

自動車の残存率の簡便推計

佐野雅之

A Convenient Estimation Methodology for Survival Rate of Automobiles

Masayuki Sano

ITEC Working Paper Series

08-06

June 2008

自動車の残存率の簡便推計

同志社大学 技術・企業・国際競争力研究センター
ワーキングペーパー08-06

佐野雅之

株式会社リベルタス・テラ代表取締役
東京都港区西新橋 2-14-7 笠井ビル 3 階

Tel: 03-5251-4062

Fax: 03-5251-4364

sano@libertas.co.jp

キーワード：自動車、残存率、ワイブル分布、保有車令構成

本文内容の専門領域：環境工学(Environmental Engineering)

著者の専門領域：環境工学(Environmental Engineering)

要旨：

自動車の保有車令構成は、新車に対して燃費改善などの環境対策を講じる場合に、その効果の浸透にどの位の時間を要するかを左右する重要な要素である。わが国においては、車検制度などにより保有車令構成に関する充実した統計が得られているが、諸外国においては利用できる統計が極めて少なく、国レベルでの保有車令構成の把握が困難である。特に、中国、インドなどの、新興国、途上国については、ほとんど実態が把握できていないのが実情である。

そこで、本論では、諸外国においても比較的入手が容易な、自動車の新車販売台数と保有台数の時系列より、保有車令構成の推計に必要な自動車の車令別残存率の推計を試みた。

実際に、日米欧中印など主要9ヶ国の乗用車の残存率を推計したところ、残存率の地域的な差異はかなり大きく、新車に対する方策と保有車両全体に及ぶ方策の費用便益を考える際などに、残存率の地域差を勘案することの重要性が示唆された。

謝辞：

本論は、同志社大学の文部科学省 21 世紀 COE プログラム「技術・企業・国際競争力の総合研究」における、三好博昭 COE 専任フェローをリーダーとする研究プロジェクト「自動車の技術革新と政府の政策」の研究成果である。

本稿執筆に際しては、同志社大学三好博昭教授、並びに、匿名のコメンテーターの方より貴重なアドバイスを頂戴した。この場をかりて、深く感謝の意を表する次第である。

自動車の残存率の簡便推計

佐野雅之

I はじめに

自動車の保有車令構成は、新車に対して燃費改善などの環境対策を講じる場合に、その効果の浸透にどの位の時間を要するかを左右する重要な要素である。この自動車の保有車令構成は、わが国においては、車検制度などにより得られた登録車両に係る統計が、昭和40年代より国土交通省の下で整備されており、実態を良く把握することができる¹。しかし、諸外国においては直接的に保有車令構成を得ることができる統計が極めて少なく、国レベルでの把握は困難である。特に、中国、インドなどの、新興国、途上国については、ほとんど実態が把握できていないのが実情である。

そこで、本論では、諸外国においても比較的入手が容易な、自動車の新車販売台数と保有台数の時系列から自動車の残存率を推計し、それをを用いて自動車の保有車両構成の推計を試みた。

II 自動車の残存率とワイブル分布

自動車の残存率とは、同一の自動車を対象として、保有数／販売数で定義される比率であり、販売時点からの経過時間の関数である。例えば、ある年度に100台販売された自動車が、3年後に80台保有されていた（20台は3年間に廃車された）とすると、3年後の残存率が80%であるという。また、1-残存率を累積廃車率、ある時点での保有数に対する廃車の確率を廃車率と呼ぶ。

自動車の残存率の時間分布、即ち、自動車の保有数が、新車の段階から時間を経るに従いどのように減っていくかは、廃車率の時間分布によって決まる。実際の廃車の理由は様々であるが、多くの場合は、自動車が老朽化し保有継続を断念するためと考えられる。従って、廃車率の時間分布は、自動車の故障率の時間分布に大きく依存する。

この故障率の時間分布を統計的に扱おうとする場合、統計分析で多用される正規分布を用いることはできない。実際に、故障率の時間分布が正規分布に従わないことが良く知られている。これはなぜなら、自動車のように多数のモジュールで構成された機械の故障は、最も弱いモジュールの故障が全体の故障に波及するというメカニズムで発生するので、自動車全体の故障特性は、個々

のモジュールの平均的な故障特性ではなく、最弱のモジュールの故障特性だけで決まるためである。この性質は多数の環でできた鎖の破断を考えると理解しやすい。鎖の強度は、個々の環の強度の平均値で決まるのではなく最も弱い環だけで決まる。

