

販売年別廃車ハザードモデルに基づく 乗用車の年次需要予測

藤崎 陽¹・田邊 國士²

(受付 2004年9月21日;改訂 2005年10月5日)

要 旨

本論文では乗用車の販売及び廃車の年次データの解析に基づく需要予測の新しい方法を提案する。各メーカーやクラスの車齢別保有データに基づいて、同一年販売車の廃車過程を解析し、廃車車齢の分布(以下廃車分布と呼ぶ)がハザード率の空間ではロジスティック関数で近似できるという共通な構造を持つことをまず明らかにする。そして、ハザード関数がロジスティック関数となるような分布をロジスティックハザード分布と名付け、その性質を調べ、実際の廃車データに最尤法を用いて当てはめ、廃車分布を推定する。更に、ハザード率の空間でロジスティック関数を修飾する摂動項を導入することによりモデルを精密化し、推定法を改良する。得られた推定廃車分布と各年次の販売台数から各年次の廃車台数を推定し、乗用車需要が1年先の廃車台数に緩やかに漸減して1に近づく比例関数に乗じたものでよく近似できることを明らかにする。これらの事実に基づき乗用車の需要予測のモデルを構築し、1994年、1996年、2001年の時点の需要予測を行ないその妥当性を検証する。解析結果に基づいて、1996年に行なわれた車検制度の改正の影響についても議論する。

キーワード：乗用車需要予測，廃車分布，同一年の販売車の廃車過程，ロジスティックハザード分布，車検，重層廃車台数。

1. はじめに

自動車会社の重要な業務の一つとして経営計画の立案がある。経営計画は需要予測を前提に行なわれている。需要が減少している時に新商品を出しても余り販売は期待できず、需要が伸び出す時に新しい商品売り出した方が効果的である。設備投資や人員増強を図る場合も同様である。需要予測の精度を上げることは、リスクを回避し、ビジネスチャンスを活かし、業務の最適化に貢献するだけでなく、関連する多くの会社の経営にとっても有益であるため、重要な課題である。

乗用車の需要予測の多くは重回帰モデルで行なわれている。しかし、需要の変化をマクロな景気動向から予測する場合、実際の値と比べて乖離が大きく、予測担当者を悩ませてきた。予測が当たらないのはユーザーの買替期間が延びていることを予測モデルに取り入れていないためと考え、買替期間を重回帰式に取り込むことが近年試みられている。しかし、好ましい結果を得られていない。

¹ 総合研究大学院大学 複合科学研究科統計科学専攻：〒106-8569 東京都港区南麻布 4-6-7

² 早稲田大学大学院 理工学研究科：〒169-0072 東京都新宿区大久保 3-14-9 シルマンホール 802

本論文では廃車の年次データに基づく需要予測を行なう。近年日本の乗用車市場は飽和水準に近づいており、乗用車の購入者のほとんどを買替ユーザーが占めるようになった。したがって、買替動向を主に形作る廃車動向から需要動向を捉えることが出来る。そこで、自動車検査協会経由の国土交通省調べの販売及び廃車データに基づき販売年毎の廃車の車齢の分布(以下廃車分布という)を観察して、廃車分布のハザード率がロジスティック函数によってよく近似できることを明らかにする。そして、ハザード率がロジスティック函数となるような分布をロジスティックハザード分布と名付け、それをモデルに用いて廃車分布の推定を行なう。更に、車検制度の影響等を考慮するためにハザード空間において 1 次スプライン函数を上記のロジスティック函数に加えてモデルを精密化する。1 次スプライン函数の特定には AIC 最小化法を用いる。

次いで推定された廃車分布と各年次の販売台数を用いて、廃車台数と需要の時系列の関係を分析し、乗用車の需要が翌年の廃車台数に比例函数を乗じたものでよく近似できることを明らかにする。そしてこの事実に基づいて廃車の予測を用いた需要予測の新しい方法を提案する。

そして実際に 1994 年, 1996 年, 2001 年時点に於ける実績の値を用いて予測を行ない, 提案した手法により, 4~5 年に渡って, 精度の高い需要予測が出来ることを検証する。また, 車検制度の改正が 1996 年に行なわれたことから, 車検制度の改正がないと想定した場合の需要予測を行ない, 制度の改正が需要に与える影響を検討する。

以下, 2 節では従来行なわれている需要予測の例を紹介する。3 節では使用するデータ及びその前処理について述べ, さらに販売年毎の廃車過程を観察し, その特徴について考察する。4 節では廃車過程のモデルとしてロジスティックハザード分布を導入し, 実際のデータに当てはめる。5 節では前節のモデルのハザード函数にスプライン函数を附加することによりモデルを精密化する。6 節では廃車に基づく需要予測法を提案し, 7 節では実データによりモデルを検証する。

なお本論文では, 需要は日本全体で販売される新車台数をいう(中古車販売は含まない)。特に断りがなければ販売という時も本論文では需要を意味する。また保有台数は日本全体で使用されている台数をいう。たんに保有ともいう。廃車台数は廃車になった台数をいう。販売と保有と廃車の関係は次の通りである。販売された車は直ちに保有として数えられる。廃車になると, 保有から差し引かれる。

2. 従来の乗用車需要予測の方法

自動車会社は毎年経営計画を立てる前提として需要予測を行なっている。そして, 需要予測に関する研究は古くから行なわれてきた(Roos and Szeliski, 1939)。しかし, 定番となる方法は未だ存在しない。日本においても乗用車の普及期である 60 年代には様々な方法が試みられた。例えば, あるメーカーでは, マルコフモデル, 貼り合わせ法, 或いはエントロピーモデル等を用いた府県別販売予測, クラス別需要構造モデル等を用いた予測が行なわれた。藤崎(1992)は, 貼り合わせ法を用い, タイにおいて精度の高い需要予測に成功した。これらの方法は後に竹下・上田(1994a, b, c, d, e, f, g, h), 上田(1994)において発表されている。

上記の予測手法は 1 メーカー内で予測の研究として行なわれた例である。より一般的な立場から提案されたり実施されてきた予測手法として (i)新車供給率による方法 (ii)保有と販売の関係による(残存率曲線による)方法 (iii)重回帰モデルによる方法などがある。

(i)の新車供給率による予測においては, t 年の需要(販売台数)及び保有(日本全体で使用されている台数)をそれぞれ v_t, S_t とし, 新車供給率を $\mu_t = v_t/S_t$ で定義する。 μ_t の値は年数が経つと共に減少して 1/平均使用年数に近づく。これは市場が成熟すると需要の殆どを買替が占めるようになるためである。因みに, 60 年代では平均使用年数は欧米で 11~11.5 年, 日本では

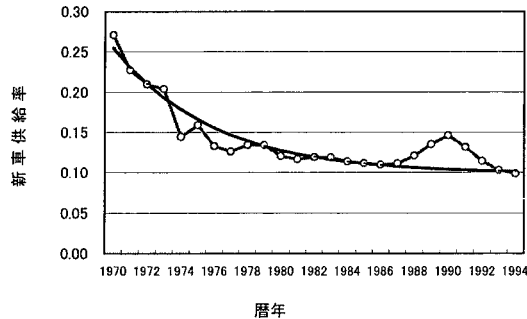


図 1. 乗用車新車供給率．日本自動車工業会主要国自動車統計データより作成．○印は実績，実線は傾向値で $\mu_t = 0.09865 + \exp(-1.69163 - 0.16804t)$ ．

約 8 年であった．この方法では μ_t と S_t を知り， v_t を予測する．図 1 は，日本の乗用車の新車供給率を示すものである．1973 年後半から始まるオイルショックによる需要低迷もバブル景気といわれる 80 年代後半に始まる過度な需要増も新車供給率の傾向線に戻ることが分かる．

(ii) の保有と販売の関係による方法は，需要をその年の保有増と廃車台数の和として捉え，保有台数と廃車台数を予測して，需要を予測しようとするものである．廃車は新車だけでなく中古車からの廃車もある．買替ユーザーだけの市場を考えると，新車買替ユーザーは，下取り車を出して新車を購入する．下取られた車は中古車ユーザーに渡るか廃車になる．下取り車を購入する中古車ユーザーも下取り車を出す．これを辿れば下取り車台数は廃車台数と同じになる．実際には買替以外に新規や増車或いは保有停止があるが，需要全体でみると個々の動きが消されて， t 年の需要 v_t は

$$(2.1) \quad v_t = S_t - S_{t-1} + X_t = \Delta S_t + X_t$$

として十分よく近似できる．但し， S_t は t 年の保有台数， ΔS_t は t 年の保有台数増， X_t は t 年の廃車台数である．この方法では，廃車率を $d_t = X_t/S_t = (v_t - \Delta S_t)/S_t$ と取り， d_t を時系列回帰で推定し，先行き \bar{d}_t を予測する．また，普及率等から想定したパラメータ K の値を用い，モデル $\log(\frac{K}{S_t} - 1) = a + bt$ のパラメータ a, b を回帰で求め，保有台数 \bar{S}_t を予測する．そして関係 $\bar{X}_t = \bar{d}_t \bar{S}_t$ に基づいて廃車台数 \bar{X}_t を予測する． \bar{X}_t と $\Delta \bar{S}_t$ を加えたものが需要予測 \bar{v}_t となる (2.1) 式は乗用車の保有と需要の構造を簡単に表したものである．しかし，1960 年代では新規需要が多く，新規需要は景気即ち所得の影響を受けたので，この予測法は景気変動を織り込めないことや予測 1 年目の保有差の予測が大きくて実績から予測 1 年目の台数が大きく乖離したことから，実務的に使われることはなかった．

