

階層ベイズアプローチを用いた
ガソリン価格の変動及び景気動向が高速道路交通量へ及ぼす影響の逐次モニタリング*
Sequential Monitoring of the Impacts of Gasoline Price Fluctuations and Business Trends
on Expressway Traffic Demand Based on Hierarchical Bayesian Approach *

力石真**

By Makoto CHIKARAISHI **

1. はじめに

2008年一年間を通して観測されたガソリン価格の変動(2008年8月までの高騰、4月の暫定税率失効・5月の復活、9月以降の急落)や急激な景気の悪化は、交通行動に無視し得ない影響を与える要因であり、その将来値の予測はきわめて困難である。そのため、これらの影響を需要予測に直接的に反映させることは困難であると考えられ、その影響が一時的なものかどうかを「モニタリング」し、一時的ではない場合には予測値を修正する等の事後的な対応が望まれる⁽¹⁾。たとえば、ガソリン価格に対する交通需要の弾力性が既知であれば、将来時点の需要予測はできないとしても、ガソリン価格の変化が交通需要に及ぼす影響をモニタリングすることは可能である。反対に、モニタリングを行うためには、価格弾力性等の人々の行動反応を定量化した指標が必要である。

これら人々の行動反応を定量化した指標を用いてモニタリングを行う場合においては、使用する指標が安定していることがその前提となる。しかしながら、価格弾力性等の指標は、時間的⁽²⁾にも空間的⁽³⁾にも変化し得る上、価格の上昇局面と下降局面では反応が非対称であること⁽⁴⁾や、価格変化の理由(たとえば、課税による価格上昇か、需要と供給の関係からくる価格上昇か)によっても弾力性は変化すること⁽⁵⁾が既往研究において指摘されている。このような状況下においては、ガソリン価格等の入力変数の変化によるモニタリングを行うだけでなく、人々の反応の程度を表す弾力性等の変化についても併せてモニタリングすることが望ましいと考えられる。

以上の背景を踏まえて、本研究では、階層ベイズアプローチを援用した、地域差(路線差)を考慮しながらガソリン価格及び景気動向に対する交通需要の弾力性を逐次更新する方法の提案を行う。実証分析では、53路線の月間高速道路交通量の時系列データを用いて、2008年1月から2009年1月までの間に起こったガソリン価格の変動及び景気悪化に対する交通需要の弾力性の変化をモニタリングし、弾力性はどの程度安定しているのか、各路線の変化に共通した特徴は見られるのか等について考察を加える。

2. 分析方法

1) モデル構造

弾力性を特定するにあたって、本研究では、高速道路路線ごとの交通需要(月間高速道路交通量)を目的変数とする以下の対数線形モデルを採用する。

$$\ln(Q_{imy}) = \beta_{i0} + \beta_{i1} \ln(Q_{im(y-1)}) + \beta_{i2} \ln(P_{imy}) + \beta_{i3} \ln(CI_{my}) + \beta_{i4} T_{my} + \varepsilon_{imy} \quad (1)$$

ここで、 Q_{imy} は、 y 年 m 月における路線 i の月間交通量、 P_{imy} は y 年 m 月における路線 i 周辺地域のレギュラーガソリン店頭販売価格、 CI_{my} は y 年 m 月における景気動向指数 CI (CI : Composite Index. 内閣府が公表。景気の強弱を定量的に計測しようとする指標)、 T_{my} は時間の経過による交通量の増減を捉えるためのトレンド項、 $\beta_{i0}, \beta_{i1}, \beta_{i2}, \beta_{i3}, \beta_{i4}$ はパラメータ、 ε_{imy} は平均0、分散 σ^2 に従う誤差項である。ここで、 β_{i2} は価格弾力性の定義([交通需要の変化率(%)/ガソリン価格の変化率(%)] = $[d \ln(Q)/d \ln(P)]$)から高速道路交通量のガソリン価格に対する弾力性である。同様に、 β_{i3} は高速道路交通量の景気動向指数 CI に対する弾力性である。