こうした問題を統計的に扱う方法は、スウェーデンの技術者 Weibull(1939)により考案された。その考え方は、次のとおりである。

n 個の環が繋がった 1 本の鎖を考え、鎖を構成する 1 個の環が加重 t で切れる確率を $P(t)$ 、鎖全体が加重 t で切れる確率を $Q(t)$ とすれば、鎖が切れない確率 $1 - Q(t)$ は、 $1 - (1 - P(t))^n$ である。ここで、 $P(t)$ が十分に小さいときは $P(t) \simeq 1 - \exp(-nP(t))$ の近似が成り立つので、 $Q(t) = 1 - \exp(-nP(t))$ と初等関数の範囲で表現できる。次に、現実(工学)的な条件を踏まえ、 $P(t)$ の具体的な形を考えると、鎖の強度には正の最小値があるから、それを t_{\min} とすれば、 $P(t)$ は $t \leq t_{\min}$ のとき 0 で、 $t > t_{\min}$ のとき正の値をとる単調増加関数でなければならない。この条件を満足する関数を最も簡単なものを選ぶ方針で探すと、式(1)の関数が見つかる。

$$\frac{(t - t_{\min})^m}{\eta} \quad (0 \leq t < \infty, t_{\min} > 0, m > 0, \eta > 0) \quad (1)$$

従って $P(t)$ は、式(2)のように表すことができる。

$$P(t) = 1 - \exp\left(\frac{-(t - t_{\min})^m}{\eta}\right) \quad (2)$$

こうして導かれた強度 t の分布関数 $P(t)$ は、提案者の名を取りワイブル(Weibull)分布と呼ばれる。この関数の t_{\min} は、「位置パラメータ」と呼ばれ、破壊に至らない強度を表す。 η は「尺度パラメータ」と呼ばれスケーリングを決定し、 m は「形状パラメータ」と呼ばれ分布の形を決定する。また、この強度分布を持つ個々の鎖の環から構成される鎖全体の強度分布もまた、パラメータの異なる同じ分布になって、分布の形が保存されるという性質がある。

このワイブル分布は、提案された 1939 年以降、物体の脆性破壊に対する強度を統計的に記述する場合などに広く利用された。そして、1950 年代に Weibull (1951)自身や Kao(1958)が、この分布の t を強度とする代わりに故障時間とすると、多数のモジュールで構成される機械等に故障要因となる負荷が継続的に加わる場合の故障の時間分布(寿命分布)に適用できることを示した。そのため、1960 年代以降、信頼性工学分野や生存時間解析などにおいて、モジュールや部品の劣化現象や寿命を統計的に記述するために広く利用されるようになり、環

境工学や、生物学、経済学、心理学などの分野にも応用範囲を広げていった。

本論では、自動車の残存率を推計する際に、ワイブル分布を利用している。自動車の残存率分析にワイブル分布を用いる場合、 t を取得から廃車までの使用期間とすれば、位置パラメータ t_{\min} は、取得後に全く廃車しない期間と解釈されるので、これを 0 と置ける。また、 $P(t)$ は累積廃車率を表わすと解釈されるので、残存率は $1 - P(t)$ となる。まとめると、累積廃車率、廃車率²、残存率は、それぞれ式(3)のように表わすことができる。

$$W(t) = 1 - \exp\left(\frac{-t^m}{\eta}\right) \quad : \text{累積廃車率}$$

$$w(t) = \frac{1}{R(t)} \frac{dW(t)}{dt} = \frac{mt^{m-1}}{\eta} \quad : \text{廃車率} \quad (3)$$

$$R(t) = \exp\left(\frac{-t^m}{\eta}\right) \quad : \text{残存率}$$

- t : 時間 ($t \geq 0$)
- m : 形状パラメータ ($m > 0$)
- η : 尺度パラメータ (特性寿命) ($\eta > 0$)

この内の廃車率の関数型を見て分かるように、形状パラメータ m の大きさにより分布の性質は次のように変わる。 $m=1$ のときは、廃車率が一定の「偶発故障型」分布で、 $m < 1$ ならば、廃車率が時間と共に減少していく「初期故障型」分布、 $m > 1$ ならば、故障率が時間と共に増加していく「摩耗故障型」分布となる。統計分布としては、 $m < 1$ のときガンマ分布、 $m=1$ のときは指数分布と一致し、 $m < 1$ のときは、 $m=2$ でレイリー分布となり、 $m=3 \sim 4$ では、正規分布にかなり近づく。また、残存率及び累積廃車率が 50% になる時点を、自動車が廃車されるまでの平均年数と定義すると、式(4)のとおりとなる。すなわち、平均年数は、 η に正比例（一次関数）し m に反比例（指数関数）する。

$$R(t) = \exp\left(\frac{-t^m}{\eta}\right) = \frac{1}{2} \quad \text{より} \quad t_{R50} = (\eta \ln 2)^{1/m} \approx (0.693147\eta)^{1/m} \quad (4)$$

