

東京工業大学 学生員 小川 圭一
 東京工業大学 正 員 森地 茂
 東京商船大学 正 員 兵藤 哲朗

1. はじめに

近年、自動車交通量はますます増大し、大都市圏や都市間の幹線道路を中心に交通渋滞はいつそう深刻になってきている。このような交通渋滞は、ドライバーにとって目的地までの所要時間を不確実なものにさせ、道路交通の大きな妨げとなっている。

一方、近年の情報通信技術の進展にともない、ドライバーに対してもさまざまな形での交通情報が提供されるようになってきている。先に挙げた交通渋滞による所要時間の不確実性に対しても、道路の2地点間の所要時間を走行中の車両の速度から計算してドライバーに提供するシステムの開発がなされており、このような所要時間情報はドライバーの行動に大きな影響を与えると考えられる。

そこで本研究では、実際の経路を想定した意識調査に基づき、所要時間の不確実性に対するドライバーの意識を明らかにするとともに、それに対する所要時間情報の影響を検討することにする。

2. アンケート調査の概要

本研究で用いたデータは、1992年12月に横浜市緑区、港北区および川崎市宮前区で実施したアンケート調査によるものである(図1)。

この調査では、業務目的交通、買物目的交通のそれぞれについて、目的地を渋谷および横浜駅と想定し、そこまでの2~3通りの経路について通常、最短、最長の3種類の知覚所要時間と利用経路を質問した上で、仮想的な所要時間情報が与えられた場合の経路選択の変化を質問している。各経路の知覚所要時間を通常、最短、最長の3種類で表すことにより、回答者の各経路に対する所要時間の不確実性に対する意識を表現することができる。

3. 非集計行動モデルによる分析結果

次に、このデータを用いて、非集計ロジットモデルによる経路選択モデルの構築を行った。モデルの

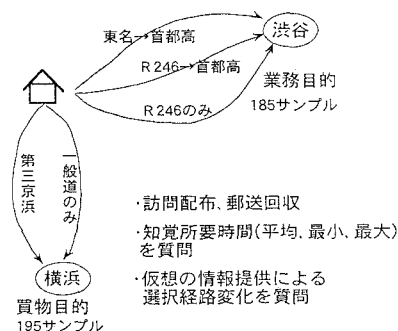


図1 アンケート調査の概要

構築に当たっては、ドライバーの所要時間の不確実性に対する意識を明らかにするため、所要時間を表す変数として、①通常の所要時間のみを用いたもの、②通常の所要時間および知覚所要時間の幅(最長-最短)を用いたもの、③通常の所要時間およびそれに対する短時間側の幅(通常-最短)と長時間側の幅(最長-通常)を用いたものの3種類のモデルを構築し、比較を行った。

各々のモデルのパラメータ推定結果を表1に示す。

表1 パラメータ推定結果(業務目的の場合)
(カッコ内はt値)

	モデル①	モデル②	モデル③
通常の所要時間(分)	-0.0826 (-5.88)	-0.0785 (-5.37)	-0.136 (-8.18)
知覚所要時間の幅(分)	—	-0.0118 (-1.36)	—
短時間側の幅(分)	—	—	0.0715 (3.21)
長時間側の幅(分)	—	—	-0.0318 (-3.12)
年齢ダミー ¹⁾	-0.468 (-1.09)	-0.588 (-1.33)	-0.673 (-1.48)
年収ダミー ²⁾	1.20 (2.91)	1.22 (2.96)	1.38 (3.15)
利用経験ダミー ³⁾	0.477 (1.15)	0.504 (1.21)	0.510 (1.17)
インターまでの距離ダミー ⁴⁾	-1.03 (-2.22)	-1.08 (-2.32)	-1.23 (-2.39)
地域ダミー ⁵⁾	0.698 (1.73)	0.675 (1.66)	0.413 (0.953)
定数項1	-2.13 (-3.97)	-2.04 (-3.77)	-2.78 (-4.63)
定数項2	-2.62 (-7.13)	-2.63 (-7.10)	-3.00 (-7.60)
カイ2乗値	72.5	74.4	92.6
尤度比	0.227	0.233	0.291
自由度調整尤度比	0.210	0.214	0.271
的中率(%)	69.7	71.4	74.1
サンプル数	185	185	185