本研究では、パラメータの路線間差異を表現するために、 $\beta_{i0}, \beta_{i1}, \beta_{i2}, \beta_{i3}, \beta_{i4}$ をランダム変数として扱う。具体的には、パラメータを以下の式で定義する。

$$\beta_{ij} = \mu_j + \gamma_{ij} \quad (j = 0, 1, 2, 3, 4) \quad (2)$$

$$(\gamma_{i0}, \gamma_{i1}, \gamma_{i2}, \gamma_{i3}, \gamma_{i4}) \sim N(0, \Sigma)$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{\beta 0}^2 & \sigma_{\beta 01} & \sigma_{\beta 02} & \sigma_{\beta 03} & \sigma_{\beta 04} \\ \sigma_{\beta 01} & \sigma_{\beta 1}^2 & \sigma_{\beta 12} & \sigma_{\beta 13} & \sigma_{\beta 14} \\ \sigma_{\beta 02} & \sigma_{\beta 12} & \sigma_{\beta 2}^2 & \sigma_{\beta 23} & \sigma_{\beta 24} \\ \sigma_{\beta 03} & \sigma_{\beta 13} & \sigma_{\beta 23} & \sigma_{\beta 3}^2 & \sigma_{\beta 34} \\ \sigma_{\beta 04} & \sigma_{\beta 14} & \sigma_{\beta 24} & \sigma_{\beta 34} & \sigma_{\beta 4}^2 \end{bmatrix} \quad (3)$$

ここで、 $\mu = \{\mu_0, \mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4\}$ は、各説明変数に対する路線平均の影響を表すパラメータである。 γ_{ij} は路線固有のパラメータであり、路線平均からの差異を表す。また、 \hat{U} は γ_{ij} の共分散であり、対角成分である分散は、各説明変数の路線間のばらつきの程度を表す。

本研究では、式(1)-(3)で定義される交通需要モデルを、マルコフ連鎖モンテカルロ法(MCMC法)に基づく階層ベイズ手法により解く⁽⁶⁾。ここでMCMC法とは、パラメータの事前分布を予め仮定し、事前分布と尤度の積からなる事後分布からサンプリングを繰り返すことでパラメータを特定する方

*キーワード: 交通需要, モニタリング, 階層ベイズ, 弾力性
**学生会員, 修(工), 広島大学大学院国際協力研究科
(東広島市鏡山1丁目5番1号, Tel&Fax: 082-424-5971,
E-mail: chikaraishi@hiroshima-u.ac.jp)

法であり、ベイズの定理を基礎とする推定方法である。また、サンプリング過程において“階層的”な設定を行う場合、階層ベイズ法と呼ばれる。具体的には、事前分布と尤度の積からなる以下の事後分布 $\pi(\mu, \sigma, \hat{U}, \sigma_0 | Q, x)$ を定義する。

$$\begin{aligned} & \pi(\mu, \sigma, \hat{U}, \sigma_0 | Q, x) \\ & \propto \prod_{i \in I} \prod_{my \in TT_i} f(Q_{imy}, x_{imy} | \mu, \sigma_0) \\ & \quad \times p(\mu | \Sigma) p(\sigma) p(\Sigma) p(\sigma_0) \end{aligned} \quad (4)$$

