

○光畑 照久（日本電気）

1. はじめに

技術知識の減衰は、基本的には、活性状態にある技術知識が減衰要因（技術知識の減衰を惹起する要因、例えばより高い活性状態にある新技術知識等）との相互作用により、活性状態から不活性状態に遷移する現象の時系列の結果であるとして理解される¹⁾。この技術知識の減衰モデルに基づいた技術知識の減衰方程式から得られた減衰関数は、国内特許の登録特許残存件数による減衰データの挙動をよく説明できるのみならず、減衰要因の明確化、環境条件の変化（工業所有権法の改正等）が登録特許の減衰に及ぼす影響等についても解析可能であることを明らかにした¹⁾。

この技術知識の減衰モデルに基づいた技術知識の減衰に関する分析方法¹⁾を1968年登録特許の登録更新による主要産業別登録特許残存件数の減衰データ²⁾へ応用することにより、減衰速度率を算定しその比較を行ったので報告する。

2. 技術知識の減衰方程式、減衰関数および減衰速度率

主要産業別登録特許残存件数の減衰データは、技術知識が権利のある状態から権利のない状態への遷移の時系列の結果であると考えることができる。

権利のある状態において、時点 $\tau=0$ における初期値 $J(0)$ を持つ対象既存技術知識の集合の減衰関数 $J(\tau)$ を考えよう。時点 τ における減衰速度 $-dJ(\tau)/d\tau$ は、

$$-dJ(\tau)/d\tau = \sum_i k_i J(\tau) u_i(\tau - \delta_i) \dots \dots \dots (1)$$
 で与えられる^{1,3)}。

k_i は対象既存技術知識と減衰要因との相互作用の強さを表す減衰係数であり、減衰メカニズムの特性を決定する。 $u_i(\tau)$ は減衰要因 i の発生数、 $\delta_i(\geq 0)$ は減衰要因が発生してから対象既存技術知識に作用し減衰効果を発揮するまでに必要なタイムラグである。

式(1)より、技術知識の規格化減衰関数 $G(\tau)$ として

$$G(\tau) = J(\tau)/J(0) \\ = \exp[-\sum_i k_i \{S_i(\tau - \delta_i) - S_i(\tau_1 + \epsilon_1)\}] \dots \dots \dots (2)$$

が得られる。

$\tau_1(\geq 0)$ は減衰要因 i の発生開始時点である（減衰の途中から新しい減衰要因が関与する場合を考慮して τ_1 を導入した。最初の減衰要因に対しては $\tau_1=0$ である）。 ϵ_1 ($|\epsilon_1| \leq 1$)は減衰データの減衰開始時点と減衰要因データの発生開始時点がデータ集計に伴う計測誤差等により一般に異なっていることを考慮して導入した補正パラメータである。

減衰速度率 γ は式(1)より、

$$\gamma = \{1/J(\tau)\} \cdot \{-dJ(\tau)/d\tau\} = \sum_i k_i u_i(\tau - \delta_i) \dots \dots \dots (3)$$

で与えられる。

3. 減衰分析に用いる減衰データと減衰関数 表2 主要産業別国内特許・実用新案登録件数合計累積 $S_r(\tau)$ *の年次推移

技術知識の減衰データとして、表1に1968年に登録された国内特許全産業分野および主要産業別の登録特許残存件数の推移²⁾を示す。表1から分かるように、減衰データは登録年を基準として計測されているので、登録年を原点($\tau=0$)として以下の議論を進めていく。また、表1における $\tau=1$ および $\tau=2$ のデータは時間経過に伴う登録更新の評価が制度上なされていないので減衰データから削除した。表2は減衰要因データである主要産業別国内特許・実用新案の登録件数合計累積 $S_r(\tau)$ の年次推移、表3はもう一つの減衰要因データである出願公開制度