1): 45才以上: 1, 45才未満: 0

2): 1000万円以上: 1, 1000万円未満: 0

3): 最近1年間に3回以上: 1, 最近1年間に3回未満: 0

4): 3km以上: 1, 3km未満: 0

5): 横浜市緑区: 1, 横浜市港北区・川崎市宮前区: 0

推定結果を見ると、モデル①、モデル②、モデル③と、所要時間の不確実性をより詳しく取り込んだもののほど尤度比が大きくなっており、より高い説明力をもつことが分かる。ここで、モデル②での所要時間の幅に対するパラメータの値が負となっていることから、ドライバーがリスク回避的な行動をとっていることが分かる。また、モデル③では短時間側の幅、長時間側の幅に対してそれぞれパラメータが得られており、ドライバーは通常の所要時間に比べて早く到着する可能性と遅く到着する可能性との両方を考慮して行動していることが分かる。

4. 所要時間情報の影響に関する分析

次に、ドライバーに対する所要時間情報の影響を分析することにする。

仮に、ドライバーが与えられた情報を完全に信頼すると仮定すると、表1に示したモデルによって情報入手後の行動も説明できるものと考えられる。しかし実際には、ドライバーは与えられた情報を完全に信頼するわけではなく、情報入手前にもっている自らの知覚所要時間と与えられた情報の内容との両者を考慮して行動するものと考えられる。

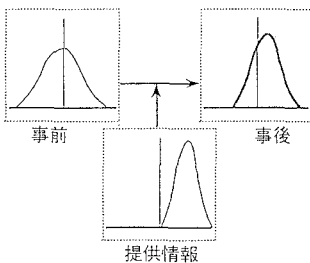


図2 情報入手による知覚所要時間の更新過程

ここで、所要時間情報によるドライバーの知覚所要時間の変化を表す指標として、 α および β という2つのパラメータを用いることにする。これらを用いて、情報入手後のドライバーの知覚所要時間およびその幅は以下のように表されるものとする。

$$t^+ = t^- + \alpha \cdot (t^I - t^-)$$

$$t_{H^+} = \beta \cdot t_{H^-}$$

t : 知覚所要時間（通常の時間）

t_H : 知覚所要時間の幅

サフィックス

- : 情報入手前

I : 情報の内容

+ : 情報入手後

すなわち、パラメータ α はドライバーが自らの知覚所要時間と与えられた情報の内容とのどちらを重視するかを表すものであり、ドライバーの情報に対する信頼度と呼ぶことができる。一方、パラメータ β は情報を得たことによってドライバーの知覚所要時間における不確実性がどの程度減少したかを表すものであり、ドライバーにとっての不確実性を尺度とした情報の価値と位置付けることができる。

この α および β は、表1に示した情報入手前の経路選択に基づくモデルに情報入手後の経路選択行動を適用することにより推定することができる。表2に、先に挙げた調査結果に基づく α および β の推定結果を示す。

表2 α ・ β の推定結果（業務目的の場合）

	α	β
全サンプル	0.621	0.675
日常的に情報を利用する者	0.624	0.752
日常的に情報を利用しない者	0.590	0.331
45才以上	0.617	0.377
45才未満	0.617	0.837
利用経験3回以上	0.570	0.584
利用経験3回未満	0.775	0.994

以上の推定結果から、ドライバーは与えられた情報を完全に信頼するわけではないこと、情報に対する受け取り方はその社会属性によって異なることが分かる。

5. まとめ

以上より、本研究の成果として、①ドライバーの知覚所要時間を通じて所要時間の不確実性が交通行動に与える影響を定量的に示したこと、②ドライバーが与えられた情報をどのように評価しているかを明らかにしたことが挙げられる。

今後の研究課題としては、ドライバーの知覚所要時間のより詳細な表現方法の検討、情報入手による知覚所要時間の更新過程の表現方法の検討などが挙げられる。

〈参考文献〉 目黒・森地・兵藤：交通情報提供に着目した交通行動の基礎的分析，土木学会第47回年次学術講演会講演概要集 p.424-425 1992.9