ここで、 TT_i はデータ期間を表す。また $f(Q_{imy}, x_{imy} | \mu, \sigma_0)$ は、式(1)から定義される尤度であり、平均 $[\ln(Q_{imy}) - \beta_{10} - \beta_{11} \ln(Q_{im(y-1)}) - \beta_{12} \ln(P_{imy}) - \beta_{13} \ln(CI_{imy}) - \beta_{14} T_{my}]$ 、分散 σ_0^2 に従う。 $p(\mu | \hat{U})$ は \hat{U} の条件下における μ の確率分布であり、パラメータ μ は平均 μ 、共分散 \hat{U} に従う $p(\mu | \hat{U})$ を事前分布とし、パラメータ \hat{U} は $p(\hat{U})$ を事前分布とするといった階層構造を持つ。ここで、 $p(\hat{U})$ は逆ウィシャート分布、 $p(\mu)$ は正規分布、 $p(\sigma_0)$ は逆ガンマ分布に従う事前分布であり、すべて無情報事前分布を仮定する。式(4)からのサンプリングはソフトウェアWinBugs (Bayesian inference Using Gibbs Sampling⁽⁷⁾)を用いて行う。推定においては、各パラメータに対して36,000,000のサンプルを発生させ、事後分布が普遍分布に収束するまでの初期値に依存する期間として、はじめの6,000,000サンプルを捨て、残りの30,000,000サンプルから3,000毎にサンプルを保存し、最終的に各パラメータに対して10,000のサンプルを得る。ここで本モデルの推定では、通常のベイズ推定と比較して多くのサンプルを発生させ、捨てることを行っているが、これは、サンプル内の自己相関を軽減し⁽⁸⁾、路線固有のパラメータ μ を安定して推定するためである。また、パラメータが収束しているかどうかは、Geweke検定統計量⁽⁹⁾により判断した。

2) パラメータの更新

前述したように、ベイズ推定においては、事前分布と尤度の積により事後分布を定義するため、新しく取得した追加データを用いてパラメータの推定値を容易に更新できる。具体的には、追加データ $Q_{i(m+1)y}, x_{i(m+1)y}$ を得た場合の事後分布は、以下のように表現できる。

$$\begin{aligned} & \pi(\mu, \sigma, \hat{U}, \sigma_0 | Q, x, Q_{i(m+1)y}, x_{i(m+1)y}) \\ & \propto \prod_{i \in I} \prod_{my \in TT_i+1} f(Q_{imy}, x_{imy} | \mu, \sigma_0) \\ & \quad \times p(\mu | \Sigma) p(\sigma) p(\Sigma) p(\sigma_0) \\ & \propto \prod_{i \in I} f(Q_{i(m+1)y}, x_{i(m+1)y} | \mu, \sigma_0) \\ & \quad \times \pi(\mu, \sigma, \hat{U}, \sigma_0 | Q, x) \\ & \propto [\text{新たなデータで定義される尤度}] \\ & \quad \times [1\text{時点前の事後分布 (= 新たな事前分布)}] \end{aligned} \quad (5)$$

式(5)から、データ $Q_{i(m+1)y}, x_{i(m+1)y}$ を追加した場合の事後分布は、新たなデータ $Q_{i(m+1)y}, x_{i(m+1)y}$ から定義される尤度と、それ以前のデータを用いて定義される事後分布の積で表わされることが分かる。すなわち、一時点前の事後分布を事前分布とみなして、新たな追加データで定義される尤度によって一時点前に推定したパラメータを更新する。このようなパラメータの更新は、ベイズ更新と呼ばれる。ただし、階層ベイズ法の場合、パラメータ μ に対する事前分布は定義されないため、更新を実行するためには、過去時点の全データを使用する必要がある。

以下の実証分析では、2008年1月から2009年1月までパラメータを逐次更新し、ガソリン価格及び景気動向指数に対する交通需要の弾力性、すなわち、式(1)のパラメータ β_{12}, β_{13} の変化について考察する。

3. 使用データ

実証分析において使用するデータを表1に示す。高速道路交通量データとして、首都高速道路株、東日本高速道路株がWeb上に公開している路線別交通量データ、西日本高速道路株が管理している中国地方にある路線の交通量データを用いる(計53路線。詳細は図3参照)。なお、分析期間中に供用開始の影響が顕著な山陰道は対象から除外する。ガソリン価格は、石油情報センターが公開している月別県別のレギュラーガソリン店頭現金価格を用いる。景気動向指数は、内閣府が公表している2種類の景気動向指数(Diffusion IndexとComposite Index)のうち、景気動向を量的に把握することを目的とするComposite Index(CI)を用いる。なお景気動向指数として、景気に対し先行して動く先行指数、ほぼ一致して動く一致指数、遅れて動く遅行指数の3つの指数が公表されている。図1にガソリン価格及び3つの景気動向指数CIの経時変化を示す。図より、ガソリン価格と3つの景気動向指数の間に高い相関は観測されないものの、3つの景気動向指数間に高い相関があることが確認できる。そこで本研究では、まず各景気動向指数を採用したモデルを3つ作成し、適合度の最も高いモデルの景気動向指数を採用することとした。

