【土木計画学研究・論文集 No.12 1995年8月】

# 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 EXPERIMENT*

小林潔司** ・安野貴人***
By Kiyoshi KOBAYASHI** and Takato YASUNO***

## 1. はじめに

我々の日々の交通行動において、完全情報の下で意思決定を行うことができる局面は極めて限定されている。交通行動主体は不完全情報の下で意思決定を繰り返すことにより交通条件について学習し、実現するであろう交通条件についてある期待を形成し行動している。期待形成の問題は、経路選択をはじめとする交通行動に深く関連しているものの、個人の期待形成の問題を明示的にとりあげた研究事例はそれほど多くない。

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)-3)]、2）合理的期待（以下、RE と略す）モデル[4)5)]があげられる。

これらの研究の中で Chang 等、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[1)2)3)]とともに、ドライバーの経路選択行動の不安定性を見いだすことに成功している。一方、RE モデルは、ドライバーの長期的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を有している。さらに、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、そこでは分析モデルの提案にとどまっており、RE 仮説の実験による検定は試みられていない。

本研究では、飯田等、Chang 等が試みたような室内実験を通じてドライバーの RE 仮説の検定を試みるとともに、RE モデルの適用性と問題点について考察することとする。以下、2．では期待形成仮説について概説する。3．では期待形成仮説の検定に関わる諸問題について考察し、4．では具体的な検定方法について述べる。5．では室内実験の結果についてとりまとめる。

## 2. 期待形成仮説の検定問題

### (1) 仮説検定の方法論

主観的期待は、ドライバーが所有する内部情報であり、分析者がその値を直接的に観測することはできない。ドライバーの期待形成メカニズムを推計する場合、本来測定が困難である個人の主観的期待に関する情報を何らかの方法で獲得することが必要となる。その方法として、1）RP (Revealed Preference) に基づく方法、2）SP (Stated Preference) に基づく場合が存在する。前者は、主観的期待に関するデータを実際に観察することが不可能であることから、期待形成仮説を直接検定することをひとまず放棄する。そして、期待形成仮説から誘導される理論モデルが現実に観測される行動をどの程度再現しうるかにより、間接的にその背後にある仮説の妥当性を検討する。この方法を採用する場合、そもそも理論モデルの有効性をどのように評価すればいいかという方法論上の問題が存在する[6)]。理論モデルの有効性をモデルの仮定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に対して明確な解答を用意することは不可能であろう。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行動仮説の説明力の差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の

*キーワーズ：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

妥当性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の代表例としては、Chang 等[1]、飯田等[2)3)]、Bonsall[7]による室内実験による方法があげられる。これらの研究では、実験室という管理された空間内で経路選択を繰り返すSP実験を通じて、経験や情報の習得過程を明らかにする[3]。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、多くの研究者が指摘しているようなSPデータの信頼性の問題がある。計量経済学的手法を駆使することによりこの問題をある程度は回避できるが、データの信頼性という問題を本質的に解決することは不可能である。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。室内実験を通じてRE仮説の妥当性に関して問題提起できれば、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る。

### (2) RE 仮説検定の課題

厳密にいえば、REはある定常的な環境の中で無限回経路選択を実施した結果として生じる。現実には、理想的な環境で経路選択が無限回繰り返されるわけではない。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。室内実験といえども、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しての役割を果たす。したがって、室内実験による仮説検定においては被験者の主観的期待がREを十分に近似しているか否かが論点になる。

Muth[8]は、個々人の主観的期待が期待されるべき変数（本室内実験の場合は各経路の走行時間）の期待値の真値（RE）の周辺に不偏的に分布していればRE仮説が成立すると主張した。Muth によるRE仮説は個人の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が生じる[9)10)]。以下では、期待の合理性条件として、1）不偏性、2）直交性、3）効率性という3つの条件[11)12)]を採用する。のちに述べるように、不偏性、直交性、効率性という順に、より厳しい合理性条件を課している。RE形成モデル[5]の実用性という視点からは、不偏性が成立すれば十分である。REモデルの信頼性を検討するためには、学習過程の合理性にまで立ち入ってRE仮説を検定することが望ましい。そのためには、条件2）3）が必要となる。

## 3. 室内実験による仮説検定の方法

### (1) 実験方法

本研究では飯田型室内実験[2]を採用する。したがって、本研究で用いる実験方法自体には新規性はない。実験では2つの代替的経路間の選択問題を考える。経路1に都市内を通過する街路を、経路2に若干迂回するものの容量が大きい道路を想定する。いずれの経路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）$T_t^{s,1}, T_t^{s,2}$と選択した経路$r$を報告する。被験者には選択した経路の実走行時間$\tilde{T}_t^r$が通知される。全ラウンドが終了すると、被験者が各ラウンドで走行した経路に基づいてデータを列挙することによって経路$r$に関する期待・実績値のペア$(T_t^{s,r}, \tilde{T}_t^r)$が得られる。ここに、添字$s$は主観的期待であることを、添字$t$は被験者が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$t$回目の走行実績値$\tilde{T}_t^r$は異なる。

### (2) 仮説検定上の留意点

RE仮説の検定に関しては計量経済学の分野で研究成果が蓄積されている[12)13)]。そこでは、市場で観察される期待（あるいはその代理指標）を用いて期待形成仮説を検定する。室内実験を通じてRE仮説を検定する場合、市場データと異なり1）有限回数の