(iii) の重回帰モデルによる需要予測は，景気・所得要因として GNP・個人消費・可処分所得等，価格要因として平均価格・消費者物価指数等を用いて行なわれる．1970 年代前半までは，実質価格は下がっていたので，価格は販売を持ち上げる要因として重回帰モデルに使われていた．しかし，オイルショック時の価格の大幅値上げ後は，販売に対する価格効果はなくなったため，主に景気要因 (GNP 或いは GDP) のみで予測するようになった．ところが，GDP は需要よりも保有との相関が高く，需要と保有の時系列推移のパターンは明らかに異なっているので，予測の精度はそれ程よくないという問題がある．なお，日本自動車工業会・調査委員会・需要予測部会 (1994, 1996, 1998, 2000) においては，車を取り巻く環境，普及率，各地域における年式別普及，一人当たり世帯所得等市場調査や多くの経済要因から先行きを想定するなど広範囲で膨大な分析を行ない予測を行なっている．

最後に、藤崎(1978)が提案した車齢毎の残存比率を用いた需要予測法について説明する。これは本論文のモデルを導入するきっかけとなったものである。\$t\$ 年に販売された車輛が \$(t+i)\$ 年に、廃車されないで使用されている率を残存率と呼び \$\rho_t(i)\$ と記すことにすると、\$t\$ 年の保有台数 \$S_t\$ と需要 \$v_t\$ と残存率 \$\rho_t(\cdot)\$ の関係は

$$(2.2) \quad S_t = \sum_{i=0}^L \rho_{t-i}(i) v_{t-i}$$

となる。但し、\$\rho_t(0) = 1\$ とする。また \$L\$ は販売された車が廃車されずに残存している期間で、本論文では \$L=25\$ とする (2.2) より、\$t\$ 年の需要は \$v_t = S_t - \sum_{i=1}^L \rho_{t-i}(i) v_{t-i}\$ と表せるので、\$t\$ 年に保有されている車を販売年毎に分けた時の残存率の系列 \$\rho_t^* \equiv \{\rho_t(0), \rho_{t-1}(1), \dots, \rho_{t-L}(L)\}\$ の先行きと保有 \$S_t\$ の先行きがわかれば需要予測が得られる。

車齢別保有台数は自動車検査協会から発表されている。すなわち、\$t\$ 年における保有の内訳、\$(t-1)\$ 年販売の車齢 1 の残存台数 \$n_1\$、\$(t-2)\$ 年販売の車齢 2 の残存台数 \$n_2, \dots\$ のデータが利用可能である。また、各 \$(t-i)\$ 年の販売台数 \$N_{t-i}\$ が入手できる。これより \$\rho_t^* = \{\rho_t(0), \rho_{t-1}(1), \dots, \rho_{t-L}(L)\}\$ の値 \$\{1, n_1/N_{t-1}, n_2/N_{t-2}, \dots, n_L/N_{t-L}\}\$ が算出できる。藤崎(1978)は、この各年の販売に対する残存率の凹凸を平滑化したもの \$r_t^* \equiv \{r_t(0), r_{t-1}(1), \dots, r_{t-L}(L)\}\$ (残存比率と呼ぶ) を作り、人口動態分野で寿命曲線を求めるための標準的な手法に倣って、\$\rho_t^*\$ の代わりに \$r_t^*\$ を使用した(寿命曲線の推計については、上田, 1969, 及び国勢調査集大成, 1985, 参照)。因みに、この方法で各年毎の残存比率 \$r_{1985}^*, r_{1990}^*, r_{1995}^*, r_{2001}^*\$ を求めたものが図 2 である。(2.2) に基づいて需要予測を行なうためには更に \$\rho_{t+1}^*, \rho_{t+2}^*, \dots\$ を予測する必要がある。そのため乗用車の平均使用年数の予測をし、それに基づいて \$r_t^*\$ を補外したもの \$r_{t+1}^*, r_{t+2}^*, \dots\$ を予測値 \$\rho_{t+1}^*, \rho_{t+2}^*, \dots\$ として便宜的に使用した。そして、これとは別に保有 \$S_{t+1}, S_{t+2}, \dots\$ を予測し (2.2) に基づいて需要予測 \$v_{t+1}, v_{t+2}, \dots\$ を算出するモデルを考えた。このモデルはオイルショックの時期には比較的よく当てはまったものの、最近時点のデータに適用したところ予測の精度は余りよくなかった。これは販売年毎に定義されている量である残存率が有する構造を無視して、異なる年の残存率を混ぜた系列である \$r_t^*\$ を予測に用いたためである。また近年、残存率の構造が大幅に変わったことももう一つの要因である。(2.2) に基づいて予測を行なうには、残存率 \$\rho_t(\cdot)\$ を適切に推定する必要がある。このことが「残存」と対になる概念である「廃車」に着目した本論文のモデルを考案する動機となった。

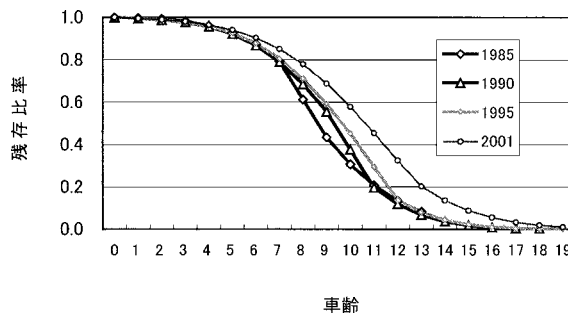


図 2. 残存比率 \$r_t\$.

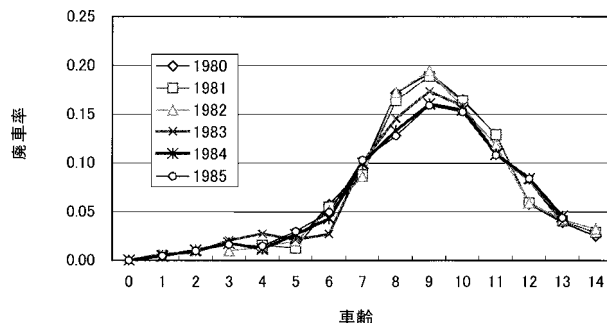


図3. H社大衆セダンの1980-1985年販売車の廃車率.

除くための前処理を行なった．例えば，1975年の車齢別保有データのうち，3車齢の保有台数が当該車輛の販売年である1972年の販売台数より多ければこれは矛盾なので3車齢の保有台数データを除去した．また，例えば1987年の車齢別保有のうち，車齢別保有が15車齢までであるとして，15車齢の台数(これは1972年販売車の1987年における残存台数である)が，1986年の車齢別保有のうち，14車齢の台数(これは1972年販売車の1986年に於ける残存台数である)より多い場合は廃車台数が負となる上，区間の端にあるために補間も難しいため，1972年販売車の15車齢の廃車台数は除去した．またある販売年の廃車台数を把握できる期間の間で，廃車台数が連続してマイナスが2点以内ならば正常な2点を線形で結び補間するが，それ以上あればマイナスから先のデータは除去するなどして，使用可能なデータとした．このような前処理を行なった後の乗用車系全体のデータが表1である．本論文ではこのデータを解析した．

3.2 販売年毎に観察した乗用車廃車データの特徴

まず，10メーカー，13クラスの乗用車について，1972年から2001年の期間の各販売年の車輛の車齢別廃車データを観察しその特徴を調べた．その実例として図3にH社の大衆セダンの1980年から1985年販売車の経年毎の廃車率の実績を示す．乗用車の廃車率は使われ始めてから5年間程度はかなり低い．その後急激に廃車率が高くなり，8から9車齢で最高値を取り，その後はゆっくり減少する．全体的に観ると車齢が短い方に歪曲した非対称な分布になっていることが分かる．一方，ハザード率は0から緩やかに立ち上がり，10車齢から14車齢程度までで一定の値に近づくことが観察される(図4)．1980年から1982年販売車のハザード率では11車齢で高くなり，翌年には下がり，翌々年には，また高くなる．これは車検による廃車の促進とその反動と考える．また1983年から1985年では13車齢でデータが切れるが，ハザード率は低くなっているのが分かる．廃車率が非対称であり，ハザード率が0から緩やかに立ち上がり，ある車齢から一定の値に近づく傾向は，大衆セダンだけの特徴ではなく乗用車全般にいえ．また，販売年が新しくなるにつれて，廃車率の形状が低く，広がる傾向にあり，ハザード率もある車齢から一定の値に近づくが一定値の値は小さくなることが分かる．しかし，これらの廃車率やハザード率の形状は他車種になっても販売年が変わっても変わらないことが観察された．以下に，クラス別廃車データから観察したことと特徴を述べる．

軽セダンの廃車率の最高値は他クラスと比べて車齢が高いところで現れる．このクラスは実用的な用途が多く，他クラスの車と比べ長期間使われているからである．ハザード率の形状は変わらない．中級セダンは大衆セダンと廃車率やハザード率は変わらない．高級セダンは，3，4，5年目の廃車率が1~2%他のクラスと比べ高くなっている．これはタクシーやハイヤー，社

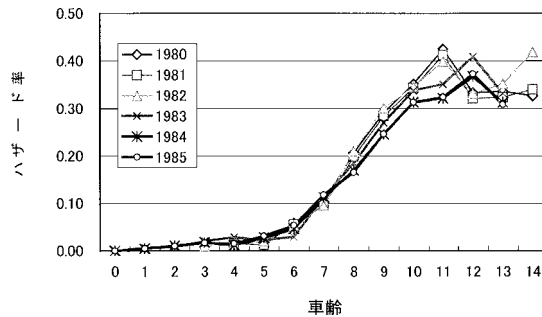


図 4. H 社大衆セダンの 1980-1985 年販売車のハザード率 .

