

社会的同調の異質性を考慮した 通勤交通手段転換意向の分析

奥嶋 政嗣¹

¹正会員 徳島大学准教授 大学院ソシオテクノサイエンス研究部 (〒770-8506 徳島市南常三島町2-1)
E-mail: okushima.masashi@tokushima-u.ac.jp

本研究では、個人の異質性および社会的同調性が通勤交通手段の転換意向へ与える影響を定量的に把握することを目的とする。このため、環境問題に関する意識および通勤交通手段転換に関する意向調査結果に基づいて、温室効果ガス排出削減に向けた交通政策に対する交通行動者の意思決定構造をモデル化する。具体的には、アンケート調査結果を利用して、保有車両と利用状況、通勤交通状況、環境意識および交通政策による交通手段転換意向の関係について把握する。ここで、通勤交通手段転換のモデル化に関して、交通サービス水準、環境意識および社会的同調性を要因とし、個人の異質性に着目して階層ベイズ型二項ロジットモデルの枠組みを適用する。この結果として、通勤交通手段の転換意向形成要因として、社会的同調効果において個人の異質性が影響することを示す。

Key Words : *transport policy, Bayesian modeling, social interaction, environmental concern*

1. はじめに

環境的に持続可能な交通システムの実現のためには、自動車技術の革新による温室効果ガスの排出量抑制だけでなく、過度な自動車利用の抑制が課題として挙げられる¹⁾。このため、自動車依存社会となっている地方都市においても、代替交通手段となる公共交通、自転車などのサービス水準の向上を図るとともに、地球環境問題への認識を深めることにより、交通手段転換を促進する必要がある²⁾。

このような観点から、先行研究では、地方都市の郊外部に位置する勤務地への通勤者を対象に、その環境意識を考慮して、通勤交通手段転換に関わる意思決定構造について分析を行っている³⁾。そこでは、公共交通機関のサービス水準向上による転換意図の形成に「地球温暖化への関心」が関係していることが示されている。

一方で、環境負荷の低い通勤交通手段の利用促進に関する既往研究において、他の交通行動者の協力率が交通手段選択に影響することが明らかにされている⁴⁾。個人の行動は、他者の意見及び行動に影響を受けることが認識されており、社会的同調性と呼ばれている⁵⁾。交通行動における社会的相互作用に着目した研究についてのレビュー⁶⁾を参照すると、交通手段選択モデルに社会的相互作用が内包され、その影響を定量的に推定している研

究⁷⁾⁹⁾もみられる。

しかしながら、社会的同調性は個人により相違すると考えられる。したがって、社会的同調性についての個人の異質性を明示的に組み込んだ分析フレームを適用することが必要となる。ここでマーケティングの分野では「消費者は同質ではなく異質である」との認識に基づいて、個々の消費者の異質性に対応した戦略が提唱されている。これに対応して、ミクロ計量経済学の分野においては、消費者は異質であるが共通する部分もあるとの論理で、異質性を推定する際に不足する情報を共通性で補うといったモデリング法である階層ベイズモデルが提案されている¹⁰⁾。

本研究では、個人の異質性および社会的同調性が持続可能な交通手段への転換意向へ与える影響を定量的に把握することを目的とする。このため、環境問題に関する意識および通勤交通手段転換に関する意向調査結果に基づいて、温室効果ガス排出削減に向けた交通政策に対する交通行動者の意思決定構造をモデル化する。

具体的には、公共交通機関のサービス水準が低く、自動車依存度の高い地方都市圏を対象としたWebアンケート調査結果を利用して、保有車両と利用状況、通勤交通状況、交通政策による交通手段転換意向および環境意識などについて把握する。またエコ通勤バス運行および環境税などの課金政策に関する回答から、通勤交通手段の

転換意向を分析する。ここで通勤交通手段転換のモデル化に関して、交通サービス水準、環境意識および社会的同調性を要因とし、個人の異質性に着目して階層ベイズ型二項ロジットモデルの枠組みを適用する。この結果として、通勤交通手段の転換意向形成要因としての社会的同調効果において、個人の異質性が影響することを示す。

2. 通勤交通手段転換意向調査と現状把握

本章では、通勤交通手段転換促進のための交通政策を検討し、その交通政策に応じた自動車通勤者の転換意向を把握するための調査概要を整理するとともに、通勤交通と環境意識の現状を把握する。

