均的な逸脱度比である 2001 年・宮城県の旅行回数分布と、最も逸脱度比が低かった 1991 年・山梨県の旅行回数分布を示している。

図 4.3 に示したいずれのデータについても、ポアソン分布と比較すると、本研究で提案しているモデルは、観測回数分布の再現性が高いことが確認できる。2001 年・宮

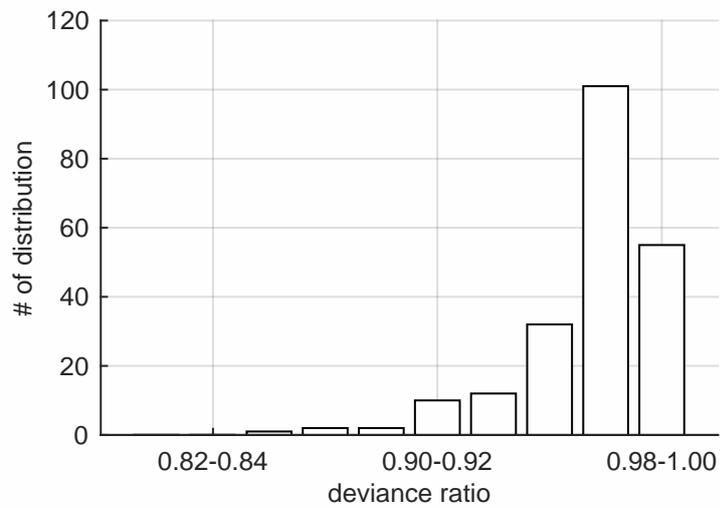


図 4.2: 逸脱度比の分布 (観光目的・都道府県 × 時点)

城県のデータについては、5(回/年)の構成比が前後より若干高いことが再現できていないことを除けば、3パラメータで回数分布の形状をほぼ完璧に表現できている。最も逸脱度が低かった、1991年・山梨県のデータについても、1-3(回/年)で若干の乖離が見られるものの、ポアソン分布と比較すると観測結果を概ね再現できている。

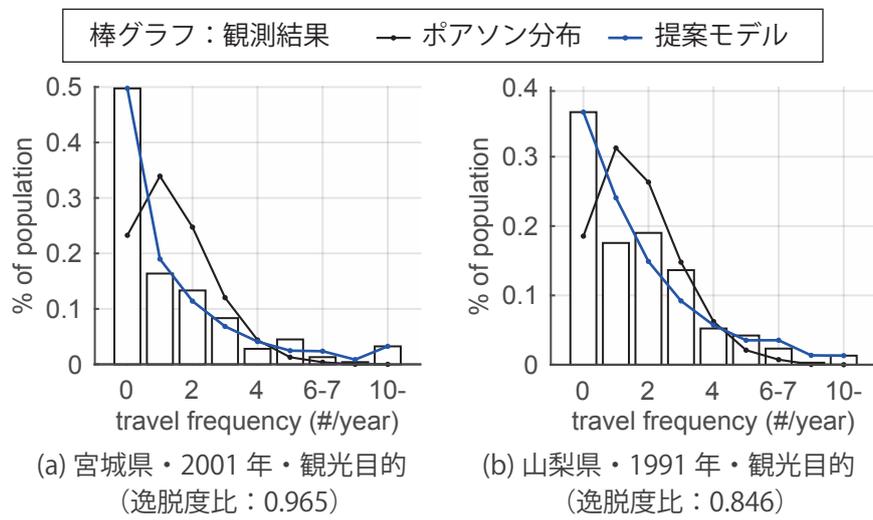


図 4.3: 旅行回数分布モデル推定結果と観測結果の比較（観光目的）

## 4.3 多時点年齢階層・都道府県別旅行回数分布の差異分解

### 4.3.1 差異分解モデル

旅行回数分布の時点・ゾーン・年齢階層間での旅行回数分布パラメータ  $s, z, h$  の差異を時点・ゾーン間差, 年齢階層差, 世代間差の3種類に分解する方法を説明する. 本研究では, 年齢階層  $a$ , ゾーン  $i$ , 時点  $t$  の旅行回数分布パラメータ  $s_{a,i,t}, z_{a,i,t}, h_{a,i,t}$  を, 以下のようなモデルにあてはめて分解する:

$$s_{a,i,t} = \tilde{s}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} + \tilde{s}_a^{\text{age}} + \tilde{s}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}} \quad \forall (a \in A, i \in Z^{\text{freq}}, t \in T^{\text{freq}}) \quad (4.21)$$

$$z_{a,i,t} = \tilde{z}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} + \tilde{z}_a^{\text{age}} + \tilde{z}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}} \quad \forall (a \in A, i \in Z^{\text{freq}}, t \in T^{\text{freq}}) \quad (4.22)$$

$$h_{a,i,t} = \tilde{h}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} + \tilde{h}_a^{\text{age}} + \tilde{h}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}} \quad \forall (a \in A, i \in Z^{\text{freq}}, t \in T^{\text{freq}}) \quad (4.23)$$

ここで, 左辺第一項  $\tilde{s}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}}, \tilde{z}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}}, \tilde{h}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}}$  は, 時点  $t$ ・ゾーン  $i$  に固有のパラメータで, 全年齢・世代で共通の時点・ゾーン間差を示す. 同様に, 第二項  $\tilde{s}_a^{\text{age}}, \tilde{z}_a^{\text{age}}, \tilde{h}_a^{\text{age}}$  は全時点・ゾーン・世代で共通の年齢階層間の差を, 第三項  $\tilde{s}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}}, \tilde{z}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}}, \tilde{h}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}}$  は全時点・ゾーン・年齢で共通の世代間の差を示す. また,  $c_{a,t}$  は時点  $t$  で年齢が  $a$  である世代 (出生コーホート),  $A, Z^{\text{freq}}, T^{\text{freq}}$  はそれぞれ年齢階層, ゾーン, 時点の集合である.

ここで, 差異を示す各パラメータは, 以下の制約を満たす:

$$\sum_{a \in A} \tilde{s}_a^{\text{age}} = \sum_{c_{a,t} \in C} \tilde{s}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}} = 0 \quad (4.24)$$

$$\sum_{a \in A} \tilde{z}_a^{\text{age}} = \sum_{c_{a,t} \in C} \tilde{z}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}} = 0 \quad (4.25)$$

$$\sum_{a \in A} \tilde{h}_a^{\text{age}} = \sum_{c_{a,t} \in C} \tilde{h}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}} = 0 \quad (4.26)$$

$$0 < \tilde{s}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} + \tilde{s}_a^{\text{age}} + \tilde{s}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}} < 1 \quad \forall (a \in A, c_{a,t} \in C, i \in Z^{\text{freq}}, t \in T^{\text{freq}}) \quad (4.27)$$

$$\tilde{z}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} + \tilde{z}_a^{\text{age}} + \tilde{z}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}} + \tilde{h}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} + \tilde{h}_a^{\text{age}} + \tilde{h}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}} < 1 \quad \forall (a \in A, c_{a,t} \in C, i \in Z^{\text{freq}}, t \in T^{\text{freq}}) \quad (4.28)$$

$$0 < \tilde{z}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} + \tilde{z}_a^{\text{age}} + \tilde{z}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}} \quad \forall (a \in A, c_{a,t} \in C, i \in Z^{\text{freq}}, t \in T^{\text{freq}}) \quad (4.29)$$

$$0 < \tilde{h}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} + \tilde{h}_a^{\text{age}} + \tilde{h}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}} \quad \forall (a \in A, c_{a,t} \in C, i \in Z^{\text{freq}}, t \in T^{\text{freq}}) \quad (4.30)$$

このうち、式 (4.24)-(4.26) は、年齢階層間の差と世代間の差を示す、それぞれのパラメータの平均値を 0 とする制約である。この制約によって、全体の平均値は、ゾーン・時点間差のパラメータのみに反映されることとなる。

次に、式 (4.27)-(4.30) は、それぞれ減少率パラメータとゼロ頻度層率・高頻度層率が満たすべき制約であり、式 (4.7) と式 (4.2) に対応する。なお、ここではすべてのゾーン、時点、年齢、世代の組み合わせで式 (4.27)-(4.30) の制約を満たすとする。

本節では、 $\bar{s} = [\bar{s}^{\text{period} \times \text{zone}} \quad \bar{s}^{\text{age}} \quad \bar{s}^{\text{cohort}}]$ ,  $\bar{z} = [\bar{z}^{\text{period} \times \text{zone}} \quad \bar{z}^{\text{age}} \quad \bar{z}^{\text{cohort}}]$ ,  $\bar{h} = [\bar{h}^{\text{period} \times \text{zone}} \quad \bar{h}^{\text{age}} \quad \bar{h}^{\text{cohort}}]$  を、未知パラメータとしてデータから推定する。

#### 4.3.2 差異の推定方法と識別問題

年齢、時点、世代の 3 種類の差異を抽出する分析は、APC (Age-Period-Cohort) analysis と呼ばれ、1980 年代から社会学の分野において活発に行われてきた。本研究のモデルは、この方法にさらに空間の差異を組み合わせたものに相当する。

この APC 効果を推定する際には、3 効果間の従属関係が存在するため、そのままでは分離して推定することができないという、識別問題 (Mason, 1986 など) が存在する。この問題への対処法は、いくつか提案されてきた。Rogers(1985) をはじめとする古典的なアプローチでは、一部の効果に制約を追加することによって識別問題を回避している。その他にも、Nakamura(1986) は、制約の設定という恣意的な仮定を回避するために、「パラメータの漸近変化条件」を追加して周辺尤度を最大化することで 3 効果を分離推定する方法を提案している。この方法は、日比野・森地 (2006) によって我が国の観光旅行行動分析に適用されている。近年では、Yang et al. (2006) が、年齢効果以外をランダム効果として推定する方法を提案している。いずれの方法も、「3 効果を分離するための制約を追加する」というアプローチには変わりなく、その制約が適用先のデータに適切かどうか問題となる。

本研究では、古典的なアプローチを採用して、一部の世代間差に制約を追加する。具体的には、表 4.2 に示す様に、「1925 年以前生まれ世代」と「1976 年以降生まれ世代」において世代間差が一定であると仮定して推定を行った。この仮定は、以下の 2 点を理由として設定している。第一の理由としては、高齢時あるいは若年時の旅行回数には、世代の「旅行への嗜好」が反映されているとは考えにくいためである。世代間差は同一個人を追う差異であるため、経済情勢などの年代、ライフステージの年齢に対して、世代(個人)ごとの旅行に対する「嗜好」の違いを意味している。ただ、高齢時と若年時の旅行回数分布は他の年齢階層と大きく異なり、これらの年齢階層のときに全年齢に共通の「嗜好」が強く反映されているとは考えにくい。そのため、高齢・若年の年齢階層では、世代の「嗜好」の差異が現れないと仮定し、表 4.2 のよう

表 4.2: コーホートの定義とデータとの対応 (数値は西暦生年の下二桁)

age	period				
	1991	1996	2001	2006	2011
75-	'25	'25	'25	'26-'30	'31-'35
70-74	'25	'25	'26-'30	'31-'35	'36-'40
65-69	'25	'26-'30	'31-'35	'36-'40	'41-'45
60-64	'26-'30	'31-'35	'36-'40	'41-'45	'46-'50
55-59	'31-'35	'36-'40	'41-'45	'46-'50	'51-'55
50-54	'36-'40	'41-'45	'46-'50	'51-'55	'56-'60
45-49	'41-'45	'46-'50	'51-'55	'56-'60	'61-'65
40-44	'43-'50	'51-'55	'56-'60	'61-'65	'66-'70
35-39	'51-'55	'56-'60	'61-'65	'66-'70	'71-'75
30-34	'56-'60	'61-'65	'66-'70	'71-'75	'76-
25-29	'61-'65	'66-'70	'71-'75	'76-	'76-
20-24	'66-'70	'71-'75	'76-	'76-	'76-
15-19	'71-'75	'76-	'76-	'76-	'76-

に高齢・若年しかデータが得られていない世代について等号制約を付加している。第二の理由としては、旅行回数データにおいては、Nakamura(1986)が提案した漸近変化条件や Yang et al. (2006)の mixed model アプローチのような、「なめらかな変化」という仮定は不適當であり、不連続的な変化を許容したアプローチを適用すべきであると考えられる。旅行行動では、就職や定年退職などのライフステージの変化、あるいは災害やテロに起因する旅行行動の変化などは、大きくかつ不連続的な変化として現れることが予想されるため、漸近変化条件の仮定を満たさない可能性が高いためである。

### 4.3.3 差異の推定方法

ここでは、旅行回数分布パラメータの時空間・年齢階層差を説明するパラメータベクトル  $\tilde{s}, \tilde{z}, \tilde{h}$  を、時点  $t$ 、年齢階層  $a$ 、居住都道府県  $i$  で旅行を年間  $k$  回旅行したサンプルの観測数  $\bar{N}_{k,a,i,t}^{\text{freq}}$  を用いて最尤推定法で推定する。これは、以下のように定式

化できる：

$$\begin{aligned} & \max_{(\tilde{s}, \tilde{z}, \tilde{h})} \ln L^{\text{freq-APCP}}(\tilde{s}, \tilde{z}, \tilde{h}) \\ & = \sum_{k \in K} \sum_{a \in A} \sum_{i \in Z^{\text{freq}}} \sum_{t \in T^{\text{freq}}} \left( \bar{N}_{k,a,i,t}^{\text{freq}} \ln P_{a,i,t}(k | \tilde{s}, \tilde{z}, \tilde{h}) \right) \quad (4.31) \\ & \text{s.t. 式 (4.24)-(4.30)} \end{aligned}$$

この最尤推定は，Lambert(1992) がゼロ過剰ポアソンモデルに適用した EM アルゴリズムによって推定を行った．具体的には， $\tilde{z}, \tilde{h}$  を所与として，回数選択層のパラメータ  $\tilde{s}$  を最尤推定する「M ステップ」と， $\tilde{s}$  を所与として，ゼロ頻度層率・高頻度層率  $\tilde{z}, \tilde{h}$  を最尤推定する「E ステップ」の 2 種類の最適化を交互に，収束するまで繰り返すことで最尤推定値を得た．

#### 4.3.4 モデルの適合度

ここでは，モデルの逸脱度の比較を通じて，時点・ゾーン間差，年齢階層差，世代間差の 3 種類の差異によって，旅行回数分布の時空間・年齢階層間の差を，どの程度説明できているかを確認する．

表 4.3 は，扱う差異の組み合わせを変えて推定した複数のモデルの逸脱度と逸脱度比を示している．null model はすべてのサンプルに同じパラメータ  $s_0, z_0, h_0$  を適用した，ゾーン・年齢・世代・時点ごとの差異を許容しないモデルである．PP model (Period-Prefecture model) は，3 種類の差異のうち，時点・ゾーン間差のみを扱うモデルで，APCP model (Age-Period-Cohort-Prefecture model) は，式 (4.21)-(4.23) を適用したモデルである．

APCP model の逸脱度比を見ると，逸脱度基準では，このモデルで旅行回数分布の時空間・年齢階層間の差を 52%~62% を説明できていることがわかる．残りの 40% 程度については，本モデルで説明づけることができない都道府県 × 年齢階層ごとに特徴的な差異が残存していることを示唆している．

APCP model と PP model の逸脱度を比較して，各差異の大きさを概観しよう．まず，観光と私用目的では PP model の逸脱度比は，APCP model の逸脱度比のおおよそ半分であることがわかる．これは，時空間差と年齢・世代間差の説明力がおおよそ同じくらいであることを示している．一方で，業務目的では，PP model の逸脱度比は，APCP model と比較して非常に小さく，時空間差より年齢階層間での差が大きいことがわかる．

表 4.3: 旅行回数分布差異分解モデルの逸脱度比較

	業務	観光	私用
full model			
パラメータ数	25,155	25,155	25,155
尤度	-360,334	-796,136	-507,602
-----			
null model			
パラメータ数	3	3	3
尤度	-386,032	-830,419	-536,646
逸脱度	51,396	68,566	58,087
-----			
PP model			
パラメータ数	645	645	645
尤度	-384,012	-820,705	-529,432
逸脱度	47,356	49,139	43,659
逸脱度比	0.079	0.283	0.248
-----			
APCP model			
パラメータ数	720	720	720
尤度	-370,132	-812,643	-520,137
逸脱度	19,596	33,014	25,071
逸脱度比	0.619	0.519	0.568

#### 4.3.5 減少率パラメータ $s$ の差異

分解した差異の推定結果を確認する前に、減少率パラメータ  $s$  の意味を再確認しておこう。このパラメータは、式 (4.5) で示されているように、ゼロ過剰分と高頻度過剰分の除いた平均旅行回数  $\mu$  の関数であり、 $s$  が大きいほど  $\mu$  が大きいことを示している。あるいは、式 (4.14) から、 $s$  が大きいことは、合成財に対する平均的な旅行効用の比と旅行効用の逓減率 ( $v \times \tau$ ) が大きいことを意味する。

##### (1) 時点・年齢・世代間差異の推定結果

図 4.4 は、減少率パラメータ  $s$  の時点・年齢・世代について分解した差異を示したものである。まず、(a) の「時点差 + 全平均」は、ゾーン・時点差  $\tilde{s}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}}$  の推定結果について時点ごとの平均値をとったものである。この経年変化をみると、 $s$  の全平均値は旅行目的ごとに大きく変わらないことがわかる。また、時間的な変化は、ど