有車などの法人比率が約 50%と高く(他のクラスは 20%), 個人使用と用途が異なり, 早期廃車が多いためと考える. ハザード率の形状は変わらない.

4. ロジスティックハザード函数による廃車分布のモデル

本節では, 同一販売年の車輛の廃車時の車齢の分布を「廃車分布」と定義し, 前節の観察を基に廃車分布を具体的にモデリングする. このような場合に使われる典型的な寿命分布としてはロジスティック分布とワイブル分布がある(古川, 1996; 中村, 2001; Lawless, 2003 参照). まず, これらの分布を当てはめることの妥当性を検討してみよう. 前節の例で廃車率は左右非対称であることが観察された(図 3). このため, 対称な分布であるロジスティック分布を当てはめるのは適切でないと考えられる. 一方, ハザード率については, 単調に増加し 10 年から 15 年にかけて一定の値に近づく傾向が観察された(図 4). ワイブル分布が漸近的にハザード率の空間で一定となるのは指数分布のみである. そしてこの時の確率密度函数は単調減少となるので, 乗用車の廃車分布を表現するには適さない. したがって, ワイブル分布によって廃車分布を表現するのも適切でない.

一方, 前節で観察した「廃車データのハザード率は 0 から緩やかに立ち上がり, 上記の期間内においては, 漸近的に一定値に近づく」という特徴は, ハザード率がロジスティック函数で表現できると考えると簡潔にモデリングできる. そこで, 本論文では, ハザード率がロジスティック函数となる分布を「ロジスティックハザード分布」と名付けて, 廃車分布に当てはめる. 本節では, 販売年(あるいは, メーカー, クラス)に共通する廃車過程を同じモデルから解明する.

4.1 ロジスティックハザード分布

まず, 区間 $(-\infty, \infty)$ において, ハザード函数を,

$$(4.1) \quad h(x; k, p, q) = \frac{k}{1 + e^{-p(x-q)}} \quad (k, p, q > 0 \text{ はパラメータ})$$

とする. これに対応する分布函数は,

$$(4.2) \quad F_{LH}(x; k, p, q) = 1 - \left(\frac{e^{-p(x-q)}}{1 + e^{-p(x-q)}} \right)^{\frac{k}{p}}$$

となる. これをロジスティックハザード分布函数と呼ぶ.

これに対応する密度函数は,

$$(4.3) \quad f_{LH}(x; k, p, q) = \frac{k}{1 + e^{-p(x-q)}} \left(\frac{e^{-p(x-q)}}{1 + e^{-p(x-q)}} \right)^{\frac{k}{p}}$$

となる. この分布は, 本論文とは異なる文脈において, Balakrishnan (1991), Johnson et al. (1995, Ch.23), Balakrishnan and Leung (1988) がロジスティック分布の一般化として, 導入している. 彼等は $q=0$ の場合について考察し, この分布のハザード率がロジスティック函数になることには言及していない.

4.2 ロジスティックハザード函数の特性

ロジスティックハザード分布の密度函数は $x = -\frac{1}{p} \log \eta + q$ で最大値 $p \left(\frac{\eta}{1+\eta} \right)^{\eta+1}$ を取る. ここで, $\eta = \frac{k}{p}$ である. $f_{LH}(x; k, p, q)$ の平均及び分散, 歪度をそれぞれ $E(X)$, $V(X)$, $\zeta(X)$ とすると, 積率母函数を用いて,

$$(4.4) \quad E(X) = q - \frac{1}{p} \sum_{n=0}^{\infty} \left(\frac{1}{n+1} - \frac{1}{n + \frac{k}{p}} \right) = q - \frac{1}{p} \sum_{n=0}^{\infty} \left(\psi \left(\frac{k}{p} \right) + C \right)$$

$$(4.5) \quad V(X) = \left(\frac{1}{p} \right)^2 \left(\frac{\pi^2}{6} + \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{\left(n + \frac{k}{p} \right)^2} \right)$$

$$(4.6) \quad \zeta(X) = \frac{2}{p^3} \sum_{n=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\left(n + \frac{k}{p} \right)^3} - \frac{1}{(n+1)^3} \right) / \sqrt{V(x)^3}$$

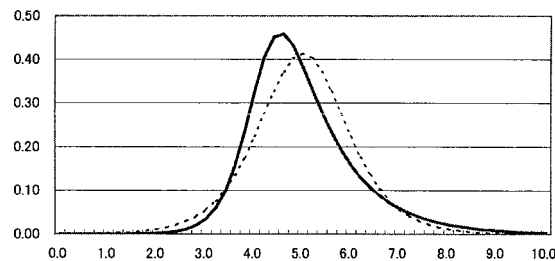


図 5. ロジスティックハザード分布(実線)とロジスティック分布の密度函数(破線).

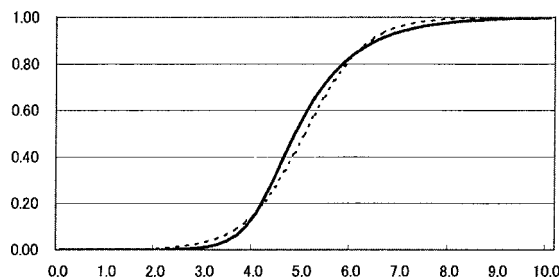


図 6. ロジスティックハザード分布(実線)とロジスティック分布の分布函数(破線).

と表すことが出来る．但し， $\psi(z) = \frac{\Gamma'(z)}{\Gamma(z)}$ ， $C(=0.57721\dots)$ はオイラー一定数である．

図 5，図 6 は平均 5.0，分散 1.2 なるロジスティック分布，そして同じ平均と分散を持つロジスティックハザード分布の一例について，密度函数及び分布函数を描いたものである(ロジスティックハザード分布のパラメータは $k=1.0, p=2.83, q=4.16$ である)．

4.3 乗用車の廃車分布モデル

前節で廃車分布をモデル化するために，ロジスティックハザード分布を導入した．但し乗用車の車齢は負の値を取らないので， $F_{LH}(x; k, p, q)$ を用いて，打ち切り分布として，廃車分布の分布函数 $F(x; k, p, q)$ ，($x > 0$) を

$$(4.7) \quad F(x; k, p, q) = \frac{F_{LH}(x; k, p, q) - F_{LH}(0; k, p, q)}{1 - F_{LH}(0; k, p, q)}$$

で表す．

この時， $F(x; k, p, q)$ は，

$$(4.8) \quad F(x; k, p, q) = 1 - e^{-kx} \left(\frac{1 + e^{pq}}{1 + e^{-p(x-q)}} \right)^{\frac{k}{p}}, \quad (x \geq 0)$$

となる．また，廃車分布の密度函数は，

$$(4.9) \quad f(x; k, p, q) = \left(\frac{k}{1 + e^{-p(x-q)}} \right) e^{-kx} \left(\frac{1 + e^{pq}}{1 + e^{-p(x-q)}} \right)^{\frac{k}{p}}, \quad (x \geq 0)$$

となる．

4.4 最尤法によるパラメータの推定

実際の廃車データは販売されてからある車齢まで，及びある車齢から先はない離散データである． y_t を t 車齢迄の累積廃車台数とし，左打ち切り車齢を r ，右打ち切り車齢を s とするとき，尤度函数は

$$(4.10) \quad L(\theta; y_r, \dots, y_s) \propto F(r; \theta)^{y_r} \{1 - F(s; \theta)\}^{y_s - y_s} \prod_{x=r+1}^s (F(x; \theta) - F(x-1; \theta))^{y_x - y_{x-1}}$$

となる．ここで，パラメータ $\theta = (\theta^1, \theta^2, \theta^3) = (k, p, q)$ であり， θ を最尤法で推定する．

4.5 最適値探索方法

各パラメータ θ^i の各要素に対し，最尤解が取り得る可能性のある区間を $[\theta_{\min}^i, \theta_{\max}^i]$ と定め，直方体 $[\theta_{\min}^1, \theta_{\max}^1] \times [\theta_{\min}^2, \theta_{\max}^2] \times [\theta_{\min}^3, \theta_{\max}^3]$ の中で探索を行なう．そのために，各 $[\theta_{\min}^i, \theta_{\max}^i]$ を 10 等分する．3 つの要素についての小区間の組合せで得られる 10^3 個の直方体の中に各 1 点ずつ一様乱数によりパラメータの候補点を取り，尤度の値を計算する．得られた 10^3 個の値の中の上位 30 個の点を初期点とし，統計ソフト R のサブルーティン Optim の中の準 Newton 法(BFGS 公式を用いた)と Nelder-Mead 法により最適値を求めた．探索にあたっては，各パラメータ θ^i について，変数変換

$$\eta^i = \log \frac{\theta^i - \theta_{\min}^i}{\theta_{\max}^i - \theta^i}, \quad (\theta_{\min}^i < \theta^i < \theta_{\max}^i)$$