(1) 通勤交通手段転換促進のための交通政策

温室効果ガス排出削減に向けて、通勤交通手段の転換を促進することを目指し、交通政策を検討する。自動車依存度の高い地方都市圏においては、少々の公共交通サービス水準向上のみでは、通勤交通手段の転換を促進することは期待できない。このため、複数の自動車利用抑制策を組み合わせたパッケージ政策の策定が必要となる。

地方都市における公共交通サービス水準の向上のためには、基幹交通としてのLRT導入が考えられる。しかしながら、導入には費用負担など多くの議論を要する。このため、バス交通サービスを向上させることを目指した「エコ通勤バス（BRT）」の導入を検討する。具体的には、居住地の最寄バス停留所と勤務先の最寄バス停留所間を結ぶバス路線が設置され、通勤時間帯（6～9時台および17～20時台）に1時間2本の運行頻度で、乗り換え無しで到着できるサービスを想定する。

上記の「エコ通勤バス」による公共交通サービス水準の向上により代替交通手段を確保した上で、自動車利用の抑制のために経済的インセンティブ政策を検討する。自動車交通の速度低下にもなって二酸化炭素排出量は増大することがわかっており、道路交通混雑の緩和は温室効果ガス削減のためにも重要な課題となっている。

この道路交通混雑の外部費用の内部化のためにロードプライシングが議論されており、温室効果ガス削減効果も期待される。本研究では、コードン型プライシングを想定し、通勤および帰宅する際にそれぞれ必ず一度だけ通行料金を徴収される「固定課金」とする。

つぎに、自動車での道路区間の走行距離に応じた課金額を徴収される「距離課金」制度についても検討する。技術的に実現可能な状況となったこともあり、我が国においても導入の議論がなされている。たとえば、片道の通勤距離が10kmであるときに、単位距離あたりの課金が10円/kmの場合には、課金額は100円となる。

一方、地球温暖化問題への経済学的アプローチの一例として、環境税が挙げられる。本研究では、ガソリンの消費に対して課金する「排出量課金」を検討する。このため、同一距離を走行する場合においても、利用車両の燃費により課金額が異なる。たとえば、片道の通勤距離が10kmであり、利用車両の燃費が10km/Lであるときに、税率が100円/Lの場合には、課金額は100円となる。

以上のように、公共交通サービス水準の向上のための「エコ通勤バス」の運行に加えて、経済的インセンティブとして「固定課金」、「距離課金」および「排出量課金」について、通勤交通手段転換の促進効果を分析することとする。

(2) 通勤交通手段転換意向調査の概要

自動車依存度の高い地方都市圏である徳島県を対象に、通勤交通手段転換意向を把握するために、インターネットアンケート調査サイトを利用して Web アンケート調査を実施した。20歳以上の徳島県在住者を対象に、2012年11月にアンケート調査依頼を行い、有効回答サンプル480票を得ている。調査項目の構成は、個人属性、保有車両と利用の現状、現状の通勤交通、交通政策に対する交通手段転換意向、環境意識と取り組みに分類できる。

被験者属性に関して、性別は男性が61%とやや多い。年齢層構成では、徳島県の人口構成と比較して、60歳以上の高い年齢層の被験者が少なく、30-49歳の被験者が多い。また、被験者の自動車運転免許保有率は99.4%であり、ほとんどの被験者が自動車運転免許を保有している。世帯構成については、夫婦と子の二世帯世帯が46%と多く、ついで夫婦のみの世帯の20%となっている。また単身世帯および三世帯同居世帯もそれぞれ1割以上の割合で含まれている。

(3) 通勤交通の現状に関する整理

上記のアンケート調査結果に基づいて、通勤交通の現状について整理する。ここでは通勤していないサンプルを除いた381サンプルを対象とする。自動車利用通勤者の割合は77%と高く、ついで二輪の割合が15%であり、公共交通利用者は極めて少数であるのが特徴的である。徳島広域都市圏パーソントリップ調査結果（2000年実施）と比較すると、自動車利用割合が若干高いものの、概ね同様な構成比となっている。自動車利用通勤者の通勤距離は平均で約11kmとなっている。また、自動車利用通勤者の保有車両の平均燃費は約13km/Lであった。

