

Title	技術知識の減衰(陳腐化)メカニズム : 減衰メカニズムの提案と検証
Author(s)	光畑, 照久
Citation	年次学術大会講演要旨集, 7: 99-105
Issue Date	1992-10-22
Type	Conference Paper
Text version	publisher
URL	http://hdl.handle.net/10119/5351
Rights	本著作物は研究・技術計画学会の許可のもとに掲載するものです。This material is posted here with permission of the Japan Society for Science Policy and Research Management.
Description	一般論文

技術知識の減衰（陳腐化）メカニズム

－減衰メカニズムの提案と検証－

○光畑 照久（NEC）

1. はじめに

近年、登録特許の残存件数の年次推移等から、技術知識の減衰速度の割合を推定する試みが行われている^{1, 2)}。しかしながら、減衰速度の割合の推定値の適正さや使用可能条件等を明らかにしたり、また技術知識の減衰に関する新しい知見を探索するためには、技術知識の減衰の基本的なメカニズムを究明する必要がある。

現在、技術知識の減衰についての一般論はまだ確立されていないし、又、減衰を定量的に計測する方法も試行錯誤の段階にある。

本研究では、技術知識の一般的な減衰メカニズムを提案し理論式を導いた。また、これに基づき技術知識の残存率、減衰速度の割合等を定義した。これらの結果を用いて登録特許残存件数の年次推移の実測データ¹⁾との比較を試みた。よい一致が得られるとともに新しい知見が得られたので報告する。

2. 技術知識の減衰メカニズムの定式化

技術知識の減衰は、今対象としている既存の技術知識（対象既存技術知識）が新しく創造されたより優れた技術知識（減衰要因）により置き換えられることによって起こる。

図1に、技術知識の減衰メカニズムの定式化のための模式図を示した。図1において、 $u_i(t)$ は減衰要因 i の発生数、 $S_i(t)$ は $u_i(t)$ の累積、 $K(t)$ は対象既存技術知識の現存数を表す。 $J(t)$ は時点 t_j における $K(t_j)$ の減衰関数であり、初期値 $K(t_j) = J(t_j)$ の対象既存技術知識が時間 t と共に減衰していく様子を表す。

いま、減衰要因 i は互いに独立であり、時点 t における $J(t)$ の減衰速度は、 $J(t)$ と $u_i(t - \delta_i)$ の積に比例すると仮定しよう。

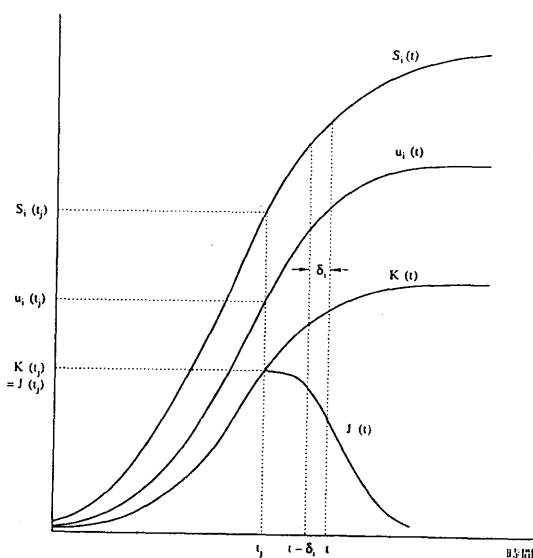


図1 技術知識の減衰メカニズムの定式化のための模式図

このとき $J(t)$ の減衰速度 $-dJ(t)/dt$ は、

$$-\frac{dJ(t)}{dt} = \sum_i k_i J(t) u_i(t - \delta_i) \dots\dots\dots (1)$$

で与えられる。

ただし、 k_i は定数、

$$t - \delta_i \geq t_j, \delta_i \geq 0 \dots\dots\dots (2)$$

である。

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し、減衰メカニズムの特性を決定する。

式(1) から、

$$J(t) = J(t_j) \exp \left[-\sum_i k_i \{S_i(t - \delta_i) - S_i(t_j)\} \right] \dots\dots (3)$$

が得られる。

式(3)から、対象既存技術知識の残存率 $G(t)$ は、

$$G(t) = J(t) / J(t_j) \\ = \exp \left[-\sum_i k_i \{S_i(t - \delta_i) - S_i(t_j)\} \right] \dots\dots\dots (4)$$