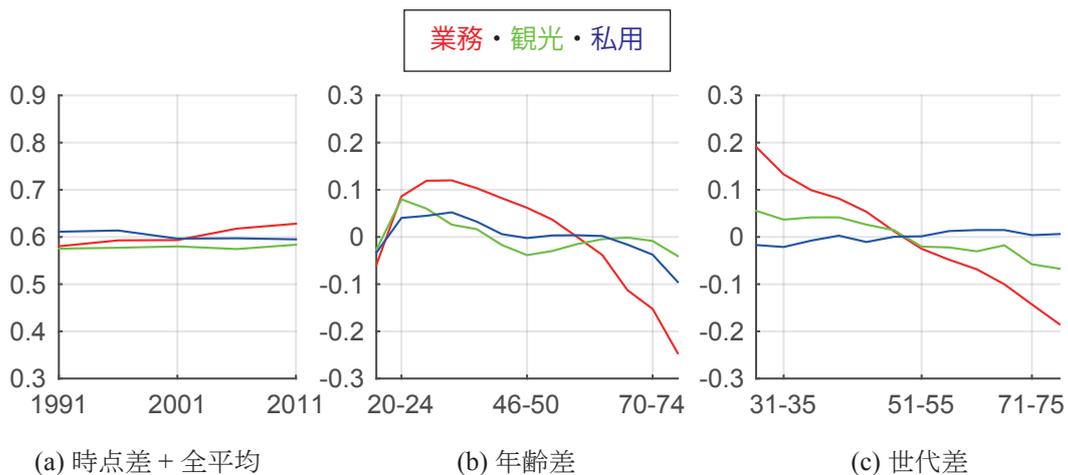


図 4.4: APC 効果の推定結果 (減少率パラメータ  $s$ )

の目的においても他の年齢・世代差より小さいことがわかる。

次に、年齢差を見ていこう。観光目的の減少率パラメータ  $s$  は、20 代が最も高く、その次に 60 代にも小さいピークがあることがわかる。私用目的では、30 代が最も大きく、観光目的と同様に 60 代にも小さいピークが見られる。この 60 代のピークは、定年退職によって、他の行動に対する相対的な旅行効用が大きくなったと考えられる。一方で、業務目的では、60 代のピークは見られず、30 代をピークとする単峰形となっている。

世代差を見ると、業務目的と観光目的は、後年世代になるほど減少率パラメータ  $s$  が小さいことがわかる。一方で、私用目的では、後年世代ほど若干大きい傾向にある。

減少率パラメータ  $s$  の時点・年齢・世代差の特徴は、以下の 3 点にまとめられる。(1) 時点変化は非常に小さい。(2) 年齢差は、20 代 30 代が最も大きい傾向にあり、基本的には高齢になるほど小さくなる。なお、観光と私用には、定年後に若干大きくなる傾向が見られる。(3) 世代差は、観光・業務目的では後年世代ほど小さい。以上から、高齢になるほど、後年の世代ほど、回数選択層の平均旅行回数は少ない傾向にあることを示している。

## (2) 時空間差推定結果の基礎集計

つぎに、時空間差を示す  $\hat{s}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}}$  の傾向を、簡易なモデルに当てはめて確認していこう。

ここでは、以下の 2 つの線形モデルのパラメータを最小二乗法で推定する。1 つ目のモデルは、全時点で共通のゾーン毎の固定項  $\hat{s}_i^{\text{average}}$  のみを持つ固定項モデルである：

$$\hat{s}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} = \hat{s}_i^{\text{average}} + \hat{\epsilon}_{i,t} \quad (4.32)$$

表 4.4: 減少率パラメータ  $s$  時空間差の基本傾向モデル推定結果

		業務	観光	私用
固定項モデル	パラメータ数	43	43	43
	自由度	172	172	172
	決定係数	0.252	0.651	0.678
	自由度調整済み決定係数	0.070	0.565	0.599
固定項+単調変化項モデル	パラメータ数	86	86	86
	自由度	129	129	129
	決定係数	0.764	0.903	0.824
	自由度調整済み決定係数	0.608	0.838	0.708

2つ目のモデルは、ゾーン毎の固定項  $\tilde{\beta}_j^{\text{average}}$  と、ゾーン毎に傾きが異なる線形の経年変化項を持つ、固定項+単調変化項モデルである：

$$\tilde{s}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} = \hat{s}_i^{\text{average}} + \hat{s}_i^{\text{change}} W_t + \tilde{\epsilon}_{i,t} \quad (4.33)$$

$\tilde{\epsilon}_{i,t}$  は、誤差項である。ここで、 $W_{1991} = -0.5$ ,  $W_{1996} = -0.25$ ,  $W_{2001} = 0$ ,  $W_{2006} = 0.25$ ,  $W_{2011} = 0.5$  とする。ここで、 $\hat{s}_i^{\text{change}}$  はゾーン  $i$  の5時点データの平均値であり、 $\hat{s}_i^{\text{change}}$  は20年分の単調変化の係数を意味することになる。

表 4.4 に、各モデルの決定係数を示す。固定項モデルの決定係数を見ると、観光目的と私用目的はそれぞれ 0.65, 0.68 であり、時間的に固定のゾーン間差で説明できる部分が多い。一方で、業務目的では、0.25 程度と比較的小さく、経年変化による分散が多い。また、単調変化項を追加したモデルの決定係数をみると、0.76~0.90 と大きく、ゾーン毎の経年変化は単調増加、あるいは単調減少に近い変化であることがわかる。

図 4.5 は、固定項+単調変化項モデルの  $\hat{s}_i^{\text{average}}$  と  $\hat{s}_i^{\text{change}}$  のゾーン毎の推定結果である。

まず、業務目的についてみていこう。凡例と併用しつつ平均値と変化量の係数の大きさをみるとゾーン間での差・経年変化は 0.1 以下であり、図 4.4 に示されるように最大で 0.3 以上の差がある年齢差や世代差と比較すると、非常に小さいことがわかる。(a-1) の平均値のゾーン間差をみると、その大小関係に明確な傾向は確認できない。(a-2) の変化をみると、ほとんどすべてのゾーンで増加しており、とくに増加量の多いゾーンの中に新幹線の整備のあった青森・秋田・長野といったゾーンが含まれることがわかる。

つぎに、観光目的についてみていこう。(b-1) の平均値のゾーン間差をみると、関東・中部で特に大きく、東北地方北部と中国・四国・九州地方で小さいことがわかる。

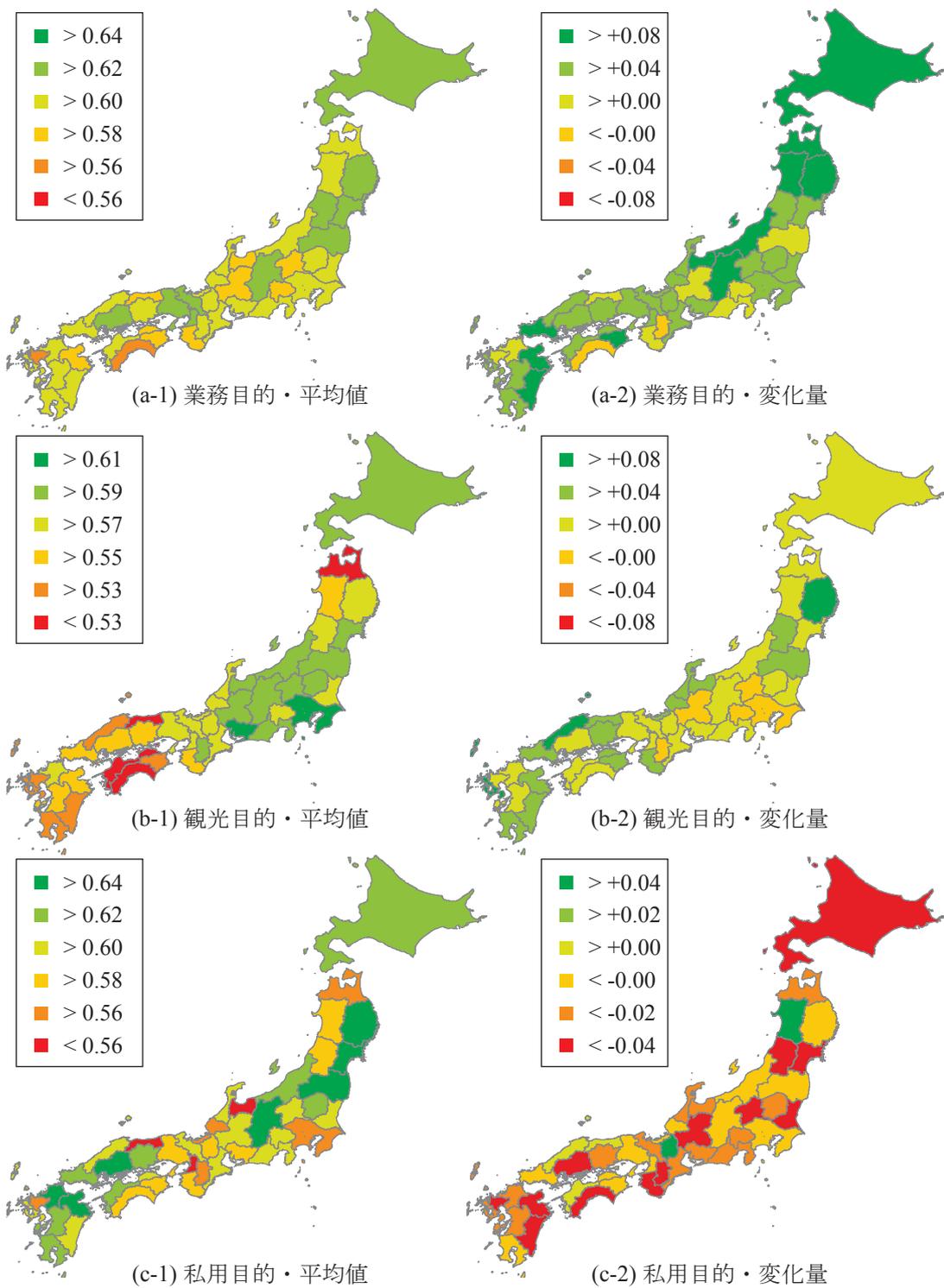


図 4.5: 減少率パラメータ  $s$  時空間差の平均値と変化係数推定値

(b-2) の変化量をみると、平均値が小さいゾーンを中心に増加している傾向にあり、減少率パラメータ  $s$  のゾーン間差は縮小する傾向にある。

最後に、私用目的についてみていこう。(c-1) の平均値のゾーン間差をみると、東京圏・愛知・大阪の3大都市圏では共通して小さい。しかし、地方部においても富山・鳥取・青森といったゾーンも小さく、大都市圏で小さく地方部で大きいとは言えない。平均値が大きいゾーンは、宮城・広島・福岡といった地方中枢都市を含むゾーンが共通して含まれる。地方中枢都市では、支店経済が発達しており、単身赴任者による家族の訪問といった目的の旅行が多いと推測できる。(c-2) の変化量をみると、大半のゾーンでは減少傾向であるが、秋田と滋賀のみで例外的に増加する傾向が見られる。

### (3) 時空間差異の分析と交通サービス新設・廃止効果

ここでは、(2) で確認した差異について、社会経済指標および交通サービスの増設・廃止との関係を、回帰分析を用いて確認する。

具体的には、時点  $t$ 、ゾーン  $i$  の社会経済指標ベクトル  $I_{j,t}$  と、3章のモデルで得られた、ゾーン交通 LOS の経年変化  $\check{v}_{j,t}$ 、ゾーン毎の固定項を説明変数として、減少率パラメータの時空間差  $\check{s}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}}$  を回帰する：

$$\check{s}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} = x_i^{\text{average}} + \mathbf{x}' \begin{bmatrix} I_{i,t} \\ \check{v}_{i,t} \\ \check{v}_{i,(t-1)} \\ \check{v}_{i,(t-2)} \end{bmatrix} + \check{\epsilon}_{i,t} \quad (4.34)$$

ここで、 $x_i^{\text{average}}$  が回帰係数の一つであるゾーン毎の固定項、 $\mathbf{x}$  が他の回帰係数ベクトル、 $\check{\epsilon}_{i,t}$  が誤差項である。社会経済指標ベクトル  $I_{i,t}$  には、表 3.15 に示す指標を用いた。なお、そのままの値ではスケールが大きく異なるために、全体の標準偏差で除した値を用いている。また、ゾーン交通 LOS 変化については、時間遅れで現れる交通サービスの増設・廃止効果をとらえるために、1 時点前（5 年前）と 2 時点前（10 年前）も説明変数の候補としたうえで、説明変数をステップワイズ法で選択するアプローチをとった。

表 4.5 は、モデルの説明変数選択結果とその係数推定値を示したものである。

本研究の最大の関心点である、ゾーン交通 LOS のパラメータ、つまり交通サービス増設・廃止効果を意味するパラメータの推定結果からみていこう。まず、私用目的では、すべてのゾーン交通 LOS の変数が変数選択の結果除外されており、回数選択層の平均値への交通サービス増設・廃止効果が見られないことを示している。一方で業務目的と観光目的では、それぞれ正の効果が確認できる。これは、ゾーン交通 LOS が

表 4.5: 減少率パラメータ  $s$  時空間差の回帰分析結果

	業務	観光	私用
人口	0.024 (0.005)	0.038 (0.005)	–
高齢率	0.019 (0.002)	–	-0.008 (0.001)
一人当たり所得	–	0.005 (0.002)	–
宿泊業従業率	–	0.013 (0.002)	0.004 (0.002)
-----			
ゾーン交通 LOS 変化	0.078 (0.030)	–	–
ゾーン交通 LOS 変化 (5 年おくれ)	–	0.060 (0.016)	–
ゾーン交通 LOS 変化 (10 年おくれ)	–	–	–
パラメータ数	18	27	26
自由度	197	188	189
決定係数	0.597	0.717	0.746
自由度調整済み決定係数	0.562	0.678	0.712

(括弧内は標準誤差)

– : ステップワイズ法で除去された変数

向上すると、回数選択層の平均回数が増加することを示している。なお、観光目的については、5 年遅れの変数が採択されており、この効果が現れるには時間遅れがあることがわかる。

社会経済指標  $I_{j,t}$  にかかるパラメータの推定結果を見ていこう。まず、業務と観光では人口の係数が正であり、人口が多いゾーンほど、減少率パラメータ  $s$  が小さい、つまり回数選択層の平均回数が大きいことがわかる。その他に、業務では高齢率の係数が正、観光では一人当たり所得と宿泊業従業率の係数が正、私用では高齢率が負であり宿泊業従業率の係数が正という関係が確認できる。

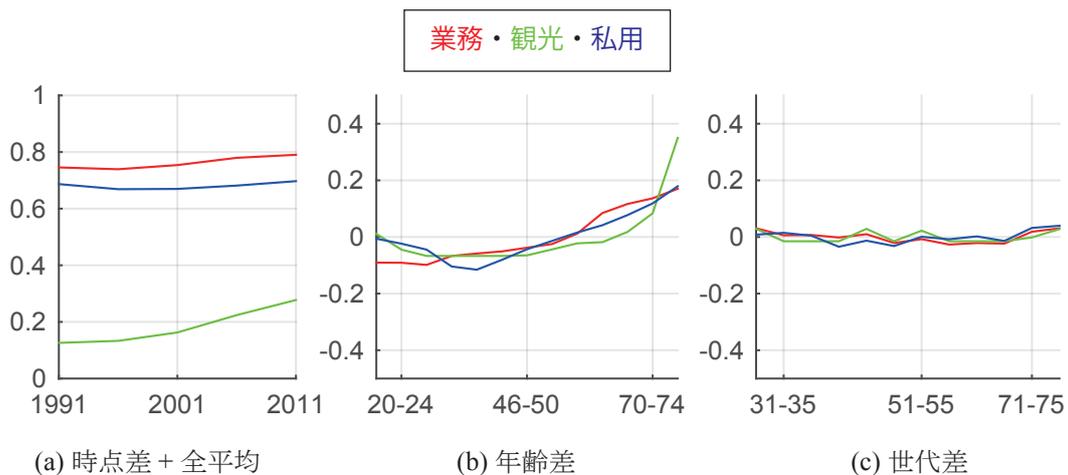


図 4.6: APC 効果の推定結果 (ゼロ頻度層率パラメータ  $z$ )

#### 4.3.6 ゼロ頻度層率 $z$ の差異

##### (1) 時点・年齢・世代間差異の推定結果

図 4.6 は、ゼロ頻度層率パラメータ  $z$  の時点・年齢・世代について分解した差異を示したものである。このパラメータは、式 (4.14) の定義からは、合成財に対する平均的な旅行効用の比を反映したものであり、この値が大きいほど、合成財と比較した旅行効用が小さいことを示している。

まず、(a) の「時点差 + 全平均」をみると、 $z$  の全平均値の大きさは業務 > 私用 > 観光の順であることがわかる。このうち、業務目的では全人口のうち約 80% は、まったく旅行しないゼロ頻度層である。経年変化を見ると、業務と観光目的で経年的に増加する傾向にある。特に、観光目的では、ゼロ頻度層が 20 年の間に約 20% も増加している。