つぎに、自動車利用通勤を行っている292サンプルを対象に、代替交通手段について整理する。公共交通手段などのサービス水準が低いこともあり、「代替交通手段はない」との回答が最も多く36%を占めている。また代替交通手段としては、公共交通が25%、自転車24%と

ほぼ同程度である。

(4) 環境意識に関する整理

自動車利用通勤者の環境意識として、被験者の地球温暖化問題への関心および温暖化防止のための協力意向について分析する。温暖化防止のための協力意向としては、温室効果ガス排出削減のために「労力」を使用する意向、「時間」を使用する意向および「金銭」を使用する意向について回答を得ている。これらの環境意識に関する質問への回答の割合を図-1に示す。

地球温暖化問題への関心については、「非常にある」および「ややある」を含めて64%となり、多くの被験者が地球温暖化問題への関心を示している。温室効果ガス排出削減のための協力意向について、「非常にある」および「ややある」を合わせると、労力使用意向では44%と地球温暖化問題への関心よりも低く、時間使用意向では38%、金銭使用意向では31%となっている。

3. 通勤交通手段転換意向の把握

本章では、通勤交通手段が自動車利用である292サンプルを対象として、前述した交通政策に関して、自動車通勤からの交通手段転換意向について分析する。

(1) 社会的同調による転換意向

通勤交通手段転換に関して、社会的同調性が影響すると思われる。そこでエコ通勤バス運行のみを実施した場合について、地域での協力率（交通手段転換率）と交通手段転換意向の関係について分析する。

意向調査では、エコ通勤バスの説明に続いて、「エコ通勤バスの運行により、温室効果ガス削減のために、この地域で勤務する一部の通勤者が自動車通勤を週1回以下に控えています。この地域で勤務する何%の通勤者が自動車通勤を週1回以下に控えていたら、自動車通勤を週1回以下に控えますか。」と質問している。温室効果ガス排出削減のための金銭使用意向の有無別に、提示協力率に応じた交通手段転換意向の表明率を図-2に示す。

提示協力率が同一であれば、交通手段転換意向の表明率は、「金銭使用意向あり」の場合に高い。協力率を提示した場合において、交通手段転換の可能性を示した回答者が増加しており、交通手段転換における社会的同調の影響がみられる。また、提示協力率10%のときには、表明率が10%を上回っている。一方、提示協力率50%以上の範囲では、表明率の変動はあまり大きくない。したがって、社会的同調の影響を受けない自動車通勤者が存在し、社会的同調の影響は逡減する傾向にあることがわかる。