を行なって無制約最適化問題とした後で上述の二つの方法を適用した．得られた 30 個の極値の中から一番値が大きいものを選び，逆変換により元のパラメータの最尤推定値 $\hat{\theta}$ を定めた．

4.6 実際の適用

表 1 の廃車率データを用いて，販売年毎にパラメータを推定した．その例として，1983 年販売車について推定された廃車分布のハザード函数のグラフを図 7 に示す．推定値は実績値と

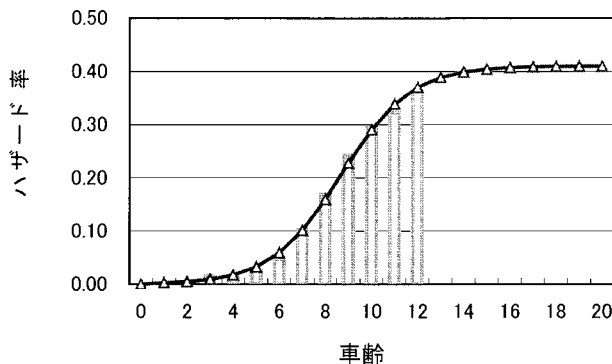


図 7. 推定された廃車分布のハザード率(1983 年販売車). 棒グラフは実績値(12 車齢まで).

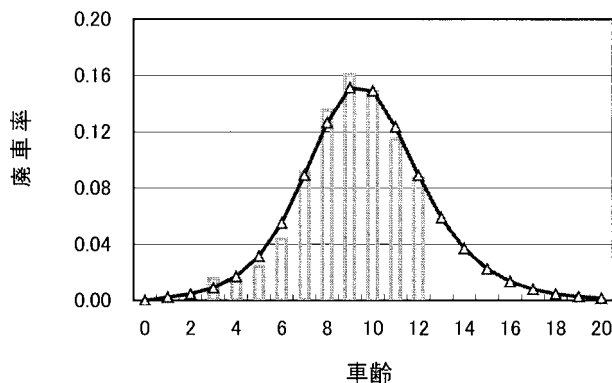


図 8. 推定された廃車分布の密度函数(1983 年販売車). 棒グラフは実績値(12 車齢まで).

比べ、車齢 8, 9 年ではマイナスに、車齢 11 年ではプラスに乖離している。これは車検の影響と考える。乗用車の 2 年毎の車検が車齢 10 年を越えると毎年車検に変わるため、車齢が 8~10 年になると保有している乗用車を下取りに出し、新車に買替えるユーザーが多くなり、下取り車の多くは廃車される。そして、その反動で車齢 11~12 年目の下取り車は少なくなり、廃車確率の実績の値は理論値より小さくなるということである。1983 年販売車の推定廃車分布の密度函数は図 8 のようになる。

5. スプライン函数付加によるモデルの精密化

廃車データから直接得られる廃車分布の形は車検の制度の影響等を受けて歪んでいる。例えば、車検制度の変遷を辿ると、1983 年以前は車齢 10 年迄は 2 年毎に車検があり、車齢 10 年を過ぎると毎年車検となっていた。1983 年販売車からは初回の車検だけは販売から 3 年目となったが、2 回目からは 2 年毎の車検であり、10 年を過ぎた乗用車の車検は以前と同じ毎年車検であった。更に、1996 年からは車齢 10 年車以降の車検についても隔年毎に変更となった。4.3 節で与えたロジスティックハザード分布はこのような車検制度やその変更等の微妙な影響を取り込みきれていない。本節では、スプライン函数で前節のロジスティックハザード分布のハザード

ド函数を修飾し、より実態に近い廃車モデルを構築する。

5.1 修正ロジスティックハザード分布
自然数 I_j に対して、1 次スプライン函数を

$$(5.1) \quad d_j(x) = \begin{cases} 0, & 0 \leq x \leq I_j - 1 \text{ の時} \\ 4(x - (I_j - 1)), & I_j - 1 < x \leq I_j - \frac{1}{2} \text{ の時} \\ -4(x - I_j), & I_j - \frac{1}{2} < x \leq I_j \text{ の時} \\ 0, & I_j < x < \infty \text{ の時} \end{cases}$$

と定義する。これを用いてハザード函数 $h(x; k, p, q)$ を、

$$(5.2) \quad \tilde{h}_\kappa(x; \theta) = h(x; k, p, q) + \sum_{j \in \kappa} a_j d_j(x)$$

と修正する。なお、ここで、 $\theta = \{k, p, q, a_j (j \in \kappa)\}$ であり、 κ は自然数の集合 $\{r+1, r+2, \dots, s-1, s\}$ の部分集合である。但し、 r, s はデータの左打ち切り車齢及び右打ち切り車齢である。ハザード率が (5.2) 式のようにスプライン函数とロジスティック函数の和で表現できる分布を修正ロジスティックハザード分布と呼ぶことにする。修正ロジスティックハザード分布の分布函数及びその修正密度函数は、それぞれ

$$(5.3) \quad F_\kappa(x; \theta) = 1 - R_\kappa(x; \theta), \quad (x \geq 0)$$

$$(5.4) \quad f_\kappa(x; \theta) = \tilde{h}_\kappa(x; \theta) R_\kappa(x; \theta), \quad (x \geq 0)$$

と表せる。但し、

$$(5.5) \quad R_\kappa(x; \theta) = e^{-kx} \left(\frac{1 + e^{pq}}{1 + e^{-p(x-q)}} \right)^{\frac{k}{p}} e^{-\sum_{j \in \kappa} a_j D_j(x)}, \quad D_j(x) = \int_0^\infty d_j(x) dx$$

とする。

5.2 最尤法によるパラメータの推定と AIC によるモデル選択
尤度函数は (4.10) 式と同様にして、

$$(5.6) \quad L_\kappa(\theta; y_r, \dots, y_s) \propto F_\kappa(r; \theta)^{y_r} \{1 - F_\kappa(s; \theta)\}^{y_\infty - y_s} \prod_{x=r+1}^s (F_\kappa(x; \theta) - F_\kappa(x-1; \theta))^{y_x - y_{x-1}}$$

となる。最尤法でパラメータ $\{k, p, q, (a_j, j=1, \dots, u)\}$ を推定する。

パラメータ $\{k, p, q, (a_j, j=1, \dots, u)\}$ は、次の (5.7) 式を満たす必要がある。

$$(5.7) \quad \frac{k}{1 + \exp(-p(x-q))} + a_j d_j(x) > 0.$$

(4.10) 式の最大化と同様な方法により、最尤推定値 $\{\hat{k}, \hat{p}, \hat{q}, (\hat{a}_j, j=1, \dots, u)\}$ を求める。各販売年毎にスプライン函数のインデックスの集合 κ の中で AIC の値を最小化する集合 κ^* に基づくモデルを採用する。

5.3 廃車分布の解析

1985 年販売車と 1990 年販売車の廃車データから推定した修正ロジスティックハザード分布とロジスティックハザード分布の密度函数の例をそれぞれ図 9、図 10 に示す。両図とも実績の

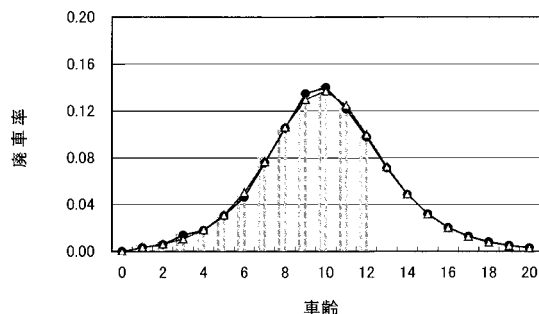


図 9. 推定された廃車分布の密度函数(1985 年販売車). ●: 修正ロジスティックハザード分布, △: ロジスティックハザード分布(棒グラフは実績値(12 車齢まで)).

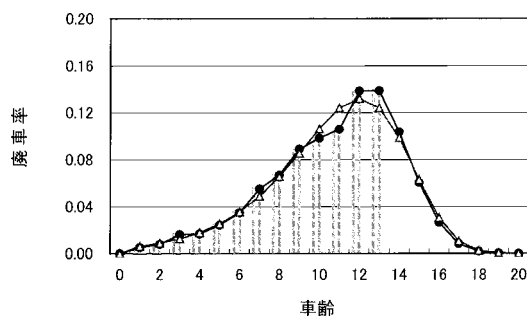


図 10. 推定された廃車分布の密度函数(1990 年販売車). ●: 修正ロジスティックハザード分布, △: ロジスティックハザード分布(棒グラフは実績値(13 車齢まで)).