年齢差をみると、高齢になればなるほど大きい傾向があり、ゼロ頻度層の構成比は、高齢になるほど増えることがわかる。この傾向は、どの旅行目的でも共通である。

世代差をみると、全旅行目的共通にほとんど世代間の差がないことがわかる。

ゼロ頻度層率パラメータ  $z$  の時点・年齢・世代差の特徴は、以下の 3 点にまとめられる。(1) 旅行目的ごとに、全平均値が大きく異なり、業務 > 私用 > 観光の関係である。(2) 時点差として、観光と業務目的では 20 年間の間に増加し続けてきた。(3) 年齢差としては、高齢になると大きくなる傾向がある。なお、世代差はほとんど確認されなかった。これらは、高齢になるほど、あるいは経年的に、まったく旅行しない層が増えてきたことを示唆している。あるいは、ミクロ経済学モデルにおいては、合成財に対する平均的な旅行効用の比が減ってきたことを意味している。

表 4.6: ゼロ頻度層率パラメータ  $z$  時空間差の基本傾向モデル推定結果

		業務	観光	私用
固定項モデル	パラメータ数	43	43	43
	自由度	172	172	172
	決定係数	0.327	0.472	0.920
	自由度調整済み決定係数	0.163	0.343	0.900
固定項+単調変化項モデル	パラメータ数	86	43	43
	自由度	129	129	129
	決定係数	0.819	0.947	0.947
	自由度調整済み決定係数	0.700	0.912	0.913

(2) 時空間差推定結果の基礎集計

つぎに，時空間差を示す  $\hat{z}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}}$  の傾向を，簡易なモデルに当てはめて確認していこう。

このとき，固定項モデルは：

$$\hat{z}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} = \hat{z}_i^{\text{average}} + \check{\epsilon}_{i,t} \quad (4.35)$$

固定項+単調変化項モデルは：

$$\hat{z}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} = \hat{z}_i^{\text{average}} + \hat{z}_i^{\text{change}} C_t + \check{\epsilon}_{i,t} \quad (4.36)$$

である．ここで， $\hat{z}_i^{\text{change}}$  はゾーン  $i$  の 5 時点データの平均値であり， $\hat{z}_i^{\text{change}}$  は 20 年分の単調変化の係数を意味する．

表 4.6 に，各モデルの決定係数を示す．固定項モデルの決定係数を見ると，私用目的では 0.92 であり，時間的に固定のゾーン間差だけでほとんどの時空間差異が説明できることがわかる．一方で，業務目的と観光目的ではそれぞれ 0.33，0.47 であり，経年変化による分散が大きい．また，単調変化項を追加したモデルの決定係数をみると，業務目的と観光目的でも 0.82，0.95 と大きく，ゾーン毎の経年変化は単調増加，あるいは単調減少に近い変化であることがわかる．

図 4.7 は，固定項+単調変化項モデルの  $\hat{z}_i^{\text{average}}$  と  $\hat{z}_i^{\text{change}}$  のゾーン毎の推定結果である．

まず，業務目的についてみていこう．(a-1) の平均値のゾーン間差をみると，東京・大阪・名古屋の三大都市圏の周辺に加えて，青森・秋田と広島・山口・福岡といったゾーンで大きいことがわかる．これらの地域では（平均的な年齢・世代では）77%以

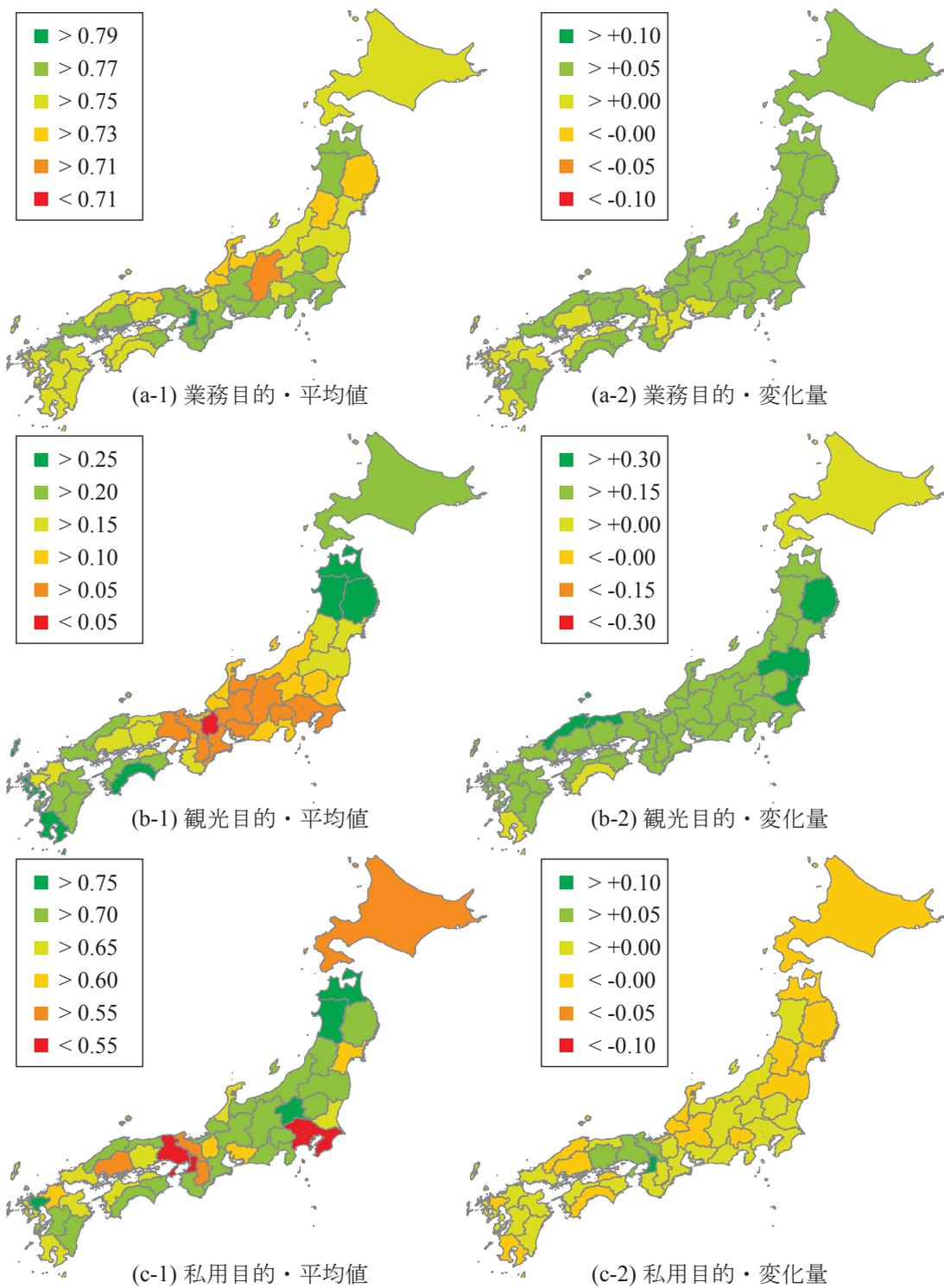


図 4.7: ゼロ頻度層率パラメータ  $\alpha$  時空間差の平均値と変化係数推定値

上がゼロ頻度層である。(a-2)の変化量では、すべての都道府県でゼロ頻度層の構成比が増えていることがわかる。

つぎに、観光目的についてみていこう。(b-1)の平均値のゾーン間差をみると、関東・中部・関西で特に小さく、東北地方北部と中国・四国・九州地方で大きいことがわかる。つまり、地方部ほどゼロ頻度層の構成比が大きい傾向にある。(b-2)の変化量をみると、全都道府県で増加しているが、岩手・福島・茨城・島根・鳥取では特に顕著で、20年の間に30%も増加するようなペースで増加している。

最後に、私用目的についてみていこう。(c-1)の平均値のゾーン間差をみると、東京圏と大阪・兵庫で特に小さく、青森・秋田・群馬・佐賀といったゾーンで大きいことがわかる。凡例から、ゼロ頻度層の構成比が大きいゾーンと小さいゾーンの差を見ると、東京圏などでは55%以下であるのに対して、青森など特に大きいゾーンでは75%以上の値をとっている。これほどの差異は、図4.6の年齢差と世代差ではみられず、私用目的のゼロ頻度層の構成比は、とくにゾーン間差が大きいことがわかる。また、(c-2)の変化量をみると、大半のゾーンで減少傾向であるが、大阪とその近辺に限って増加する傾向にある。

### (3) 時空間差異の分析と交通サービス新設・廃止効果

ここでは、(2)で確認した差異について、社会経済指標および交通サービスの新設廃止との関係を、回帰分析を用いて確認する。

$$\tilde{z}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} = x_i^{\text{average}} + \mathbf{x}' \begin{bmatrix} \mathbf{I}_{i,t} \\ \check{v}_{i,t} \\ \check{v}_{i,(t-1)} \\ \check{v}_{i,(t-2)} \end{bmatrix} + \check{\epsilon}_{i,t} \quad (4.37)$$

$\tilde{z}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}}$  が分解したゾーン・時点間差異、 $x_i^{\text{average}}$  がゾーン毎の固定項、 $\mathbf{I}_{j,t}$  が社会経済指標指標ベクトル、 $\check{v}_{j,t}$  が3章のモデルで得られたゾーン交通LOSの経年変化、 $\check{\epsilon}_{i,t}$  が誤差項である。

表4.7は、上記のデータを用い、さらにステップワイズ法を用いて説明変数を選択したモデルのパラメータ推定結果を示したものである。まず、本研究の最大の関心点である、ゾーン交通LOSの係数、つまり交通サービス新設・廃止効果を意味するパラメータの推定結果からみていこう。すると、すべてのゾーン交通LOSの変数が、変数選択の結果除外されており、ゼロ頻度層率への交通サービス新設・廃止効果は見られなかった。

社会経済指標  $\mathbf{I}_{j,t}$  にかかるパラメータの推定結果を見ていこう。変数選択の組み合わせは目的ごとに異なるものの、高齢率の係数は正、一人当たり所得変化と宿泊業従

表 4.7: ゼロ頻度層率パラメータ  $z$  時空間差の回帰分析結果

	業務	観光	私用
人口	0.021 (0.003)	–	-0.035 (0.002)
高齢率	0.019 (0.001)	0.065 (0.002)	0.010 (0.002)
一人当たり所得	–	-0.012 (0.003)	-0.011 (0.002)
宿泊業従業率	-0.013 (0.001)	-0.021 (0.003)	–
-----			
交通 LOS 変化	–	–	–
交通 LOS 変化 (5 年おくれ)	–	–	–
交通 LOS 変化 (10 年おくれ)	–	–	–
パラメータ数	16	26	32
自由度	199	189	183
決定係数	0.732	0.903	0.926
自由度調整済み決定係数	0.712	0.890	0.914

(括弧内は標準誤差)

– : ステップワイズ法で除去された変数

業率の係数は負である。これは、高齢者が多いほど（分解しているため、全年齢平均の）ゼロ頻度層率が大きく、一人当たり所得や宿泊業従業率が大きいほど、ゼロ頻度層率が小さいことを示している。人口の係数については、業務と私用目的で異なる符号をとっている、業務目的では人口が多いゾーンほどゼロ頻度層率が大きく、私用目的では逆にゼロ頻度層率が小さい傾向にある。

#### 4.3.7 高頻度層率 $h$ の差異

##### (1) 時点・年齢・世代間差異の推定結果

図 4.8 は、高頻度層率パラメータ  $h$  の時点・年齢・世代について分解した差異を示したものである。このパラメータは、指数-ポアソン混合分布と比較して過剰な“旅行回数年間 10 回以上”を説明するものである。

まず、(a) の「時点差 + 全平均」をみると、 $h$  の全平均値の大きさは、おおむね業務

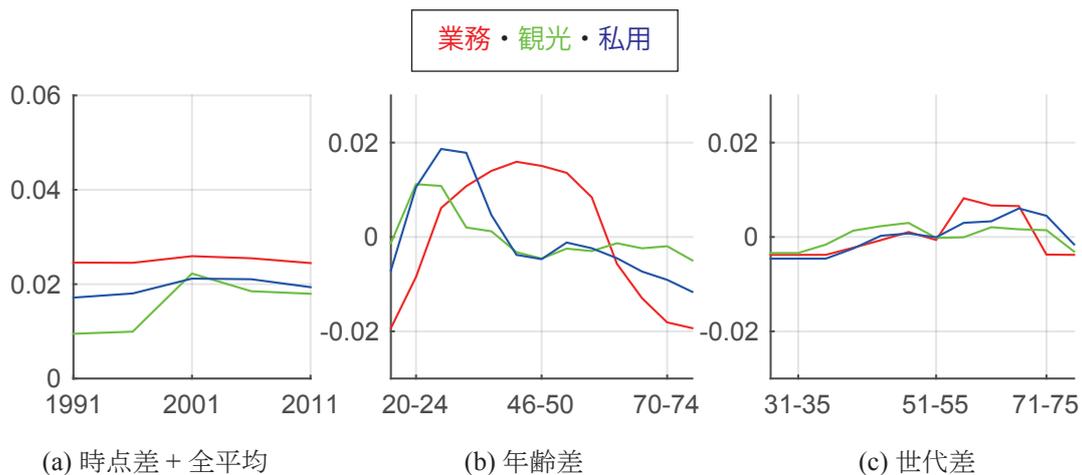


図 4.8: APC 効果の推定結果 (高頻度層率パラメータ  $h$ )

> 私用 > 観光の順であることがわかる。また、この差の数値オーダーはゼロ回構成比と比較して非常に小さく、1-2%程度である。つぎに経年変化を見ると、観光目的で2001年に高いという特徴があるが、それ以外は大きな経年変化は見られない。

年齢差をみると、大きな年齢階層差が見られ、その傾向は旅行目的ごとに大きく異なることがわかる。まず、業務目的では、30代後半-50代にピークを持つ単峰形であり、そのピークは減少率パラメータ  $s$  の年齢差と比較すると高齢側にずれている。これは、20代-30代前半では、全体的に業務旅行回数が大きい傾向にあるが、40代-50代になるとごく一部の高頻度な人に旅行回数が偏ることを意味している。一方、観光目的では20代にピークがある形となっており、若者の中には高頻度で旅行する人の構成比が高いことを示している。私用目的では20代・30代に大きなピークがある単峰形となっており、この年代は全平均値と合算すると4%近くが年間10回以上旅行することがわかる。

世代差をみると、業務目的の1960年代生まれで  $h$  が大きい傾向がみられるものの、年齢差と比較すると小さい差しかない。

高頻度層率パラメータ  $h$  の時点・年齢・世代差の特徴は、以下の2点にまとめられる。(1) 旅行目的ごとに、全平均の値が大きく異なり、業務 > 私用 > 観光の関係である。(2) 年齢差の影響が大きく、旅行目的ごとに特徴的な傾向が見られる。

## (2) 時空間差推定結果の基礎集計

つぎに、時空間差を示す  $\tilde{h}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}}$  の傾向を、簡易なモデルに当てはめて確認していこう。

表 4.8: 高頻度層率パラメータ  $h$  時空間差の基本傾向モデル推定結果

		業務	観光	私用
固定項モデル	パラメータ数	43	43	43
	自由度	172	172	172
	決定係数	0.524	0.163	0.413
	自由度調整済み決定係数	0.408	-0.041	0.269
固定項+単調変化項モデル	パラメータ数	86	43	43
	自由度	129	129	129
	決定係数	0.620	0.522	0.610
	自由度調整済み決定係数	0.369	0.207	0.352

このとき、固定項モデルは：

$$\tilde{h}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} = \hat{h}_i^{\text{average}} + \epsilon_{i,t} \quad (4.38)$$

固定項+単調変化項モデルは：

$$\tilde{h}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} = \hat{h}_i^{\text{average}} + \hat{h}_i^{\text{change}} C_t + \epsilon_{i,t} \quad (4.39)$$

である。ここで、 $\hat{h}_i^{\text{change}}$  はゾーン  $i$  の 5 時点データの平均値であり、 $\hat{h}_i^{\text{change}}$  は 20 年分の単調変化の係数を意味する。

表 4.8 に、各モデルの決定係数を示す。固定項モデルの決定係数を見ると、業務目的と私用目的ではそれぞれ 0.52, 0.41 であり、時間的に固定のゾーン間差で半分程度の時空間における分散が説明できる。一方で、観光目的では 0.16 であり、経年変化による分散が大きいことがわかる。また、単調変化項を追加したモデルの決定係数をみると、0.52~0.61 であり、40%以上の分散が、ゾーン固定項と単調な経年変化項では説明できないことを示している。

図 4.7 は、固定項+単調変化項モデルの  $\hat{z}_i^{\text{average}}$  と  $\hat{z}_i^{\text{change}}$  のゾーン毎の推定結果である。まず、業務目的についてみていこう。(a-1) の平均値のゾーン間差をみると、地方中枢都市と東京圏・滋賀・兵庫ゾーンで値が大きいことがわかる。これらの地域の(平均的な年齢・世代)の高頻度層は 2.4%以上であり、これは特に少ない青森・徳島の 1.5 倍以上である。(a-2) の変化量をみると、空間的に明確な特徴は見られないが、0.4%以上の変化があるゾーンが多く、業務目的の高頻度層率は経年的に大きく変わることがわかる。