このように、ワイブル分布は形状パラメータの値により、初期故障型、偶発故障型、磨耗故障型³の 3 つの故障パターンのすべてをカバーすることができるため、今日まで多くの寿命データが、ワイブル分布に従うことが実証されている（田崎他(2001)）。自動車の廃車率も全体として、磨耗故障型のワイブル分布に良く従うことが知られている（de Jong(1996)、Cohen(1999)、山本(2000)）。

また、わが国の廃車率の実績分析結果の自動車の新車需要予測への応用も進められている（藤崎・田邊(2005)）。

実際に、わが国の普通・小型乗用車の初度登録年別保有台数の実績値にワイブル分布を当てはめると、極めて良く適合する。図1は、国内で1980年度と1990年度に（初度）登録された普通・小型乗用車の残存実績値と、そのワイブル回帰による推計値を示したものであるが、実績値のワイブル分布への適合度の高さと、形状の経年変化（平均寿命の伸び）が読み取れる。

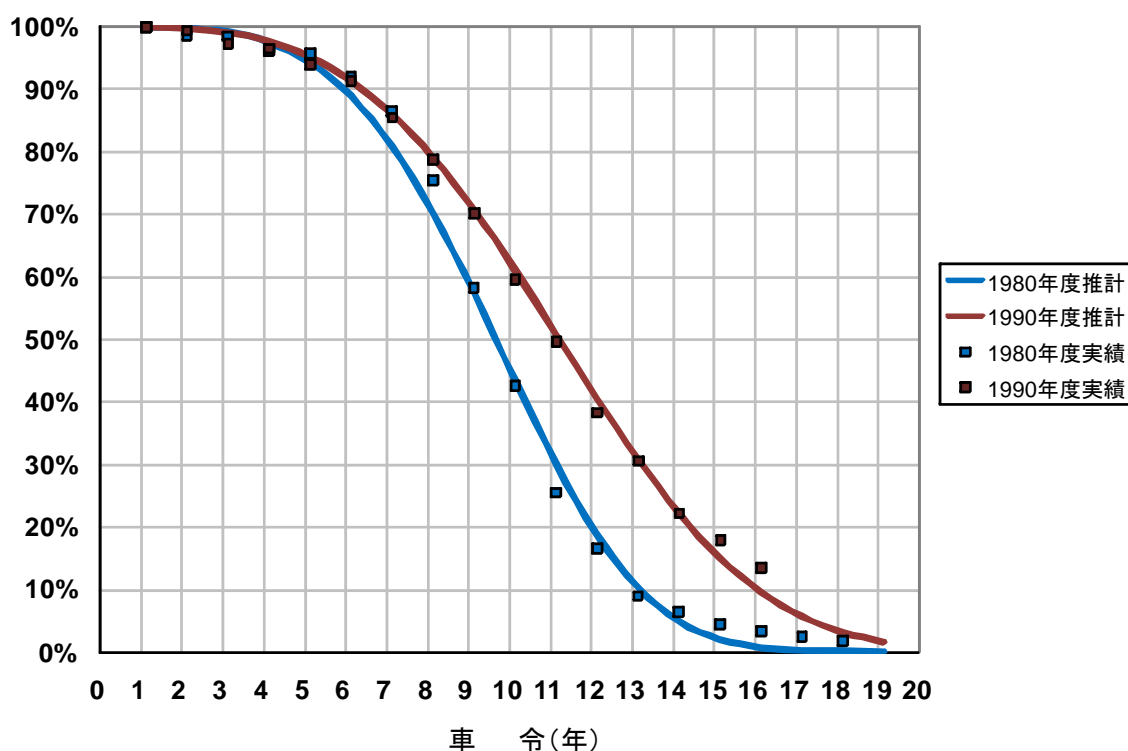


図1 わが国の普通・小型乗用車の残存率

注) 車令1年目における残存率を1とした。

出典) (財)自動車検査登録情報協会「初度登録年別自動車保有車両数」(各年度)に基づき作成

また、諸外国においても、自動車の廃車メカニズムは、わが国と本質的には変わるところはないと考えられるので、自動車の残存率は、一般に、廃車メカニズムを明示的に内包したワイブル分布に良く従うものと推察される。

III 残存率推計の方法

本節では、自動車の残存率を、それがワイブル分布に従うものと仮定した上で、自動車の新車販売台数と保有台数の時系列より推計する方法を示す。本論冒頭で述べたように、わが国以外では直接的に把握するのが難しい自動車の保有車令構成を、比較的入手が容易な、新車販売台数と保有台数の時系列データより、残存率を得ることで推計できるようにする方法である。

