

室内実験によるドライバーの合理的期待に関する仮説検定*

Hypotheses Testing on Drivers' Rational Expectations by In-House Experiments *

小林潔司**・安野貴人***

By Kiyoshi KOBAYASHI** and Takahito YASUNO***

1. はじめに

最近、不完全情報下で経路選択を行なうドライバーの期待形成に関していくつかのモデルが提案されている。残念ながら、それら研究の多くは ad hoc な期待形成仮説に基づいており、モデルの背後にある行動原理が不明である場合が少なくない。その中で、明確な行動仮説に基づいた期待形成モデルとして、1) 適応期待モデル¹⁾、2) 合理的期待(以下、REと略す)モデル²⁾があげられる。飯田等は、室内実験、屋外実験を通じて、適応期待モデルの直接的な推計を試みるとともに、ドライバーの経路選択の不安定性を見いだすことに成功している¹⁾。一方、REモデルは、ドライバーの学習行動と経路選択行動を同時に説明できるという利点がある。また、交通情報による経路誘導効果をドライバーの行動と理論的に整合のとれる形で評価することが可能である。しかし、小林等²⁾では分析モデルの提案にとどまっており、REの仮説検定は試みられていない。本研究では室内実験を通じてドライバーのRE仮説の検定を試みることにする。

2. 期待形成仮説の検定問題

期待形成仮説を検定する方法として、1) RP (Revealed Preference) に基づく方法、2) SP (Stated Preference) に基づく方法がある。前者は、仮説から誘導される理論モデルが観測される行動をどの程度再現しうるかにより、間接的に仮説の妥当性を検討

する方法である。この場合、理論モデルの有効性を仮説の現実性に基づくべきか、モデルの予測能力によるべきかという問題が生じる。仮に理論モデルが十分な説明力を持たないことが判明しても、それがモデルの特定化誤差か仮説の説明力の欠如によるものかを判定することは極めて厳しい。

一方、後者の方法は、個人の期待を反映しているであろう観測可能なデータを通じて期待形成仮説を直接検定しようとする方法である。この種のアプローチとして、実験室という管理された場で経路選択を繰り返すSP実験を通じて、期待形成や学習過程を明かにする方法がある¹⁾。この方法は、行動仮説を直接検定できるという利点がある。しかし、SPデータの信頼性の問題は、計量経済学的手法を用いてある程度解決できるものの完全に克服することは不可能である。室内実験による方法は、あくまでもそれが実験という人工的な環境で実施されたものであり、それは行動仮説が実験で報告された期待に少しでも類似しているかどうかを検定したのに過ぎない。

室内実験の効用は、それが行動仮説の1つの反証を試みた点にある。行動仮説は反証という科学的手続きにより絶えずその妥当性が吟味される必要がある。室内実験で報告された期待が全体としてRE仮説を満足していない場合、RE仮説に基づく理論モデルの信頼性は低下せざるをえない。また、室内実験を通じてRE仮説の妥当性に関して問題提起を行なうことができれば、今後の期待形成モデルの発展に関していくつかの示唆を得ることができよう。

3. 室内実験による仮説検定

(1) 実験方法

本研究の実験方法は、従来の研究¹⁾で提唱された方法と本質的に異ならない。むしろ、従来の研究と

*キーワード: 経路選択、交通行動分析

**正員、工博、鳥取大学工学部社会開発システム工学科
(鳥取市湖山町南4丁目101、TEL 0857-31-5309、
FAX 0857-31-0882)

***学生員、工修、鳥取大学大学院工学研究科博士課程
(鳥取市湖山町南4丁目101、TEL 0857-31-5333、
FAX 0857-31-0882)

可能な限り同様の実験環境を再現し、その条件下においてドライバーの RE 仮説が成立しうるかを検討したい。実験では 2 本の代替的経路の選択問題を想定する。経路 1 は都市内を通過する街路、経路 2 は若干迂回するものの容量が大きいバイパス道路を想定している。いずれの経路の走行時間もドライバーが事前に把握できない内々交通量とドライバーの経路選択の結果により変動する。各ラウンドにおいて被験者は各経路の走行時間の期待（予測値） T_t^i と選択した経路を報告する。被験者には選択した経路のみの実走行時間 \bar{T}_t が通知される。ここに、時点 t は当該経路を選択した通算回数を意味する。したがって、被験者の経路選択の履歴が異なれば被験者によって t 期の走行実績値 \bar{T}_t は異なる。