つぎに、観光目的についてみていこう。(b-1) の平均値のゾーン間差をみると、東京圏近辺と宮城・愛知で大きいことがわかる。これらの地域の(平均的な年齢・世代

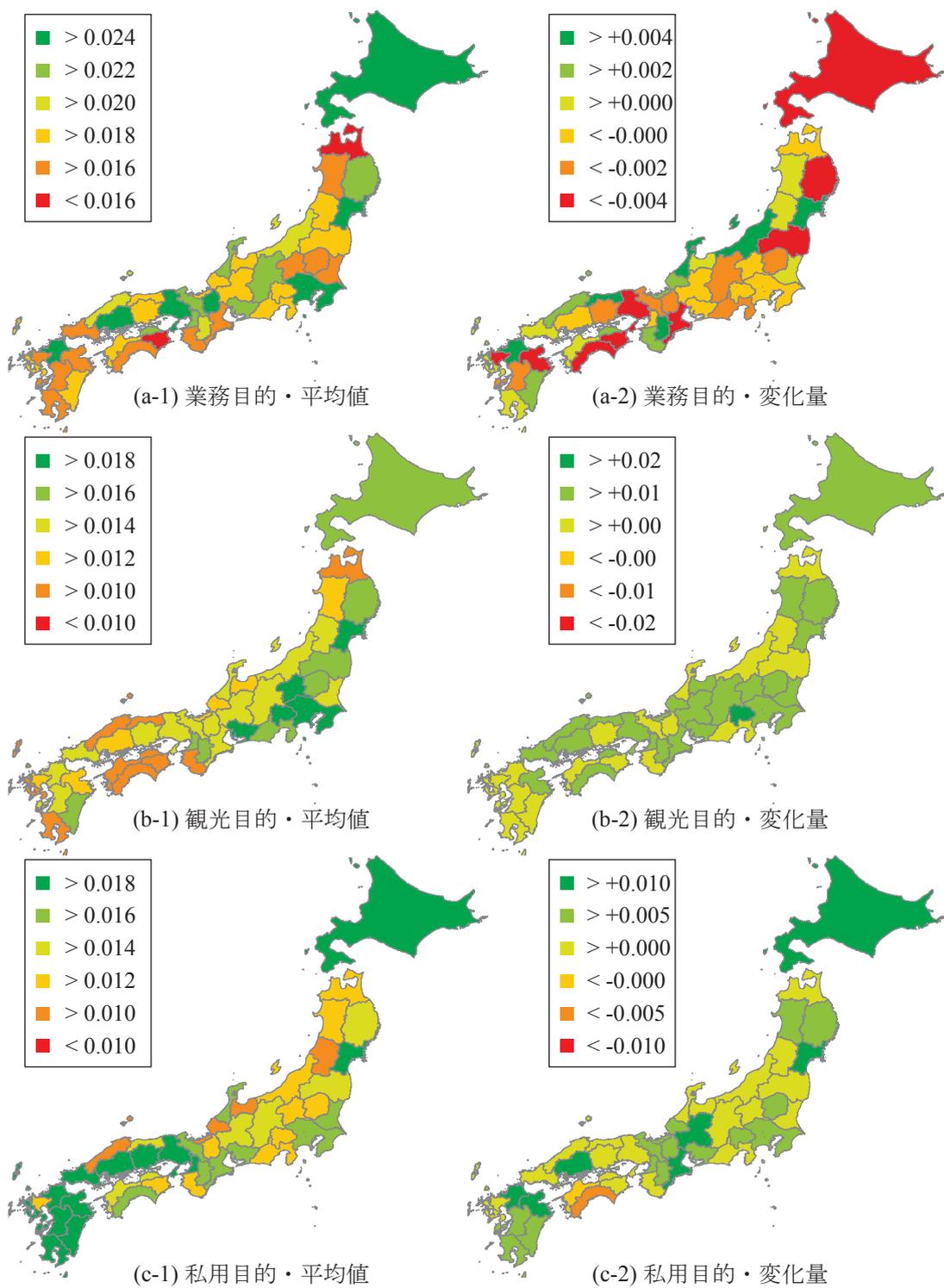


図 4.9: 高頻度層率パラメータ  $h$  時空間差の平均値と変化係数推定値

の) 高頻度層は 1.8%以上であり、これは特に少ない青森・四国地方などの 1.5 倍以上である。(b-2) の変化量をみると、全てのゾーン共通で大きく(1.0~2.0%程度)増加する傾向にある。

最後に、私用目的についてみていこう。(c-1) の平均値のゾーン間差をみると、北海道・宮城に加えて山陽地方・九州地方で特に大きい一方、日本海側の各ゾーンで小さい傾向にある。(c-2) の変化量をみると、全てのゾーン共通増加しており、北海道や宮城などでは、20 年間で 1%増加するペースで増えていることがわかる。

### (3) 時空間差異の分析と交通サービス新設・廃止効果

ここでは、(2) で確認した差異について、社会経済指標および交通サービスの新設廃止との関係を、以下の回帰分析から確認する。

$$\tilde{h}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} = x_i^{\text{average}} + \mathbf{x}' \begin{bmatrix} \mathbf{I}_{i,t} \\ \check{v}_{i,t} \\ \check{v}_{i,(t-1)} \\ \check{v}_{i,(t-2)} \end{bmatrix} + \check{\epsilon}_{i,t} \quad (4.40)$$

$\tilde{h}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}}$  が分解したゾーン・時点間差異、 $x_i^{\text{average}}$  がゾーン毎の固定項、 $\mathbf{I}_{j,t}$  が社会経済指標指標ベクトル、 $\check{v}_{j,t}$  が 3 章のモデルで得られたゾーン交通 LOS の経年変化、 $\check{\epsilon}_{i,t}$  が誤差項である。

表 4.9 は、上記のデータを用い、さらにステップワイズ法を用いて説明変数を選択したモデルのパラメータ推定値を示したものである。まず、決定係数の値をみると、0.37~0.46 程度であり、ここで用いた説明変数で時空間差の全容をとらえられているとは言い難く、他の要因による時空間差が多く残ることがわかる。

そして、本研究の最大の関心点である、ゾーン交通 LOS の係数、つまり交通サービス新設・廃止効果を意味するパラメータの推定結果をみていこう。業務と観光目的では、すべてのゾーン交通 LOS の変数が、変数選択の結果除外されており、高頻度層率への交通サービス新設・廃止効果は見られなかった。一方、私用目的では、同じ時点と 5 年おくれのゾーン交通 LOS 変化が、変数選択の結果採択されている。係数の符号は、同じ時点では正であり、5 年おくれの係数は負である。つまり、ゾーン交通 LOS が向上すると、その時点では高頻度層率が大きくなるが、5 年以上経過すると小さくなることがわかる。ここで、「同じ時点の係数の絶対値 > 5 年おくれの係数の絶対値」であるため、高頻度層率は 5 年以上経過した後でもゾーン交通 LOS が向上する前より大きい状態を保つ。

社会経済指標  $\mathbf{I}_{j,t}$  にかかるパラメータの推定結果を見ていこう。ここでは、高齢率と一人当たり所得が変数選択の結果採択されており、その係数の符号はどちらも正で

表 4.9: 高頻度層率パラメータ  $h$  時空間差の回帰分析結果

	業務	観光	私用
人口	-	-	-
高齢率	-	0.002 (0.000)	0.001 (0.000)
一人当たり所得	0.001 (0.000)	0.004 (0.000)	0.002 (0.000)
宿泊業従業率	-	-	-
交通 LOS 変化	-	-	0.011 (0.003)
交通 LOS 変化 (5 年おくれ)	-	-	-0.008 (0.003)
交通 LOS 変化 (10 年おくれ)	-	-0.011 (0.004)	-
パラメータ数	11	10	17
自由度	204	205	198
決定係数	0.373	0.456	0.457
自由度調整済み決定係数	0.343	0.432	0.414

(括弧内は標準誤差)

- : ステップワイズ法で除去された変数

ある。これは、どの目的についても共通で、高齢者が多いほど（分解しているため、全年齢平均の）高頻度層率が大きく、一人当たり所得が大きいほど、高頻度層率が大きいことを示している。

#### 4.3.8 旅行回数分布差異の分解結果まとめ

ここでは、3種類のパラメータ毎に確認してきたが、旅行回数分布の差異と交通サービスの新設・廃止の効果を各旅行目的ごとにまとめる。

##### 業務目的の旅行回数分布

年齢・世代間での差異が非常に大きく、一方でゾーン・時点間の差異は比較的小さい特徴がある。

年齢階層ごとの分布形状は、40代・50代で高頻度層の構成比が非常に高い特徴があり、また高齢になるほどゼロ頻度層の構成比が大きくなる傾向がある。また、回数選択層の平均回数は30代が最も多く、それ以上では高齢になるほど少なくなる傾向にある。つまり、旅行回数は全体として、生産年齢の間が多い傾向にあるが、30代の若いときには平均的に旅行し個人差は比較的小さいが、40代・50代になると旅行が多い高頻度層とゼロ頻度層に2極化が進むことがわかった。

世代ごとの分布形状は、ゼロ頻度層と高頻度層の構成比は世代によってほとんど変わらないが、回数選択層の平均旅行回数は後年世代ほど顕著に少ない。つまり、世代交代が進むほど平均旅行回数が減少する傾向にある。

交通サービスの新設・廃止の効果は、ゾーン交通LOSが向上すると、回数選択層の平均旅行回数が増加する傾向にある。一方で、ゼロ頻度層と高頻度層の構成比を変える効果はみられない。

#### 観光目的の旅行回数分布

年齢階層ごとの分布形状は、20代で高頻度層率が高く、回数選択層の平均旅行回数が多い傾向にある。そのほか、定年退職後の60代で、回数選択層の平均旅行回数が前後の年齢より多いという特徴がある。また、ゼロ頻度層の構成比は、70代以上で顕著に大きい。つまり、少子高齢化が進むと全体としてゼロ頻度層の構成比が増加し、平均旅行回数が減少することがわかる。

世代ごとの分布形状は、ゼロ頻度層と高頻度層の構成比はほとんど差異はないが、回数選択層の平均旅行回数は、後年世代ほど少ない傾向にある。

ゾーン間では、関東・中部・近畿といった地方では、ゼロ頻度層の構成比が低く回数選択層の平均旅行回数が大きい。一方で、東北地方北部・中国・四国・九州といった地方部では、ゼロ頻度層の構成比が高く回数選択層の平均旅行回数が小さい。

交通サービスの新設・廃止の効果は、ゾーン交通LOSが向上すると、回数選択層の平均旅行回数が増加するが、高頻度層の構成比は減少する傾向にある。一方で、ゼロ頻度層の構成比を変える効果はみられなかった。

#### 私用目的の旅行回数分布

年齢階層ごとの分布形状は、30代でとくに高頻度層の構成比が高いという特徴がある。他は、観光目的と同様に、ゼロ頻度層の構成比は高齢になるほど大きく、回数選択層の平均旅行回数は20代と60代で多い傾向が見られる。

世代ごとの分布形状には、ほとんど差異が見られない。

ゾーン間では、宮城・広島・福岡といった地方中枢都市を含むゾーンでは回数選択層の平均旅行回数が多く、ゼロ頻度層の構成比が小さい傾向が見られた。

交通サービスの新設・廃止の効果は、ゾーン交通 LOS が向上すると、高頻度層の構成比が増加する傾向にある。しかし、ゼロ頻度層の構成比と回数選択層の平均旅行回数を変える効果は確認できなかった。

## 4.4 宿泊旅行回数分布の将来予測

### 4.4.1 将来予測における仮定と予測手順

旅行回数分布の時空間・年齢階層間分解を通じて、年齢差として高齢になるほど旅行回数が減少する傾向と、世代差として後年世代ほど旅行回数が少ない傾向が確認できた。それでは、高齢化の進展、世代交代、そして人口減少によって、我が国の国内都市間旅行量は、どのように変わるのだろうか？

本節では、分解した各差異と国立社会保障・人口問題研究所の2040年までの都道府県・年齢階層別人口を用いて将来の宿泊旅行回数分布を予測する。予測に当たって、以下の3点を仮定する：

仮定-1 年齢差、ゾーン差は2040年まで変化しないとする。

仮定-2 2011年までのデータで観測されていない将来世代の世代差は、「1976年以降生まれ」の世代差を適用する。

仮定-3 ゾーン毎の経年変化はないものと仮定(=0)する。

まず、仮定-1は、1991年から2011年までのデータから抽出された「時点毎に変わらない差異」を2040年まで引き延ばすことを意味する。仮定-2については、「後年世代ほど旅行回数が小さい傾向が、2011年時点で15~34歳であった世代以降は進展しない」ことを意味しており、楽観的な仮定を設定している。そして、仮定-3について、時点差は経済情勢や災害の影響などであり予測は困難であるため無視する。また、これは交通サービスの新設・廃止も起こらないと仮定している。この交通サービスの新設・廃止の影響については、第5章のシミュレーションにおいて、別途その影響の大きさを確認する。

まず、 $t$ 年・ゾーン $i$ における年齢階層 $a$ の将来推計人口を $P_{a,i,t}$ とすると、将来の集計的な総旅行回数 $T_t$ は以下のように算出することができる：

$$\begin{aligned}
 T_t &= \sum_{i \in Z^{\text{freq}}} \sum_{a \in A} \left( P_{a,i,t} \sum_{k \in K} k \times p(k | \bar{s}_{a,i,t}, \bar{z}_{a,i,t}, \bar{h}_{a,i,t}) \right) \\
 \bar{s}_{a,i,t} &= \frac{\sum_{t' \in T} \tilde{s}_{(t',i)}^{\text{period} \times \text{zone}}}{5} + \tilde{s}_a^{\text{age}} + \tilde{s}_{c(a,t)}^{\text{cohort}} \\
 \bar{z}_{a,i,t} &= \frac{\sum_{t' \in T} \tilde{z}_{(t',i)}^{\text{period} \times \text{zone}}}{5} + \tilde{z}_a^{\text{age}} + \tilde{z}_{c(a,t)}^{\text{cohort}} \\
 \bar{h}_{a,i,t} &= \frac{\sum_{t' \in T} \tilde{h}_{(t',i)}^{\text{period} \times \text{zone}}}{5} + \tilde{h}_a^{\text{age}} + \tilde{h}_{c(a,t)}^{\text{cohort}}
 \end{aligned} \tag{4.41}$$

ここで、 $c(a,t)$ は、時点 $t$ において年齢階層 $a$ である世代に対して、仮定-2に従って世代差を示すパラメータの推定値を呼び出すための関数である。

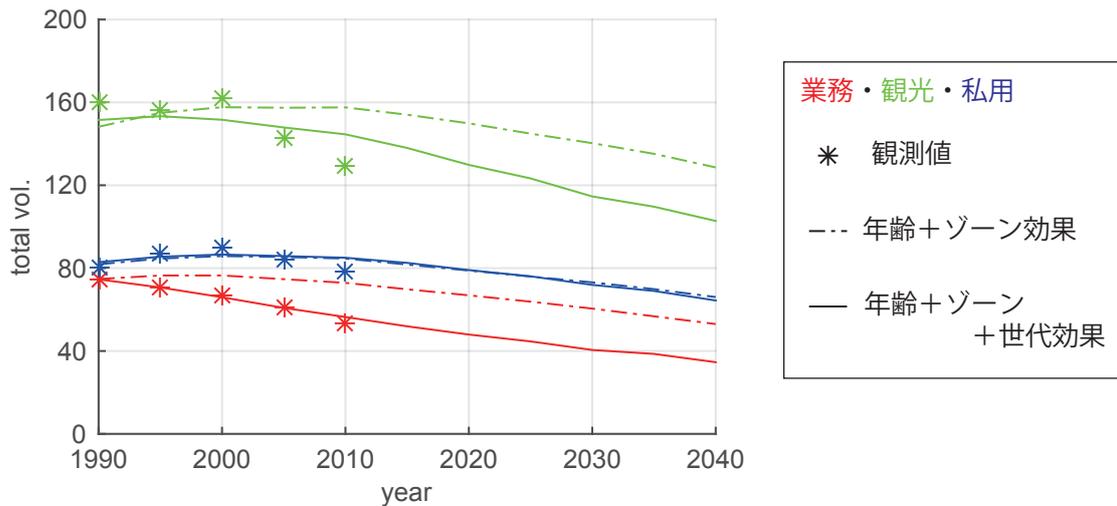


図 4.10: 総旅行数の将来予測 (10<sup>6</sup>回)

#### 4.4.2 集計旅行回数分布の将来予測

このようにして算出した総旅行回数の将来予測結果を図 4.10 に示す。図 4.10 では、式 (4.41) による将来予測結果 (実線) のほかに、二つの値も同時に示している。プロットされている点は、旅行回数データを用いて算出した総旅行数の実績の観測値で、鎖線は式 (4.41) において世代差を除去 (= 0) して算出した予測結果である。

まず、予測結果 (実線) と観測値 (プロット) を比較すると、業務と私用目的では概ね年齢・ゾーン・世代の 3 つの差を用いたモデルによって 20 年のトレンドが再現できている。一方で、観光目的では観測値での旅行回数の減少を十分表現できていないことがわかる。これは、図 4.6 で見られた、時点差でのゼロ過剰パラメータの増加を無視していることが原因である。