まず、車令別保有台数分布の経年的実績統計が存在しない場合において、各年度の新車販売台数に車令別残存率を乗じ、車令別保有台数を推計する計算式は、式(5)のとおりである。

$$H_{n,i} = \frac{\hat{H}_{n,i}}{\sum_{i=0}^{i_{\max}} \hat{H}_{n,i}} H_n \quad , \quad \hat{H}_{n,i} = S_{n-i} r_{n,n-i} \quad (5)$$

- H_n : n 年度末の保有台数
- $H_{n,i}$: n 年度末の車令 i の保有台数
- S_n : n 年度の新車販売台数
- $r_{n,i}$: n 年度の車令 i の残存率
- n : 計算対象年度
- i : 車令
- i_{\max} : 車令区分数

そして式(5)で用いられる残存率は、式(6)のようにワイブル分布に従うものとする⁴。

$$r_{n,i} = \exp\left(\frac{-(i+0.5)^{m_n}}{\eta_n}\right)$$

$$r_{n,i_{\max}} = \sum_{i=i_{\max}}^{40} r_{n,i} \quad (6)$$

- $r_{n,i}$: n 年度の車令 i の残存率
- t_{\max} : n 年度の車令 i_{\max} 以上の区別の残存率
- m_n : n 年度の残存率 (ワイブル) 分布の形状パラメータ
- η_n : n 年度の残存率 (ワイブル) 分布の尺度パラメータ

式(6)で、車令に対応する計算時点に 0.5 年を加えるのは、自動車の販売が年度を通してほぼ均等に行われていると考えられるからである。ある年度に生まれた子供全員の年度末での平均年齢は、0.0 歳でも 1.0 歳でもなく約 0.5 歳となることに比類されたい。

ここで、式(5)における自動車の残存率の推計は、自動車の販売台数、保有台数の実績値の経年推移を、なるべく合理的に説明できるように行うという方針より、次の式(7)のように、計算対象範囲の保有台数の推計誤差が最小となる、各年度の残存率（ワイブル）分布の形状、尺度パラメータを求めるという方法で行う。

$$\varepsilon^2 = \sum_n \left(H_n - \sum_i \hat{H}_{n,i} \right)^2 = \sum_n \left(H_n - \sum_i S_{n-i} \hat{r}(m_n, \eta_n)_{n,n-i} \right)^2 \Rightarrow \min. \quad (7)$$

- ε : 保有台数の推計誤差
- H_n : n 年度末の保有台数実績値
- $\hat{H}_{n,i}$: n 年度末の車令 i の保有台数推計値
- S_n : n 年度の新車販売台数実績値
- $\hat{r}_{n,i}$: n 年度の車令 i の残存率推計値
- m_n : n 年度の残存率（ワイブル）分布の形状パラメータ
- η_n : n 年度の残存率（ワイブル）分布の尺度パラメータ
- n : 計算対象年度
- i : 車令

また、残存率は年度により変化するものであるが、年度毎に急激に変化するものではないと考えられるので、式(7)でワイブル分布の形状、尺度を決めるパラメータ m_n 、 η_n は、年度 n の一次関数であるという制約を設ける。

式(7)は、非線形最適化問題であり、解の一意性及び全体最適であることは保証されず、また解析的には解けないため、ワイブル分布パラメータの初期推計値として、適当な実績値を設定し、非線形最小二乗法を利用することのできる数理解析ソフトウェアを利用して推計値を得る。

本論では、非現実的な局所最適解が得られることを極力避けるために、1990年度のわが国の普通・小型乗用車の残存実績値（図 1 参照）をワイブル回帰して得たワイブル分布パラメータを初期推計値とし、また、データ制約を勘案した上で計算対象区間を可能な限り広く設定する（式(7)で $n=1985\sim 2006$ 、 $i=0\sim 18$ ）こととした。数理解析ソフトウェアは、Microsoft Excel 2007 に付属する「ソルバー」を使用し、推定初期値の探索法に二次外挿法を、最適値探索方法

に準ニュートン法を指定して式(7)の解を求めた。

IV 主要国の乗用車残存率の推計

前項に示した方法を用い、新車販売（登録）台数と保有台数のデータの入手しやすい乗用車について、わが国を含む主要9ヶ国について残存率を推計した。

使用する新車販売台数と保有台数の時系列データについては、表1、表2に示すように国家統計、各国業界団体資料に基づき整理した。

表1 主要国の乗用車新車販売（登録）台数の推移

(単位：千台)