(2) 仮説検定上の留意点

厳密に言えば、RE はある定常的な環境の中で無限回経路を選択した結果として形成される。室内実験は実験環境を制御できるという利点があるが、1) 実験回数が限られる、2) 被験者の疲労等の雑音を完全に回避できない、3) 走行時間の分散の均一性を維持するのが困難である。したがって、被験者が RE を完全に形成できるような実験環境を確保することは不可能である。合理的ドライバーが学習行動を行なう場合、RE はそれに向かってドライバーの主観的期待が収斂していく参照点となる。室内実験による仮説検定においては被験者の期待が RE を十分に近似しているか否かが論点になる。

Muth³⁾は、個々人が同一の期待を持つ必要はなく、期待が RE の周辺に分布していれば RE 仮説が成立すると主張した。Muth の定義は期待形成の合理性に関する非常に弱い条件を提示している。室内実験という有限回の試行の中では被験者の経路選択の履歴が多様に異なり、回答が同一の情報に基づいた条件付き期待であるとは限らない。そこで、個人が利用可能な情報をどの程度有効に利用しているのかという観点から期待の報告値の合理性を論議する必要性が生じる。以下では、1) 不偏性、2) 直交性、3) 効率性という 3 つの条件を用いて期待の合理性を検定する。Muth の意味では、条件 1) で十分である。しかし、学習過程の合理性にまで立ち入って RE 仮説を検定するためには条件 2) 3) が必要となる。

4. RE 仮説の検定方法

(1) 不偏性検定

RE 仮説は「ドライバーは経路走行時間の予測においてシステマティックな誤りを犯さない」ことを要求する。RE 仮説が成立すれば、主観的期待 T_t^i が走行時間の実績値 \bar{T}_t の不偏推定量になる。すなわち、

$$\bar{T}_t = T_t^i + u_t \quad (1)$$

が成立する。ただし、 $E[u_t] = 0$ である。不偏性の検定のために、式(1)を拡張した回帰モデルを考える。

$$\bar{T}_t = X_t \alpha + u_t \quad (2)$$

ただし、 $\bar{T}_t = (\bar{T}_{1,t}, \dots, \bar{T}_{n,t})'$: 走行時間の実績値ベクトル ($\bar{T}_{i,t}$ は被験者 i の t 回目の走行実績値)、 $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)'$: 回帰係数ベクトル、 $u = (u_{1,t}, \dots, u_{n,t})'$: 誤差ベクトルである。 $X_t = [I_n, T_t^i]$ は走行実績値行列であり、 $I_n = (1, \dots, 1)'$ は n 次元単位列ベクトル、 $T_t^i = (T_{1,t}^i, \dots, T_{n,t}^i)'$ は期待の報告値ベクトルである。記号'は転置を表す。不偏性の定義より $E[u_t] = 0$ を仮定する。特に、複数の実験データをプールして仮説検定を行う場合、実験間での異質分散性が無視できない。本研究では、誤差項 u_t の共分散行列が $E[u_t' u_t] = \sigma^2 \Omega_t$ であると仮定する。回帰係数 α の一般化最小 2 乗法 (GLS) による GLS 推定量は次式で表わされる。

$$\hat{\alpha} = (X_t' \Omega_t^{-1} X_t)^{-1} X_t' \Omega_t^{-1} \bar{T}_t \quad (3)$$

なお、GLS 推定を行なう場合、共分散行列 Ω_t を推定する必要があるが、本研究では極限実行可能 GLS 推定量 (LFGLS 推定量) を用いる。ここで、期待の不偏性を検定するために仮説 H_0^1 と対立仮説 H_1^1

$$\begin{aligned} H_0^1: & \alpha_1 = 0, \quad \alpha_2 = 1 \\ H_1^1: & \alpha_1 \neq 0, \quad \alpha_2 \neq 1 \end{aligned} \quad (4)$$

を設けよう。もし H_0^1 が真であれば

$$F_1 = \frac{(\hat{\alpha} - \alpha^*)' (X_t' \Omega_t^{-1} X_t)^{-1} (\hat{\alpha} - \alpha^*) / 2}{\hat{u}_t' \hat{u}_t / (n - 2)} \quad (5)$$