経過年数(τ)	西暦(年)	全産業分野	紡績・化学繊維	化学肥料・無機化学・有機化学	ガラス・セメント	発送配電用・産業用電気機械
-5	1963	49,858	6,611	5,883	7,105	5,392
-4	1964	102,402	12,563	11,386	13,816	11,120
-3	1965	164,347	18,861	17,436	21,247	18,510
-2	1966	220,283	25,288	23,757	28,681	25,447
-1	1967	262,378	31,120	29,577	35,390	31,000
0	1968	312,687	39,227	37,645	44,815	38,282
1	1969	369,608	46,424	44,091	53,040	45,137
2	1970	428,205	54,259	51,648	62,567	51,911
3	1971	495,981	64,227	61,049	74,342	58,333
4	1972	575,851	75,647	72,007	87,770	65,557
5	1973	653,886	83,528	78,843	97,461	71,660
6	1974	734,222	91,660	86,107	108,729	79,812
7	1975	829,356	99,746	94,255	119,846	89,965
8	1976	911,175	105,823	99,871	128,787	98,431
9	1977	1,018,587	113,608	107,047	141,079	110,194
10	1978	1,121,793	120,860	113,826	153,125	120,815
11	1979	1,210,497	126,480	121,603	162,723	135,619
12	1980	1,306,604	132,448	130,136	172,488	150,666
13	1981	1,408,408	138,970	139,755	182,676	166,301
14	1982	1,514,313	145,061	149,176	192,841	183,349

表1 主要産業別登録特許残存件数の推移(1968年登録)

経過年数(τ)	全産業分野	紡績・化学繊維	化学肥料・無機化学・有機化学	ガラス・セメント	発送配電用・産業用電気機械
0	549	460	520	279	154
1	-	-	-	-	-
2	-	-	-	-	-
3	482	424	480	250	138
4	460	396	457	235	136
5	445	383	436	224	133
6	420	357	402	208	131
7	398	337	393	201	126
8	364	286	327	176	119
9	316	229	255	143	104
10	274	192	224	132	92
11	247	170	200	122	88
12	210	138	151	101	72
13	174	115	129	87	63
14	148	94	102	76	58
サンプル抽出率(%)	2	5	5	5	5

* $S_r(\tau)$ は1963年($\tau=-5$)からの累積を表す。

表3 昭和45年法改正による出願公開制度施行後の主要産業別国内特許・実用新案出願公開件数合計累積 $S_n(\tau)$ の年次推移

経過年数(τ)	西暦(年)	全産業分野	紡績・化学繊維	化学肥料・無機化学・有機化学	ガラス・セメント	発送配電用・産業用電気機械
2	1970	0	0	0	0	0
3	1971	228,628	12,241	14,291	13,659	10,670
4	1972	507,638	25,830	30,358	29,713	23,805
5	1973	800,366	39,645	46,351	46,116	39,318
6	1974	1,107,276	53,096	62,266	62,162	55,625
7	1975	1,447,757	66,086	76,549	79,356	73,305
8	1976	1,787,615	78,544	91,853	95,614	92,557
9	1977	2,128,323	90,480	104,838	111,060	112,972
10	1978	2,478,146	108,674	132,789	139,643	174,176
11	1979	2,838,170	127,368	161,392	168,726	238,947
12	1980	3,220,975	148,157	191,032	199,835	307,141
13	1981	3,638,215	169,394	220,513	232,234	380,935
14	1982	4,078,434	191,027	250,932	265,778	461,493

(昭和45年法改正、1971年1月1日施行、出願日から1年6月経過後には全ての出願内容を公開する制度)施行後の主要産業別国内特許・実用新案の出願公開件数合計累積 $S_n(\tau)$ の年次推移を示す⁴⁾(注参照)。

図1に表1から作成した登録特許の規格化減衰データ $G(\tau)$ の自然対数 $-1 \ln G(\tau)$ の推移を示す。減衰の途中から減衰が加速されているが、これは権利存続期間の途中で出願公開制度が施行され減衰要因の種類が増えたためである。したがって、権利存続期間の前半における減衰要因データは登録件数のみであり、後半における減衰要因データ

は登録件数と出願公開制度の施行により発生した出願公開件数の二種類と仮定して規格化減衰関数 $G(\tau)$ を求めよう。

前半における減衰要因データは登録件数の一種類のみであるから、式(2)より、

$$G(\tau) = G_r(\tau) = \exp[-k_r\{S_r(\tau - \delta_r) - S_r(\epsilon_r)\}] \dots \dots \dots (4)$$