値は推定した修正ロジスティックハザード分布の密度函数に重なり区別が出来ない。廃車確率密度函数の最大値は 1985 年では 10 車齢であったものが、1990 年では 12 車齢(13 車齢は元データにおける推定比率)に変わると共に、密度函数の形状が右に歪曲し、廃車分布の裾は長くなっている。10 車齢未満の廃車率も 1985 年と比べ低くなっていることからわかるように全体的に廃車までの期間が長期化している傾向が見てとれる。

また図 11 は 1986 年販売車についてパラメータの推定時期を変えて得られた廃車分布を描いたものである。1994 年、1995 年、1996 年、2001 年の廃車分布はそれぞれ 8 車齢分、9 車齢分、10 車齢分、12 車齢分の廃車データから推定されたものである。廃車率がピークとなる時点のデータを利用できる 1996 年時点での推定廃車分布は殆ど 2001 年時点での推定と一致しているのに対し、1994 年、1995 年時点で推定したものはよりピークの値が高く裾の短い分布となっている。これより廃車分布を安定して推定するには廃車率がピークを迎えるまでの 10 年程度のデータがあることが望ましく、それよりも少ないデータで推定した廃車分布については、それをを用いて予測等を行なうことが適切かどうか慎重に吟味する必要があることが分かる。

推定廃車分布の時系列推移(2001 年廃車実績データより)

2001 年時点での修正ロジスティックハザード分布による推定廃車分布を(販売年)⁴ 年毎に図 12 に示す。廃車分布は年代が下るにつれて右方にずれ、廃車車齢が延びる傾向があることが読み取れる。その変化は、80 年代は非常に緩やかであるが、後半から急激になっている。廃

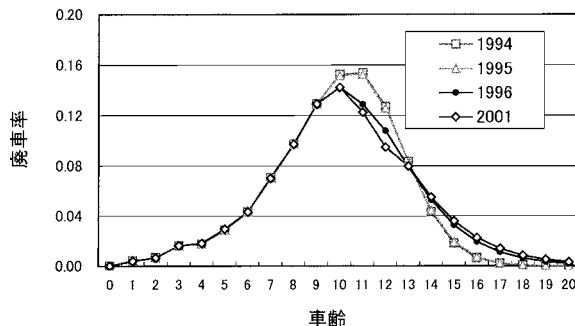


図 11. パラメータ推定時期による推定廃車分布の密度函数の相異(1986 年販売車)。

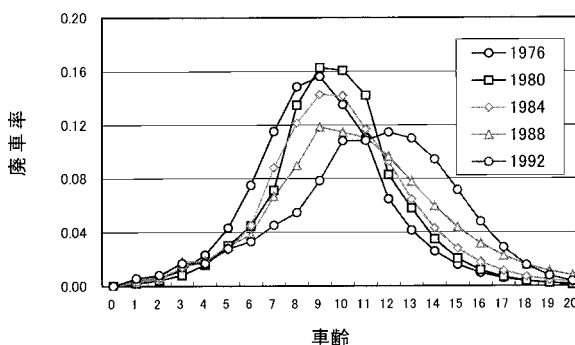


図 12. 推定廃車分布の密度函数の時系列推移(2001 年廃車実績データより)。

車分布の形状から見ると、1980 年頃は 10 車齢の廃車率が一番高い。これは、乗用車の大衆化が進み、新規需要のピークが過ぎ、乗用車を最後まで大事に乗る人が増えたためである。同時に車齢 10 年以上の場合毎年車検になるため、車検にかかる経費と車の陳腐化を考慮するので、車齢 10 年で廃車になる率が高くなると考える。その後は緩慢に廃車分布の裾が延びて行くが、特に 1988 年販売車の 9 車齢以降、すなわち 1997 年以降廃車率の減少が緩やかになる。これは 1996 年に車検制度の改正があり、車齢 10 年以降の車検が隔年となったため、1997 年以降の廃車に至る期間が長くなったためであると考えられる。1992 年販売車においては更に廃車分布の裾が延びているのが見える。これは、1990 年以降日本の経済構造が変わった影響と考えられるが、それでも欧米の平均廃車に至る年数(平均廃車年数と呼ぶ)は 11~12 年といわれているので、更に廃車分布の裾は広がることも予想される。

6. 需要と廃車の関係

5 節では修正ロジスティックハザード分布函数を導入して、各販売年の販売車輛の廃車分布を推定した。その結果、この廃車分布は販売年により変化しているが、車検の影響なども受けていることが分かってきた。本節では販売年別の推定廃車分布から得られる各年の廃車台数の推定値の時系列推移と需要の関係を明らかにし、需要予測のモデルを導く。

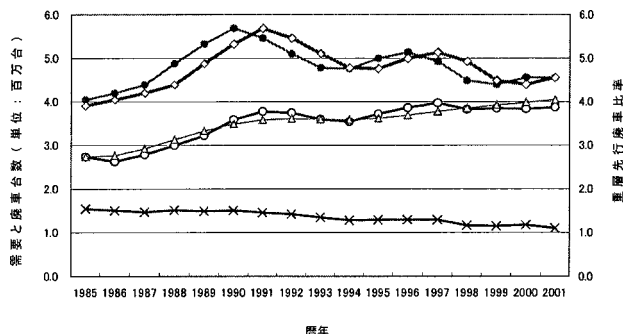


図 13. 需要と廃車の関係(廃車は翌年廃車台数). ●: 需要実績, ◇: 需要実績の 1 年ずらし, ○: 修正ロジスティックハザード分布による重層廃車台数, △: ロジスティックハザード分布による重層廃車台数, ×: 重層先行廃車比率.

6.1 重層廃車と需要に関する新知見と予測モデル

重層廃車と需要の関係

各年の廃車台数に関する統計データは存在しない. そこでまず, 廃車台数をこれまでに構築したモデルから推定する. 乗用車が残存している最大の車齢を L とする. L は 25 年程度とする. v_n を n 年の需要, $g_n(i) = F_{\kappa^*}^n(i) - F_{\kappa^*}^n(i-1)$ を n 年に販売された車の i 車齢の廃車確率とすると, t 年の廃車台数 G_t は,

$$(6.1) \quad G_t = \sum_{i=1}^L v_{t-i} g_{t-i}(i)$$

と表せる. このようにして, 各販売年における推定廃車分布から t 年に発生する廃車台数を積算したものを重層廃車台数(或いは重層廃車)と呼ぶことにする. 得られた重層廃車台数と需要の関係を図 13 に示す.

この図を見ると, 各年次の乗用車需要が「1 年先」の廃車台数の定数倍でよく近似できることが分かる. この 1 年のずれは, 買替による下取り車は, 中古車として再販されるが, 1 年以上売れ残ると在庫金利や商品劣化により廃車されることが多くなるためと考える. 従来, 需要は同じ年に発生する廃車台数と関係づけられていたが, 修正ロジスティックハザード分布から導き出した重層廃車台数によってある年の需要は 1 年先の廃車台数と同じ動きをすることが発見出来た. この事実に基づいて需要を廃車台数から予測する.

以後, t 年の需要と翌年の重層廃車台数の比率を $\beta(t)$ とし, $\beta(t)$ を需要に対する重層先行廃車比率と呼ぶことにする. 重層廃車台数 G_t と重層先行廃車比率 $\beta(t)$ から,

$$(6.2) \quad v_t = \beta(t) G_{t+1}$$

と表せる. $\beta(t)$ も図 13 に示す. 現時点では需要は廃車より多いので, $\beta(t)$ は 1 より大きい. 乗用車市場が成熟市場に近づいていると見做すと, t が増大すると新規需要すなわち保有増は 0 に近づくので, $\beta(t)$ を 1 に近づく函数として,

$$(6.3) \quad \beta(t) = 1 + e^{c_1 + c_2 t}$$

とモデル化する.

我々の目的は需要予測である. ここで準備として, 今, t 年において予測を行なうことを考え, その前提として $t+1$ 年の重層廃車比率 $\bar{\beta}(t+1)$ や廃車分布 $\bar{g}_{t+1}(\cdot)$, そして, t 年以前の

$\{\beta(t), \beta(t-1), \dots\}$, $\{g_t(\cdot), g_{t-1}(\cdot), \dots\}$, が全て分かっているとして, $(t+1)$ 年目需要の予測値 \bar{v}_{t+1} の式を導き出しておく (6.1)式と(6.2)式により

$$\bar{v}_{t+1} = \bar{\beta}(t+1) \left[\bar{v}_{t+1} \bar{g}_{t+1}(1) + \sum_{i=2}^L v_{t+2-i} g_{t+2-i}(i) \right]$$

となり, これより

$$(6.4) \quad \bar{v}_{t+1} = \frac{\bar{\beta}(t+1)}{1 - \bar{\beta}(t+1)\bar{g}_{t+1}(1)} \sum_{i=2}^L v_{t+2-i} g_{t+2-i}(i)$$

となる ($\bar{\beta}(t+1)$ や $\bar{g}_{t+1}(1)$ は未来の値であるが, これらについては別途推定/想定する.)

6.2 需要予測の仕組み

需要 v_t , 廃車分布 $\{g_t(\cdot)\}$, 重層廃車比率 $\beta(t)$ を用いて需要予測を行なう前に, 予測の概要を述べておく. 需要予測の基礎となるのは販売年毎の推定廃車分布である. 実は, 利用できる車齢別廃車台数の年数には販売年毎に違いがあり, 利用できる車齢別廃車台数データの年数が少ない販売年と多い販売年では推定された廃車分布の安定性も異なる. 以下予測に利用する観点から整理してみたい.