年	日本	米国	ドイツ	イギリス	フランス	オーストリア	ブラジル	中国	インド
1985	3,104	10,979	2,379	1,832	1,766	530	594	26	137
1986	3,146	11,404	2,829	1,882	1,912	411	663	37	154
1987	3,275	10,192	2,916	2,014	2,105	369	399	52	204
1988	3,717	10,547	2,808	2,216	2,217	419	549	73	216
1989	4,404	9,779	2,832	2,301	2,274	464	557	103	243
1990	5,103	9,303	3,041	2,009	2,309	487	527	121	240
1991	4,868	8,189	4,159	1,592	2,031	417	605	241	230
1992	4,454	8,213	3,930	1,594	2,106	453	610	321	215
1993	4,199	8,518	3,194	1,778	1,721	456	948	454	263
1994	4,210	8,991	3,209	1,911	1,973	502	1,274	496	306
1995	4,444	8,635	3,314	1,945	1,931	527	1,695	655	406
1996	4,669	8,526	3,496	2,025	2,132	542	1,555	823	492
1997	4,492	8,272	3,528	2,171	1,713	612	1,767	999	525
1998	4,093	8,142	3,736	2,247	1,944	681	1,441	1,018	524
1999	4,154	8,698	3,802	2,198	2,148	652	1,112	1,003	728
2000	4,260	8,847	3,378	2,222	2,134	659	1,263	1,146	778
2001	4,290	8,423	3,342	2,459	2,255	646	1,399	1,436	718
2002	4,441	8,103	3,253	2,564	2,145	678	1,293	2,295	707
2003	4,716	7,610	3,238	2,579	2,009	739	1,169	3,161	902
2004	4,768	7,506	3,267	2,567	2,014	763	1,258	3,332	1,062
2005	4,748	7,667	3,342	2,440	2,068	789	1,369	4,158	1,143
2006	4,642	7,781	3,468	2,345	2,001	769	1,559	4,679	1,380

注) 斜体表示部は筆者による推計値。

出典) 下記資料に基づき作成。

(社)日本自動車工業会「世界自動車統計年報 2008 年版(第7集)」(2008)

中華人民共和国国家統計局「中国統計年鑑 2007」(2008)

Society of Indian Automobile Manufacturers HP :

<http://www.siamindia.com/scripts/domestic-sales-trend.aspx> (アクセス日 : 2008.4.30)

Alvim, "Transport Sector in Brazil", IEA Workshop (New Energy Indicators for Transport: The Way Forward) Presentation (2008)

表 2 主要国の乗用車保有台数の推移

(単位：千台)

年	日本	米国	ドイツ	イギリス	フランス	オーストラリア	ブラジル	中国	インド
1985	27,845	127,885	26,099	19,458	21,090	6,734	9,500	795	1,780
1986	28,654	130,003	27,224	19,929	21,500	6,873	10,000	966	1,970
1987	29,478	131,482	28,304	20,605	21,970	6,920	10,025	1,115	2,180
1988	30,776	133,836	29,190	21,473	22,520	7,159	10,250	1,304	2,412
1989	32,621	134,559	30,152	22,428	23,010	7,386	10,250	1,464	2,669
1990	34,924	133,700	30,695	23,124	23,550	7,463	10,250	1,622	2,954
1991	37,076	128,300	31,309	23,352	23,810	7,861	10,500	1,852	3,170
1992	38,964	126,581	37,579	23,642	24,020	8,067	10,500	2,262	3,402
1993	40,772	127,327	39,202	24,039	24,385	8,279	11,000	2,860	3,651
1994	42,678	127,883	39,918	24,471	24,900	8,468	11,400	3,497	3,918
1995	44,680	128,387	40,499	24,962	25,100	8,661	12,500	4,179	4,204
1996	46,868	129,728	41,045	25,548	25,500	9,022	12,500	4,880	4,672
1997	48,611	129,749	41,327	26,318	26,090	9,206	12,800	5,806	5,138
1998	49,896	131,839	41,717	27,010	26,810	9,561	12,906	6,548	5,556
1999	51,164	132,432	42,423	27,539	27,480	9,700	12,906	7,402	6,143
2000	52,437	133,621	43,772	28,000	28,060	9,760	12,906	8,537	7,058
2001	53,541	134,811	44,383	28,604	28,700	9,836	13,400	9,940	7,613
2002	54,540	135,921	44,657	29,321	29,160	10,101	16,021	12,024	8,599
2003	55,213	135,670	45,023	29,896	29,560	10,366	16,576	14,788	9,451
2004	55,994	136,431	45,376	30,267	29,900	10,629	17,057	17,359	10,185
2005	57,091	136,568	46,090	30,650	30,100	10,896	18,370	21,325	10,787
2006	57,521	138,765	46,570	30,995	30,400	11,189	19,212	26,196	11,953