が得られる。サフィックス r は減衰要因データが登録件数であることを表す。また $\tau_r = 0$ とした。後半における規格化減衰関数 $G(\tau)$ は、式(2)から、

$$G(\tau) = G_r(\tau) \cdot G_n(\tau) \dots \dots \dots (5)$$

で与えられる。ここで、 $G_r(\tau)$ は式(4)により、 $G_n(\tau)$ は

$$G_n(\tau) = \exp[-k_n\{S_n(\tau - 1.5 - \delta_n) - S_n(2 + \epsilon_n)\}] \dots \dots \dots (6)$$

により与えられる。

サフィックス n は減衰要因データが出願公開件数であることを表す。式(6)における1.5は出願公開制度によって規定された期間であり、出願日から出願公開日までの1年6月の期間を表す。また式(6)における2は昭和45年法改正年を表し、1968年登録特許の場合は $\tau_n = 2$ (表3) である。

4. 減衰要因別の減衰関数の決定

1968年登録特許の登録更新による登録特許残存件数の減衰データは、全般にわたって寄与する登録件数に基づく減衰と後半から寄与する出願公開件数に基づく減衰が重畳されているので、この二つの分離を行う。

図2～6から分かるように、式(4)から縦軸に $-1 \ln G(\tau)$ を、横軸に $\{S_r(\tau - \delta_r) - S_r(\epsilon_r)\}$ をとって減衰データをプロットすれば領域A ($\tau \leq 6$) と領域B ($7 \leq \tau$) に分かれる。

まず、前半の領域Aにおける減衰要因は登録件数のみであるから、登録件数に基づく規格化減衰関数 $G_r(\tau)$ は、領域Aで原点を通る直線が得られるように表1の減衰データ ($\tau \leq 6$) と表2の減衰要因データを用いて回帰分析により、式(4)における減衰係数 k_r 、パラメータ ϵ_r および δ_r を決定することによって求められる。

次に、後半では先に領域Aにおける減衰データを用いて決定された登録件数に基づく規格化減衰関数 $G_r(\tau)$ が $\tau > 3.5 + \delta_n$ の範囲まで成立すると仮定して、 $G(\tau)$ の減衰データと $G_r(\tau)$ の計算値を式(5)に代入して出願公開件数に基づく規格化減衰関数 $G_n(\tau)$ の減衰データを求める。この $G_n(\tau)$ の減衰データと表3の減衰要因データを用いて回帰分析により、式(6)における減衰係数 k_n 、パラメータ ϵ_n および δ_n を決定することによ

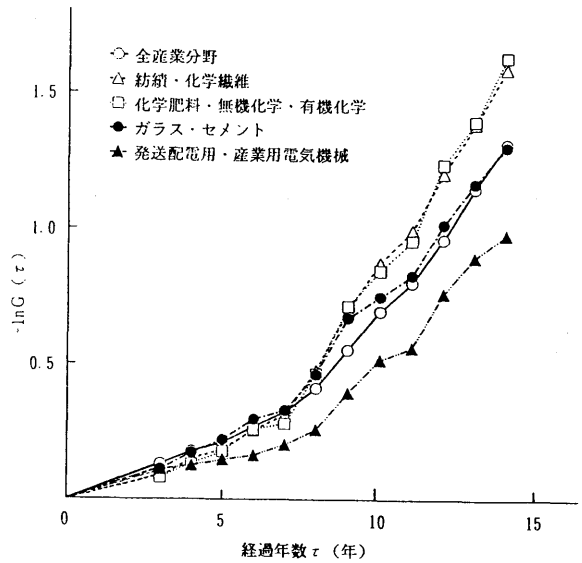


図1 登録特許の規格化減衰データ $G(\tau)$ の自然対数 $-\ln G(\tau)$ の推移 (1968年登録)