実験では被験者が十分にREを学習していない、2）被験者の期待間に高い相関が見られ誤差項の独立性を仮定できない、3）経路によって走行時間の分布に著しい差異がみられる、という問題が生じる。したがって、このような室内実験の特殊性を考慮した仮説検定の方法を開発することが必要となる。

室内実験による仮説検定は1）同一被験者の多時点データ、2）ある時点における複数被験者のデータ、3）複数被験者のパネルデータを用いて行なうことができる。同一被験者の多時点データを用いた分析は、個々の被験者の期待の合理性を検定することを目的とする。この課題を達成するためには、数多くの実験データを蓄積し回帰モデルを推定する必要が生じる。同一被験者に対して異なる室内実験を何度も繰り返すことは実質上不可能であろう。また、この方法では被験者達が全体としてRE均衡に収束しているか否かを分析できない。本研究では2）のデータを用いてRE仮説検定を試みる。1回だけの実験の期待報告値を用いて仮説検定を試みると、期待報告値がREの近傍に極度に集中し安定した推計結果が得られないという問題が生じる。異なる実験にまたがってプールしたデータセットに対して仮説検定を試みる。この場合、前述した誤差項の相関性、異質分散性という問題が生じる。なお、非線形走行時間関数を用いた場合、通常、走行時間分布が正規分布に従うとは限らず、モデルの推計において非正規性の問題が生じる。この非正規性を考慮した推計方法も開発されているが、非正規性の問題に対してはいたずらに高度な手法を駆使することよりも異常値の検出で対応することが望ましいことが指摘されている[14]。本研究の実験において異常値は検出されておらず、本実験に関する限り非正規性の問題の影響はそれほど大きくないと考える。本研究では被験者間の学習の熟度を統一するため、ある時点の期待報告値に着目することとし、パネルデータを用いた分析を行なっていない。学習過程自体を分析するためにはパネルデータを用いた分析が必要となるが、この問題に関しては今後の課題としたい。以下では、仮説検定方法について記述するが、計量経済学の分野で確立された推定方法や仮説検定方法の詳細は、参考文献[14]に譲り、ここでは必要最低限の記述にとどめる。

## 4. RE仮説の検定方法

### (1) 不偏性検定

ドライバーの主観的期待と実際に所要した経験値が一致する保証はない。しかし、ドライバーがREを形成すれば、経路$r$の選択を繰り返すことにより実現する所要時間の期待値$E_\infty[\tilde{T}_t^r]$は彼の主観的期待（RE）$T_t^{s,r}$に一致する。RE仮説による期待形成モデルは次式で表現できる。

$$\tilde{T}_t^r = T_t^{s,r} + u_t^r \tag{1}$$

ただし、$E[u_t^r] = 0$である。添字$r$は経路を表すが、以下では表記の便宜上、添字$r$を省略する。RE仮説は「ドライバーは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仮説を検定するもっとも単純な方法は、主観的期待が実際に実現する走行時間の実績値の不偏推定量になっているかを検討することである。不偏性の検定のためにTurnovsky[15]の方法を用いよう。いま、

$$\tilde{T}_t = \alpha_0 + \alpha_1 T_t^s + u_t \tag{2}$$

を推定する。この時、$T_t^s$が$\tilde{T}_t$の不偏推定値ならば$\alpha_0 = 0$かつ$\alpha_1 = 1$でなければならない。仮説検定量を定式化するために式(2)をベクトル表示する。

$$\tilde{\boldsymbol{T}}_t = \boldsymbol{X}_t\boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{u}_t \tag{3}$$

ただし、$\tilde{\boldsymbol{T}}_t = (\tilde{T}_{1,t}, \cdots, \tilde{T}_{n,t})'$:走行時間の実績値ベクトル（$\tilde{T}_{i,t}$は被験者$i$の$t$回目の走行実績値）、$\boldsymbol{\alpha} = (\alpha_0, \alpha_1)'$:回帰係数ベクトル、$\boldsymbol{u} = (u_{1,t}, \cdots, u_{n,t})'$:誤差ベクトルである。$\boldsymbol{X}_t = [\boldsymbol{l}_n, \boldsymbol{T}_t^s]$は走行実績値行列であり、$\boldsymbol{l}_n = (1, \cdots, 1)'$は$n$次単位列ベクトル、$\boldsymbol{T}_t^s = (T_{1,t}^s, \cdots, T_{n,t}^s)'$は期待の報告値列ベクトルである。記号$'$は転置を表わす。不偏性の定義より$E[\boldsymbol{u}_t] = \mathbf{o}$を仮定する。前述したよう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$\boldsymbol{u}_t$の分散共分散行列が$E[\boldsymbol{u}_t\boldsymbol{u}_t'] = \sigma^2\boldsymbol{\Omega}_t$であると仮定する。$\boldsymbol{\Omega}_t$は$n$次の正値定符号行列である。回帰係数$\boldsymbol{\alpha}$の一般化最小2乗法(GLS)によるGLS推定量$\hat{\boldsymbol{\alpha}}$は次式で表わされる。

$$\hat{\boldsymbol{\alpha}} = (\boldsymbol{X}_t'\hat{\boldsymbol{\Omega}}_t^{-1}\boldsymbol{X}_t)^{-1}\boldsymbol{X}_t'\hat{\boldsymbol{\Omega}}_t^{-1}\tilde{\boldsymbol{T}}_t \tag{4}$$