注) 斜体表示部は筆者による推計値。

出典) 下記資料に基づき作成。

(社)日本自動車工業会「世界自動車統計年報 2008 年版(第 7 集)」(2008)

中華人民共和国国家統計局「中国統計年鑑 2007」(2008)、「中国統計年鑑 1996」(1997)

Ministry of Shipping, Road Transport & Highways, Government of India HP :

<http://morth.nic.in/writereaddata/sublinkimages/table-12458822488.htm> (アクセス日 : 2008.4.30)

これらのデータより、前節で示した方法により推計した各国の乗用車の残存率(1990年度登録車)を図 2 に示す。また、表 3 に推計された残存率分布のパラメータ、同パラメータより算出される平均廃車年数とその年次変化、及び、推計誤差⁵を示す。推計誤差は何れの国においても(保有台数の)1%以内に収まっている。

図 2 を見ると、推計された乗用車の残存率の形状には国別に大きな差異が見られない(良く相似している)が、尺度にはかなり大きな差異があることが分かる。すなわち、乗用車の平均廃車年数は、日本が最も短く、欧州主要国がそれに続き、米国、ブラジル、オーストラリアではかなり長くなる。途上国のインド、中国では、最も長くなり、日本の約 2 倍と推計される。

表 3 主要国乗用車残存率推計結果要約表

	推計残存率パラメータ (1990年度登録車)		平均廃車 年数 t_{RB}	平均廃車 年数 の 年次変化	推計誤差
	形状 m	尺度 $k(\eta)$			
日本	2.956	7.856	12.60	0.06	0.10%
米国	2.836	8.246	16.10	0.43	0.06%
ドイツ	3.009	8.153	13.30	0.13	0.10%
イギリス	2.972	8.158	13.76	-0.08	0.08%
フランス	2.932	8.216	14.55	0.09	0.08%
オーストラリア	2.911	8.923	18.90	-0.36	0.12%
ブラジル	2.880	8.694	18.03	0.90	0.79%
中国	2.668	8.809	23.67	-1.06	0.72%
インド	3.000	9.628	21.93	-1.63	0.60%