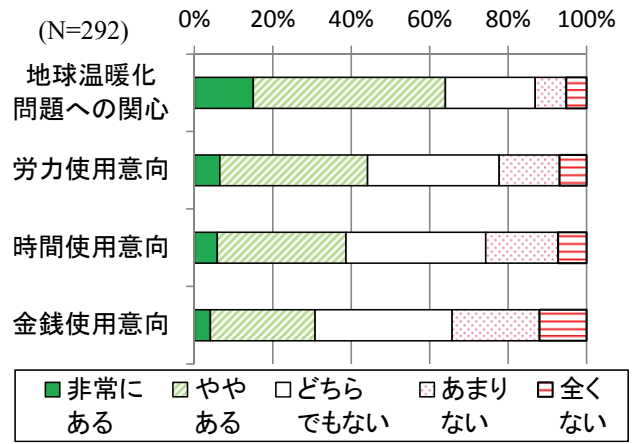


図-1 温室効果ガス排出削減のための協力意向の割合

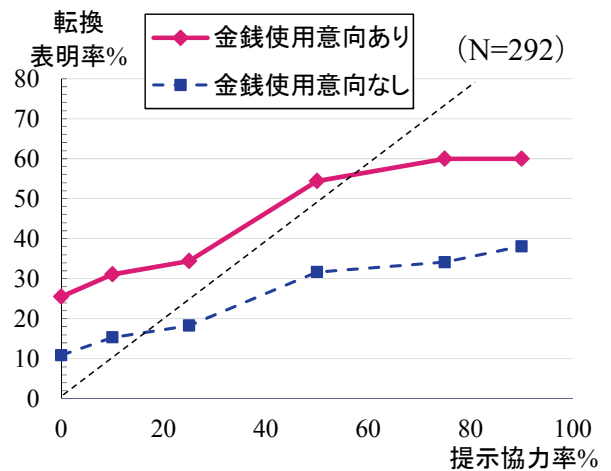


図-2 提示協力率に応じた交通手段転換意向表明率

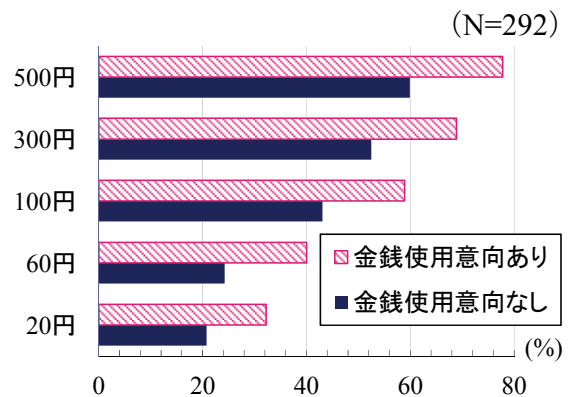


図-3 固定課金に応じた交通手段転換意向表明率

(2) 交通政策による転換意向

ここでは、エコ通勤バス運行に加えて、「固定課金」、「距離課金」および「排出量課金」を実施した場合について、通勤交通手段の転換意向を整理する。

温室効果ガス排出削減のための金銭使用意向の有無別に、「固定課金」のそれぞれの課金額に対する交通手段転換意向の表明率を図-3に示す。課金額100円での転換

表明率は、金銭使用意向なしの場合で43%、金銭使用意向ありの場合で59%に達している。一方、課金額500円でも交通手段転換意向を表明しない回答者もみられる。また、課金額が高い場合には、転換意向への影響が逓減する傾向がみられる。

つぎに、温室効果ガス排出削減のための金銭使用意向の有無別に、「距離課金」のそれぞれの課金額に対する交通手段転換意向の表明率を図-4に示す。意向調査では、距離課金制度の説明として、一般道路を含む道路利用に対して、自動車での走行距離に応じて通行料金が徴収されることを明示している。課金額10円/kmでの転換表明率は、金銭使用意向なしの場合で46%、金銭使用意向ありの場合で64%に達しており、固定課金100円の場合よりも大きい。このときの平均課金額は約110円となるため、妥当な結果といえる。また、固定課金の場合と同様に、課金額が高い場合には、転換意向への影響が逓減する傾向がみられる。

同様に、「排出量課金」のそれぞれの課金額に対する交通手段転換意向の表明率を図-5に示す。意向調査では、排出量課金制度の説明として、現在のガソリン代金に追加して課金額が徴収されることを明示している。課金額100円/Lでの転換表明率は、金銭使用意向なしの場合で34%、金銭使用意向ありの場合で43%である。このときの平均課金額は約85円となる。このため、固定課金100円および距離課金10円/kmの場合よりも低い結果となっていると考えられる。

4. 通勤交通手段転換モデルの構築

本章では、交通政策実施時の通勤交通手段転換意向に基づいて、階層ベイズモデルを用いて、通勤交通手段転換モデルを構築することを目指す。

(1) 通勤交通手段転換分析のためのデータ設定

ここでは、交通手段転換要因を整理し、その分析のためのデータセットを整備する。自動車利用通勤者の代替交通手段は、意向調査の回答によりサンプルごとに設定した。「代替交通手段がない」と回答したサンプルについて、いずれの交通政策に対しても転換意向を示さないサンプルについては、自動車利用固定層として分析対象から除外した。一方、いずれかの交通政策に対して転換意向を示したサンプルについては、「代替交通手段がない」と回答している場合、通勤距離 2km 以内では代替交通手段を「徒歩」、それ以上の距離の場合は代替交通手段を「公共交通利用」とした。