表1. 使用データ

データ	データソース
路線別月間交通量 (2005.4-2009.1)	首都高速道路株調べ ⁽¹⁰⁾ . 3路線
路線別月間交通量 (2006.4-2009.1)	東日本高速道路株調べ ⁽¹¹⁾ . 42路線 (一般有料道路含む)
路線別月間交通量 (2004.4-2009.1)	西日本高速道路株中国支社調べ. 8路線 (中国地方のみ)
県別月別ガソリン価格(2005.4-2009.1)	石油情報センター調べ ⁽¹²⁾ . レギュラーガソリン店頭現金価格
景気動向指数 (2005.4-2009.1)	内閣府が公表 ⁽¹³⁾ . 景気動向を量的に把握することを目的とした Composite Index (CI)を使用

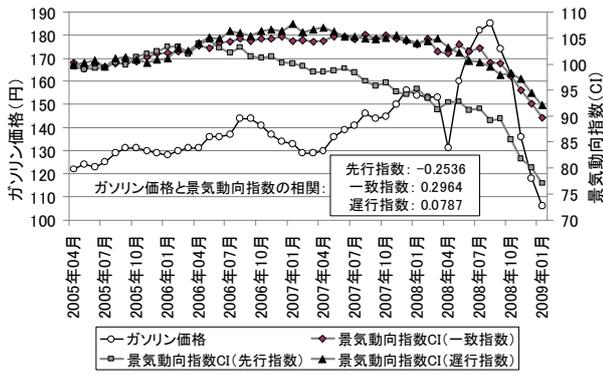


図1. ガソリン価格及び景気動向指数の経時変化

4. 分析結果

1) 景気動向指数(先行・一致・遅行)の比較

各景気動向指数(先行指数・一致指数・遅行指数)を用いた3つのモデルの適合度を表2に示す。なお、比較を行うためのモデル推定は、2009年1月までの全データを用いて推定している。推定の結果、最終対数尤度、 R^2 ともに、景気に対して一致して動く一致指数の適合度が最も高かった。よって以後の分析では、景気動向指数として一致指数を用いて分析を進める。

一致指数を用いたモデルの推定結果を表3に示す。表より、景気動向指数、ガソリン価格ともに高速道路交通量に有意な影響を与える要因であることが分かる。具体的には、ガソリン価格に対する弾力性は-0.118と推定されており、弾力性が安定しているとの仮定のもとでは、ガソリン価格が10%高くなると、交通量は1.18%減少する。同様に、景気動向指数に対する弾力性は0.464であり、景気動向指数が10%高くなると、交通量は4.64%増加する。また、ラグ項の推定値が大きいことから、高速道路交通量は基本的には前年同月の交通量に大きく依存していることが分かる。なお表3の推定結果は、次節における逐次モニタリングの2009.1の結果と一致する。

2) 逐次モニタリング結果 (2008.1-2009.1)

本節では、2章2)において述べたパラメータの更新方法に基づき、2008年1月から2009年1月までの間に起こったガソリン価格及び景気動向指数に対する交通需要の弾力性の変化を逐次的にモニタリングする。各弾力性の路線平均値の経時変化を図2に示す。ガソリン価格に対する弾力性の路線平均値は、2008年4月における暫定税率失効によって一時的に弾力性が低下する(0に近づく)ものの、その後、同じ水準まで戻り、安定して推移していることが分かる。これより、路線平均値でみると、2008年一年間で起こったガソリン価格の高騰、急落や、暫定税率失効・復活の影響は、一時的な影響を及ぼすに過ぎないよう見受けられる。景気動向指数に対する弾力性については、2008年3月時点において急激に低下す