注) 推計誤差は、式(7)における $\varepsilon / \left(\sum_n H_n / n \right)$ を示す。

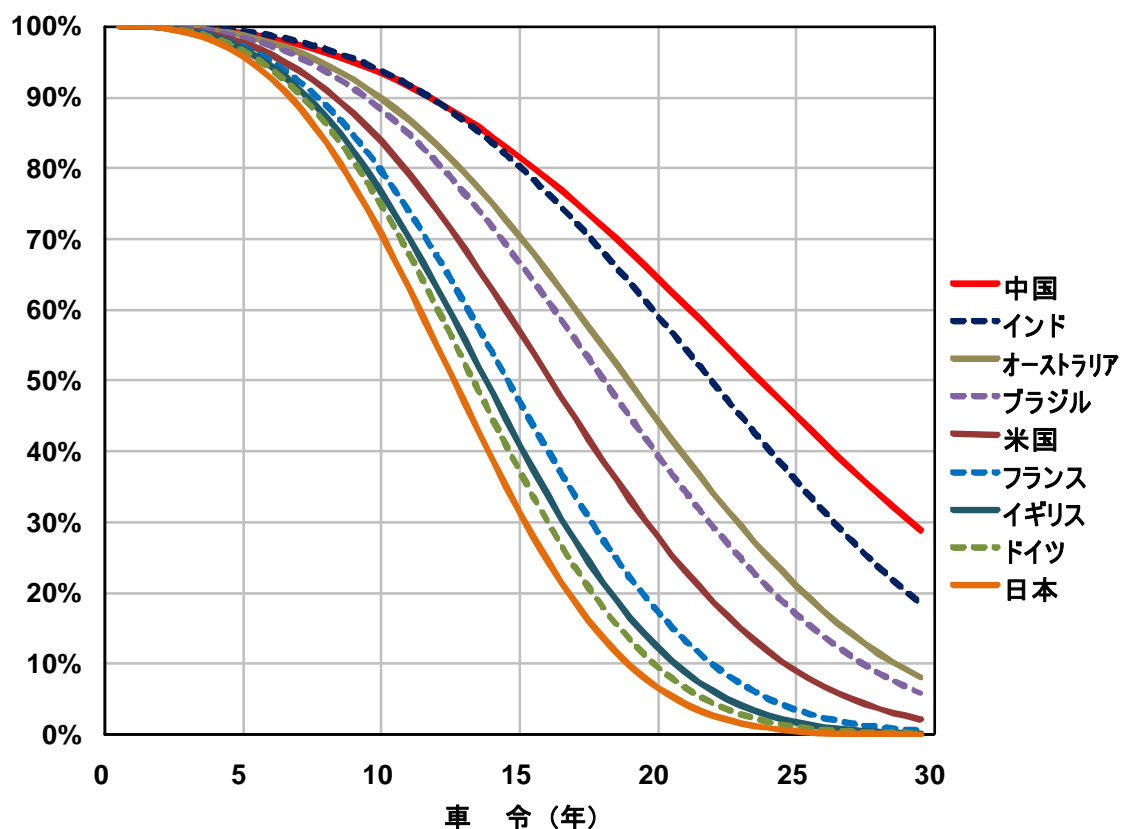


図 2 主要国の乗用車残存率推計値 (1990 年度登録車)

日本、欧州主要国、米国・オーストラリアの間に見られるこの差異は、乗用車の車種・用途構成の違い⁶や、国土構造・交通環境の違いに起因しているのではないかと推察される。その要因分析は今後の課題としたい。

また、インド、中国では、乗用車が急増し始めたのが2000年以降であるが、2000年以降に登録された乗用車の残存率の時間逓減は、図2に示した1990年度登録車それよりも大きくなる（平均廃車年数が短くなる）ものと考えられる。この傾向は、表3の中国、インドにおける平均廃車年数の年次変化が負の値をとることに現れている。しかし、残存率分布の特性（ワイブル分布のパラメータ）を推計するためには、最低10年程度の実績期間⁷が必要であり、本論の方法で分布の変化傾向を定量的に評価できるようになるのは、2010年以降となる。なお、本推計では、国外から輸入された中古車については、新車販売（登録）台数（表1）に含まれていないことから、それらも本推計の誤差要因として留意が必要である⁸。

図3には、今回推計した各国の乗用車残存率を用いて計算した、2006年度の各国の乗用車の保有車令構成を示す。この保有車令構成は、対象とする車令範囲が異なる方策の効果を比較する際の重要な原資となる⁹ものであるが、国により車令構成はかなり大きく異なっている。米国とオーストラリアにおいて高車令車がかなり大きな割合を占めていることや、同じ途上国ながら、インドと中国で大きく車令構成が異なることなどが注目される。

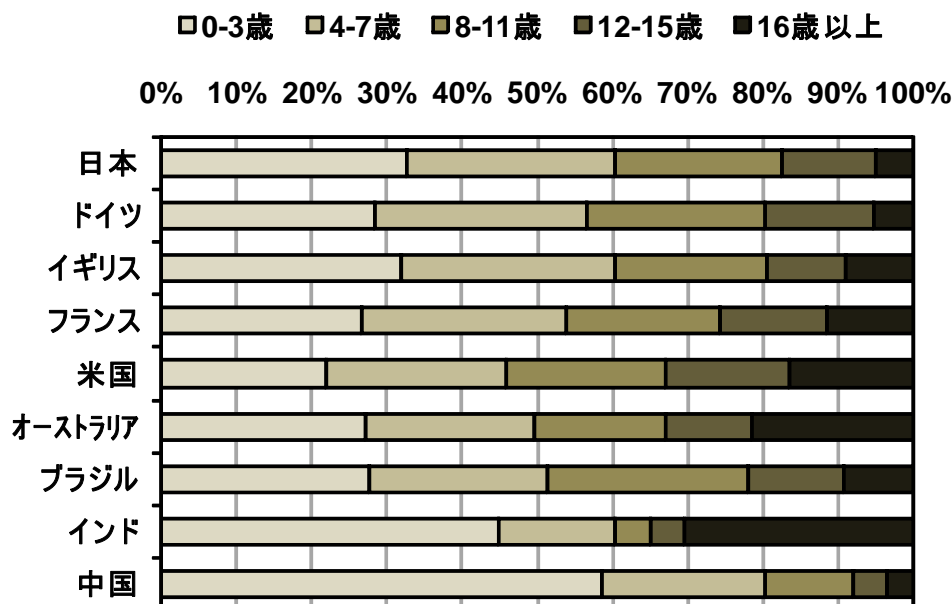


図3 主要国の乗用車保有車令構成推計値（2006年度）

V 結語

本論では、国際的に均質に準備できる自動車の新車販売台数と保有台数の時系列データより、自動車の保有車令構成の把握に必要な残存率を簡易に推計する方法を示し、実際に、日米欧中印などの9ヶ国について、乗用車の残存率を推計した。