対象地域における通勤交通手段の転換要因について、意向調査結果などから設定可能な要因を表-1に整理する。

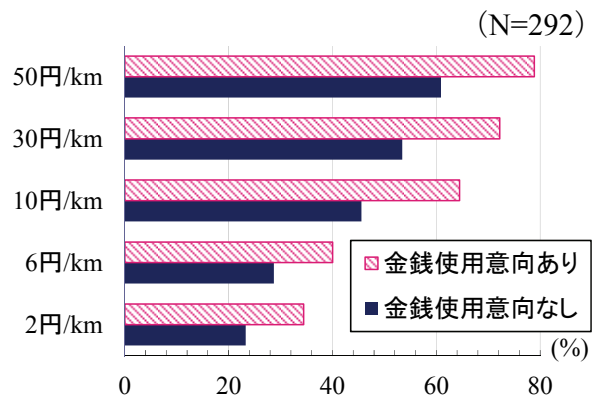


図-4 距離課金に応じた交通手段転換意向表明率

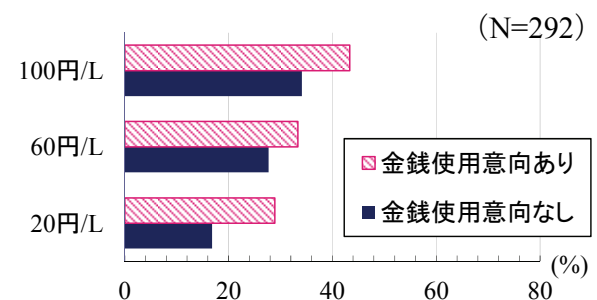


図-5 排出量課金に応じた交通手段転換意向表明率

表-1 検討対象とした交通手段転換要因

要因	説明変数名称
交通サービス水準	旅行時間(分)
	旅行費用(円)
社会的同調性	エコ通勤協力率
性別	男性ダミー
年齢	20代ダミー
	60代以上ダミー
世帯構成	単身ダミー
	夫婦のみダミー
	夫婦と子ダミー
	三世帯同居ダミー
自動車運転頻度	ほぼ毎日運転ダミー
	週2~4日運転ダミー
利用車両車種	低燃費型ガソリン車ダミー
	ハイブリッド車ダミー
温室効果ガス排出削減への協力意向	労力使用意向ダミー
	時間使用意向ダミー
	金銭使用意向ダミー
経済的インセンティブ政策実施の有無	固定課金ダミー
	距離課金ダミー
	排出量課金ダミー

交通サービス水準について、旅行時間 t に関しては、PT調査結果より算出された各交通手段別の旅行速度の平均値と、意向調査結果の通勤距離の報告値より算定する。

また自動車の旅行費用 tc_{car} に関しては、ガソリン代を140円/Lとして、通勤距離および燃費の報告値に応じて算定した。燃費の認知のないサンプルについては、平均値である13km/Lと設定した。自動車以外の交通手段利用の旅行費用 tc_{other} に関しては、代替交通手段が公共交通の場合にはバス運賃表を利用して、居住地最寄バス停留所から勤務地最寄バス停留所までの運賃を設定した。バス停留所の認知のないサンプルについては、初期料金80円、単位距離料金24円/kmとして、通勤距離に応じて算定した。

エコ通勤バス運行時の通勤交通手段転換については、社会的同調効果と経済的インセンティブに関わる要因を考慮して分析する。社会的同調効果に関しては、アンケート調査での提示協力率を説明変数 sc として設定する。また、経済的インセンティブに関しては、固定課金、距離課金および排出量課金の実施の有無をそれぞれダミー変数として設定する。ここで固定課金に関しては、意向調査で提示された課金額を旅行費用に加算している。また、距離課金に関しては、提示された単位課金額と通勤距離の積を旅行費用に加算している。排出量課金に関しても、提示された単位課金額と通勤距離の積を燃費で除して、旅行費用に加算している。

交通サービス水準以外の要因として、性別、年齢、世帯構成、自動車運転頻度、利用車両車種について検討する。これらはアンケート調査の一部の選択肢を集約して、ダミー変数として設定した。また、地球温暖化防止のための協力意向に関しては、「非常にある」「ややある」の回答を集約し、ダミー変数として設定した。

以上のような条件設定により、意向調査において回答の得られたデータを用いて、通勤交通手段転換に関する分析を実行する。

(2) 通勤交通手段転換モデルの構造

通勤交通手段転換モデルを構築するにあたり、個人の異質性を明示的に組み込んだ分析フレームとして、階層ベイズモデルを適用する。階層ベイズモデルでは、上位階層において、効用関数における説明変数の係数パラメータがサンプルごとに異なると仮定する。一方、サンプルごとの係数パラメータは、いくつかの属性に関連づけて説明可能であると仮定し、下位階層において、係数パラメータと属性の関係が線形回帰モデルとして表現される。各階層における係数パラメータは、ベイズ推定によりパラメータの事後分布が推定可能となる。