表2. 3種類の景気動向指数を用いた推定結果の比較

	採用した景気動向指数		
	先行指数	一致指数	遅行指数
最終対数尤度 ¹⁾	2406.64	2481.78	2460.22
R^2	0.999306	0.999399	0.999397

1) サンプリングしたパラメータの平均値を尤度関数に代入して得られた最終対数尤度。最終対数尤度が正であるのは、尤度が密度関数で定義されているため。

表3. 推定結果 (2009年1月までの全データ使用)

説明変数	平均	S.E.	Geweke ¹⁾
定数項	μ_0 0.413	(0.074)	-0.431
ラグ項(y-1)	μ_1 0.920	(0.019)	0.390
ガソリン価格	μ_2 -0.118	(0.019)	1.041
景気動向指数(一致)	μ_3 0.464	(0.120)	-0.438
トレンド項	μ_4 1.9E-04	(0.001)	0.490
残差	σ_0 0.002	(9.1E-05)	0.050

共分散(式3)	0.097 (0.039)	-0.031 (0.010)	2.3E-03 (8.9E-03)	0.126 (0.052)	5.6E-04 (3.1E-04)
	-0.938 (3.1E-03)	0.011 (2.6E-03)	-2.2E-03 (2.6E-03)	-0.038 (0.016)	-2.4E-04 (9.8E-05)
	0.115	-0.321	4.0E-03 (2.5E-03)	-0.015 (0.021)	4.0E-05 (9.9E-05)
	0.616	-0.539	-0.361	0.430 (0.201)	1.6E-03 (1.1E-03)
	0.391	-0.492	0.138	0.540	2.1E-05 (7.0E-06)

サンプル数	1394
R^2	0.9994
最終対数尤度	2481.78

※ 下線は相関係数。()内は標準偏差。

1) Geweke < 1.96 (有意水準5%) のとき収束したと見なした。

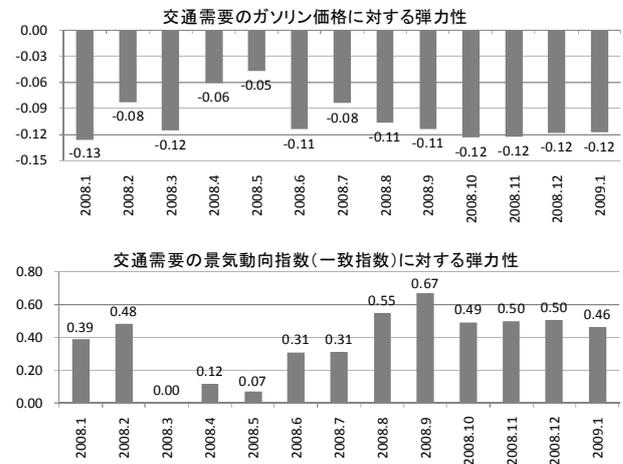
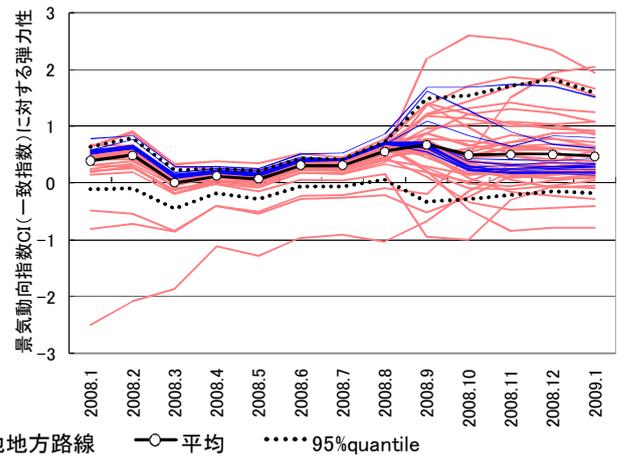
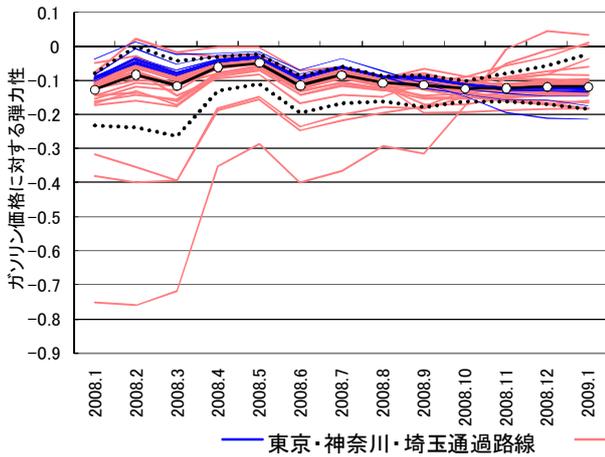