は、自由度 $2, n - 3$ の F 分布に従う。 F_ϕ を F_1 の $\phi \cdot 100\%$ 棄却水準とした場合、もし $F_1 \geq F_\phi$ であれば、不偏性仮説 H_0^1 は有意水準 ϕ で棄却できる。ただし、 $\alpha^* = (0, 1)'$ 、 $\hat{\alpha}$ は式(1)の回帰係数の LFGLS 推定量である。 $\hat{u}_t = \bar{T}_t - X_t \hat{\alpha}$ は推定誤差である。

(2) 直交性検定

RE 仮説を Muth の定義に基づいて解釈する限り、

不偏性検定で十分である。RE 仮説を厳密に解釈すれば、RE はその時点において利用可能なすべての情報に基づいて形成されたものである必要がある。RE が形成されていれば、予測誤差 $\tilde{Y}_t = \tilde{T}_t - T_t^*$ はドライバーが利用できるすべての経験情報と無相関となる。

$$E[\tilde{Y}_t \cdot \tilde{\varepsilon}_{t-1} | \tilde{\varepsilon}_t] = 0 \quad (6)$$

$\tilde{\varepsilon}_{t-1} = \{\tilde{T}_{t-1}, \tilde{T}_{t-2}, \dots\}$ は経験情報の集合である。RE の直交性を検定するために、任意の k ($k = 1, 2, \dots$) に対して次の回帰モデルを考える。

$$\tilde{Y}_t = \tilde{T}_{t,k} \beta_k + v_t \quad (7)$$

ただし、 $\beta_k = [\beta_0, \dots, \beta_k]'$: 回帰係数ベクトル、 $\tilde{T}_{t,k} = [1, \tilde{T}_{t,t-j}]$ は $(n \times (k+1))$ 次の走行実績値行列であり、 $\tilde{T}_{t,t-j}$ は被験者 i の $t-j$ 期の走行実績値である。期待 T_t^* が RE であれば、結合仮説 $\beta_0 = \dots = \beta_k = 0$ を棄却できない。仮にある β_i が有意に $\beta_i \neq 0$ であれば、ドライバーは経験情報 \tilde{T}_{t-i} を走行時間の予測に利用していないことを意味する。直交性の仮定より説明変数と誤差項は同時点的に無相関であると考え、 $E[\tilde{T}_{t,k} v_t] = 0$ を仮定する。誤差項の共分散行列が $E[v_t v_t'] = \sigma^2 \Omega_t$ であると仮定し、回帰係数の LFGLS 推定量を求める。直交性検定のために式 (7) の回帰係数に関して仮説 H_0^2 と対立仮説 H_1^2 を設定する。任意の $k = (1, 2, \dots)$ に対して

$$H_0^2(k) : \beta_k = \mathbf{0}_k \quad H_1^2(k) : \beta_k \neq \mathbf{0}_k \quad (8)$$

と定義しよう。ただし、 $\mathbf{0}_k = (0, \dots, 0)'$: k 次元の零ベクトルである。もし $\beta_k = \mathbf{0}_k$ が真であれば、

$$F_2 = \frac{\hat{\beta}' (\tilde{T}_{t,k}' \Omega_t^{-1} \tilde{T}_{t,k})^{-1} \hat{\beta} / k}{\hat{v}_t' \hat{v}_t / (n - k - 1)} \quad (9)$$

は自由度 $k, n - k - 1$ の F 分布に従う。ただし、 $\hat{v}_t = \tilde{Y}_t - \tilde{T}_{t,k} \hat{\beta}_k$ である。有意水準を ϕ とするとき、 F_2 値が自由度 $k, n - k - 1$ の F の $\phi \cdot 100\%$ 点 $F_\phi(k, n - k - 1)$ 以上であれば直交性仮説は棄却される。

(3) 効率性検定

SP データによる方法では被験者が必ずしも期待を正確に言明するとは限らない。被験者が自分の期待結果を正確に報告していないならば、仮説検定の信頼性は低いと言わざるを得ない。いま、期待の報告値が十分に意味を持つ内容であれば、報告された期待は、過去の経験情報を用いて走行時間の実現値の変化を予測する内容になっていなければならない。

