

## IV-288

## 定期券購入に伴う機会費用を考慮した交通手段選択行動に関する実証的研究

島根県 正会員 ○永島康裕  
鳥取大学工学部 正会員 喜多秀行

## 1. はじめに

本研究では、定期券等の利用促進方策による自家用車(以下、車)から公共サービスへの誘導可能性を明らかにするために、定期券の保有の有無が交通手段選択行動に及ぼす影響を考慮した交通手段選択行動を分析する。具体的には、定期券を有する個人が、当該公共交通機関を利用せず車を選択する場合、定期券を使用する機会が減少するという機会費用が発生すると捉え、機会費用を考慮した交通手段選択行動モデルを定式化する。そして、鳥取県東部地域の交通実態調査データを用いてその実証分析を行うことにより、モデルの有効性について考察する。

## 2. 分析の枠組み

ここでは、利用交通手段(バス、車)、バス定期券(保有、非保有)の組み合わせによる4種類の状況を想定する。バスを利用するとき、バス定期券(以下、定期券)非保有者は運賃を支払わなければならないが、定期券保有者は定期券購入時に運賃を支払っているため、定期券の有効期限内では運賃はゼロである。このような運賃支払い方法の違いが選択行動において不可逆的要素を発生させると考え、それを定期券を使わないことによる一回あたりのコストという機会費用で表す。そして、通勤トリップを分析の対象として、機会費用を明示的に組み込んだ離散選択モデルを構築することにより、定期券の保有の有無が交通機関選択に影響を与える程度を分析する。

## 3. 機会費用を考慮した交通手段選択行動のモデル化

個人  $n$  の選択肢  $i$  ( $i=1$ :バス,  $2$ :車) に対する確率効用関数  $U_{in}$  を次式のように定義する。利用交通手段が3種類以上ある場合も同様に展開が可能である。

$$U_{in} = V_{in} + \tau_{1n} + \varepsilon_{in} \quad (1)$$

ここに、 $V_{in}$ は効用の確定項、 $\tau_{1n}$ は個人  $n$  がバスを選択しないことにより生じる機会費用項、 $\varepsilon_{in}$ は観測誤差項である。機会費用  $\tau_{1n}$  ( $\tau_{1n} \geq 0$ ) は、定期券を保有している場合は正、保有していない場合はゼロである。機会費用関数  $\tau_{1n}$  は、交通主体がバスを選択しないときに失われる定期券一回あたりの主観的コス

ト(不効用)であり、次のように定義する。

$$\tau_{1n} = \tau_{1n}(m_{1n}; C_1) \quad (2)$$

すなわち、機会費用は定期券コスト  $C_1$  と有効期間内の個人  $n$  の利用回数  $m_{1n}$  によって決まる。

定期券を購入する交通主体は、一般に、通勤・通学を目的としており、有効期間内のトリップ生成の回数が外生的に与えられるという場合が多い。選択回数が外生的に与えられる場合、選択回数を確定値として考えるか、確率変数として考えるかによって異なったアプローチが可能である。本稿では、選択回数が確定値で与えられる場合に焦点を絞る。選択回数が不確実性を伴う場合、不確実性に対する個人の危険回避選好の程度に応じたリスクプレミアムが生じるため、この点についても別途考察しているが、本稿では紙幅の都合により省略する。選択回数が確定値で与えられる場合 ( $m_{1n} = \bar{m}_{1n}$ )、式(1)中の  $V_{in}$  を線形効用関数とすると、次式のように定式化できる。

$$U_{1n} = \sum_{k=1}^K \alpha_k X_{1nk} + \varepsilon_{2n} \quad (3a)$$

$$U_{2n} = \sum_{k=1}^K \alpha_k X_{2nk} + \beta \tau_{1n}(\bar{m}_{1n}; C_1) + \varepsilon_{2n} \quad (3b)$$