図2. 弾力性の経時変化 (路線平均値)

る(0に近づく)ものの、その後再び上昇し、2008年8月以降は0.5前後の高い水準で推移していることが分かる。このように、路線平均値でみると、特に2008年4月の暫定税率失効、5月の復活の影響が大きいことが分かる。

次に、路線毎の弾力性の経時変化についてみる。図3に、各路線の弾力性の推移を示す。ガソリン価格に対する弾力性については、図3より、路線間差異が小さくなる方向に変化していることが分かる。さらに、2008年10月を境に、2008年1月時点において弾力性が高い(マイ



対象路線（下線は東京・神奈川・埼玉通過路線）：

[首都高速道路] 首都高速（神奈川線）、首都高速（埼玉線）、首都高速（東京線）、

[東日本高速道路] 東京外環自動車道、京葉自動車道、第三京浜道路、横浜横須賀道路、横浜新道、首都圏中央連絡自動車道、関越自動車道、常磐自動車道、東北自動車道、東京湾アクアライン、東京湾アクアライン連絡道、東関東自動車道、北関東自動車道、千葉東金自動車道、釜石自動車道、館山自動車道、琴丘能代道路、札幌自動車道、山形自動車道、秋田外環自動車道、秋田自動車道、上信越自動車道、新空港自動車道、深川留萌自動車道、青森自動車道、仙塩道路、仙台東部道路、仙台北部道路、長野自動車道、東水戸道路、東北中央自動車道、湯沢横手道路、道央自動車道、道東自動車道、日高自動車道、日本海東北自動車道、八戸自動車道、磐越自動車道、百石道路、富津館山道路、米沢南陽道路、北陸自動車道、

[西日本高速道路] 岡山自動車道、広島岩国道路、広島自動車道、山陽自動車道、中国自動車道、浜田自動車道、松江自動車道、米子自動車道

図3. 交通需要のガソリン価格及び景気動向指数に対する弾力性の路線別経時変化

ナスに大きい) 地域は低くなる方向に、価格弾力性が低い地域は高くなる方向に変化が起きていることが分かる。特に、2008年1月における弾力性と2009年1月における弾力性との相関係数は-0.7を超えており、平均値としてみると比較的安定しているように見えるものの、路線別の弾力性は、路線毎にある一定の方向に変化していることが分かった。また、東京・神奈川・埼玉通過路線(13路線)とその他の路線(40路線)に分けてみると、東京・神奈川・埼玉通過する全ての路線において2008年1月時点では平均よりも低い弾力性であったのが、2009年1月には平均よりも高くなっていることが分かる。このことから、変化の方向が異なる理由の1つは、公共交通のサービス水準等の地域特性から来ていると推測される。