図 14 は表 1 に対応する模式図である. この図において, データのある部分は各年の販売台数 A と車齢別廃車台数データが存在する領域 B である. データのない部分は統計が取れていない領域 C, 各年毎にある車齢以上経た車の廃車台数の総数のみ分かっている領域 D, 未来の為にデータが存在しない領域 E, F である. E はデータはないものの B の領域の廃車データから廃車分布を推定して予測できる部分である. F については想定するしかない部分である. 重層廃車台数の予測値は矢印にそって, 各年の対応する車齢の廃車台数の予測値を積算して得られる.

このようなデータを用いて, 2001 年から数年の乗用車全体の需要予測を行なってみよう. 需要予測値は予測廃車台数に別途予測される重層先行廃車比率を乗じて得られる. そこで, ここでは, 廃車台数の予測について説明する. 廃車台数を予測するには, 先ず E 及び E の帯を右

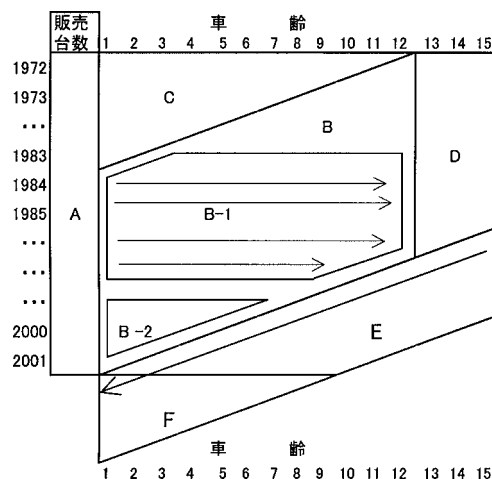


図 14. 予測の概要.

上に延長した部分に対応する廃車分布を廃車データより推定し、更には F の部分について廃車分布を想定する必要がある。推定/想定廃車分布が定まれば、予測廃車台数は対応する廃車率にその年の需要(販売台数)を乗じたものを図 14 の E, F を通る矢印の方向に加えて得られる。B-1 に相当する 1984 年から 1990 年にかけては各年とも廃車データは約 12 期間と長いので廃車分布の推定もよい。2001 年時点で車齢が 10 年～15 年と廃車台数も多いので予測に一番寄与し且つ精度もよい。直近の B-2 は予測時点に近いエリアで廃車率データが少ないため廃車分布の推定が悪いが、低車齢で且つ廃車率も小さいので予測台数に余り寄与しない。また、推定廃車分布が不安定なため、そのままでは使えず、何らかの方法で廃車分布を想定する必要がある。また、F の部分についても廃車分布を想定する必要がある。そこで以下のようにして、E, F に関する部分の廃車分布を想定した。

まず、B-2 に近い B-1 の領域に対応する数年分の販売年について、推定廃車分布のハザード関数の平均を取り、それをハザード関数とする分布を作り、廃車分布に戻したものを基準想定廃車分布とする。次に B-1 に対応する販売年の販売車輛の平均廃車年数から B-2 及び F に対応する販売年の販売車輛の平均廃車年数を予測する。ここで、平均廃車年数とは廃車分布の平均を意味する。この平均廃車年数の予測値と基準想定廃車分布から、B-2 及び F に対応する販売年の想定廃車分布を、基準想定廃車分布のハザード関数を定数倍して対応する分布の平均がその年の平均廃車年数の予測値と一致するように調整して作る(より具体的には 7 節の廃車分布の推定と想定廃車分布の構築参照のこと)。

重層先行廃車モデルに基づく乗用車需要予測

実際の予測を以下のような手順で行なう。t 年において t+1 年から t+N 年まで予測するとする。なお、予測値にはすべて上線をつけて表す。

- I. $\bar{\beta}(t+1), \bar{\beta}(t+2), \dots, \bar{\beta}(t+N)$ を予測する。
- II. t 年までの廃車分布 $g_t(\cdot), g_{t-1}(\cdot), g_{t-2}(\cdot), \dots$ を推定する。
- III. t+1 年から t+N 年までの廃車分布 $\bar{g}_{t+1}(\cdot), \bar{g}_{t+2}(\cdot), \dots$ を想定する。
- IV. 推定/想定された $\beta, g_t(\cdot), \bar{\beta}$ 及び $\bar{g}_t(\cdot)$ より、以下の v. に関する漸化式に従い、 $\bar{v}_{t+1}, \bar{v}_{t+2}, \dots, \bar{v}_{t+N}$ を求める。

$$\bar{v}_{t+j} = \frac{\bar{\beta}(t+j)}{1 - \bar{\beta}(t+j)\bar{g}_{t+j}(1)} \left(\sum_{i=1}^{j-1} \bar{v}_{t+j-i}\bar{g}_{t+j-i}(i+1) + \sum_{i=j}^L v_{t+j-i}g_{t+j-i}(i+1) \right).$$

上の手順で推定された $\bar{v}_{t+1}, \bar{v}_{t+2}, \dots, \bar{v}_{t+N}$ を重層廃車モデルに基づく需要予測と呼ぶことにする。

7. 予測モデルの検証

本節では前節のモデルにより 1994 年、1996 年及び 2001 年時点での需要予測を行ない、モデルを検証する。

廃車分布の推定と想定廃車分布の構築

1994 年時点での予測は、表 1 内の 1994 年までの販売台数と廃車率を用いて行なう。このデータを用いて、推定した廃車分布の鳥瞰図を図 15 で示した。図 15 を見ると、廃車分布は 1970 年代の販売車では車齢が若い方(左側)に偏っているが、年代が経るに連れて徐々に車齢が高い方(右側)に移行していることが分かる。廃車率が最も高い車齢は 1970 年代の販売車では 9 車齢であったが、1980 年前半の販売車では、最大出現率が 9 車齢、10 車齢でほぼ同じ割合で起きていることが分かる。1980 年後半からは推定で利用できる販売年毎の廃車データ期間は 10 年

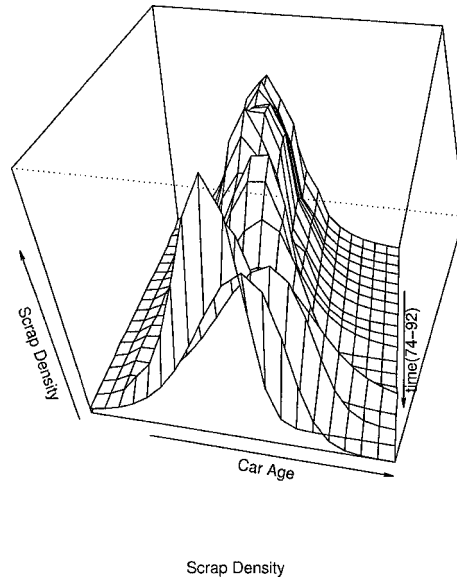


図 15. 1994 年時点における年次別推定廃車分布 .

より短くなり、最尤法による推定廃車分布が推定時点の 1994 年に近づくほど不安定となることが観察された。特に、推定廃車分布が年により大きく左右にぶれたり、分布に異様に密度の高い部分が表れたりする。このような分布は実際生じないし、予測にも使えないので、この期間の廃車分布を修正し想定し直す必要がある。推定の安定性を吟味するために販売年次別の推定された廃車分布の平均(以下これを推定平均廃車年数と呼ぶ)の時系列推移を調べた。推定平均廃車年数の時系列推移は 1988 年までは安定しており、且つ微増していることが分かる(図 16 参照)。一方、1988 年から 1992 年の推定平均廃車年数は不安定な挙動を示している。このことより、1988 年以降については最尤法による推定廃車分布は不安定であると考え、これらの販売年の廃車分布を安定している時期の廃車分布と平均廃車年数の予測値から前節で述べた手順で想定する。最初に平均廃車年数の時系列予測を行なう。平均廃車年数には上限があるので、これを 15 年としたロジスティック関数で

$$(7.1) \quad \tau = \frac{15}{1 + e^{a+bt}}$$

として 1980 年から 1987 年の推定廃車分布の平均廃車年数を使って 1988 年から 2001 年までの予測をする($\log(\frac{15}{\tau} - 1) = a + bt$ として、最小二乗法でパラメータ a, b を推定した)。

次に、ハザード率 χ 、実績期間 f_p 、期間 f_p における実績廃車率 χ_{f_p} 、平均値 ℓ を与えて、平均値を ℓ とし、実績期間での密度関数の値が実績廃車率と一致し、その先はハザード率 χ のハザード率の車齢毎の値を一定の比率だけ乗じて、廃車分布に戻した時その平均が ℓ と一致する廃車分布を出力する関数 $f^*(\chi, \chi_{f_p}, \ell, f_p)$ を作った。この変換を廃車分布の修正変換と呼ぶことにする。

ここで、平均廃車年数の安定している 1983 年から 1987 年の廃車分布のハザード率の平均をハザード空間上で取り、これを廃車分布の空間に戻し、これを 1988 年以降で 1994 年まで(及び 1995 年以降)の廃車分布を想定するための基準とする基準想定廃車分布とした(図 17 参照)。

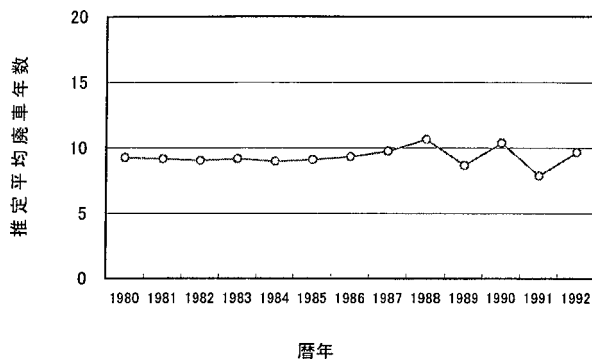


図 16. 各販売年次別推定平均廃車年数(1994 年) .