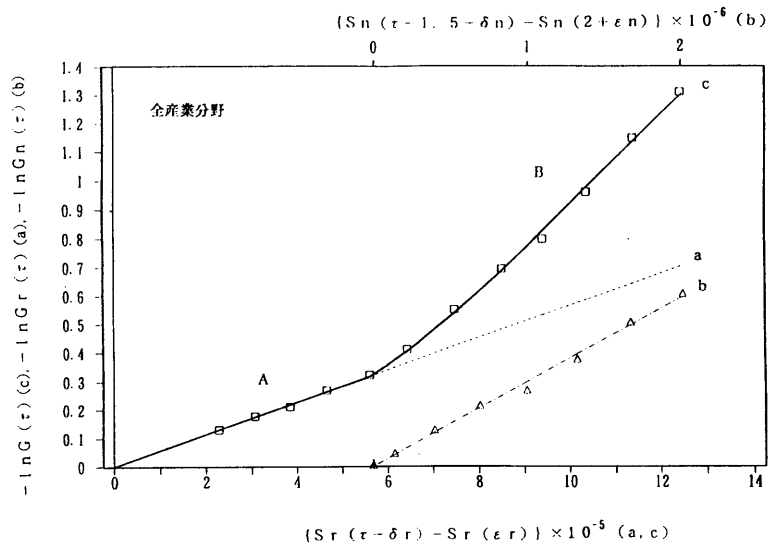


図2 規格化減衰関数と減衰データとの比較
 $\epsilon r = -0.92$, $\delta r = 0$, $\epsilon n = 0$, $\delta n = 3.89$
 領域A ($\tau \leq 6$), 領域B ($7 \leq \tau$) (1968年登録)
 曲線cは直線aと鎖線bを合成したもの

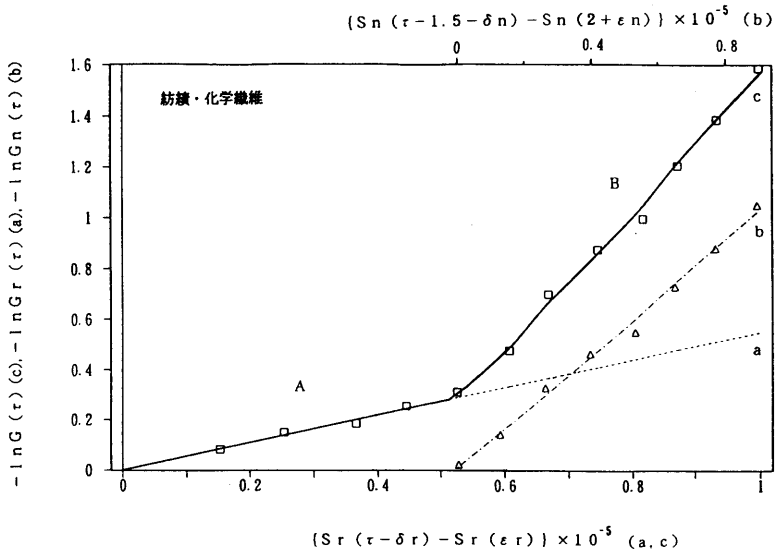


図3 規格化減衰関数と減衰データとの比較
 $\epsilon r = 0$, $\delta r = 0.97$, $\epsilon n = 0$, $\delta n = 3.40$
 領域A ($\tau \leq 6$), 領域B ($7 \leq \tau$) (1968年登録)
 曲線cは直線aと鎖線bを合成したもの

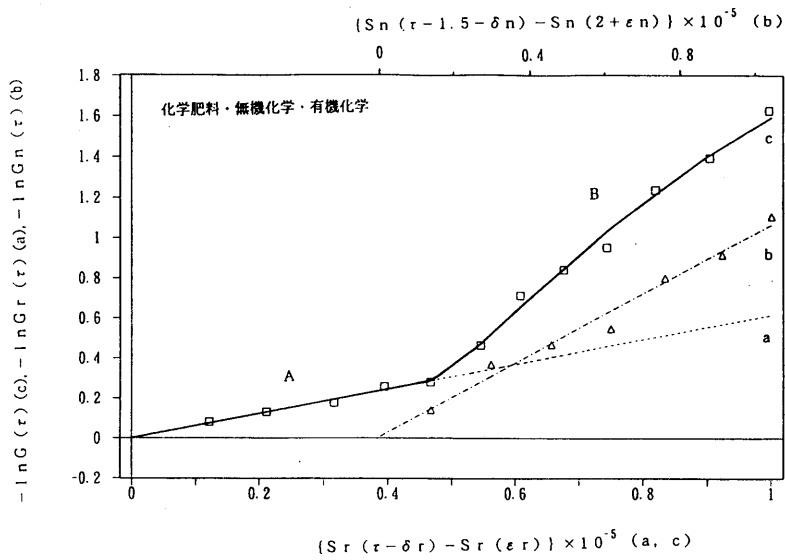


図4 規格化減衰関数と減衰データとの比較
 $\epsilon r = 0, \delta r = 1.25, \epsilon n = 0, \delta n = 3.50$
 領域A ($\tau \leq 6$), 領域B ($7 \leq \tau$) (1968年登録)
 曲線cは直線aと鎖線bを合成したもの