GLS推定を行なう場合、分散共分散行列$\boldsymbol{\Omega}_t$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)$\hat{\boldsymbol{\Omega}}_t$を用いる。すなわち、OLS推定による残差平方和を用いて分散共分散行列を推定

する。この分散共分散行列を用いてGLS推計し1ラウンド目の実行可能GLS推定量を求める。その実行可能GLS残差平方和を用いて2ラウンド目の分散共分散行列を求め、実行可能GLS推定量をさらに補正する。この手順を推定量が収束するまで繰り返す[14)]。なお、$\boldsymbol{\Omega}_t = \boldsymbol{I}_n$ が成立する場合、LFGLS推定量(4)は通常の最小2乗(OLS)推定量となる。$\boldsymbol{I}_n$は$n$次単位行列である。ここで、主観的期待の不偏性を検定するために仮説$H_0^1$と対立仮説$H_1^1$

$$H_0^1 : \alpha_0 = 0, \quad \alpha_1 = 1$$
$$H_1^1 : \alpha_0 \neq 0, \quad \alpha_1 \neq 1 \tag{5}$$

を設けよう。もし$H_0^1$が真であれば

$$F_1 = \frac{(\hat{\boldsymbol{\alpha}} - \boldsymbol{\alpha}^*)' \boldsymbol{X}_t' \hat{\boldsymbol{\Omega}}_t^{-1} \boldsymbol{X}_t (\hat{\boldsymbol{\alpha}} - \boldsymbol{\alpha}^*)/2}{\hat{\boldsymbol{u}}_t' \hat{\boldsymbol{\Omega}}_t^{-1} \hat{\boldsymbol{u}}_t/(n-2)} \tag{6}$$

は、自由度$(2, n-2)$の$F$分布に従う[14)]。$F_\phi$を$F_1$の$\phi \cdot 100\%$棄却水準とした場合、$F_1 \geq F_\phi$であれば不偏性仮説$H_0^1$を有意水準$\phi$で棄却できる。ただし、$\boldsymbol{\alpha}^* = (0,1)'$、$\hat{\boldsymbol{\alpha}}, \hat{\boldsymbol{\Omega}}_t$は$\boldsymbol{\alpha}$、$\boldsymbol{\Omega}_t$のLFGLS推定量、$\hat{\boldsymbol{u}}_t = \tilde{\boldsymbol{T}}_t - \boldsymbol{X}_t \hat{\boldsymbol{\alpha}}$は推定誤差である。

### (2) 直交性検定

RE仮説を式(1)に基づいて解釈する限り、RE仮説の検定は式(3)による不偏性の検定で十分である。しかし、計量経済学の分野ではRE仮説を式(1)より、さらに強い意味で用いることが多い。すなわち、期待が合理的であるためには、期待は予測が行なわれる時点において利用可能なすべての情報に基づいたものでなければならないと主張する[11)12)]。予測誤差はその期待値がゼロであるだけでなく、経済主体が利用できるいかなる情報とも無相関である。もし、そうでなければこの相関関係を予測に入れることにより、より優れた予測が可能になる。優れた予測というものは次期の予測誤差を本来予測できないものであり、予測が形成される時点で利用可能ないかなる情報とも無関係である[11)]。すなわち、式(1)の$u_t$に関して次式が成立しなければならない。

$$E[u_t \cdot \bar{\Xi}_{t-1} | \bar{\Xi}_t] = 0 \tag{7}$$

ここに、$\bar{\Xi}_t$はドライバーが$t$回目までに獲得した情報集合である。ドライバーの情報集合が過去の走行実績値により構成されると考えれば、$\bar{\Xi}_{t-1} = \{\tilde{T}_{t-1}, \tilde{T}_{t-2}, \cdots\}$となる。式(7)は$t$回目におけるドライバーの予測誤差$u_t$がそれに先行する経験情報と無相関であることを意味している。REの直交性を検定するために、以下のような推計式を考えよう。すなわち、任意の$k$ $(k = 1, 2, \cdots)$に対して

$$\tilde{T}_t - T_t^s = \beta_0 + \beta_1 \tilde{T}_{t-1} + \cdots + \beta_k \tilde{T}_{t-k} + v_t \tag{8}$$

を考える。ここでも経路の添字$r$を省略していることを断っておく。いま、予測値$T_t^s$がREであれば、結合仮説$\beta_0 = \cdots = \beta_k = 0$を棄却できない。仮にある$\beta_\imath$が有意に$\beta_\imath \neq 0$であれば、$i$回前の経験情報$\tilde{T}_{t-\imath}$を$t$回目の走行時間の予測に利用していないことを意味する。直交性仮説が棄却された場合、ドライバーは走行時間の予測において過去の経験情報を合理的に用いていないことになる。不偏性仮説が主観的期待の合理性を問題にしているのに対して、直交性仮説は期待形成メカニズム自体が合理的であることを主張しており、この意味で不偏性仮説よりも厳しい合理性を要求している。