ここでは、この階層ベイズモデルの枠組みを利用して、交通行動者の通勤交通手段選択における意思決定構造を記述する。上位階層において、各交通手段の効用関数における説明変数としては、旅行時間 tt 、旅行費用 tc 、エコ通勤協力率（社会的同調性） sc および定数項を採用する。したがって、交通行動者 h についての自動車利用の

確定効用を式(1)、エコ通勤（自動車以外）の確定効用を式(2)のように表すことができると仮定する。本研究では、前章での分析において、転換意向表明率に対して、社会的同調および経済的インセンティブについて、その影響に逓減傾向がみられることから、説明変数を対数変換して与えることとした。

$$V_{[h]}^{car} = \beta_{[h]}^{tt} \log(tt_{car,[h]}) + \beta_{[h]}^{tc} \log(tc_{car,[h]}) \quad (1)$$

$$V_{[h]}^{other} = \beta_{[h]}^{tt} \log(tt_{other,[h]}) + \beta_{[h]}^{tc} \log(tc_{other,[h]}) + \beta_{[h]}^{sc} \log(sc_{[h]}) + \beta_{[h]}^{const.} \quad (2)$$

ここで、 $\beta_{[h]}^{tt}, \beta_{[h]}^{tc}, \beta_{[h]}^{sc}, \beta_{[h]}^{const.}$ は、交通行動者 h についてのそれぞれの説明変数の係数パラメータである。

また、SP データにおける二項ロジットモデルでは、自動車利用の選択確率を、自動車利用の確定効用、エコ通勤（自動車以外）の確定効用および SP スケールパラメータ μ を用いて式(3)のように表すことができる¹¹⁾。

$$P_{[h]}^{car} = \frac{1}{1 + \exp[-\mu(V_{[h]}^{car} - V_{[h]}^{other})]} \quad (3)$$

つぎに下位階層において、それぞれの説明変数の係数パラメータは、交通行動者 h の属性に関連づけて説明可能であると、式(4)のように記述できると仮定する。

$$\beta_{[h]}^j = \sum_m \Delta_{j,m} \cdot z_{m,[h]} + u_{[h]}^j \quad (4)$$

$\Delta_{j,m}$: 要因 j の係数 β^j に係る属性 Z_m の係数パラメータ、

$u_{[h]}^j$: 要因 j の係数 β^j についての誤差。

また、この誤差項は正規分布すると仮定して、以下のように表すことができる。

$$u_{[h]}^j \sim N(0, \sigma_j) \quad (5)$$

$N()$: 正規分布関数、 σ_j : 要因 j の係数 β^j の標準偏差。

以上のように、通勤交通手段転換モデルに関して、社会的同調性についての個人の異質性を明示的に組み込んだ構造とした。

(3) 階層ベイズモデルパラメータのベイズ推定

下位階層の線形回帰モデルのパラメータベクトル Δ および σ についての同時事前分布を $f(\Delta, \sigma)$ とする。通勤交通手段転換の交通行動者 h の状況 s における選択結果データ y_{hs} のベクトル Y と、説明変数データベクトル X_{hs} が与えられたとき、同時事後分布 $f(\Delta, \sigma | Y)$ は、ベイズの定理に基づいて、同時事前分布と尤度の積に比例することから、以下のように表される。

表-2 下位階層の係数パラメータ事後分布特性値

$$f(\Delta, \sigma | Y) \propto f(\Delta, \sigma) \prod_{h=1}^H \left\{ \prod_{j=1}^J f(\beta_{[h]}^j | \Delta, \sigma, z_h) \prod_{s=1}^S P_{[h]}^{\text{car}}(\beta_{[h]}^j, X_{h,s}) \right\} \quad (6)$$

このとき、効用関数の係数パラメータの条件付き事後分布は以下のように表すことができる。

$$f(\beta_{[h]}^j, j=1, J | \Delta, \sigma, z_h, y_h, X_h) \propto \prod_{j=1}^J f(\beta_{[h]}^j | \Delta, \sigma, z_h) \prod_{s=1}^S P_{[h]}^{\text{car}}(\beta_{[h]}^j, X_{h,s}) \quad (7)$$