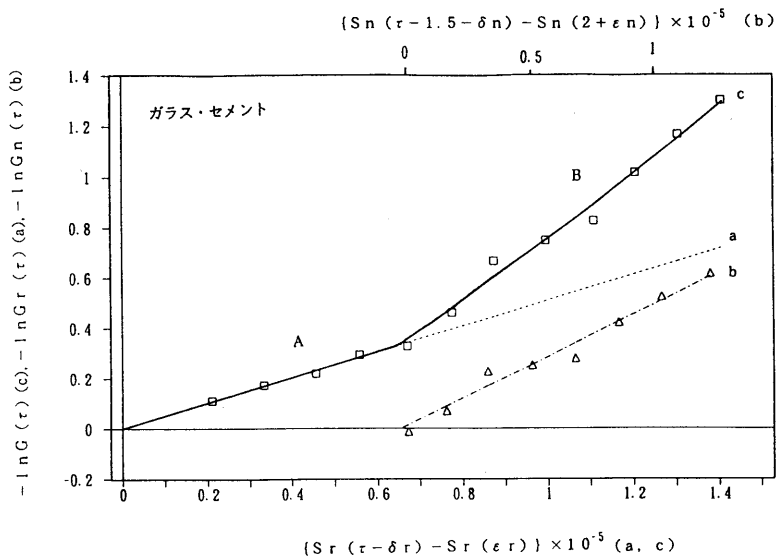


図5 規格化減衰関数と減衰データとの比較
 $\epsilon r = 0, \delta r = 0.72, \epsilon n = 0, \delta n = 3.27$
 領域A ($\tau \leq 6$), 領域B ($7 \leq \tau$) (1968年登録)
 曲線cは直線aと鎖線bを合成したもの

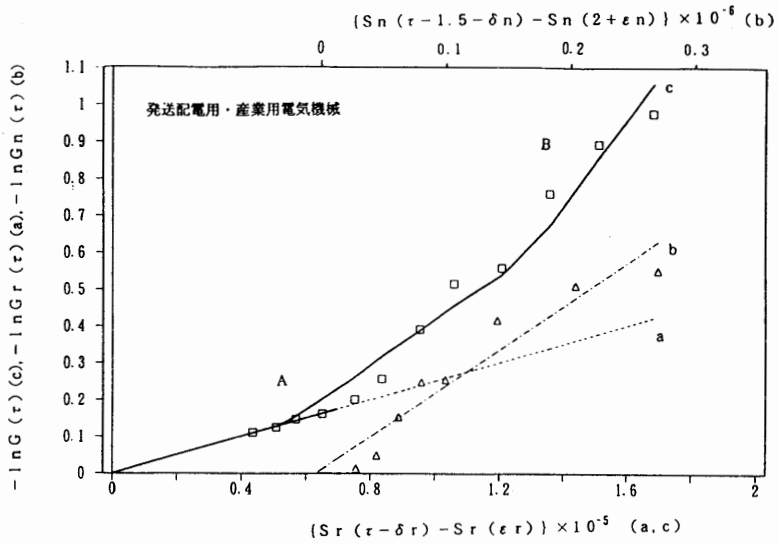


図6 規格化減衰関数と減衰データとの比較
 $\epsilon r = -3.49, \delta r = 0, \epsilon n = 0, \delta n = 0.99$
 領域A ($\tau \leq 6$), 領域B ($7 \leq \tau$) (1968年登録)
 曲線cは直線aと鎖線bを合成したもの

って領域Bにおける出願公開件数に基づく規格化減衰関数 $G_n(\tau)$ を求めることができる。

図2～6に登録件数に基づく規格化減衰関数(実線および点線a)、出願公開件数に基づく規格化減衰関数(鎖線b)およびこれらの合成規格化減衰関数(実線c)、並びに減衰データのプロット(□印および△印)を示した。