直交性検定モデル(8)をベクトル表記しよう。

$$\tilde{\boldsymbol{Y}}_t = \tilde{\boldsymbol{T}}_{t,k} \boldsymbol{\beta}_k + \boldsymbol{v}_t \tag{9}$$

ただし、$\tilde{\boldsymbol{Y}}_t = \tilde{\boldsymbol{T}}_t - \boldsymbol{T}_t^s$:推計誤差（被説明変数）ベクトル、$\boldsymbol{\beta}_k = [\beta_0, \beta_1, \cdots, \beta_k]'$:$k+1$次元パラメータ列ベクトル、$\tilde{\boldsymbol{T}}_{t,k} = [\boldsymbol{l}_n, \tilde{\boldsymbol{T}}_{t-1}, \cdots, \tilde{\boldsymbol{T}}_{t-k}]$は$n \times (k+1)$次の走行実績値行列であり、$\tilde{\boldsymbol{T}}_{t-\jmath} = [\tilde{T}_{1,t-\jmath}, \cdots, \tilde{T}_{n,t-\jmath}]'$は$t-\jmath$回目の走行実績値列ベクトルである。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[14)]であると考え、$E[\tilde{\boldsymbol{T}}_{t,k} \boldsymbol{v}_t] = \boldsymbol{o}$を仮定する。不偏性検定の場合と同様に、誤差項の共分散行列が$E[\boldsymbol{v}_t \boldsymbol{v}_t'] = \sigma^2 \boldsymbol{\Psi}_t$であると仮定し、回帰係数のLFGLS推定を行なう。直交性検定を行なうために式(9)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$k = (1, 2, \cdots)$に対して

$$H_0^2(k) : \boldsymbol{\beta}_k = \boldsymbol{o}_k \quad H_1^2(k) : \boldsymbol{\beta}_k \neq \boldsymbol{o}_k \tag{10}$$

と定義しよう。ただし、$\boldsymbol{o}_k = (0, \cdots, 0)'$:$k+1$次元の零列ベクトルである。もし$\boldsymbol{\beta}_k = \boldsymbol{o}_k$が真であれば、

$$F_2 = \frac{\hat{\boldsymbol{\beta}}_k' \tilde{\boldsymbol{T}}_{t,k}' \hat{\boldsymbol{\Psi}}_t^{-1} \tilde{\boldsymbol{T}}_{t,k} \hat{\boldsymbol{\beta}}_k/(k+1)}{\hat{\boldsymbol{v}}_t' \hat{\boldsymbol{\Psi}}_t^{-1} \hat{\boldsymbol{v}}_t/(n-k-1)} \tag{11}$$

は自由度$(k+1, n-k-1)$の$F$分布に従う。ただし、$\hat{\boldsymbol{\beta}}_k, \hat{\boldsymbol{\Psi}}_t$はLFGLS推定量、$\hat{\boldsymbol{v}}_t = \tilde{\boldsymbol{Y}}_t - \tilde{\boldsymbol{T}}_{t,k} \hat{\boldsymbol{\beta}}_k$である。有意水準を$\phi$とするとき、$F_2$値が自由度$(k+1, n-k-1)$の$F$の$\phi \cdot 100\%$点$F_\phi(k+1, n-k-1)$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、被験者が必ずしも正確に期待を言明していない可能性がある[13]。不偏性検定、直交性検定はいずれも被験者の期待報告値$T_t^s$を用いて仮説検定を行なっている。被験者が自分の期待を正確に報告していないならば、以上の検定結果の信頼性は極めて低いと言わざるを得ない。いま、期待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ことに着目しよう。期待報告値は走行時間の期待に関して十分効率的になっていなければならない。期待報告値の効率性は次の2本の回帰式

$$T_t^s = \gamma_0^1 + \gamma_1^1\tilde{T}_{t-1} + \cdots + \gamma_k^1\tilde{T}_{t-k} + w_t^1$$
$$\tilde{T}_t = \gamma_0^2 + \gamma_1^2\tilde{T}_{t-1} + \cdots + \gamma_k^2\tilde{T}_{t-k} + w_t^2 \qquad (12)$$

を推計することによって検定できる。ここでも、表記の都合上、選択経路の添字$r$を省略している。$T_t^s, \tilde{T}_t$はそれぞれ着目している経路に関する期待の報告値、実際に実現した過去の走行時間である。期待の報告値が効率的であるためには、任意の$k$について$\gamma_j^1 = \gamma_j^2 (j = 0, 1, \cdots, k)$が成立しなければならない。そうでなければ、室内実験の信頼性自体を再検討する必要がある。効率性検定は、実際には期待の信頼性の検定とREの検定を同時に行なっており、純粋にデータの信頼性のみを検定しているわけではない。換言すれば、両者を同時に検定しており、先の2つの方法よりも厳しい検定内容になっている。効率性検定は2つの回帰式(12)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。

$$H_0^3 : \gamma_k^1 = \gamma_k^2 \quad H_1^3 : \gamma_k^1 \neq \gamma_k^2 \qquad (13)$$