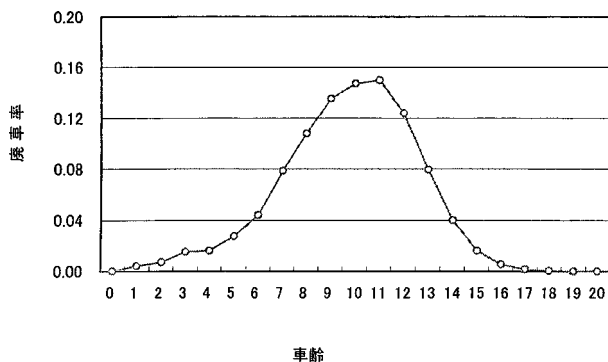


図 17. 1994 年基準想定廃車分布 .

この基準想定廃車分布を χ_0 とし, 先に得た平均廃車年数の予測値に平均値を合わせるように修正変換をしたものを想定廃車分布として, 1988 年から 1994 年までの廃車分布及び 1995 年からの予測に用いることにする .

予測

販売実績 v_i と推定廃車密度 $g_i(i)$ から, 1 期先の重層廃車台数

$$G_{i+1} = \sum_{j=0}^{L-1} v_{i-j} g_{i-j}(j+1), \quad (i = 1972, 1973, \dots, 1994)$$

を算出する . 次に

$$v_i = \beta(i) G_{i+1}, \quad (i = 1972, 1973, \dots, 1994)$$

を基にして,

$$\beta(t) = 1 + e^{c_1 + c_2 t}$$

として, 1990 年から 1994 年の値を用いて c_1, c_2 を推定し, $\beta(t)$ の先行きを予測する . そして,

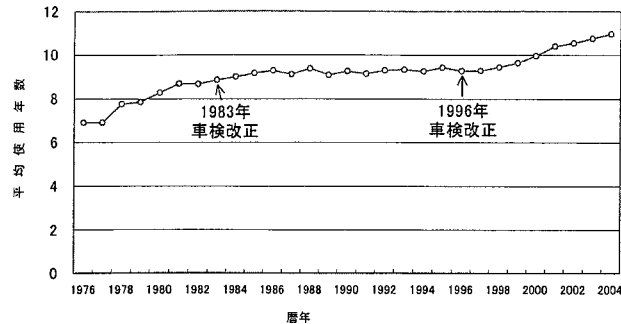


図 18. 乗用車使用年数時系列推移(自動車検査協会調べ)。

1995 年以降の廃車分布としては想定廃車分布を使用する。以上より、6 節末尾の重層先行廃車モデルを使用して需要予測を行なうことが出来る。

1996 年車検制度改正の影響

しかしながら、1996 年に車検制度改正があり、車齢 10 年以上の乗用車については毎年車検から隔年車検に変更された。図 18 に示したように、自動車検査協会(自検協)調べの乗用車使用年数は 1997 年から増大している(平均値は 1983 年 8.86 車齢、1996 年 9.27 車齢、2004 年 10.97 車齢)。この使用年数の長期化は需要に大きな影響を与えている。乗用車需要への影響は制度改正として生じたものであり、需要予測の外枠と考えるので、車検制度改正の影響分を予測モデルに付け加える。

1997 年に約 0.2 年、それ以降 2003 年まで 0.25 年の平均車齢が毎年延びていると想定した。自検協調べの平均使用年数は、過去の販売台数の変化を除外し、 t 期に廃車になった比率から

$$\tau^* = \sum_{i=1}^{L-1} (i - 0.5) g_{t-i}(i)$$

として算出していると推察する。

車検制度の改正の影響は先行きの販売車だけでなく、既存の販売車の廃車に対しても同様に起きていると考えられるので、これをモデルに織り込むことにする。このようにして想定した廃車分布に対して、重層先行廃車モデルに基づく乗用車需要予測のモデルを使い、予測を行なう。

1994 年時点の需要予測

結果を図 19 に示す。1994 年時点での予測では、先行き 2 年間需要は増加し、その後減少に転ずる。販売実績も 5 年先まで同じように変化し、従来にない精度の良い予測モデルが出来た。1995 年 490 万台、1996 年 507 万台、1997 年 486 万台となり、対応する販売実績はそれぞれ、499 万台、513 万台、493 万台となり、乖離度は 1.8%、1.3%、1.3%である。因みに 4 年先 3.9%、5 年先でも 2.7%という結果が得られた。また、図 19 には、2001 年時点で計測した重層廃車台数も描いた。これは現在廃車台数のデータがないため、本稿で計測した 2001 年の廃車台数がこの時点では、最も信頼性の高い値と考え、1994 年時点の重層廃車台数と比較するためである。

1996 年時点の需要予測

同様な方法で 1996 年時点の予測を行なった(図 20 参照)。1996 年の需要実績に対し、毎年

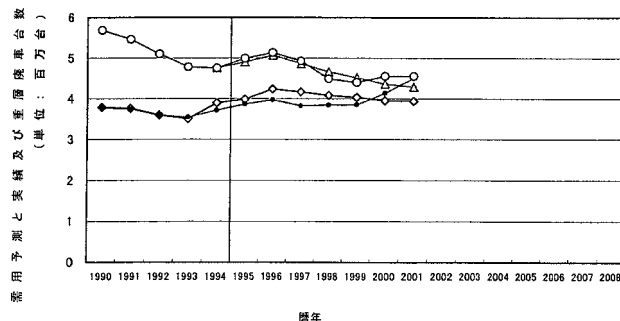


図 19. 1994 年時点の乗用車需要予測. ○: 需要実績, △: 需要予測, ◇: 重層廃車台数, ●: 2001 年重層廃車台数. 図 20-22 との比較をしやすいように 2008 年まで横軸を取っている. 以下同様.

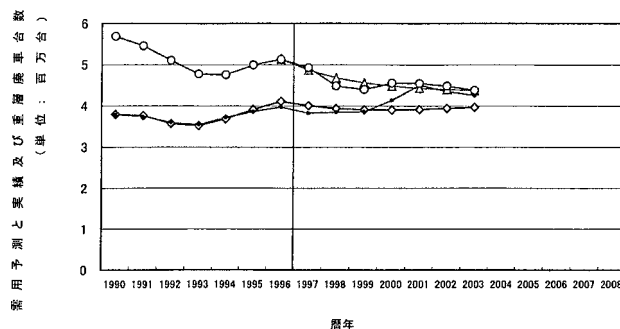


図 20. 1996 年時点の乗用車需要予測. ○: 需要実績, △: 需要予測, ◇: 重層廃車台数, ●: 2001 年重層廃車台数.

需要が減少していく予測となった. 1997 年 487 万台, 1998 年 468 万台, 1999 年 457 万台となり 1 年先, 2 年先, 3 年先である 1997 年, 1998 年, 1999 年は需要実績と比べ 1.15%, 4.38%, 3.81% とやや乖離が生じているが, それでも最大の乖離は 2 年先予測で 4.4% であり, 予測の精度は高い.

2001 年時点の需要予測

同様な方法で 2001 年時点の予測を行なった(図 21 参照). 2002 年 454 万台, 2003 年 436 万台, 2004 年 435 万台, 2005 年 429 万台となり 2002 年実績は 448 万台, 2003 年実績 438 万台, 2004 年実績 440 万台に対し, それぞれ 1.38%, -0.49%, -1.20% の乖離となり, 依然として高い予測精度が得られている.

車検制度改正がない場合の需要予測(1996 年時点の予測)

最後に, 1996 年の車検制度の改正がない場合の需要予測の試算を 1996 年時点で行なった(図 22 参照). この場合, 1996 年以降も需要は増加を続け, 2000 年をピークに緩やかに減少することになる. 1997 年 522 万台, 1998 年 538 万台, 1999 年 545 万台, 2000 年の需要予測は 546 万台となり, その後も 540 万台を維持することになる. これを現実の需要と比べると 1997 年 493 万台, 1998 年 449 万台, 1999 年 440 万台, 2000 年の需要は 456 万台となり, 2 年先以

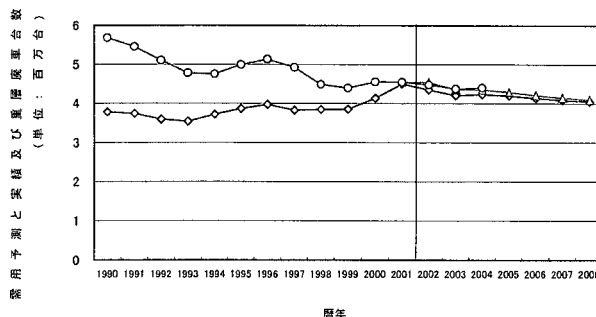


図 21. 2001 年時点の乗用車需要予測 . ○ : 需要実績 , △ : 需要予測 , ◇ : 重層廃車台数 .