ベイズ統計のモデリングでは、共役事前分布とマルコフ連鎖モンテカルロ法（MCMC法）を適切に組み合わせることで、パラメータ事後分布の効率的な推定が可能となっている。しかしながら、階層ベイズ型二項ロジットモデルのパラメータ推定に関しては、式(7)の評価に共役関係が利用できない。このため、Rossi, et al.¹²⁾により階層ベイズロジットモデルのパラメータ推定法が開発されている。ここで、効用関数の係数パラメータの推定はMetropolis-Hastings法であるランダムウォークアルゴリズムによりサンプリングを行っている。また下位階層の線形回帰モデルについての係数パラメータの推定ではギブスサンプラーを用いてサンプリングしている。詳細については、参考文献(12)および参考文献(10)を参照されたい。

このアルゴリズムによる具体的な計算には、統計解析システムRを利用して、Rossi, et al.¹²⁾により開発されたパッケージ“bayesm”における階層ベイズロジットモデルのパラメータ推定法を適用した。サンプリングでは10,000回の繰り返し計算を行った。

(4) モデルパラメータの推定結果

説明要因 j のパラメータ β^j に係る属性 Z のパラメータ Δ_j の事後分布の推定結果についてみていく。属性 Z について試行した結果、パラメータ事後分布の95%が正または負の領域に分布する推定結果を得られたのは、温室効果ガス排出削減のための金銭使用意向についてのみであった。他の属性を排除して、温室効果ガス排出削減のための金銭使用意向のみを属性変数として、係数パラメータ推定値の事後分布の推定結果を表-2に示す。

温室効果ガス排出削減のための金銭使用意向が通勤交通手段選択の各要因の係数パラメータへ与える影響について検証する。社会的同調性に関しては、環境意識は正の影響を与えている傾向がみられる。旅行時間、旅行費用、定数項に関しては影響の正負が明確でない。

つぎに、効用関数についての説明要因の係数パラメータ推定値の事後分布の特性値を表-3に示す。旅行時間については、負の領域に分布しており、妥当な推定結果

	金銭使用意向			
	旅行時間	旅行費用	エコ通勤協力率	定数項
平均値	-0.075	0.393	0.541	0.896
標準偏差	0.624	0.423	0.265	0.828
2.5%	-1.17	-0.44	0.04	-0.73
5%	-1.00	-0.31	0.12	-0.47
中央値	-0.16	0.39	0.53	0.90
95%	1.05	1.09	0.99	2.25
97.5%	1.230	1.23	1.08	2.53

表-3 上位階層の係数パラメータ事後分布特性値

	旅行時間	旅行費用	エコ通勤協力率	定数項
平均値	-5.916	-8.013	1.017	-2.196
標準偏差	4.380	0.620	0.270	3.330
最小値	-10.779	-18.484	-3.946	-45.690
5%値	-9.401	-15.717	-2.993	-34.968
10%値	-8.799	-14.329	-2.453	-29.456
25%値	-7.587	-10.745	-0.698	-21.655
中央値	-6.265	-8.461	1.088	3.395
75%値	-4.007	-6.010	2.800	10.797
90%値	-2.865	-0.212	3.984	18.790
95%値	-2.212	0.810	4.567	23.621
最大値	-0.946	6.059	5.907	43.505

である。旅行費用の係数パラメータ推定値では、大半が負の領域に分布しており、概ね妥当な推計結果であると考えられる。ただし、一部ではあるが、係数パラメータ推定値が正の値となる不合理な結果が混在していることに留意する必要がある。エコ通勤協力率（社会的同調性）の係数パラメータ推定値では、全体としては正の領域の分布が多数ではあるが、負の領域にも分布がみられる。したがって、社会的同調性は個人により異なり、正負両方の影響があることがわかる。

5. おわりに

本研究では、環境意識および通勤交通手段転換意向についての調査結果に基づいて、温室効果ガス排出削減に向けた交通政策に対する交通行動者の意思決定構造をモデル化し、個人の異質性および社会的同調性が交通手段転換意向へ与える影響を定量的に把握した。本研究の成果は、以下のように整理できる。