ただし、$\gamma_k^i = (\gamma_0^i, \gamma_1^i, \cdots, \gamma_k^i)'$ $(i = 1, 2)$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り、単純な尤度比検定を用いることはできない。本研究では、線形制約検定に用いられるチャウテスト[16]を用いて効率性検定を試みる。2つの回帰モデル(12)をベクトル表記する。

$$\begin{bmatrix} \boldsymbol{T}_t^s \\ \tilde{\boldsymbol{T}}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{\boldsymbol{T}}_{t,k} & \mathbf{o} \\ \mathbf{o} & \tilde{\boldsymbol{T}}_{t,k} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_k^1 \\ \gamma_k^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \boldsymbol{w}_t^1 \\ \boldsymbol{w}_t^2 \end{bmatrix} \qquad (14)$$

このモデルの回帰係数のLFGLS推定量を$\hat{\gamma}_k^i$ $(i = 1, 2)$と、LFGLS残差平方和を$\hat{\boldsymbol{w}}_t'\hat{\boldsymbol{\Phi}}_t^{-1}\hat{\boldsymbol{w}}_t$と表わそう。ただし、$\hat{\boldsymbol{w}}_t = (\boldsymbol{T}_t^s - \tilde{\boldsymbol{T}}_{t,k}\hat{\gamma}_k^1, \tilde{\boldsymbol{T}}_t - \tilde{\boldsymbol{T}}_{t,k}\hat{\gamma}_k^2)$である。また、$\hat{\boldsymbol{\Phi}}_t$は式(14)の誤差項の分散共分散行列のLFGLS推定量である。無制約下のLFGLS残差平方和$\hat{\boldsymbol{w}}_t'\boldsymbol{\Phi}_t^{-1}\hat{\boldsymbol{w}}_t$の自由度は$2(n - k - 1)$である。

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。したがって、データをプールし以下のような回帰モデルを考える。

$$\begin{bmatrix} \boldsymbol{T}_t^s \\ \tilde{\boldsymbol{T}}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{\boldsymbol{T}}_{t,k} \\ \tilde{\boldsymbol{T}}_{t,k} \end{bmatrix} \gamma_k + \begin{bmatrix} \boldsymbol{w}_t^1 \\ \boldsymbol{w}_t^2 \end{bmatrix} \qquad (15)$$

回帰係数を LFGLS 推定し、LFGLS 残差平方和$\hat{\hat{\boldsymbol{w}}}_t'\hat{\hat{\boldsymbol{\Phi}}}_t^{-1}\hat{\hat{\boldsymbol{w}}}_t$を求める。$\hat{\hat{\boldsymbol{\Phi}}}_t$は式(15)の誤差項の分散共分散行列のLFGLS推定量である。$F$統計量

$$F_3 = \frac{2(n-k-1)}{k+1}\left(\frac{\hat{\hat{\boldsymbol{w}}}_t'\hat{\hat{\boldsymbol{\Phi}}}_t^{-1}\hat{\hat{\boldsymbol{w}}}_t}{\hat{\boldsymbol{w}}_t'\hat{\boldsymbol{\Phi}}_t^{-1}\hat{\boldsymbol{w}}_t} - 1\right) \qquad (16)$$

は、仮説$H_0^3$が真の時、自由度$(k+1, 2(n-k-1))$の$F$分布に従う[16]。$F_3$を検定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(14)、(15)には同一の説明変数データが重複して現われており、誤差項の分散共分散行列$\hat{\boldsymbol{\Phi}}_t^{-1}, \hat{\hat{\boldsymbol{\Phi}}}_t^{-1}$が非対角行列である可能性が非常に高い。両式は「見かけ上無関係な回帰モデル(SURモデル)」[14]となっている。SURモデルは誤差項の非独立性という問題を生起するがLFGLS推定により対処できる。

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 | |
| $\kappa$ | 15 | | 15 | |
| $\beta$ | 2.0 | | 2.0 | |
| $N$ | $N(150, 30^2)$ | | $N(175, 30^2)$ | |
| | (経路1) | (経路2) | (経路1) | (経路2) |
| $\tau_0$ | 15km | 20km | 15km | 20km |
| $C$ | 800台 | 1000台 | 500台 | 700台 |

注）$N(\mu, \sigma^2)$ 平均$\mu$、分散$\sigma^2$の正規乱数。

**5. 実験結果の考察**

室内実験の概要を表－1に示す。各経路の走行時間は各ラウンドごとに正規分布に従って変動する内々交通量と被験者の経路選択の結果によって決定される。BPR関数を用いて走行時間を設定した。

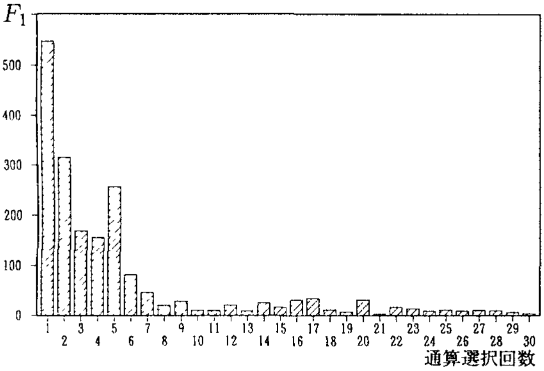
$$\tau = \tau_0\left[1 + \left(\frac{\kappa X + N}{C}\right)^\beta\right] \qquad (17)$$