ここに、 $\alpha_k, \beta$  はパラメータ、 $X_{ink}$  は選択肢  $i$  の説明変数である。このとき、式(3)で示す効用関数  $U_{in}$  の確率項  $\varepsilon_{2n}$  が平均  $\gamma/\lambda$ 、分散  $\pi^2/(6\lambda^2)$  の独立で同一の分布に従うと仮定すると、個人  $n$  の選択確率  $P_{in}$  はそれぞれ次式のように与えられる。

$$P_{1n} = \frac{e^{\lambda V_{1n}}}{e^{\lambda V_{1n}} + e^{\lambda(V_{2n} + \tau_{1n})}}, P_{2n} = 1 - P_{1n} \quad (4)$$

$\lambda$  は誤差パラメータである。式(4)において、 $\tau_{1n}$  がゼロの場合は従来の2項ロジットモデルに一致する。すなわち、本モデルは交通サービスの利用にサックコストが存在する場合に対する拡張となっている。

## 4. モデルの実証的検討

4.1 分析データと設定条件: 上記のモデルの妥当性を通常のロジットモデルと比較しつつ実証的に検討する。分析に使用したデータは、平成5年12月に鳥取県東部の1市5町1村を対象として実施した交通実

態調査<sup>1)</sup>結果から抽出したバス利用者42(定期券保有者10),車利用者72(定期券保有者1)の計114サンプルである。本実態調査は、定期券利用者の存在を念頭に置いて設計・実施されたものであるため、定期券保有の有無に関する回答が得られている。いま機会費用 $\tau_{1n} = r \cdot P_{bn}$ と特定化しよう。ここに $r$ :バスの普通片道運賃に対する定期券運賃割引率、 $P_{bn}$ :個人 $n$ のバス普通片道運賃である。定期券運賃割引率 $r$ は、一ヶ月定期券の値 $r = 0.7$ を採用する。

**4.2 効用関数の特定化:** 個人 $n$ が定期券の有無によらず車の利用コストが等価であると認識している場合と認識していない場合の両方を考え、前者をモデル $M_1$ で後者をモデル $M_2$ で表す。

$$[M_1]; V_{in} = \alpha_1 P_{cn} + \beta_1 \tau_{1n} \delta_n^t + \sum_{k=1}^K \theta_k X_{ink} \quad (5)$$

$$[M_2]; V_{in} = \alpha_2 P_{cn}(1 - \delta_n^t) + \beta_2 P_{cn}(\tau_{1n}) \delta_n^t + \sum_{k=1}^K \theta_k X_{ink} \quad (6)$$

$\alpha, \beta, \theta$ :パラメータ、 $P_{cn}, P_{cn}(\tau_{1n})$ :車の燃料費、 $\delta_n^t$ :定期券ダミー変数(保有=1,非保有=0)である。モデル $M_2$ は、定期券保有者の車利用コストの評価構造の違いによって、さらに2つの場合に分けられる。

$$[M_2a]; V_{in} = \alpha_2 P_{cn}(1 - \delta_n^t) + \beta_2(P_{cn} + \tau_{1n}) \delta_n^t + \sum_{k=1}^K \theta_k X_{ink} \quad (6a)$$

$$[M_2b]; V_{in} = \alpha_3 P_{cn}(1 - \delta_n^t) + (\alpha_4 P_{cn} + \beta_3 \tau_{1n}) \delta_n^t + \sum_{k=1}^K \theta_k X_{ink} \quad (6b)$$

モデル $M_2a$ は、定期券保有者が車を選択することによる効用に与える影響を、燃料費と機会費用の総和で評価していることを意味し、モデル $M_2b$ は、燃料費と機会費用のそれぞれに対する重みが異なることを意味する。モデルの説明変数を表1に示す。以下、実態調査データに基づいてこれらのモデルの説明力を検討し、妥当性を吟味する。

**4.3 推計結果及び考察:** モデル $M_1, M_2a, M_2b$ について説明変数を取捨選択し、得られたモデルのパラメータを表2に示す。尤度比及び的中率が最も高いモデルは、 $M_1$ であった。 $M_1$ は定数項を除いては比較的高い $t$ 値が得られている。 $M_2a, M_2b$ はいずれも定期券保有者の交通コストを表すパラメータの $t$ 値が低く、有意でない。以上の結果より、機会費用を明示的に考慮したモデルとして $M_1$ が選定された。