将来予測 (実線) の結果を見ていこう。いずれの目的についても、国内宿泊旅行の総量は 2040 年まで減少し続ける結果となっている。観光目的では、2010 年予測では約 140(×10<sup>6</sup> 回/年) から、2040 年には 100(×10<sup>6</sup> 回/年) へと減少しており、これから 30 年の間に 4,000 万回分減少する。同様に、業務と私用目的では、これから 30 年の間にそれぞれ約 2,000 万回減少することが予想される。

また、予測結果 (実線) と世代差を含まず予測した結果 (鎖線) を比較することによって、世代交代による影響がわかる。業務と観光目的の、世代差を含まない点線の予測結果をみると、高齢化によって減少はするものの実線の予測結果ほどではない。つまり、実線予測における「減少する」という傾向の大きな原因は、世代交代によるものであることがわかる。このとき、世代差を含まない予測結果 (鎖線) と、観測値 (プロット) を比較すると、業務と観光目的では、2010 年までの減少傾向を表現でき

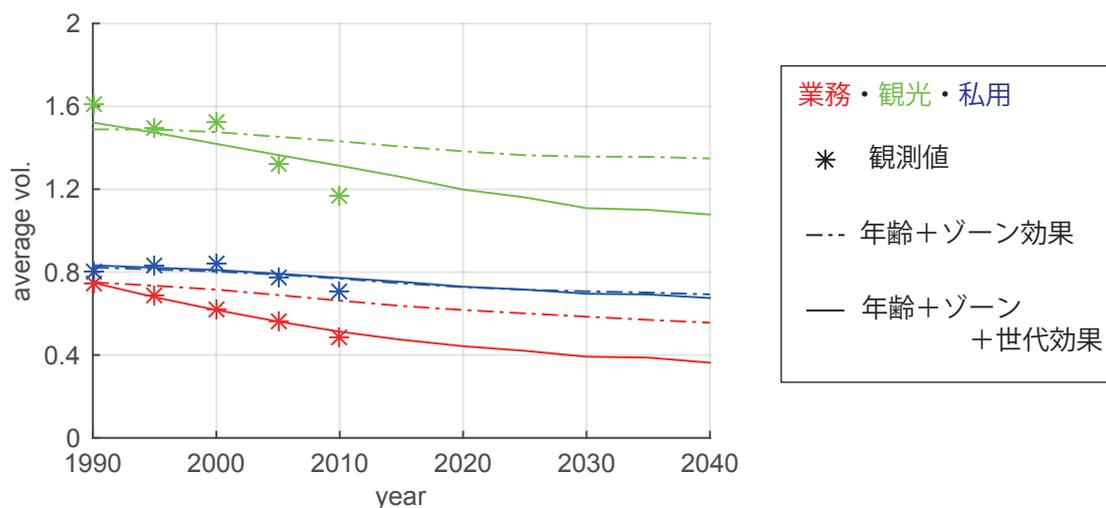


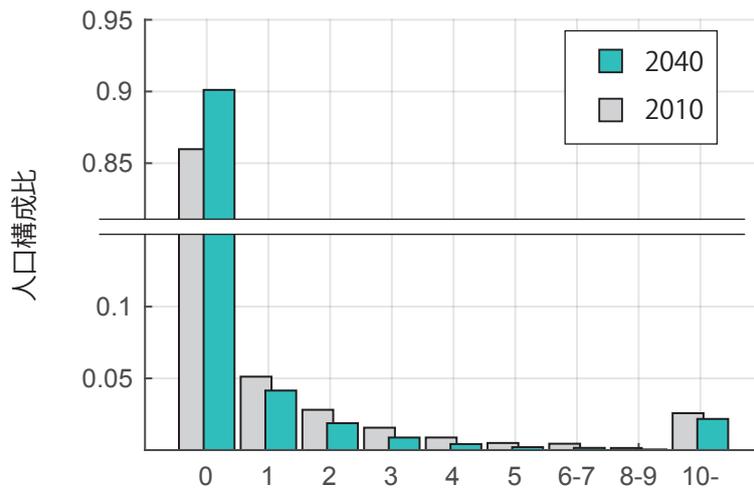
図 4.11: 平均旅行回数の将来予測 (回/年)

ていない。一方で、私用目的では2つの予測結果がほぼ同じであり、世代差の影響は小さいことがわかる。

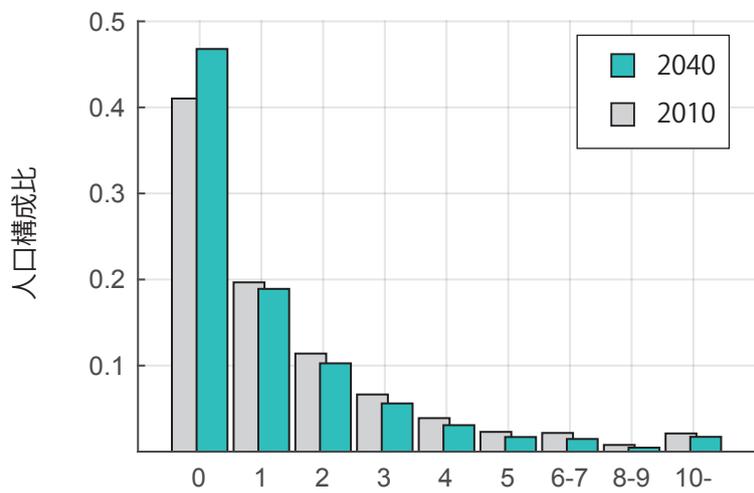
図 4.11 は、総量の将来予測の結果を人口予測量で除して、平均旅行回数を算出した結果である。一人当たりの旅行回数についても、世代交代と高齢化の影響で 2040 年まで減少し続ける。2040 年と 2010 年の予測値を比較すると、観光で約 0.2 (回/年・人)、業務と私用目的で約 0.1 (回/年・人) 減少する。

なお、世代差を含まない予測結果 (鎖線) をみると、観光と業務目的の減少量は実線の予測結果と比較して小さいことがわかる。2040 年と 2010 年の差は観光と業務目的では約 0.07 (回/年・人) 程度であり、これと予測結果 (実線) との差が「若者の旅行離れ」とも呼ばれる、後年世代の旅行回数減少による影響に相当する。

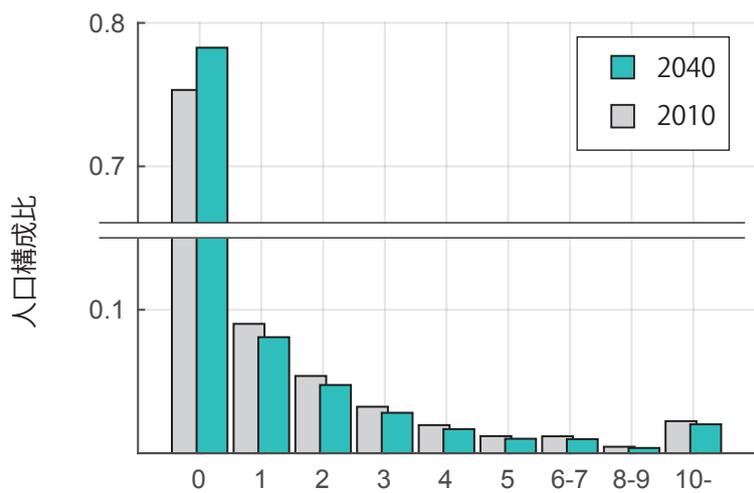
さらに、図 4.12 に、将来予測した 2040 年の全国の旅行回数分布を示す。2010 年観測結果との大きな違いとしてゼロ回の構成比が増加している。この傾向はどの目的でも共通で、業務と観光では約 5%、私用では約 3% 増加する。これは、後年世代で回数選択層の平均旅行回数が減少することと、高齢化によってゼロ頻度層が増えることによるものである。



(a) 業務目的・宿泊旅行回数 (回 / 年)



(b) 観光目的・宿泊旅行回数 (回 / 年)



(c) 私用目的・宿泊旅行回数 (回 / 年)

図 4.12: 旅行回数分布の将来予測結果

## 4.5 4章のまとめ

1991年から2011年まで5年ごと20年間の社会生活基本調査データを用いて、我が国における旅行回数分布の時点・空間・年齢の間での差異を分析した。本研究の特徴と成果は以下の4点にまとめられる：

- 1) 旅行回数分布の形状を、「減少パラメータ」「ゼロ頻度層率」「高頻度層率」の3つのパラメータで説明するモデルを提案した。そして、複数時点・ゾーン毎の観測データに適用し、旅行回数分布の特徴を良好に表現できるモデルであることを確認した。
- 2) 多時点・年齢階層・ゾーン毎の旅行回数データに分解アプローチを適用し、(1) 年齢階層間の差異、(2) 世代間の差異、(3) ゾーン・時点ごとの差異の3種類に分解した。そして、年齢階層ごとに旅行回数が大きく異なること、業務・観光目的について「若者の旅行離れ」が見られること、観光目的で「年間にまったく旅行しない」という層が経年的に増えていること、といった近年の旅行回数分布の経年変化が明らかになった。
- 3) ゾーン・時点ごとの差異から、交通サービスの新設・廃止効果を推定した結果、交通サービスの新設には旅行回数を増加させる効果があることがわかった。一方で、「年間にまったく旅行しない」というゼロ頻度層の構成比を変える効果はないことが明らかになった。
- 4) 分解した結果である年齢階層間の差異と世代間の差異と、将来の人口予測を用いて、旅行回数分布の将来予測を行った。その結果、「高齢化」と「若者の旅行離れ」の影響で、今後30年間で国内宿泊旅行数の大幅な減少が予想されることがわかった。具体的には、2010年から2040年にかけて、観光目的で4000（万回/年）、業務と私用目的ではともに約2000（万回/年）もの宿泊旅行の減少が予想される。

# 第5章 交通サービスの 신설・廃止シミュレーション

## 5.1 統合モデルとシミュレーションの方法

本章では、3章の旅行先・モード選択モデルと、4章の旅行回数分布モデルを統合利用して、交通サービスの 신설・廃止による、都市間旅行パターンへの影響の全体像を把握する。具体的には、北陸新幹線の 신설をケーススタディとして、その 신설による旅行回数分布とOD流動パターンの変化をシミュレーションする。

旅行先・モード選択モデルと、旅行回数分布モデルを統合利用して、新幹線開業前後の旅行回数分布とモード別OD流動“量”を算出する手順は、図5.1のとおりである。

step-1では、旅行先・モード選択モデルを用いて、新幹線が開業する前の交通ネットワーク(with)と開業後の交通ネットワーク(without)の、旅行先・モード構成比  $P_{i,with,(j,m)}$ 、 $P_{i,without,(j,m)}$  と交通サービスLOSの開業前後差  $\Delta v_i = v_{i,with} - v_{i,without}$  を推計する。

step-2では、旅行回数分布モデルを用いて、新幹線開業前後のゾーン別年間宿泊旅行回数分布を推計する。ここでは、交通サービスLOSの開業前後差  $\Delta v_i$  に、旅行回数分布の時空間差の回帰分析で得られた係数(表4.5, 表4.7, 4.9)を乗じることによって、旅行回数分布パラメータの変化量を算出する。そして、開業前後の旅行回数分布パラメータを用いて、年間の平均宿泊旅行回数を居住ゾーン毎にそれぞれ算出する。

step-3では、利用したデータの都合上、旅行先・モード選択モデルと旅行回数分布モデルで扱う旅行の定義が異なるため、それを調整する。具体的には、旅行先・モード選択モデルでは、ゾーン間距離が「205km以上」の都市間流動を対象としている。一方、旅行回数分布モデルでは「宿泊」旅行を対象としている。本章の分析では、205km以上と宿泊旅行の比は、新幹線開業によって変わらないものと仮定して変換を行う。この換算には、宿泊旅行かどうかの質問項目がある2005年と2010年の純流動調査データを用いて、205km以上旅行と宿泊旅行の比を、ゾーン毎・旅行目的ごとに算出し、2時点の平均値を換算係数として用いた。そして、さらに人口を掛け合わせることで、一人当たりの旅行回数からゾーン毎の発生量を算出した。

最後に、step-4では居住ゾーン毎の発生量に旅行先・モード構成比をかけたものを集計し、新幹線開業前後のモード別OD流動量を算出する。

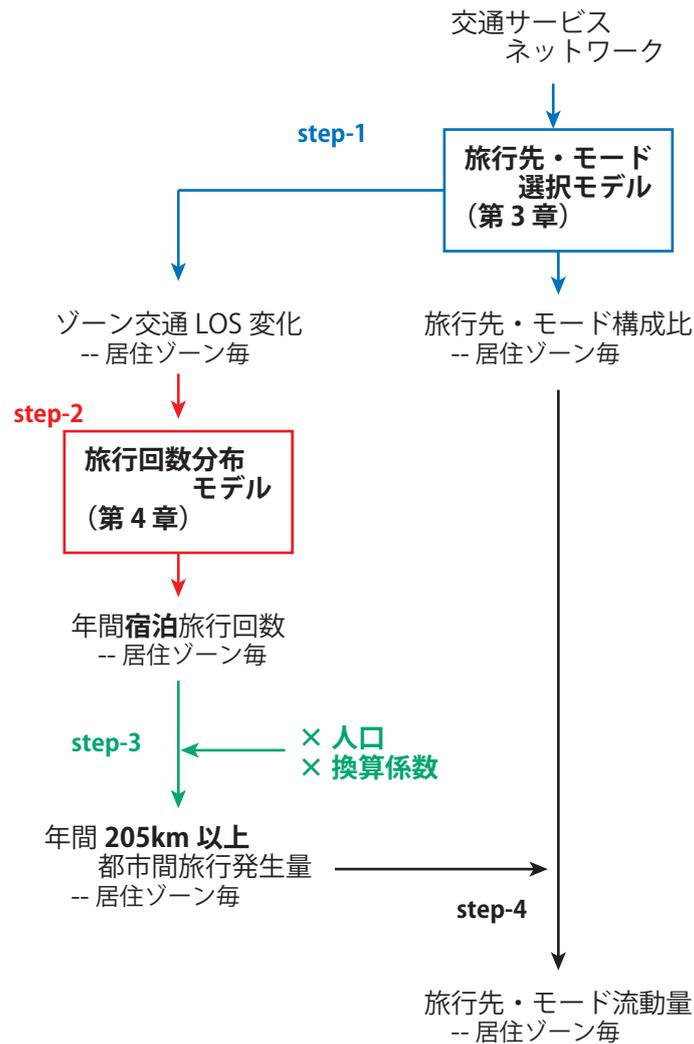


図 5.1: 統合モデルとシミュレーションの方法

## 5.2 シミュレーションの設定：北陸新幹線の整備効果

本研究では、2015年3月に開業した北陸新幹線をケーススタディとして、交通サービスの 신설・廃止による、旅行パターンへの影響を確認する。北陸新幹線の開業による交通ネットワークの変化は、長野-直江津-富山-金沢の鉄道リンクタイプが在来線から新幹線へ変更されたものとして  $Dist_{ij,y,rail,t}$  に表現される。このシミュレーションでは、開業前の交通ネットワークは2010年時点のものとし、開業前後で北陸新幹線のリンクのタイプのみが変わるとする。

旅行先・モード選択モデルのパラメータ  $(\lambda, \alpha, \beta, \gamma, \mu, \sigma, \pi, \rho)$  は、基本的に3章で推定した値をそのまま適用する。ただし、経年的に変化するモード定数項  $\mu$  は2010年の推定結果を、旅行先価値  $\beta$  には3.9の予測モデル同様、5時点の推定値の平均値

$\bar{\beta}_i$  を適用する。なお、このシミュレーションでは、旅行先価値を介する間接効果はないものとしてシミュレーションを行った。式 (3.39)・表 3.16 の旅行先価値の回帰モデルでは、ストロー効果と予想される負の影響が見られたが、回帰モデル自体の決定係数が非常に低く、確認されたストロー効果と比較して非観測要因による変動の方が大きいことから無視して推計した。

旅行回数分布モデルのパラメータ  $(s, z, h)$  は以下のように設定する：まず、新幹線開業前のパラメータは、式 (4.15) の最尤法で算出した、2011 年の居住地ごとの推定値  $(s_{it}^*, z_{it}^*, h_{it}^*)$  を用いる。つぎに、開業後のパラメータ  $(s_{it}^{\text{with}}, z_{it}^{\text{with}}, h_{it}^{\text{with}})$  は、以下の式から算出する：

$$\begin{aligned} s_{it}^{\text{with}} &= s_{it}^* + x^{\text{LOS},s} \Delta v_i \\ z_{it}^{\text{with}} &= z_{it}^* + x^{\text{LOS},z} \Delta v_i \\ h_{it}^{\text{with}} &= h_{it}^* + x^{\text{LOS},h} \Delta v_i \end{aligned} \quad (5.1)$$

ここで、 $x^{\text{LOS},s}$  は、式 (4.34)(4.37)(4.40) の時空間差回帰モデルのゾーン交通 LOS にかかる係数で、同時点のものと 5 年おくれ、10 年おくれをすべて合算したものを利用する。なお、ゾーン交通 LOS が変数選択で除外されている場合は、 $x^{\text{LOS},s} = 0$  とする。