$\kappa$は拡大係数、$X$は当該経路を利用した被験者数、$N$は内々交通量（確率変数）、$C$は交通容量、$\tau_0, \beta$は定

表－2　不偏性検定の結果

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| OLS | $a_0$ | $a_1$ | $F_1$ | $R^2$ |
| | 7.02 | 0.81 | 6.39 | 0.43 |
| | (1.02) | (-2.19) | | |
| LFGLS | $\alpha_0$ | $\alpha_1$ | $F_1$ | $R_*^2$ |
| | 2.81 | 0.91 | 3.65 | 0.91 |
| | (1.57) | (-1.41) | | |
| OLS 推計の誤差分散 | $\sigma_{1,1}^2$ | $\sigma_{1,2}^2$ | $\sigma_{2,1}^2$ | $\sigma_{2,2}^2$ |
| | 13.7 | 6.1 | 80.0 | 15.9 |

$R^2$ : 決定係数、$R_*^2$ : Buse の決定係数、
$\sigma_{i,j}$ : 実験 $i$ 経路 $j$ における分散の推定値。




図－1　学習過程と $F_1$ 値

表－3　直交性検定モデルの推定結果

| $k$ | $\beta_1$ | $\beta_2$ | $\beta_3$ | $F_2$ | $R_*^2$ |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | -0.362 | - | - | 6.04 | 0.13 |
| | (-2.362) | - | - | | |
| 3 | -0.336 | 0.128 | -0.167 | 3.93 | 0.11 |
| | (-0.692) | (0.071) | (0.148) | | |

表－4　直交性検定の結果

| $k$ | $F_2$ | $F_{0.01}$ | 自由度 |
|---|---|---|---|
| 1 | 6.04 | 6.84 | (1,120) |
| 2 | 4.66 | 4.78 | (2,119) |
| 3 | 3.93 | 3.94 | (3,118) |
| 4 | 3.13 | 3.47 | (4,117) |
| 5 | 2.88 | 3.17 | (5,116) |
| 6 | 2.47 | 2.95 | (6,115) |
| 7 | 2.72 | 2.79 | (7,114) |
| 8 | 2.52 | 2.65 | (8,113) |
| 9 | 2.45 | 2.56 | (9,112) |
| 10 | 2.39 | 2.47 | (10,111) |
| 11 | 2.16 | 2.40 | (11,110) |
| 12 | 1.98 | 2.36 | (12,109) |
| 13 | 2.10 | 2.33 | (13,108) |
| 14 | 1.95 | 2.28 | (14,107) |
| 15 | 1.83 | 2.23 | (15,106) |

数である。BPR 関数のパラメータを表－1のように設定しており、走行時間の分散は実験・経路を通じて異なる。期待がある程度収束した 30 回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 (3)、(9)、(14)、(15) を推定し仮説検定を行った。

表－2は、不偏性検定モデルの OLS、LFGLS 推計の結果と推計誤差の分散を示している。括弧内の数値は $t$ 値を示す。OLS 推計の場合、実験、経路によって誤差分散が極度に異なっており明らかに誤差項に異質分散性が見られる。サンプルを実験・経路ごとにグループ化し、グループ間での異質分散性を LFGLS 推計で補正した。LFGLS 残差は説明変数ベクトルと直交しないため、通常の決定係数を用いることはできない。そこで、異質分散性を補正した後の空間における Buse の決定係数[17)]

$$R_*^2 = 1 - \frac{\hat{\boldsymbol{u}}_t' \hat{\boldsymbol{\Omega}}_t^{-1} \hat{\boldsymbol{u}}_t}{\tilde{\boldsymbol{T}}_t' \boldsymbol{D}' \hat{\boldsymbol{\Omega}}_t^{-1} \boldsymbol{D} \tilde{\boldsymbol{T}}_t} \tag{18}$$

を用いて推計精度を評価した。ここに、$\hat{\boldsymbol{\Omega}}_t$は$\boldsymbol{\Omega}_t$の LFGLS 推定量、$\hat{\boldsymbol{u}}_t = \tilde{\boldsymbol{T}}_t - \boldsymbol{X}_t\hat{\boldsymbol{\alpha}}$:推計残差、$\boldsymbol{D}$はグループ $m$ における従属変数 $T_t^s$をグループ内の平均値からの偏差に変換する行列であり、小行列$\boldsymbol{D}_{T_m} = \boldsymbol{I}_{T_m} - \boldsymbol{l}_{T_m}\boldsymbol{l}_{T_m}'$を対角ブロック行列とする行列として定義できる。なお、$\boldsymbol{I}_{T_m}$は $T_m$次元の単位行列、$\boldsymbol{l}_{T_m}$は $T_m$次単位列ベクトルである。不偏性検定モデルの LFGLS 推定の結果、Buse の決定係数は 0.91、$F_1$値は 3.65 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。図－1はドライバーの学習回数とＲＥ形成の関係を示しているが、学習ラウンドが進むにつれ $F_1$値が小さくなり、不偏性仮説が次第に棄却されにくくなっている。