景気動向指数に対する弾力性については、図3より、2008年9月以降において弾力性の地域間差異の構造が大きく変化していることが分かる。地域特性による差をみると、東京・神奈川・埼玉通過路線においては2008年1月時点では13路線すべてが平均よりも高い弾力性であったのが、2009年1月時点においては13路線中10路線が平均よりも低くなっていることが分かる。ただし、地域特性の差異だけでは、弾力性が高くなる路線と低くなる路線の違いや、安定している路線とそうでない路線の違いについては十分に説明できず、検討の余地が残る。

以上みたように、路線間の変化の方向は大きく異なり、路線別の弾力性をみると、弾力性はたった1年程度で大きく変わり得ることが示唆された。路線間の変化の差異については、前述の考察から地域特性によるものが大きいと推測されるものの、たとえば、景気動向指数を構成する各要素の影響を個別にみる等、今後より詳細にその原因を追及する必要がある。

5. おわりに

本研究では、階層ベイズアプローチを援用した、地域差(路線差)を考慮しながらガソリン価格及び景気動向に対する交通需要の弾力性を逐次更新する方法を提案し、高速道路交通量を対象とした実証分析を行った。その結果、ガソリン価格に対する弾力性、景気動向指数(一致指数)に対する弾力性ともに経時的に安定していないことが明らかになるとともに、その変化の方向は、地域特性に依存することが明らかとなった。今後、弾力性が変化した原因をより詳細に探っていきたいと考えている。

参考文献

- 1) 交通予測事後評価研究会(新谷洋二, 太田勝敏, 他): 交通計画における予測の事後評価に関する研究 I-022, トヨタ財団助成研究報告書, 1987.
- 2) Hughes, J., Knittel, C. R., Sperling, D.: Evidence of a Shift in the Short-Run Price Elasticity of Gasoline Demand, Energy Journal, Vol. 29, pp. 113-134, 2008.
- 3) Tanishita, M.: Change in Price and Income Elasticity of Gasoline Demand in Japanese Cities, 1980's-1990's, Journal of the Eastern Asia Society for Transportation Studies, Vol. 6, pp. 3250-3263, 2005.
- 4) Dargay, J., Gately, D.: The Demand for Transportation Fuels: Imperfect Price-Reversibility?, Transportation Research Part B, Vol. 31, pp. 71-82, 1997.
- 5) OECD: Behavioural Responses to Environmentally-Related Taxes, OECD, Paris, ([http://www.oilis.oecd.org/olis/1999doc.nsf/LinkTo/NT00002A16/\\$FILE/00074423.PDF](http://www.oilis.oecd.org/olis/1999doc.nsf/LinkTo/NT00002A16/$FILE/00074423.PDF), 2009.4閲覧), 2000.
- 6) Gill, J.: Bayesian Methods: A Social and Behavioral Sciences Approach, Second Edition, Chapman & Hall/CRC, 2008.
- 7) Lum, D. J., Thomas, A., Best, N., Spiegelhalter, D.: WinBUGS - a Bayesian Modelling Framework: Concepts, Structure, and Extensibility, Statistics and Computing, Vol. 10, pp. 325-337, 2000.
- 8) Train, K.: Discrete Choice Methods with Simulation, Cambridge University Press, 2003.
- 9) Geweke, J.: Evaluating the Accuracy of Sampling-Based Approaches to the Calculation of Posterior Moments, in J.M. Bernardo, J.O. Berger, A.P. Dawid and A.F.M. Smith (eds.), Bayesian Statistics 4, Oxford: Oxford University Press, pp. 169-193, 1992.
- 10) 首都高速道路株式会社(<http://www.shutoko.jp/>, 2009.3閲覧)
- 11) 東日本高速道路株式会社(<http://www.e-nexco.co.jp/>, 2009.3閲覧)
- 12) 財団法人日本エネルギー経済研究所: 石油情報センター(<http://oil.info.ieej.or.jp/>, 2009.3閲覧)
- 13) 内閣府: 経済社会総合研究所 (<http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/di.html>, 2009.3閲覧)