その結果、乗用車の残存率の地域的な差異はかなり大きいものと推察された。自動車部門における環境対策を策定する際には、この残存率の地域的な差異を良く把握しておく必要がある。すなわち、新車燃費規制に代表される新車に対する方策は、その効果が保有車両全体に浸透するのに時間を要し、その程度は端的に残存率により決定される¹⁰。一方、渋滞対策・交通流円滑化対策のような方策は、直ちに保有車両全体に効果が及ぶ。また、スクラップ・インセンティブのように、高車令車の代替を促進し、新車に対する方策の浸透速度を速める方策もある。

これらの方策の費用便益比較を行うときには、残存率の絶対値を把握することが重要であるが、さらに、残存率に地域差があることにより、地域により適する方策が異なってくることに留意が必要である。

現在、ポスト京都議定書の温暖化防止対策において、エネルギー消費部門毎に、国際的に最も効率の高いところに目標を設定しようとするセクトラル（セクター別）アプローチの有効性について議論されているところであり、自動車部門においては、効率指標として新車燃費が候補に上げられている。しかしながら、上述したような自動車残存率の地域的な差異が大きい場合は、同一の新車燃費が、地域により異なった効果を持つことになる¹¹。このことを十分に勘案して、国際的に衡平な指標の策定が進められることを望む。

注：

- 1 登録自動車について、国土交通省において初度登録年別自動車保有車両数が集計整備されており、(財)自動車検査登録情報協会より入手することができる。ただし、軽自動車については、保有車令構成の実績データを得ることはできない。
- 2 一般には、瞬間故障率、故障率関数、ハザード (hazard) 関数、ハザードレート関数と呼ばれる。
- 3 信頼性工学、品質管理の分野では、それぞれ、CFR (Constant Failure Rate) 分布、DFR (Decreasing Failure Rate) 分布、IFR (Increasing Failure Rate) 分布と呼ばれる (JIS Z8115:2000「ディペンダビリティ (信頼性) 用語」参照)。
- 4 考慮する最大車令は 40 年とした。
- 5 過去の新車販売台数の時系列に、推計された当該年度の残存率を乗じて得た当該車令の保有台数の、全車令総和と保有台数実績値の差異の平均値に相当する。保有車令構成の実績は未知なので、各車令別保有台数の推計誤差を表すものではない。
- 6 米国、オーストラリアなどでは、SUV、ピックアップ型バンなどの、比較的寿命の長い大型車の保有比率が大きい。
- 7 精度の高いワイブル分布の推計値を得るためには、平均廃車年数程度の実績期間があることが好ましい。
- 8 本推計では、輸入中古車の新車登録の時間分布は、国内販売新車の登録時間分布と比例しているものとして扱われる。従って、輸入中古車台数と国内新車販売台数の比が時間的に大きく変化してきたと考えられる国 (中国、インド) では、推計誤差が大きい。
- 9 実走行時車令構成の影響を評価するためには、更に、車令別の年間走行量 (一般に高車令になるほど逡減する) の分布を知る必要がある。
- 10 新車販売車両数も重要な影響要素である。特に、新車販売車両数の等比級数的な増加が見られる途上国においては、残存率よりも新車販売車両数の推移の方が、保有車令構成に与える影響が大きい。
- 11 新車燃費の国際比較にあたっては、その測定 (試験) 方法が地域により異なっていることにも十分留意する必要がある。

参考文献：

- 田崎智宏、小口正弘、亀屋隆志、浦野紘平(2001)、「使用済み耐久消費財の発生台数の予測方法」、廃棄物学会論文誌、Vol.12、No.2、pp.49-58.
- 藤崎陽、田邊國士(2005)、「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」、統計数理、Vol.53、No.2、pp.261-284.
- 山本俊行(2000)、「連続時間軸上における世帯の自動車保有更新行動及び世帯内での配分・利用行動に関する研究」、京都大学大学院博士論文、pp.50-62.
- Cohen, D. (1999), "Motor vehicle stocks, scrappage, and sales", Review. of Economics and Statistics, Vol.81, No.3, pp.369-383.
- de Jong, G. (1996), "A disaggregate model system of vehicle holding duration, type choice and use", Transportation Research, Vol.30B, No.4, pp.263-276.
- Kao, J. H. K. (1958), "Computer Methods for estimating Weibull parameters in Reliability Studies", Transactions of IRE-Reliability and Quality Control, Vol.13, pp.15-22.
- Weibull, W. (1939), "The phenomenon of Rupture in Solids", Ingenior Vetenskaps Akademiens Handlingar, Vol.153, pp.1-55.
- Weibull, W. (1951), "A Statistical distribution function of wide Applicability", Journal of Applied Mechanics, Vol.18, No.3, pp.293-297.