期待の報告値の効率性は次の 2 本の回帰式

$$T_t^* = \gamma_0^1 + \gamma_1^1 \tilde{T}_{t-1} + \dots + \gamma_k^1 \tilde{T}_{t-k} + w_t^1 \\ \tilde{T}_t = \gamma_0^2 + \gamma_1^2 \tilde{T}_{t-1} + \dots + \gamma_k^2 \tilde{T}_{t-k} + w_t^2 \quad (10)$$

を推計することによって検定できる。期待の報告値が効率的であれば、任意の k について $\gamma_1^1 = \gamma_1^2$ ($i = 0, \dots, k$) が成立する。効率性検定は、期待の合理性と信頼性を同時に検定しており、その意味で先の 2 つの方法よりも厳しい検定になっている。効率性検定は 2 つの回帰式 (10) を推計し、パラメータ値の間に仮説 H_0^3 が成立するかを対立仮説 H_1^3 に対して検定する問題に帰着する。

$$H_0^3 : \gamma_k^1 = \gamma_k^2 \quad H_1^3 : \gamma_k^1 \neq \gamma_k^2 \quad (11)$$

ただし、 $\gamma_k^i = (\gamma_0^i, \dots, \gamma_k^i)'$ ($i = 1, 2$) である。効率性検定では推定した回帰係数間の関係を検定する必要がある。そこで、単純な尤度比検定ではなく、線形制約検定に用いられるチャウテストを用いる。2 つの回帰モデル (10) をベクトル表記する。

$$\begin{bmatrix} T_t^* \\ \tilde{T}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{T}_{t,k} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \tilde{T}_{t,k} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_k^1 \\ \gamma_k^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} w_t^1 \\ w_t^2 \end{bmatrix} \quad (12)$$

このモデルの回帰係数の LFGLS 推定量を $\hat{\gamma}_k^i$ と、残差平方和を $\hat{w}_t^i w_t^i$ と表わそう。一方、 H_0^3 が真の時の回帰モデルは制約条件 $\gamma_k^1 = \gamma_k^2 = \gamma_k$ を満足しなければならない。データをプールし、回帰モデル

$$\begin{bmatrix} T_t^* \\ \tilde{T}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{T}_{t,k} \\ \tilde{T}_{t,k} \end{bmatrix} \gamma_k + \begin{bmatrix} w_t^1 \\ w_t^2 \end{bmatrix} \quad (13)$$

を作成する。回帰係数を LFGLS 推定し、その残差平方和 $\hat{w}_t^i w_t^i$ を求める。この時、 F 統計量

$$F_3 = \frac{2(n - k - 1)}{k} \left(\frac{\hat{w}_t^1 w_t^1}{\hat{w}_t^2 w_t^2} - 1 \right) \quad (14)$$

は、仮説 H_0^3 が真の時、自由度 $k, 2(n - k - 1)$ の F 分布に従う。 F を統計量として効率性検定を行なうことができる。回帰モデル (12)、(13) には同一の説明変数データが複数の回帰式に重複して現われており、一般に誤差項の同時点共分散行列 $E[w_t^i w_t^i]$ は非対角行列となる。このため、両式は「見かけ上無関係な回帰モデル (SUR モデル)」となっている。SUR モデルも本質的には誤差項の非独立性が起因して生じる問題であり LFGLS 推定により対処できる。

5. 実験結果の考察

室内実験の概要を表 - 1 に示す。2 つの実験では異なる走行時間関数を採用しており、その結果走行

表-1 室内実験の概要

| | 実験1 | | 実験2 | |
|-------|-----------|-------|-----------|-------|
| 選択回数 | 60回 | | 60回 | |
| 被験者数 | 60名 | | 60名 | |
| 流入交通量 | 900台/h | | 900台/h | |
| 拡大係数 | 15 | | 15 | |
| | (経路1) | (経路2) | (経路1) | (経路2) |
| 走行距離 | 15km | 20km | 15km | 20km |
| 交通容量 | 800台 | 1000台 | 500台 | 700台 |
| 内々交通量 | N(150,30) | | N(175,30) | |

走行時間関数としてBPR関数 $T = d\{1 + \alpha(x/Q)^\beta\}$, ($\alpha = 1, \beta = 2$) を用いた。d: 走行距離、x: 交通量、Q 交通容量である。