### 5.3 ゾーン交通 LOS の変化

step-1 で算出される，北陸新幹線開業前後でのゾーン交通 LOS の差  $\Delta v_i = v_{i,with} - v_{i,without}$  を，図 5.2 から確認していこう．まず，北陸新幹線の開業によって旅行コストが減少するために，全てのゾーンにおいてゾーン交通 LOS は大きくなる．実際，図 5.2 のゾーン交通 LOS の差は，全ゾーン・全目的で正となっている．

次に，空間的な大小関係を確認すると，石川と富山で突出して高く，その他の県では 1/10 以下のオーダーに過ぎないことが分かる．このように，北陸新幹線開業によってゾーン交通 LOS が大きくなる効果は，石川と富山に居住する人に特に大きく表われる．なお，延伸開業の起点である長野では，旅行効用の増加は石川・富山と比べて非常に小さかった．これは，この新幹線の開業は，旅行先価値が特に大きい東京圏・大阪・愛知への交通コストに影響がないことと「205km 以上」という本研究の分析対象の影響で，直接新幹線で接続された石川と富山への利便性向上が反映されないためである．

なお，このゾーン交通 LOS の差の大きさを議論する際には，式 (3.35) の  $\kappa$  が旅行目的ごとに異なるために，そのオーダーを旅行目的間で比較することができない点は注意が必要である．

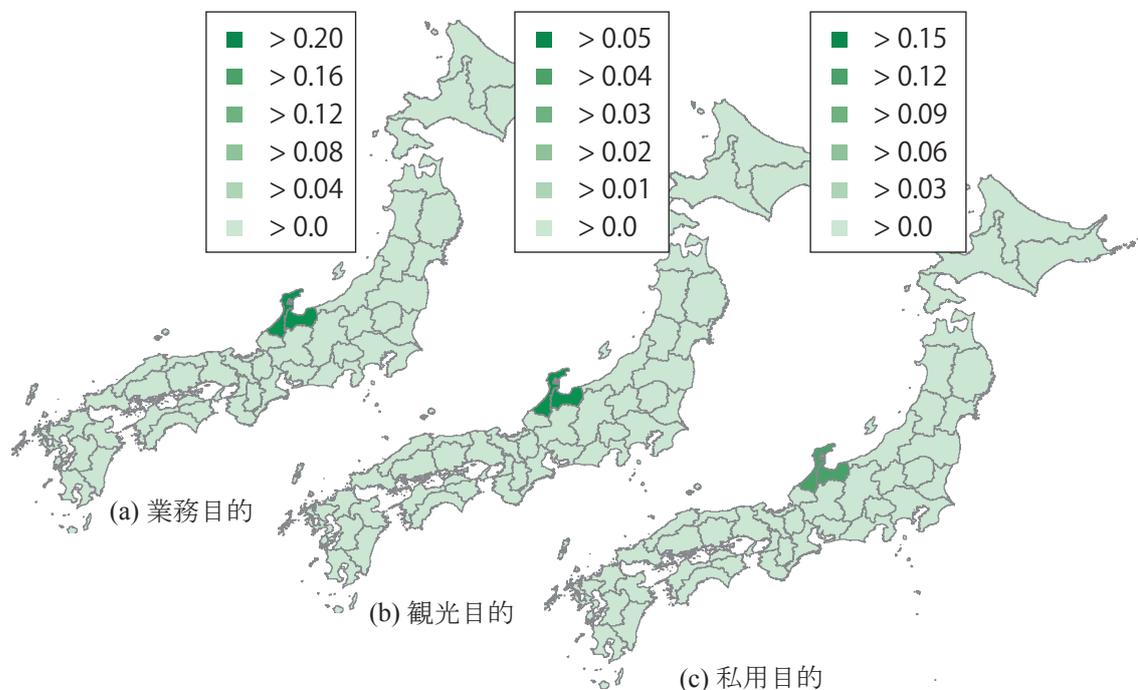


図 5.2: ゾーン交通 LOS の変化

## 5.4 旅行回数分布・発生量への影響

次に，step-2 で算出される，ゾーン毎の平均宿泊旅行回数を確認しよう．表 5.1 が，北陸新幹線開業によって，平均宿泊旅行回数が大きく増加する上位 5 つのゾーン名とその増加量を示したものである．

図 5.2 のゾーン交通 LOS 変化からも予想されるように，富山と石川で平均宿泊旅行回数の増加がとくに大きい．つぎに大きいゾーンが，北陸新幹線の経路上にある群馬で，そのつぎに関東地方の東京圏・栃木か，北陸地方の福井が続く．しかし，その増加量は非常に小さい．最も増加が顕著な業務目的の富山ゾーンでも，一人当たり年間で 0.03 回だけ増えるに過ぎない．これは，図 1.2 で示した平均旅行回数の都道府県間差と比較すると非常に小さく，たとえ新幹線が開業したとしても，平均旅行回数の都道府県間差はほとんど解消できないことがわかる．

step-3 で，205km 以上旅行へ換算したうえで人口を乗じて算出されたゾーン毎の発生量の増加を確認しよう．図 5.3 は，北陸新幹線開業による，全ゾーンを合算した発生量（生成量）の増加量と，その内訳を発生ゾーン毎に示したものである．この図から，北陸新幹線開業により，業務目的で 18 万回/年，観光目的で 4 万回/年，私用目的で 2 万回/年の旅行が新しく誘発されることがわかる．ただし，この量は国内の旅行量と比較すると微々たる量で，たとえば業務目的では約 0.23% 程度の増加にすぎない．

この増加分の内訳をみると，過半数が東京圏で誘発されていることが分かる．表 5.1 で確認されたように，東京圏での平均旅行回数の増加量は石川・富山の 1/10 程度に過ぎない．しかし，石川県の人口 117 万人に対して東京圏（1 都 3 県）が 3,561 万人と，圧倒的に人口規模が大きいため，総量ベースでは石川と富山を合算した量よりはるかに増加量が多い．

表 5.1: 北陸新幹線によるゾーン毎平均宿泊旅行回数の増加量

順位	業務	増加量（回/年）	観光	増加量（回/年）	私用	増加量（回/年）
1	富山	+0.0327	富山	+0.0127	富山	+0.0038
2	石川	+0.0275	石川	+0.0097	石川	+0.0038
3	群馬	+0.0033	群馬	+0.0018	群馬	+0.0007
4	福井	+0.0027	東京圏	+0.0014	福井	+0.0004
5	栃木	+0.0021	栃木	+0.0011	東京圏	+0.0004

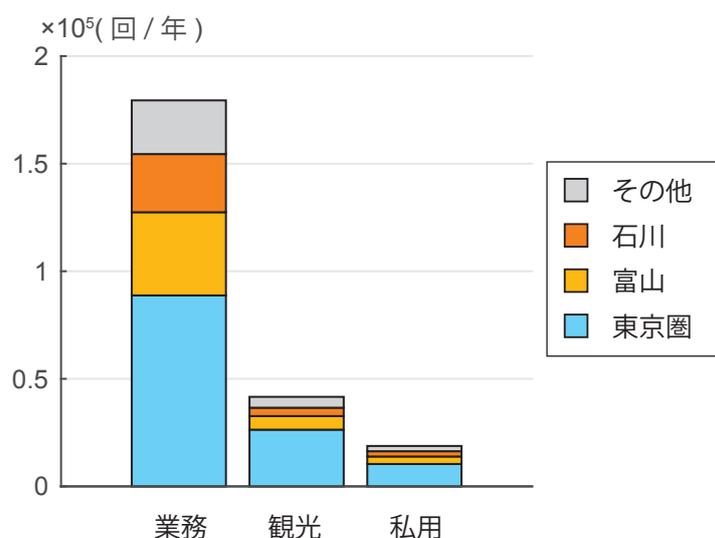


図 5.3: 北陸新幹線による旅行発生増加量の内訳

## 5.5 集中量の増減

step-4 で得られるモード別・OD 流動量を集計した，ゾーン毎の集中量に着目して，北陸新幹線の開業効果を確認する．

図 5.4 は，シミュレーションの結果得られた，北陸新幹線開業による集中量の変化量である．この図から，どの旅行目的でも共通で東京圏・石川・富山で 1 (万回/年) 以上も集中量が増加することが読み取れる．その一方で，東北地方・近畿地方で 1 (万回/年) 以上減少する．

この結果の原因について考察していこう．まず，北陸新幹線が開業すると，関東-北陸の間の鉄道移動コストが大きく下がるために，その経路を利用する旅行先・モードペアの確定効用が増加する．その結果，北陸新幹線の沿線である東京圏・石川・富山を旅行先として選択する確率が高くなる．この選択確率の増加は，2 種類の行動変化によって起こりうる．一つ目は，もともと旅行していなかった人が新幹線の開業によって，東京圏・石川・富山を旅行先とする旅行を新しく実施するようになるという行動変化であり，「新規需要の誘発」と呼ぶこととする．そして，二つ目は，別の旅行先へ旅行していた人が，旅行先を東京圏・石川・富山に変更するという行動変化であり，「旅行先変更」と呼ぶこととする．このうち，北陸新幹線開業による行動変化が「新規需要の誘発」のみであれば，集中量が減少するゾーンは存在しないはずである．図 5.4 のように，東北地方・近畿地方を中心に集中量が減少しているということは，新幹線開業によって「旅行先変更」が起きていることを意味している．

3 章の GNL model の推定結果をふまえると，この新幹線開業による旅行先変更は，異なるモードを利用していた旅行者よりも，同じ鉄道モードを利用していた旅行者で

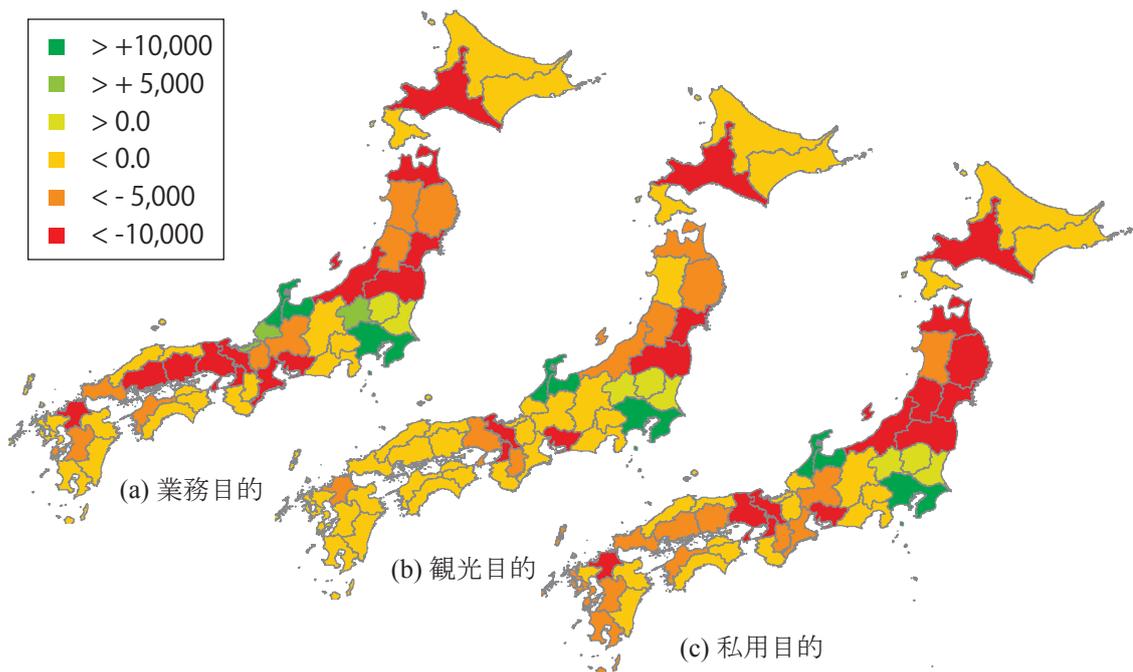


図 5.4: 北陸新幹線開業に対する集中量の変化 (回/年)

起こりやすい。その結果として、とくに図 5.4 の業務目的で顕著であるが、関東地方を除く新幹線ネットワーク上のゾーンで「旅行先変更」が多く起こり、とくに集中量が減少する結果となる。

## 5.6 石川・富山への旅行パターンの変化

ここでは、石川と富山を旅行先とする旅行に絞って、北陸新幹線開業による旅行パターンの変化を見ていこう。

まず、石川県と富山県への集中量を示したものが、図 5.5 である。ここでは、関東地方・近畿地方居住者が占める分を色分けしている。without case（新幹線開業前）をみると、石川・富山を旅行先とする旅行者の過半数が関東居住者であることが分かる。近畿居住者が占める割合も大きく、その二つの地域で大半を占めることが分かる。つぎに、旅行目的間で without を比較すると、とくに業務目的で関東・近畿地方居住者が占める割合が高いことが読み取れる。

with case と without case を比較すると、いずれの目的でも総量が増加していることが確認できる。この総量の増加分のみを取り出して、内訳を示したものが、図 5.6 である。この図から、石川県・富山県への旅行量は、北陸新幹線によって 20~60（万回/年）程度増えることが分かる。これは、一日分に換算すると、550~2200 人である。

また、旅行目的間で比較すると、観光目的の集中量の増加は、業務の 1/3、私用の半分程度に過ぎない。この増加分の内訳を地域ごとに見ると、どの旅行目的であっても共通で、増加分のほとんどを関東居住者が占めている。つまり、北陸新幹線開業によって、関東地方からの石川・富山への旅行量が大きく増える一方、ほかの地域からはほとんど増加しないことが分かった。

次に、モード毎の構成比を見ていこう。図 5.7 は、石川と富山への旅行量の内訳を、

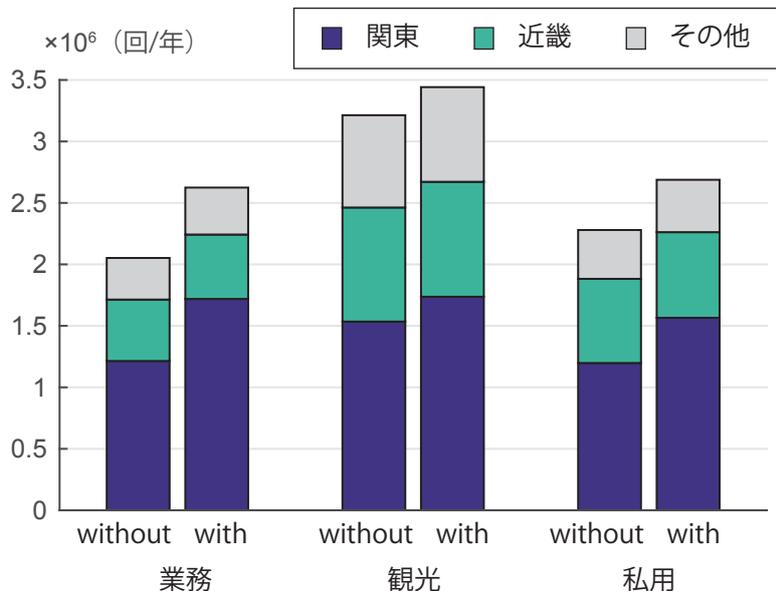


図 5.5: 石川・富山への地域別旅行量

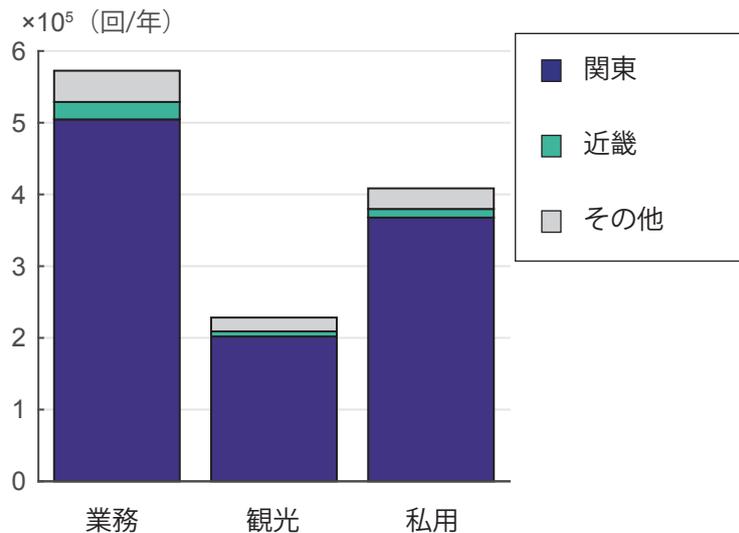


図 5.6: 石川・富山への地域別旅行量 (増加分)

モードで色分けしたものである。without case のモード構成比を目的間で比較すると、業務目的では鉄道利用の構成比が多いのに対して、観光と私用目的では道路利用が多いという特徴が読み取れる。

そして、without case と with case のモード毎の差分を示したものが、図 5.6 である。これをみると、いずれの目的でも鉄道利用者が増加していることが確認できる。一方、道路・航空の利用者の減少量は、鉄道の増加量ほどには大きくない。旅行目的間で比較すると、業務目的では、航空利用者の減少量が、他の目的と比較して大きいことが分かる。これは、GNL model の構造において、業務目的では旅行先先決型の構成比が大きい一方、私用目的ではモード先決型の構成比が大きいことを反映していると考えられる。つまり、私用目的では航空からモードを変えることに対する抵抗が大きい特徴があるため、たとえ新幹線が開業したとしても、航空から乗り換えるという行動はあまり起こらない。