表－3は1例として $k = 1, k = 3$ の場合の直交性検定モデルの LFGLS 推定結果を示している。複数の実験結果をプールした場合、走行時間の平均値が実験グループ $m$ ごとに異なるという問題が生じる。そこで、直交性検定モデル (8) における説明変数と被説明変数に対して、次のような中央化変換を行う必要がある。各グループごとに説明変数値を各グループの平均値からの偏差データ$\tilde{T}_{i,t-j}^m - T_{\cdot}^m$に、また、予測誤差$\tilde{Y}_{i,t}^m$も偏差データ$\tilde{Y}_{i,t}^m - Y_{\cdot}^m$に置き換えたうえで検定モデルを推計した。ここに、$\tilde{T}_{i,t-j}^m$，$\tilde{Y}_{i,t}^m$は、実験グループ $m$ における被験者 $i$ の $t - j$回目の走行

表－5　効率性検定モデルの推定結果

| | $\gamma_0^1$ | $\gamma_1^1$ | $\gamma_2^1$ | $R_*^2$ | $F_3$ |
|---|---|---|---|---|---|
| model-1 | 7.26 | .42 | .28 | .784 | 1.66 |
| | (6.9) | (8.0) | (5.2) | | |
| | $\gamma_0^2$ | $\gamma_1^2$ | $\gamma_2^2$ | | |
| | 4.42 | .20 | .63 | | |
| | (3.4) | (2.9) | (9.2) | | |
| model-2 | $\gamma_0$ | $\gamma_1$ | $\gamma_2$ | $R_*^2$ | |
| | 6.57 | .32 | .42 | .754 | |
| | (7.8) | (7.4) | (9.7) | | |

注)model-1: $\gamma_k^1 \neq \gamma_k^2$の場合、model-2: $\gamma_k^1 = \gamma_k^2$の場合。

実績値、および、$t$ 回目の予測誤差であり、$T_\cdot^m, Y_\cdot^m$ は、実験グループ $m$ における走行時間実績値の平均、および、予測誤差の平均である。中央化変換を行うために、検定モデル (8) において$\beta_0 = 0$ とし定数項を取り除いて検定モデルを推計した。このことにより、検定統計量の自由度が減少し $k+1$ から $k$に下がる。したがって、検定統計量 (11) における自由度は $(k, n-k)$ と修正されることになる。直交性検定では $R_*^2$が 0 に近い値となっている。予測誤差と過去の経験情報が完全に無相関であれば $R_*^2 = 0$ が成立する。表－4 に示すように、いずれの $k$に対しても $F_2$ 値はいずれも臨界値 $F_{0.01}$より小さくなっており危険水準 1%で直交性仮説を棄却できない。

表－5 は $k = 2$ の場合における効率性検定モデルの LFGLS 推定結果を示している。効率性検定では誤差項の分散共分散行列$\hat{\boldsymbol{\Phi}}_t^{-1}, \hat{\hat{\boldsymbol{\Phi}}}_t^{-1}$ が非対角行列となるが、実験グループごとにサンプル数が異なるため、通常の SUR 推計法を用いることができない。そこで、各ラウンドごとに前のラウンド $z-1$ で推定した実行可能 GLS 残差平方和を用いて分散共分散行列の逆行列${}^z\hat{\boldsymbol{\Phi}}_t^{-1}$を推定し、それを変換行列${}^z\hat{\boldsymbol{R}}_t$を用いて${}^z\hat{\boldsymbol{\Phi}}_t^{-1} = {}^z\hat{\boldsymbol{R}}_t'{}^z\hat{\boldsymbol{R}}_t$と分解しラウンド $z$における実行可能 GLS 推定量を求めた。以上の方法を逐次繰り返し求めた LFGLS 推定量を表－5 に示している。LFGLS 誤差と説明変数の直交性が保証できないため Buse の決定係数[18] $R_*^2$を用いて推計精度を評価している。同表において$\gamma_k^1, \gamma_k^2$は式 (14) のパラメータ推定量に、$\gamma_k$は式 (15) のパラメータ推定量に対応している。各式における Buse の決定係数は 0.784,0.754 となり十分な推計結果を得ている。表－6 は $k$の値と $F_3$値の関係を示しているが、いずれの $k$の場合に対しても $F_3$値はそれぞれ該当する $F_{0.01}$より小さく、危険水準 1%で効率性仮説を棄却できない。以上の結果より、本研究で行った実験に関する限り RE 仮説は棄却できなかったと結論づけることができる。

表－6　効率性検定の結果

| k | $F_3$ | $F_{0.01}$ | 自由度 |
|---|---|---|---|
| 1 | 0.19 | 4.66 | (2,238) |
| 2 | 1.66 | 3.83 | (3,236) |
| 3 | 1.10 | 3.36 | (4,234) |
| 4 | 0.77 | 3.06 | (5,232) |
| 5 | 0.72 | 2.85 | (6,230) |
| 6 | 0.70 | 2.69 | (7,228) |
| 7 | 0.67 | 2.55 | (8,226) |

## 6. おわりに

本研究は、交通主体の経路選択における RE 仮説に関して室内実験を通じた統計的検定を試みたものである。そのために期待形成仮説の検定が有する理論的課題について考察し、室内実験による RE 仮説の検定上の問題点について考察した。さらに、室内実験を用いた RE 仮説の検定方法について考察した。筆者らの室内実験に関する限り、RE 仮説は棄却されなかったと結論づけることができる。