図2～5から式(4)～(6)は減衰データとよく一致していることが分かる。図6は一致がよくない例である。この原因としては、図1から分かるように $\tau = 0 \sim 3$ におけるかなり大きな初期減衰を引き起こす第3の減衰要因の存在の示唆、減衰要因データの集計におけるJPCからIPCへの切り換えの影響等が考えられる。

5. 減衰速度率

技術知識の減衰速度率は技術知識ストックの算定における重要なパラメータの一つである。減衰速度率 γ は式(3)から分かるように減衰要因 i の発生数 $u_i(\tau)$ を通して時間に依存する。

減衰速度率 γ は領域Aでは、

$$\gamma_r = k_r r (\tau - \delta_r) \dots \dots \dots (7)$$

により、領域Bにおいては

$$\gamma = k_r r (\tau - \delta_r) + k_n n (\tau - \delta_n) \dots \dots \dots (8)$$

により求められる。

式(7)および(8)に第4節で求めた減衰係数 k_1 およびタイムラグ δ_1 を代入して各領域における減衰速度率 γ を求める。一般に $r(\tau - \delta_r)$ および $n(\tau - \delta_n)$ は凹凸が激しいので、 $S_r(\tau)$ (表2)の傾斜の期間平均値 $\langle r(\tau - \delta_r) \rangle$ および $S_n(\tau)$ (表3)の傾斜の期間平均値 $\langle n(\tau - \delta_n) \rangle$ を用いた。

表4に減衰速度率 γ を示した。産業分野、領域および減衰要因によって γ は大きく異なっていることがわかる。領域Bにおいては $\gamma_n / \gamma_r = 1.39 \sim 3.82$ となり出願公開件数による減衰寄与は登録件数による減衰寄与よりかなり大きいことが分かる。また産業分野によっても発送配電用・産業用電気機械の $\gamma_n / \gamma_r = 1.39$ から紡績・化学繊維の3.82まで約2.75倍となっている。

表4 減衰速度率 γ (%/年)(1968年登録特許)

産業分野	領域A		領域B		
	γ_r	γ_n	γ_r	γ_n	γ^*
全産業分野	3.82	5.55	9.06	1.63	14.61
紡績・化学繊維	4.86	3.71	14.19	3.82	17.90
化学肥料・無機化学・有機化学	5.08	4.73	13.95	2.95	18.68
ガラス・セメント	5.38	5.40	7.73	1.43	13.13
発送配電用・産業用電気機械	1.72	2.67	3.72	1.39	6.39

$$*\gamma = \gamma_r + \gamma_n$$

6. おわりに

技術知識の減衰は活性状態の異なった技術知識間の反応による状態遷移現象の時系列の結果としてとらえた技術知識の減衰モデルおよびそれに基づいた技術知識の減衰方程式と減衰関数を用いて、主要産業別の登録特許残存件数による減衰データの解析を行い、減衰速度率を産業分野別、減衰要因別に算定することができた。

今後、技術知識の減衰速度率の算定精度を向上させるためには技術知識の減衰データの計測方法の改善を図ることが望まれる。

参考文献

1. 光畑照久、技術知識の減衰モデルの提案と減衰に関する分析、第23回ドクメンテーション・シンポジウム予稿集、p131-138(1993)
 2. 後藤 晃、本城 昇、鈴木和志、滝野沢 守、経済分析 No.103、経済企画庁経済研究所、昭和61年10月11日発行。
 3. 光畑照久、技術知識の減衰(陳腐化)メカニズム、第7回研究・技術計画学会年次学術大会講演要旨集、p99-105(1992)。
 4. 特許庁年報、日本国特許庁発行。
- (注) 主要産業別分類の減衰要因データは、文献2の付表2-1「主要産業と日本特許分類との対応表」に従って、登録件数では1978年以前はJPC、1979年以降はIPCに基づき、また出願公開件数では1977年以前はJPC、1978年以降はIPCに基づいて「JPC \leftrightarrow IPC分類対照表」(日本特許情報センター、1979年発行)を参考にして特許庁年報から集計を行った。特許庁年報の登録件数データの分類レベルおよびIPCでの分類レベルは「主要産業と日本特許分類との対応表」で用いられている分類レベルの上位の分類レベルであるため、減衰要因データは実際のデータ件数よりも多くなっていると考えられる。