[1] 温室効果ガス排出削減に向けた交通政策として、公共交通サービス水準の向上のための「エコ通勤バス(BRT)」の運行に加えて、「固定課金」、「距離課金」および「排出量課金」といった経済的インセンティブ政策について通勤交通手段転換に与える影響を把握した。課金額に相応して、転換意向形成が促進されるが、その効果は課金額に対して逡減することも検証できた。

[2] 自動車利用通勤からの転換意向の形成について、環境意識（温室効果ガス排出削減のための金銭使用意向）および社会的同調効果が影響することが示された。社会的同調効果については、地域の交通手段転換率の影響は逡減する傾向にあることも検証できた。

[3] 階層ベイズ型二項ロジットモデルの枠組みを適用することで、交通サービス水準および社会的同調性に関する通勤交通手段転換への影響についての個人の異質性を表現するとともに、環境意識との関係を明示的に記述できた。個人の異質性を考慮することで、社会的同調性について個人により正負それぞれの影響を表現できた。

一方、今後の課題としては、以下の2点が挙げられる。

[1] 経済的インセンティブに関しての要因を含めて保有車種選択モデルを構築し、通勤交通手段選択モデルとの統合することで、通勤交通手段選択と保有車種選択の相互関係を明示的に考慮して、交通政策の効果の推移を観察できるようにすること。

[2] 交通政策による交通手段転換者数と交通渋滞の関係、交通渋滞と温室効果ガス排出量の関係を明示的に考慮し、交通政策の温室効果ガス排出削減効果を適切に推計できるようにすること。

参考文献

- 1) 交通工学研究会 EST 普及研究グループ編著：地球温暖化防止に向けた都市交通一対策効果算出法と EST 先進都市に学ぶ一，丸善，2009。
- 2) Nilsson, M. and Kuller, R.: Travel behaviour and environmental concern, *Transportation Research Part D*, Vol. 5, pp. 211-234, 2000.
- 3) 今井陽平，奥嶋政嗣，近藤光男：通勤交通手段転換に関わる環境意識とその社会的相互作用の構造分析，*土木学会論文集 D3*, Vol. 68, No. 5, pp. 607-614, 2012.
- 4) 森川高行，田中小百合，萩野成康：社会的相互作用を取り入れた個人選択モデル—自動車利用自粛行動への適用—，*土木学会論文集*, No.569/IV-36, pp.53-63, 1997.
- 5) Rose, J., Hensher, D.A.: Modeling agent interdependency in group decision making. *Transportation Research Part E*, Vol. 40, pp. 63-79, 2004.
- 6) Dugundji, E. R., Páez, A., Arentze, T. A., Walker, J. L.: Transportation and social interactions, *Transportation Research Part A* 45, pp. 239-247, 2011.
- 7) Dugundji, E.R., Gulyás, L.: Sociodynamic discrete choice on networks in space: impacts of agent heterogeneity on emergent outcomes. *Environment and Planning B: Planning and Design* 35 (6), pp. 1028-1054, 2008.
- 8) Dugundji, E.R., Walker, J.L.: Discrete choice with social and spatial network interdependencies – an empirical example using mixed generalized extreme value models with field and panel effects. *Transportation Research Record* 1921, pp. 70-78, 2005.
- 9) Goetzke, F., Andrade, P.M.: Walkability as a summary measure in a spatially autoregressive mode choice model: an instrumental variable approach. In: Páez, A. et al. (Eds.), *Progress in Spatial Analysis: Methods and Applications*. Springer-Verlag, Heidelberg-Berlin, 217-232, 2009.
- 10) 照井伸彦，ウィラワン・ドニ・ダハナ，伴正隆：マーケティングの統計分析，朝倉書店，2009。
- 11) 森川高行，北村隆一：交通行動の分析とモデリング，技報堂出版，2002。
- 12) Rossi, P.E., Allenby, G.M., Culloch, R. M.: *Bayesian Statistics and Marketing*, WILEY, 2005.

(2015. 4. 24受付)

謝辞：本研究は、科学研究費助成事業（学術研究助成基金助成金）基盤研究(C) 25420549の研究成果の一部です。ここに記し、感謝の意を表する次第です。

ANALYSIS OF COMMUTING MODE SHIFT CONSIDERING WITH HETEROGENEITY OF SOCIAL CONFORMITY

Masashi OKUSHIMA