つぎに、鉄道増加分の内訳を示したものが図 5.9 である。図 5.9 の内訳のうち、「モード変更」は、もともと石川・富山に航空か道路交通で旅行していた旅客が、新幹線開業により新幹線利用に転換した分である。つぎに、「旅行先変更」は、他のゾーンに旅行していたが、新幹線の開業によって旅行先を石川・富山に変更した分である。そして、「新規需要の誘発」は、新幹線の開業によって新しく旅行を実施するようになった分である。なお、この「旅行先変更」と「新規需要の誘発」を合算したものが、図 5.6 に示されている流入量の増加量であり、この大半は関東居住者が占める。

この図から、石川・富山への鉄道による流入量増加分は、その多くを「旅行先変更」が占めることが分かる。つまり、北陸新幹線を開業させると、他のゾーンへ旅行して

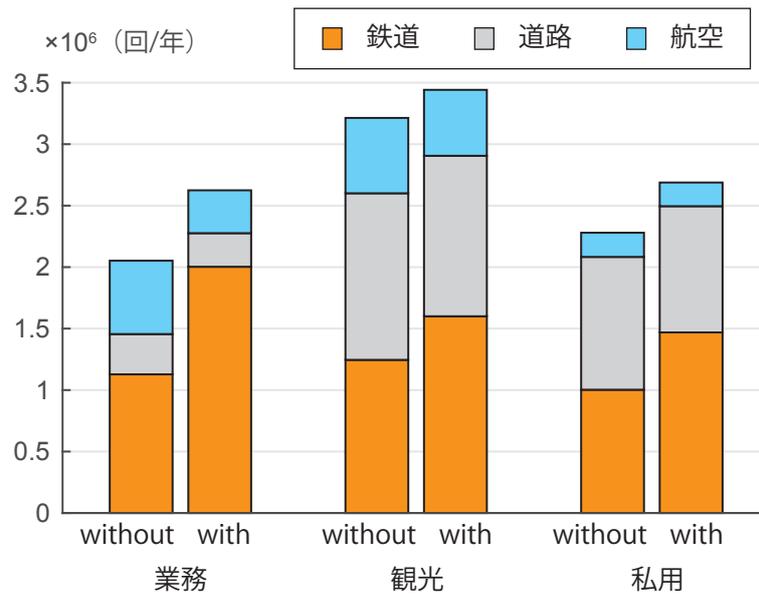


図 5.7: 石川県・富山県へのモード別旅行量

いた関東居住者が、旅行先を石川・富山に変えるという都市間旅行パターンの変化が起こることが分かる。その次に、同じODの中で航空と道路交通から、新幹線がシェアを奪うという「モード変更」が大きい。そして、最も少ないのが「新規需要の誘発」であり、他の二つと比較して非常に小さい行動変化にすぎないことが分かる。

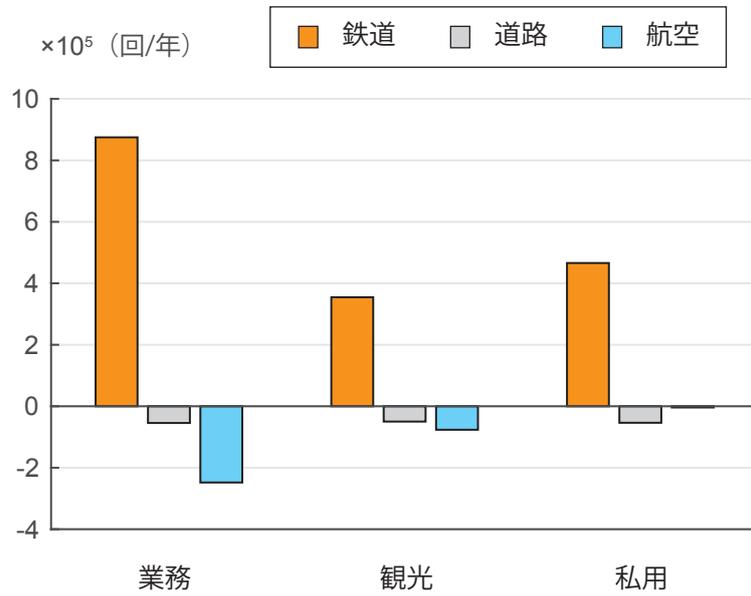


図 5.8: 石川県・富山県へのモード別旅行量の差

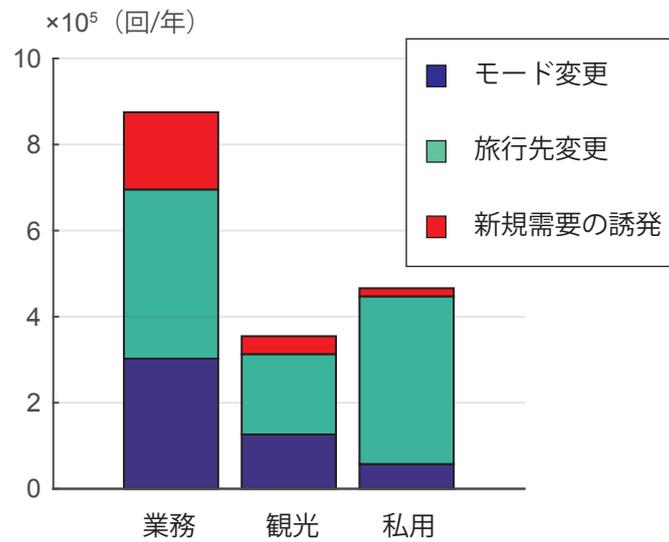


図 5.9: 石川・富山への鉄道による流入量増加の内訳

## 5.7 新幹線整備効果シミュレーションのまとめ

北陸新幹線開業のシミュレーションを通じて得られた、新幹線新設の効果をまとめると以下の3点である：

- 1) 新幹線開業には、平均旅行回数を増やす効果がある。しかし、その増加量は小さく、平均旅行回数の都道府県間差を解消することはほとんどできない。
- 2) 「モード変更」だけでなく、整備された新幹線の沿線において集中量自体を増やすという「新規需要の誘発」効果がある。
- 3) 石川・富山で増加した集中量の大半は「旅行先変更」によるものであり、その結果として他のゾーンの集中量が減少する。つまり、我が国全体の視点で見た都市間交通量を増やす効果はあまり大きくなく、地域ごとの交通量の配分を変える効果の方が大きいことが分かった。

## 5.8 統合モデルの価値と適用案

本章では、3章の旅行先・モード選択モデルと、4章の旅行回数分布モデルを統合的に活用して、交通サービスの新設・廃止によるゾーン毎の集中量や旅行回数分布といった、地域の都市間交流パターンの変化を予測する方法を示した。そして、ケーススタディーとして、北陸新幹線の新設による都市間旅行パターンの変化を推計し、新幹線開業の旅行パターンへの効果をまとめた。

この方法を用いることで、新幹線の新設効果の推計だけでなく、都道府県などの地方自治体が交通サービスへの公的補助を検討する際に重要となる、「どの路線が、廃止によって地域の都市間交流に大きなダメージを与える路線なのだろうか？」という疑問にも定量的に答えることができる。例えば、空港の廃止によるダメージの推計であれば、本モデル中で交通ネットワークを示す変数の一つである航空経路集合  $D_{i,j,t}$  が、対象とする空港を発着するすべての航空路線が利用不可能になったと仮定することで、空港の廃止による集中量と旅行回数分布の変化を推計できる。このときの都市間旅行パターンの変化は、単純に当該空港の利用者数をみるだけではわからない、他の空港・モード・旅行先への代替性をふまえた推計結果である。特に、本研究の旅行先・モード選択モデルの航空経路選択サブモデルは、ゾーン外の空港を含む、観測されたすべての空港利用経路を扱うモデルであり、広い範囲の空港間の代替性を扱うことが可能である。

このように、本研究のモデルを適用することで、空港や路線などの廃止による、都市間旅行パターンの変化を定量的に評価できる。そして、廃止されると地域の都市間

交流へのダメージが特に大きい重要な路線を把握できるために、「公的補助をするかしないか」といったサービスの維持廃止の意思決定をより効率的に行うことが可能となる。

## 第6章 おわりに

### 6.1 本研究の分析内容と成果

「交通サービスの新設・廃止によって、都市間旅行パターンはどのように変わるか？」本研究では、2種類の都市間旅行データを用いて、この疑問に答えるための2つのモデルと、それらを組み合わせた分析の方法を提案した。

まず、全国幹線旅客純流動調査のデータを用いて、旅行先・モード構成比と交通サービスの新設・廃止の関係を表現するモデルを作成した。このモデルの作成を通じて、以下のような成果が得られた。

- 1) 多くの既存研究のNL型都市間需要モデルにおける「異なる旅行先の間で交差弾力性が一定である」という仮定を緩和した、GNL型モデルを採用した。パラメータ推定・モデルの感度分析を通じて、「同一モード・別旅行先」という選択肢同士での類似性が確認され、従来のNL型モデルの仮定は妥当ではなく、旅行先構成比の変化を精度良く表現するには、GNL型モデルの採用が望ましいことがわかった。
- 2) 多くの既存研究と同様に、単純に社会経済変数と交通条件を説明変数とする、GNL型モデルのパラメータを、推定に利用するデータの時点を変えて単純に推定した。その結果、時点毎にパラメータが異なる結果となりパラメータが時間的に安定しないことが分かった。さらに、いくつかのパラメータは符号条件も合致せず、この方法では内生性などの問題によってパラメータの推定結果がゆがんでしまっている可能性が示唆された。
- 3) ゾーン毎の波及効果をもつような非観測共変量の存在を考え、GNL型モデルにこのタイプの共変量によるバイアスを除去できる「分解アプローチ」を適用した。その結果、符号条件の問題は解決され、パラメータの時間移転性についても改善されることが分かった。さらに、2)のモデルと将来時点のデータへのあてはまりを比較した結果、よりあてはまりの良いモデルであることが確認された。

つぎに、社会生活基本調査のデータを用いて、旅行回数分布の形状を表現するモデルを作成して、その年齢・時空間差を分解した。そして、時空間差と交通サービスの

新設・廃止の関係を分析することで、交通サービスの新設・廃止が旅行回数分布を変える効果を確認した。この分析を通じて、以下のような成果が得られた。

- 1) 集計的な旅行回数分布の形状を、「減少パラメータ」「ゼロ頻度層率」「高頻度層率」の3つのパラメータで説明するモデルを提案した。そして、複数時点・ゾーン毎の観測データに適用し、旅行回数分布の特徴を良好に表現できるモデルであることを確認した。
- 2) 多時点・年齢階層・ゾーン毎の旅行回数データに分解アプローチを適用し、(1) 年齢階層間の差異、(2) 世代間の差異、(3) ゾーン・時点ごとの差異の3種類に分解した。そして、年齢階層ごとに旅行回数が大きく異なること、業務目的・観光目的について「若者の旅行離れ」が見られること、観光目的で「年間にまったく旅行しない」という層が経年的に増えていること、などの旅行回数分布の経年変化の特徴が明らかとなった。
- 3) 分解結果である、年齢階層間の差異と世代間の差異に、将来の人口予測を組み合わせ、旅行回数分布の将来予測をおこなった。その結果、「高齢化」と「若者の旅行離れ」の影響で、今後30年間で国内宿泊旅行数の大幅な減少が予想されることが分かった。具体的には、2010年から2040年にかけて、観光目的で4000(万回/年)、業務と私用目的ではともに約2000(万回/年)も減少することが予想される。

以上で作成したモデルの分析結果と、北陸新幹線開業シミュレーションを通じて、都市間旅行パターンへの交通サービスの新設・廃止の効果として、以下の3点が分かった。

- 1) 交通サービスの新設・廃止効果の一部として、地域の旅行先としての価値が変わることを介して旅行先構成比を変えるという「間接効果」を推計した。その結果、そのような効果はない、あるいは存在するとすれば負の「ストロー効果」がみられる。
- 2) 交通サービスの新設・廃止の旅行回数分布への効果として、旅行回数を増やす効果がある一方、「年間にまったく旅行しない」という層の構成比を変える効果はない。
- 3) 交通サービスの新設・廃止があった地域では、集中量が大きく変化する。しかし、集中量変化の大半は「旅行先変更」によるものであり、全体の旅行数を変える効果は比較的小さい。つまり、我が国全体の視点で見た都市間交流量を増やす効果はあまり大きくなく、交流量の地域間の配分を変える効果の方が大きいことが分かった。

## 6.2 今後の展望と課題

本研究の成果から、これから数十年の間に、国内旅行量が大きく減少する可能性が高いことが分かった。また、たとえ交通サービスを整備したとしても、それによる旅行回数の増加は小さく、このトレンドを覆すほどのものではない。

このような状況では、この減少トレンドと向き合って、地方自治体は「公的補助を減らすかしないか」といったサービスの維持廃止の意思決定を行うことが求められる。このとき、本研究のモデルは、空港や路線などの廃止による、都市間旅行パターンの変化を定量的に評価することを可能とし、廃止されると地域の都市間交流へのダメージが特に大きい重要な路線を把握できるため、より効率的な政策判断に貢献できる。

また、サービスの維持廃止について考える際には、都市間交流の量は国全体の視野で見ると「限られた資源」であることに注意が必要である。本研究で明らかになったように、交通サービスの新設・廃止は、その資源の配置を変える効果をもつ。このとき、地方自治体の公的資金によるサービス維持廃止の意思決定は、交通量の配置を介して他の地域にも影響を与える。つまり、外部性が存在することとなる。このような外部性がある状況下でも、各地方自治体は効率的な意思決定ができるのか、といった点についても今後検討が必要な課題であろう。

また、本研究の分析における課題として、以下の2点がある。

- 1) 本研究の旅行先・モード選択の分析においては、ゾーン単位に波及する非観測共変量の存在を想定して、分解アプローチを適用した。その結果、非観測共変量によるバイアスの存在と、それを解決する一つの方法を提示することができた。しかし、ゾーン単位以外にも、OD 毎などといった範囲の波及効果をもつ非観測共変量の存在も否定できない。このような異なるパターンを持つ共変量効果の存在と、それを扱うことの必要性については、今後追加的な研究が必要な課題である。
- 2) 本研究の3章において、交通サービスの新設・廃止効果として、間接効果に相当するものは、存在しないか負であることが分かった。ただし、この推定結果は1990年から2010年までの20年間の新幹線・航空路線・道路橋の新設・廃止から推計した結果であり、国土計画などの戦略を考える際には、より長期の効果を分析することが求められる。本研究のモデルで把握できる範囲においても、1990年以前の交通ネットワークデータを整備して、過去のゾーン交通LOS変化を算出することを通じて、それに対する回答が得られる可能性がある。

## 参考文献

- 1) Alegre, J. and Pou, Ll.: Microeconomic determinants of the probability of tourism consumption, *Tourism Economics*, Vol.10, pp.125-144, 2004.
- 2) Bekhor, S. and Prashker, J. N.: GEV-based destination choice models that account for unobserved similarities among alternatives, *Transportation Research Part B*, Vol.42, pp.243-262, 2008.
- 3) Bhat, C.R.: Covariance heterogeneity in nested logit models: econometric structure and application to intercity travel, *Transportation Research Part B*, Vol.31, pp.11-21, 1997.
- 4) Bhat, C.R., Castro, M. and Khan, M.: A new estimation approach for multiple discrete-continuous probit (MDCP) choice model, *Transportation Research Part B*, Vol.55, pp.1-22, 2013.
- 5) Bhat, C.R. and Guo J.: A mixed spatially correlated logit model: formulation and application to residential choice modeling, *Transportation Research Part B*, Vol.38, pp.147-168, 2004.
- 6) Ben-Akiva, M. and Lerman, S. R.: *Discrete choice analysis: theory and application to travel demand*, The MIT press, Cambridge, 1985.
- 7) Coldren, G.M. and Koppelman, F. S.: Modeling the competition among air-travel itinerary shares: GEV model development, *Transportation Research Part A*, Vol.39, pp.345-365, 2005.
- 8) Dalay, A.: National models, *Handbook of Transport Modeling*, D.A. Hensher and K.J. Button (eds.), Elsevier, pp.421-432.
- 9) Department for Transport (UK): Road Traffic Forecasts 2015, HP of Department for Transport, 2015.. ([https://www.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment\\_data/file/411471/road-traffic-forecasts-2015.pdf](https://www.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/411471/road-traffic-forecasts-2015.pdf), last access: 2015/10/15)

- 10) Department of Transportation (US): Essential Air Service, HP of Department for Transportation, 2013. (<https://www.transportation.gov/policy/aviation-policy/small-community-rural-air-service/essential-air-service>, last access: 2015/10/15)
- 11) Fu, X., Oum, T. H. and Yan, J.: An analysis of travel demand in Japan's inter-city market - Empirical estimation and policy simulation, *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol.48, No.1, pp.97-113, 2014.
- 12) Gurmu, S. and Elder, J.: A bivariate zero-inflated count data regression model with unrestricted correlation, *Economic Letters*, Vol.100, pp.245-248, 2008.
- 13) Hensher, D. A.: Sequential and full information maximum likelihood estimation of a nested logit model, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.68, No.4, pp.657-667, 1986.
- 14) Hensher, D. A. and Button, K.J. (edit): *Handbook of transport modelling* (second edition), Emerald Group, Bingley, 2008.
- 15) Hellström, J.: A bivariate count data model for household tourism demand, *Journal of Applied Econometrics*, Vol.22, pp.213-226, 2006.
- 16) Kato, H., Kato, K., Endo, K., Kaneko, Y. and Shimizu, T.: Inter-Regional travel demand analysis using integrated model for practical travel demand forecast, *Proceedings of the Eastern Asia Society for Transportation Studies*, Vol.8, pp.69-84, 2011.
- 17) Koppelman, F. S. and Sethi, V.: Incorporating variance and covariance heterogeneity in the generalized nested logit model: an application to modeling long distance travel choice behavior, *Transportation Research Part B*, Vol.32, pp.825-853, 2005.
- 18) Koppelman, F. S. and Wen, C.H.: The paired combinatorial logit model: properties, estimation and application, *Transportation Research Part B*, Vol.34, No.2, pp.75-89, 2000.
- 19) Lambert, D.: Zero-inflated poisson regression with an application to defects in manufacturing, *Technometrics*, Vol.34, No.1, pp.1-14, 1992.