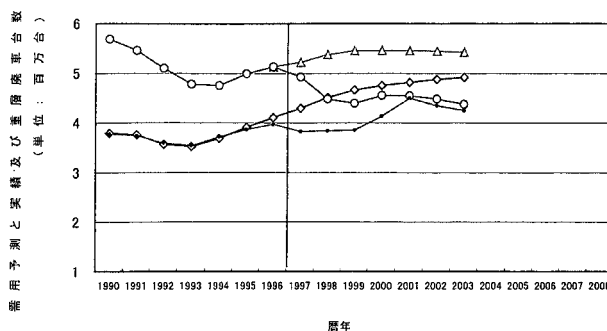


図 22. 車検制度改正がない場合の需要予測(1996 年時点の予測) . ○ : 需要実績 , △ : 需要予測 , ◇ : 重層廃車台数 , ● : 2001 年重層廃車台数 .

降は約 100 万台の差が生じる . この差は総てが車検制度の改正によるものではないとしても , 車検制度の改正が必要にかなり影響を与えることをこのモデルで試算することが出来る .

8. まとめ

本論文では , 乗用車の廃車の年次データの解析に基づく需要予測の新しい方法を提案した .

事前分析では , 販売年に関わらず , また , メーカーやクラス別に関わらず , 「同一年に販売された車が廃車されていく過程はそのハザード率が概ねロジスティック関数で近似できる」という共通の構造が存在していることを発見し , 対応する寿命分布をロジスティックハザード分布と定義し , その性質を調べた . 次にこの廃車分布モデルを用いて , 1972 年から 2001 年の廃車データから最尤法により販売年毎の廃車分布を推定した .

さらに上記のモデルのハザード率をスプライン関数で修飾して , モデルを精密化し , 精密化されたモデルを用いて販売年毎の廃車分布を推定し , 車検制度の及ぼす影響なども検討した .

推定された販売年毎の廃車分布を基にして , これから得られる各年次の廃車の台数を推定した . 重層廃車比率と需要の関係を検討した結果 , 各年次の乗用車需要が 1 年先の重層廃車台数に緩やかに漸減し 1 に近づく比例関数に乗じたものでよく近似できることを発見できた . この事実に基づき , 廃車台数と需要実績の間の比例関数をモデル化し , 推定された車齢に対する廃車分布を用いて乗用車需要予測のモデルを導いた .

そして、1994 年、1996 年、2001 年の需要実績と推定廃車分布、並びに想定廃車分布及び比例函数の先行き推定値を用いてこのモデルによる需要予測を行い、モデルを検証した。1996 年にあった車検制度の影響などを適切にモデル化して取り入れた結果、従来の常識を上回る精度の高い予測を得ることに成功した。

本研究では、販売年毎に独立に廃車分布の推定を行なったが、販売年に関する廃車分布の連続性も考慮したモデルにすれば、予測時点に近い廃車分布についてももう少し安定した推定が可能となり、予測の精度の向上につながると考える。また、今回のモデルは日本の乗用車需要予測に限ったが、他の国への適用を試したい。これらが今後の研究課題である。

謝 辞

本稿は、藤崎陽(総合研究大学院大学複合科学研究科統計科学専攻)が指導教官田邊國士教授の下で博士論文に向けて作成したものである。統計学の基礎とプログラミングについて懇切にご指導下された同専攻の平野勝臣教授及び南美穂子助教授に、また、論文の取りまとめについて、仔細に渡り懇切丁寧に指導して下さいました土谷隆教授に深く感謝します。また、多くの有益且つ詳細なコメントを下さいました査読者に感謝します。

参 考 文 献

- Balakrishnan, N. (1991) *Handbook of the Logistic Distribution*, Marcel Dekker, New York.
- Balakrishnan, N. and Leung, M. Y. (1988) Order statistics from the type I generalized logistic distribution, *Communications in Statistics-simulation and Computation*, 17, 25-50.
- 藤崎 陽(1978). 平均使用年数を基にした乗用車長期需要予測モデル, 自動車工業会需要予測部会発表資料.
- 藤崎 陽(1992). タイ市場ピックアップ及び乗用車需要長期動向(1994年~2000年)見通し(株)三菱自動車 業務資料.
- 古川俊之(1996). 『寿命の数理』, 行動計量学シリーズ 13, 朝倉書店, 東京.
- Johnson, N., Kotz, S. and Balakrishnan, N. (1995). *Continuous Univariate Distributions*, Volume 2, John Wiley & Sons, New York.
- 国勢調査集大成(1985). 『人口統計総覧』(総務庁統計局監修), 東洋経済新報社, 東京.
- Lawless, J. (2003). *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*, 2nd ed., John Wiley & Sons, Hoboken, New Jersey.
- 中村 剛(2001). 『Cox 比例ハザードモデル』, 医学統計シリーズ 3, 朝倉書店, 東京.
- 日本自動車工業会 調査委員会 需要予測部会(1994). 『国内自動車市場の中長期展望』, 日本自動車工業会, 東京.
- 日本自動車工業会 調査委員会 需要予測部会(1996). 『国内自動車市場の中長期展望』, 日本自動車工業会, 東京.
- 日本自動車工業会 調査委員会 需要予測部会(1998). 『国内自動車市場の中長期展望』, 日本自動車工業会, 東京.
- 日本自動車工業会 調査委員会 需要予測部会(2000). 『国内自動車市場の中長期展望』, 日本自動車工業会, 東京.
- Roos, F. and Von Szeliski, V. (1939). *Factors Governing Changes in Domestic Automobile Demand*, General Motors Corporation, New York.
- 竹下敬臣, 上田恭嗣(1994a). 府県別に見た乗用車販売台数の予測, 日本オペレーションズリサーチ学会「自動車市場の計量分析」研究グループ報文, No. 2(国沢清典 監修, 竹下敬臣, 上田恭嗣 編集).

- 竹下敬臣, 上田恭嗣(1994b). 中古車販売における価格設定と販売チャンス, 日本オペレーションズリサーチ学会「自動車市場の計量分析」研究グループ報文, No. 3(国沢清典 監修, 竹下敬臣, 上田恭嗣 編集).
- 竹下敬臣, 上田恭嗣(1994c). 乗用車のセグメント別販売構成比の分析法, 日本オペレーションズリサーチ学会「自動車市場の計量分析」研究グループ報文, No. 4(国沢清典 監修, 竹下敬臣, 上田恭嗣 編集).
- 竹下敬臣, 上田恭嗣(1994d). 景気変動を織り込んだトラックの短期予測, 日本オペレーションズリサーチ学会「自動車市場の計量分析」研究グループ報文, No. 5(国沢清典 監修, 竹下敬臣, 上田恭嗣 編集).
- 竹下敬臣, 上田恭嗣(1994e). 新しい手法を用いたトラック需要の短期予測, 日本オペレーションズリサーチ学会「自動車市場の計量分析」研究グループ報文, No. 6(国沢清典 監修, 竹下敬臣, 上田恭嗣 編集).
- 竹下敬臣, 上田恭嗣(1994f). 製品力・販売力評価の統計的アプローチ, 日本オペレーションズリサーチ学会「自動車市場の計量分析」研究グループ報文, No. 7(国沢清典 監修, 竹下敬臣, 上田恭嗣 編集).
- 竹下敬臣, 上田恭嗣(1994g). デーラー経営における粗利益管理のモデル化, 日本オペレーションズリサーチ学会「自動車市場の計量分析」研究グループ報文, No. 8(国沢清典 監修, 竹下敬臣, 上田恭嗣 編集).
- 竹下敬臣, 上田恭嗣(1994h). 乗用車市場のセグメント別需要構造モデル, 日本オペレーションズリサーチ学会「自動車市場の計量分析」研究グループ報文, No. 9(国沢清典 監修, 竹下敬臣, 上田恭嗣 編集).
- 上田正夫(1969). 『人口統計』, 統計新書 5, 一粒社, 東京.
- 上田恭嗣(1994). 短時点・他地点の合成による時系列予測方法, 東京国際大学論叢 商学部編, 第 49 号, 151-158.

Prediction of Annual Demand for Passenger Cars in Japan: Analysis Based on Registration-cohort-wise Hazard Model of Scrapping Cars

Yoh Fujisaki¹ and Kunio Tanabe²

¹The Graduate University for Advanced Studies

²Department of Science and Engineering, Waseda University

Prediction of demand for passenger cars has been widely practiced based on the method of multiple regression using various economic variables. However, this tends to give less than satisfactory results. Based on an analysis of the annual data of registration cohort-wise scrapped cars, we propose a new method for predicting annual demand for passenger cars in Japan. By examining the annual registration and scrap volume data, the hazard rate of scrapping of a passenger car is found to be well approximated by the logistic function, and ‘Logistic Hazard Distribution(LHD)’ is introduced for the probability of scrapping a passenger car over time. By using this distribution model, scrap probability for each registration cohort is estimated in order to estimate the annual total volume of scrapped cars. Annual demand for passenger cars is also found to be highly proportional to the scrap volume of the subsequent year. By combining these two observations, a new method for prediction of annual demand for passenger cars is introduced. In order to obtain a better prediction, we also introduce perturbation terms in LHD for accommodating irregularity of scrap volumes due to the effect of legislation for safety regulation. Numerically constrained optimization is fully used for obtaining the maximum truncated likelihood estimates of parameters and the statistics AIC is employed for determining the number of perturbation terms. It is demonstrated that much better prediction is possible with our method than the existing one, and that sudden changes in demand may be predicted far in advance.