時間の分散は実験・経路を通じて異なる。期待がある程度収束した30期目の期待の報告値と実走行時間データに対して検定モデル(2)、(7)、(12)、(13)を推定した。表-2は、検定結果を説明している。括弧内の数値はt値を示す。LFGLS残差は説明変数ベクトルと直交しないため、決定係数の代わりに被説明変数の観測値と推定値の標本相関係数 ρ により推計精度を評価する。LFGLS推定における分散共分散行列の初期推定値としては、OLS推計による残差誤差を用いた。表-2には異質分散性による推計バイアスを除去したLFGLS推定量を示している。表-2に示すように不偏性検定モデルを推定した結果、標本相関係数は0.745、F-値は0.61となり $F_{0.01} = 4.82$ より小さい値を示す。不偏性仮説は危険水準1%で棄却できない。表-2には $k = 5$ の場合の、直交性検定、効率性検定の結果も示している。効率性検定結果のはじめの2式は式(12)に、最後の推定結果は式(13)に対応している。効率性仮説は危険水準1%で棄却できない。一方、直交性検定に関しては相関係数が小さく、F-値も危険水準1%に対応する水準より大きな値を示している。このことより直交性仮説を直ちに棄却するには、なお留保事項がいくつか存在する。被験者の通算30回目の期待、走行時間の実績値に着目することにより、仮説検定に用いるデータの分散化を図ったものの、j期前の実績値 $T_{i,t-j}$ サンプルに依然として明かな相関構造が存在している。同一の被験者が経路選択を繰り返す室内実験では、実験データの相関構造を完全に取り除くことは極めて難しい。このような相関構造の存在は、検定モデルの推計バイアスの大きな原因となりうる。直交性仮説が成立するか否かに関しては、きめ細かい検討が必要である。この問題に関する詳細に関しては講演

表-2 仮説検定の結果

| 不偏性 | | | | | | | |
|------------|------------|------------|------------|------------|------------|-------|--------|
| α_0 | α_1 | | | | | F_1 | ρ |
| 2.80 | 0.91 | | | | | 0.61 | 0.62 |
| (0.62) | (-1.05) | | | | | | |
| 直交性 | | | | | | | |
| β_0 | β_1 | β_2 | β_3 | β_4 | β_5 | F_2 | ρ |
| -0.40 | -0.13 | 0.19 | 0.14 | 0.05 | -0.21 | 11.9 | 0.27 |
| | (0.79) | (1.13) | (0.91) | (0.40) | (1.84) | | |
| 効率性 | | | | | | | |
| γ_0 | γ_1 | γ_2 | γ_3 | γ_4 | γ_5 | F_3 | ρ |
| -0.10 | 0.17 | 0.32 | 0.18 | 0.07 | 0.23 | | 0.97 |
| | (2.97) | (5.61) | (3.47) | (0.12) | (0.01) | | |
| -0.50 | 0.04 | 0.51 | 0.32 | 0.12 | 0.01 | 0.85 | 0.79 |
| | (0.23) | (3.07) | (2.11) | (0.94) | (0.10) | | |
| -0.30 | 0.10 | 0.42 | 0.25 | 0.09 | 0.12 | | 0.87 |
| | (1.20) | (4.75) | (3.14) | (1.40) | (1.93) | | |

時に発表したい。

6. おわりに

本研究では、室内実験を通じて経路選択におけるRE仮説の統計的検定を試みた。その結果、筆者らが行った室内実験に関する限り、RE仮説は棄却されないと結論づけることができる。周知のとおり、統計的検定は仮説の反証を試みたものであり、それをもって仮説を検証したわけではない。RE仮説の経験的妥当性に関しては、今後も直接・間接的検定を通じた反証経験を蓄積していくことが重要であろう。今後の研究課題としては、1) パネルデータを用いたRE仮説検定の方法論の開発、2) 情報の非中立仮説の検定方法の開発等があげられる。特に、後者は交通情報の提供による経路誘導の可能性に関する検定であり、今後に残された重要な研究課題である。

参考文献

- 1) Iida, Y., Akiyama, T. and Uchida, T.: Experimental analysis of dynamic route choice behaviour, *Tran. Res.* 26B, pp. 17-32, 1992.
- 2) 小林潔司、藤高勝巳: 合理的期待形成を考慮した経路選択モデルに関する研究、土木学会論文集、No. 458/IV-18, pp. 17-26, 1993.
- 3) Muth, J.: Rational expectations and the theory of price movements, *Econometrica*, 29, pp. 315-335, 1961.