- 20) LaMondia, J., Bhat, C.R. and Hensher, D.A.: An annual time use model for domestic vacation travel, *Journal of Choice Modelling*, Vol.1, No.1, pp.70-97, 2008.
- 21) Litman T.: Generated traffic and induced travel, *The Journal of Institute of Transportation Engineers*, Vol.71, No.4, pp.38-47, 2001.
- 22) Louviere, J., Train, K., Ben-Akiva, B., Bhat, C., Brownstone, D., Cameron, T., Carson, R., Deshazo, J.R., Fiebig, D., Greene, W., Hensher, D. and Waldman, D.: Recent Progress on Endogeneity in Choice Modeling, *Marketing Letters*, Vol.16, No.3, pp.255-265, 2005.
- 23) Marzano, V. and Papola, A.: On the covariance structure of the cross-nested logit model, *Transportation Research Part B*, Vol.42, No.2, pp.83-98, 2008.
- 24) Mason, W.M. and Fienberg, S.E., (ed.): *Cohort Analysis in Social Reseaech: Beyond the Identification Problem*, Springer-Verlag, 1986.
- 25) McFadden, D.: Conditional logit analysis of qualitative choice behavior, *Fronriers in Econometrics*, Zaremmbka, P. (ed.), Academic Press, New York.
- 26) McFadden, D. and Train K.: Mixed MNL models for Discrete Response, *Journal of Applied Economics*, Vol.15, No.5, pp.447-470, 2000.
- 27) Mullahy, J.: Specification and testing of some modified count data models, *Journal of Econometrics*, Vol.33, pp.341-365, 1986.
- 28) Nakamura, T.: Bayesian Cohort Models for General Cohort Table Analyses, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, Vol.38, No.2B, pp.353-370, 1986.
- 29) Nostrand, C.V., Sivaraman, V. and Pinjari, A.R.: Analysis of long-distance vacation travel demand in the United States: a multiple discrete-continuous choice framework, *Transportation*, Vol.40, pp.151-171, 2013.
- 30) Nijegovan, N.: Elasticities of demand for leisure air travel: A system modeling approach, *Journal of Air Transport Management*, Vol.12, pp.33-39, 2006.
- 31) Okuyama, T.: Estimating tourism demands and substitution effect using the Kuhn-Tucker model: an application in Nara prefecture, *Journal of Eastern Asia Society for Transportation Studies*, Vol.9, pp.211-224, 2011.

- 32) Özcan, I. C.: Economic contribution of essential air service flights on small and remote communities, *Journal of Air Transport Management*, Vol.34, pp.24-29, 2014.
- 33) Phaneuf, D.J. and Siderelis, C.: An application of the Kuhn-Tucker model to the demand for water trail trips in North Carolina, *Marine Resource Economics*, Vol.18, No.1, pp.1-14, 2003.
- 34) Seetaram N.: Computing airfare elasticities or opening Pandora's box, *Research in Transportation Economics*, Vol.26, pp.27-36, 2010.
- 35) Reynolds-Feighan, A.: European air transport public service obligations: A periodic review, *Fiscal Studies*, Vol.16, pp.58-74, 1995.
- 36) Rosenbaum, P.R. and Rubin, D.B.: The central role of the propensity score in observational studies for casual effects, *Biometrika*, Vol.70, pp.41-55, 1983.
- 37) Snow, J.: *On the mode of communication of cholera*, Mr. Churchill's Publication, 1885.
- 38) Train, K.: *Discrete choice methods with simulation* (second edition), Cambridge University Press, Cambridge, 2009.
- 39) von Haefen, R.H. and Phaneuf, D.J.: Estimating preferences for outdoor recreation: a comparison of continuous and count data demand system frameworks, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.45, pp.612-630, 2003.
- 40) Vovsha, P.: Application of Cross-Nested Logit Model to Model Choice in Tel Aviv, Israel Metropolitan Area, *Transportation Research Record*, No.1607, pp.6-15, 1997.
- 41) Wang, P.: A bivariate zero-inflated negative binomial regression model for count data with excess zeros, *Economic Letters*, Vol.78, pp.373-378, 2003.
- 42) Wardman. M.: Inter-urban rail demand elasticities and competition in Great Britain: evidence from direct demand model, *Transportation Research Part E*, Vol.33, No.1, pp.15-28, 1997.
- 43) Wardman, M.: Rail passenger demand forecasting: cross-sectional models revisited, *Railroad Economics Research in Transportation Economics*, Vol.20, pp.119-152, 2007.

- 44) Wen, C. H., Chen, T.N. and Fu, C.: A factor-analytic generalized nested logit model for determining market position of airlines, *Transportation Research Part A*, Vol.62, pp.71-80, 2014.
- 45) Wen, C. H. and Koppelman, F.S.: The generalized nested logit model, *Transportation Research Part B*, Vol.35, pp.627-641, 2001.
- 46) Williams, H.C.W.L.: On the formulation of travel demand models and economic evaluation measure of user benefit, *Environment and Planning A*, Vol.9, No.3, pp.285-344, 1977.
- 47) Woodridge, J.M.: *Introductory Econometrics* (fifth edition), South-Western Pub., 2013.
- 48) Yang, Y. and Land, K. C.: A mixed models approach to the age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys, with an application to data on trends in verbal test scores, *Sociological Methodology*, Vol.36 No.1, pp.75-97, 2006.
- 49) Yao, E. and Morikawa, T.: A study of an integrated intercity travel demand model, *Transportation Research Part A*, Vol.39, pp.367-381, 2005.
- 50) Yai, T., Iwakura, S. and Morichi, S.: Multinomial probit with structured covariance for route choice behavior, *Transportation Research Part B*, Vol.31, No.3, pp.195-207, 1997.
- 51) Yamaguchi, H. and Okumura, M.: Time Value Distribution and Multi-modal Intercity Travel Network Shape: Theoretical Analysis for Typical Setting, *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, Vol.138, pp.602-611, 2014.
- 52) 奥村誠: 全国幹線旅客純流動調査の意義と課題, *運輸と経済*, Vol.72, No.6, pp.21-30, 2012.
- 53) 奥村誠・金進英・大窪和明: 国勢調査前住都道府県データに基づく居住履歴の推定, *都市計画論文集*, Vol.43, No.3, pp.933-938, 2013.
- 54) 奥山忠裕: Kuhn Tucker Model による水質改善の便益評価 -効用関数形の比較分析-, *土木学会論文集 G*, Vol.67, No.6, pp.151-162, 2011.
- 55) 金子雄一郎・加藤浩徳: 我が国の都市間交通研究の系譜, *土木計画学研究・講演集*, Vol.31(CD-ROM), 2005.

- 56) 久保拓弥: データ解析のための統計モデリング入門, 岩波書店, 2012.
- 57) 国土交通省: 国土形成計画(全国計画), 国土交通省 HP, 2015.08.14 閣議決定. ([http://www.mlit.go.jp/kokudoseisaku/kokudokeikaku\\_fr3\\_000003.html](http://www.mlit.go.jp/kokudoseisaku/kokudokeikaku_fr3_000003.html), last access: 2015/10/15)
- 58) 国土交通省: 平成 22 年度 空港別収支の試算結果について, 国土交通省 HP, 2012.11.12 報道発表資料. ([http://www.mlit.go.jp/report/press/kouku05\\_hh\\_000047.html](http://www.mlit.go.jp/report/press/kouku05_hh_000047.html), last access: 2015/10/15)
- 59) 国土交通省国土技術政策総合研究所: 需要予測について, 国土技術政策総合研究所 HP, 交通政策審議会航空分科会の答申(平成 19 年 6 月 21 日)に反映された需要予想手法. (<http://www.ysk.nilim.go.jp/kakubu/kukou/keikaku/juyou1.html>, last access: 2015/10/15)
- 60) 国立社会保障・人口問題研究所: 日本の将来推計人口, 国立社会保障・人口問題研究所 HP, 2013.3 推計. (<http://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Mainmenu.asp>, last access: 2015/10/15)
- 61) 柴田宗典・奥田大樹・武藤雅威・鈴木崇正: 旅客の嗜好性と選択肢の選別プロセスを考慮した幹線鉄道の分担率推定手法の開発, 運輸政策研究, Vol.17, No.1, pp.2-11, 2014.
- 62) 杉山武彦・竹内健蔵・根本敏則・山内弘隆: 交通市場と社会資本の経済学, 有斐閣, 2010.
- 63) 高橋啓・大野高裕: GNL とエントロピー・モデルの等価性: 非集計レベルの等価性, 日本経営工学論文誌, Vol.64, No.1, pp.9-20, 2013.
- 64) 日比野直彦・森地茂: 世代の特徴に着目した国内観光行動の時系列分析, 土木計画学研究・論文集, Vol.23, No.2, pp.399-406, 2006.
- 65) 古屋秀樹・兵藤哲朗・森地茂: 発生回数の分布に着目した観光交通行動に関する基礎的研究, 日本都市計画学会学術研究論文集, Vol.28, pp.319-324, 1993.
- 66) 古屋秀樹・全相鎮: 潜在クラスモデルを用いた宿泊観光旅行回数の基礎的分析, 土木計画学研究・講演集, Vol.50(CD-ROM), 2014.
- 67) 星野崇宏: 調査観察データの統計科学, 岩波書店, 2009.
- 68) 村上英樹・加藤一誠・高橋望・榊原 胖夫: 航空の経済学, ミネルヴァ書房, 2006.

- 69) 森宏・Clason, D.: 社会科学研究のためのコウホート分析, 専修大学社会科学年報, Vol.41, pp.17-38, 2007.
- 70) 屋井鉄雄・中川隆広: 構造化プロビットモデルの発展性, 土木計画学研究・論文集, Vol.13, pp.563-570, 1996.
- 71) 山鹿久木: 「差の差」の手法によるインフラ整備の影響の定量化, 公共インフラ都市域振興, 長峯純一 (ed.), 中央経済社, pp.22-33, 2015.
- 72) 山口裕通・奥村誠・Tirtom, H.: 都市間交通需要の LOS 弾力性に関する研究, 土木学会論文集 D3, Vol.69, No.5, pp.629-638, 2013.

## 利用データ

- 73) 国土交通省: 全国幹線旅客純流動調査・個票データ.  
調査時点 : 第 1 回 (1990), 第 2 回 (1995), 第 3 回 (2000), 第 4 回 (2005), 第 5 回 (2010).
- 74) 総務省統計局: 社会生活基本調査・オーダーメイド集計データ.  
調査時点 : 1991, 1996, 2001, 2006, 2011  
独立行政法人統計センターに依頼し, 社会生活基本調査のアンケート個票データを本研究専用に集計していただいたデータを利用.
- 75) 日本交通公社: JTB 時刻表  
時点 : 1995 年 10 月号, 2005 年 10 月号, 2010 年 11 月号.
- 76) 弘済出版社: JR 時刻表  
時点 : 1990 年 10 月号, 2000 年 9 月号.
- 77) 総務省統計局: 国勢調査.  
(<http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2010/>, last access: 2016/01/15)  
調査時点 : 1990, 1995, 2000, 2005, 2010
- 78) 内閣府: 国民経済計算.  
([http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data\\_list/kenmin/files/files\\_kenmin.html](http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html), last access: 2016/01/15)  
調査時点 : 1990, 1995, 2000, 2005, 2010
- 79) 経済産業省: 事業所・企業統計調査.  
(<http://www.stat.go.jp/data/jigyou/2006/>, last access: 2016/01/15)  
調査時点 : 1991, 1996, 2001, 2006
- 80) 経済産業省: 経済センサス.  
(<http://www.stat.go.jp/data/e-census/2009/>, last access: 2016/01/15)  
調査時点 : 2009

—謝辞—

本論文を結ぶにあたり、ご指導いただいた方々、助けていただいた方々に感謝いたします。

東北大学災害科学国際研究所奥村誠教授には、学部生時代から今までご指導いただく中で、研究面をはじめとして数多くの教をいただいたことに感謝いたします。研究室に配属されてからの6年間、私が研究の行く先に迷い苦悩しているときには、何度も先生の柔軟な発想と知識に基づきご助言で前に導いていただきました。そして、6年間のゼミや打ち合わせ、朝の会など多くの機会を通じてご教授いただいた、周りの事象のとらえ方や思考方法は私の貴重な財産です。また、この論文をまとめるに当たって弱気になっていた私を熱くご指導いただき、この博士論文を提出するという「スタートライン」まで導いていただきました。重ねて、心より感謝いたします。これからは、先生からいただいた教を大切にしつつ、このスタートラインから自分の力で走り、よき成果を報告できるよう励みたいと思います。

東北大学大学院情報科学研究科赤松隆教授には、査読委員を引き受けていただき、私の研究について多くの的確なご助言、ご指摘を頂きました。それ以外にも、M1の頃に声をかけていただき、震災時の石油ロジスティクスについて一緒に研究し、共著論文を執筆するという貴重な機会をいただくなかで、研究への姿勢や進め方、「研究者」としてのあり方など多くを学ばせていただきました。深く感謝の意を表します。また、一緒に石油ロジスティクスの論文について議論・執筆する中で、多くの有意義な知識や研究に対する刺激をいただきました。東北大学長江剛志准教授と大澤実氏にも感謝いたします。

東北大学大学院情報科学研究科河野達仁教授、東北大学災害科学国際研究所越村俊一教授には、お忙しい中査読委員をお引き受けいただき、この論文をまとめるにあたっての的確なコメントを多くいただきました。心より感謝いたします。

東北大学・土木計画系の先生方には、学部生時代から授業・ゼミ・発表会を通じて指導いただき、育てていただいたことに謝意を表します。東北大学情報科学研究科桑原雅夫教授、井上亮准教授、福本潤也准教授には、中間発表を通じて有意義なコメントをいただきました。また、東北大学災害科学国際研究所の平野勝也准教授には、平野研・奥村研の合同ゼミなどを通じて、研究面でのアドバイスや叱咤激励を数多くいただきました。頂いたご指摘には、まだまだ応えきれないものも多く、心に刻みつつこれからしっかりと励みたいと思います。

都市間旅客交通研究小委員会の皆様には、研究会や学会を通じて、この研究への重要なアドバイスを多くいただくとともに、有意義な知見を数多く提供いただきました。とくに、広島大学塚井誠人准教授には、本研究中で利用した鉄道の交通サービスレベ

ルデータを提供いただくとともに、弟弟子の研究を気にかけていただき、複数回頂いた発表の機会など、様々な機会にこの研究の進め方についてアドバイスを頂きました。政策研究大学院大学日比野直彦准教授、東京工業大学福田大輔准教授には、本論文の4章部分について特に重要なコメントを頂きました。厚くお礼申し上げます

本研究で利用しているデータは、全国幹線旅客純流動調査は国土交通省より、社会生活基本調査は総務省より提供いただいたものです。これらの調査データなしには、本研究は成しえませんでした。感謝いたします。

6年間を過ごした奥村研究室メンバーの皆様には、様々な面でお世話になりました。大窪和明先生、金進英先生、Rubel Das先生には、研究の進め方から具体的な分析の方法まで数多くのご助言をいただきました。また、身近で研究に励む後ろ姿を見せていただく中で、研究者として研究に向き合う姿勢を学ばせていただきました。事務補佐員の平山塔子氏には、奥村研究室にいる6年間のほぼ全てで一貫してお世話になり、完璧な研究環境を整えていただくとともに、研究以外の面で素晴らしい相談相手になっていただきました。また、奥村研の先輩・同期・後輩の皆様には、研究面はもちろんのこと、様々な面でお世話になりました。とくに、後輩の皆様との研究の議論からは、私自身の研究についても多くのアイデアを得て、数多くこの論文に反映されています。研究室で過ごした日々の中で、助けていただき、そして楽しい時間を過ごさせていただいたことを感謝いたします。

最後に、高校時代に「仙台の東北大学に行く！」と実家を離れて長い大学生活をする私を、終始一貫暖かくサポートし応援し続けてくれた両親、家族に心から感謝いたします。

ありがとうございます。

2016年1月 仙台・青葉山にて