次に、 $M_1$ と同じ説明変数を有する通常のロジット

表1 説明変数

選択変数	個人特性
バス選択ダミー変数	出発地域ダミー(市内=0, 郡部=1)
バス定期券非保有者の燃費(円)	到着地域ダミー(市内=0, 郡部=1)
バス定期券非保有者の燃費(円); $M_2a, b$	性別(男性=1, 女性=0)
機会費用(円); $M_1, M_2a$	個人 $n$ の年齢
バス片道普通運賃(円)	(10代=1, 20代=2, ..., 60代=6)
総所要時間(分)	バイク保有の有無(保有=1, 非保有=0)
アクセス(分)	自転車保有の有無(保有=1, 非保有=0)
イグレス(分)	
乗り継ぎ時間(分)	定期券ダミー変数(保有=1, 非保有=0)
乗り換え回数(回)	(従来のロジットモデル( $M_0b$ )におけるパラメータ推定の際に使用)
到着後の待ち時間(分)	

表2 機会費用を考慮したモデルの推計結果

説明変数	$M_1^*$	$M_2a$	$M_2b$
定数項	-0.384 (-0.55)	-0.770 (-1.24)	-0.360 (-0.52)
燃料費	-0.036 (-4.02)		
機会費用( $\tau_{1n}$ )	0.039 (3.35)		0.082 (0.58)
定期券非保有者の燃料費		-0.034 (-4.05)	-0.359 (-3.98)
定期券保有者の燃料費 ( $M_2a$ では $\tau_{1n}$ を含む)		0.045 (1.19)	-0.071 (-0.62)
バス運賃	-0.014 (-3.01)	-0.02 (-3.80)	-0.015 (-2.97)
総所要時間	-0.138 (-3.88)	-0.017 (-0.32)	-0.139 (-3.89)
(自由度調整済) 尤度比 的中率	0.481 83.3	0.348 83.3	0.477 76.3

表中の(\*)内は、 $t$ 値を示す。

表3 通常のロジットモデル $M_0$ の推計結果

	バス定数項	$P_{cn}$	$P_{bn}$	総所要時間	$\delta_n^t$
$M_0a$	-0.176 (-0.29)	-0.039 (-4.56)	-0.020 (-4.09)	-0.106 (-3.66)	
$M_0b$	-0.195 (-0.28)	-0.041 (-4.34)	-0.019 (-3.73)	-0.122 (-3.69)	-3.354 (-2.68)
$M_0a$	尤度比 = 0.42, 的中率 = 79.8				
$M_0b$	尤度比 = 0.49, 的中率 = 85.1				

モデル $M_0a$ 、及びこれに定期券ダミー変数を説明変数に加えたモデル $M_0b$ に関してパラメータ推定を行った結果を表3に示す。 $M_0b$ の尤度比は比較的高いが、定期券ダミー変数のパラメータの符号条件を満足していない。つまり、通常のロジットモデルに、単に定期券保有の有無を表1に示すようなダミー変数として導入するだけでは定期券の保有の影響を適切に考慮できない。また、尤度比・的中率とも $M_1$ の方が $M_0a$ より高い。以上の分析結果より、バス定期券等繰り返し利用可能な財が存在する場合には、提案したモデルを用いることにより、より精度の高い推計を行うことができると判断される。

## 6. おわりに

本分析では、定期券購入に伴う不可逆的行動という観点から交通手段選択行動メカニズムをモデル化し、実証分析によりその説明力の高さを確認した。車保有に関しても同様の機会費用が発生するものと考えられるが、これについては今後の課題としたい。

< 参考文献 > 1) 原田哲郎ほか: 地方バス路線の利用実態調査-鳥取県東部地区を対象として-, 鳥取大学工学部研究報告, vol.25, pp.235~251, 1994.