周知のとおり、行動仮説の妥当性が統計的検定で確証されることは論理的にありえない。RE 仮説に関しては、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る。RE 仮説が経験的に棄却されない場合、RE 仮説の経験的妥当性はそこから誘導されるモデルの理論的整合性と現実的有用性に即して評価されるべきであり、行動仮説の妥当性に関する統計的証拠はその情報の一部であると考えるのが妥当である。RE 仮説の妥当性は、それが経路選択行動のモデル化と交通誘導等の現実的な施策設計のためのより実りの多い視点を与え得るかどうかによって最終的に判定せざるを得ないと考える。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）情報の非中立性仮説[4]の検定方法の開発等があげられる。情報の非中立性仮説は、長期学習の結果 RE が形成されたとしても、情報提供によって異なる RE が形成されることを主張する。これは、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。非中立性仮説に関する仮説検定はRE仮説が成立することが前提となるため、本研究で開発した仮説検定の方法論を拡張するとともに、室内実験によるパネルデータを活用した統計的仮説検定の方法論を開発することが課題となろう。各種の交通行動モデルが提案されているにもかかわらず、その背後にある行動仮説の統計的検定に関してはほとんど研究が進展していないのが実情である。本研究により、交通行動モデリングの実証科学化の１つの方向づけに寄与しえたと考える。なお、本研究の遂行にあたっては多々納裕一助教授（鳥取大学）との議論より多くの知見を得ている。ここに、感謝の意を表します。

## 参考文献


1) Chang, G and Mahmassani, H : Travel time prediction and departure adjustment behaviour dynamics in a congested traffic system, *Transportation Research*, Vol 22B, pp 217-232, 1988.
2) Iida, Y., Akiyama, T and Uchida, T : Experimental analysis of dynamic route choice behaviour, *Transportation Research*, Vol. 26B, No.1, pp. 17-32, 1992
3) 飯田恭敬、内田敬、宇野伸宏：交通情報の効果を考慮した経路選択行動の動的分析、土木学会論文集、No. 470/IV-20, pp. 77-86, 1993.
4) Kobayashi, K : Information, rational expectations, and network equilibria: An analytical perspective for route navigation systems, *The Annals of Regional Science*, Vol. 28, pp 369-393, 1994.
5) 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
6) Friedman, M . Essays in Positive Economics, University of Chicago Press, 1971, 佐藤隆三訳：実証経済学の方法と展開、富士書房、1977.
7) Bonsall, P : The influence of route guidance advice on route choice in urban networks, *Transportation*, Vol. 19, pp.1-23, 1992.
8) Muth, J　Rational expectations and the theory of price movements, *Econometrica*, Vol 29, pp. 315-335, 1961.
9) Friedman, B.: Optimal expectations and the extreme information assumptions of rational expectations macromodels, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 5, pp. 23-41, 1979.
10) DeCanio, S. J. : Rational expectations and learning from experience, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 370, pp. 47-57, 1979.
11) Shiller, R J : Rational expectations and the dynamic structure of macroeconomic models, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 4, pp. 1-44, 1978
12) Sheffrin, S. M.: *Rational Expectations*, Cambridge University Press, 1983, 宮川重義訳：合理的期待論, 昭和堂, 1985.
13) Pearce, D..Comparing survey and rational measures of expected inflation, Forecast performance and interest rate effects, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 11, pp. 447-456, 1979.
14) 例えば、Judge, G G , et al.. *The Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley, 1980
15) Turnovsky, S : Empirical evidence on the formation of price expectations, *Journal of American Statistical Association*, 65, pp 1441-1454, 1970
16) Chow, G C.. Tests for equality between sets of coefficients in two linear regressions, *Econometrica*, Vol 28, pp 591-605, 1971.
17) Buse, A : Goodness of fit in generalized least squares estimation, *The American Statistitian*, Vol. 27, pp. 106-108, 1973.
18) Buse, A　Goodness-of-fit in the seemingly unrelated regressions model, A Generalization, *Journal of Econometrics*, Vol. 10, pp 109-113, 1979


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

小林潔司・安野貴人

日々の交通行動において、個人の交通条件に関する期待は重要な役割を果たしている。室内実験により経路選択行動を模擬的に反復することにより個人の期待が学習過程を通じていかに形成されるかに関するデータを収集する。本研究では、実験により得られた期待の報告値に基づいて合理的期待仮説を検定するための統計的な方法を提案する。期待の合理性は、不偏性、直交性、および、効率性条件を検討することにより検定できる。その結果、本研究で試行した室内実験に関する限り、合理的期待仮説は統計的に棄却されないことが明らかとなった。

HYPOTHESES TESTING ON DRIVERS' RATIONAL EXPECTATIONS BY IN-HOUSE EXPERIMENT

Kiyoshi KOBAYASHI and Takato YASUNO

Expectations on traffic conditions play decisive roles in ones' daily traffic behavior A series of in-house experiments to simulate route choice behavior in a group dynamics provide with a set of expectations data which explain how ones' expectations evolve over time through their learning processes This paper proposes some statistical methods to test whether experiment-based expectations data satisfy the rational expectations hypotheses The rationality of expectations can be investigated by testing their unbiasedness, orthogonality and efficiency. This paper concludes that as far as our experiments are concerned, the rational expectations hypotheses cannot be statistically rejected.