で定義される。

減衰速度の割合 (rate of decay) r は式(1)および(4)より、

$$r = -\frac{1}{J(t)} \cdot \frac{dJ(t)}{dt} = -\frac{1}{G(t)} \cdot \frac{dG(t)}{dt} \\ = \sum_i k_i u_i(t - \delta_i) \dots\dots\dots (5)$$

で与えられる。

3. 実測データへの適用に当たって式(4)の修正

減衰に関する実測データとして、表1に1948年、1953年、1958年、1963年、1968年に登録された国内特許（全産業分野）の登録特許残存件数の推移¹⁾を示す。減衰要因としては表2に示した特許・実用新案登録件数合計の累積 $S_r(t)$ 、および表3に示した出願件数合計の累積 $S_n(t)$ を用いた³⁾。

図2に、表1から作成した登録特許残存率 $G(\tau)$ の自然対数 $-\ln G(\tau)$ の推移を示す。1948年、1953年、1958年のデータは昭和45年法改正前の制度で運用された結果であり、主な減衰要因は出願公告公報による技術知識と考えられる。1948年登録特許は第4年次で急激に減少している。減衰要因として出願公告公報によるもの以外に第3の減衰要因の存在が考えられる。一方、1963年及び1968年のデータの場合は途中から減少が大きくなっている。これは、権利存続期間の途中において昭和45年法

表1 国内特許（全産業分野）の登録特許残存件数の推移

登録年 経過 年数 τ (年)	1948	1953	1958	1963	1968
0	93	233	298	478	549
1	93	233	298	478	549
2	93	233	298	478	549
3	56	200	264	417	482
4	51	190	248	390	460
5	47	184	238	367	445
6	43	157	226	351	420
7	42	144	214	332	398
8	39	142	199	314	364
9	36	126	185	285	316
10	35	119	167	266	274
11	32	112	161	251	247
12	26	101	147	208	210
13	25	92	132	180	174
14	24	83	120	148	148
15	0	0	0	0	0
登録特許のサ ンプル抽出率 (%)	5	4	3	2	2

表2 国内特許・実用新案登録件数合計累積の年次推移

西暦 (年)	特・実登録件 数合計累積 $S_r(t)$	西暦 (年)	特・実登録件 数合計累積 $S_r(t)$
1940	412,497	1963	922,062
1941	436,590	1964	974,606
1942	459,263	1965	1,036,551
1943	478,151	1966	1,092,487
1944	500,045	1967	1,134,582
1945	503,461	1968	1,184,891
1946	508,833	1969	1,241,812
1947	511,467	1970	1,300,409
1948	515,684	1971	1,368,185
1949	525,989	1972	1,448,055
1950	538,282	1973	1,526,090
1951	556,164	1974	1,606,426
1952	572,061	1975	1,701,560
1953	588,067	1976	1,783,379
1954	608,245	1977	1,890,791
1955	632,720	1978	1,993,997
1956	659,957	1979	2,082,701
1957	684,014	1980	2,178,808
1958	710,465	1981	2,280,612
1959	738,951	1982	2,386,517
1960	772,305	1983	2,496,218
1961	827,485	1984	2,615,818
1962	872,204	1985	2,707,018

表3 国内特許・実用新案出願
件数合計累積の年次推移

西暦 (年)	特・実出願件 数合計累積 $S_n(t)$
1970	0
1971	228,628
1972	507,638
1973	800,366
1974	1,107,276
1975	1,447,757
1976	1,787,615
1977	2,128,323
1978	2,478,146
1979	2,838,170
1980	3,220,975
1981	3,638,215
1982	4,078,434
1983	4,538,633
1984	5,025,581
1985	5,533,391

(改正)による早期公開制度(出願から1年6月経過後にはすべての出願内容を公開する制度)が適用され、減衰要因が増加したためである。

したがって、権利存続期間の前半は出願公告公報による減衰要因が、後半は1972年7月から当分の期間は、出願公告公報及び出願公開公報の両方による減衰要因が重畳して関与する。

これらの状況を踏まえて、以下に式(4)の修正式を導く。

(1) 減衰要因が特許・実用新案出願公告公報による技術知識の場合
1948年、1953年、1958年のデータが該当する。

減衰要因が一種類のみであるから式(4)より、

$$-1 \ln G(\tau) = -1 \ln G_r(\tau) = k_r \{ S_r(\tau - \delta_r) - S_r(-\alpha) \} \quad \dots \dots \dots (6)$$

が得られる。

ただし、式(2)より

$$\tau \geq \delta_r - \alpha \quad \dots \dots \dots (7)$$

である。

ここで、登録年 t_s を基準時点 ($t_s = 0$) として次式の座標変換を行った。

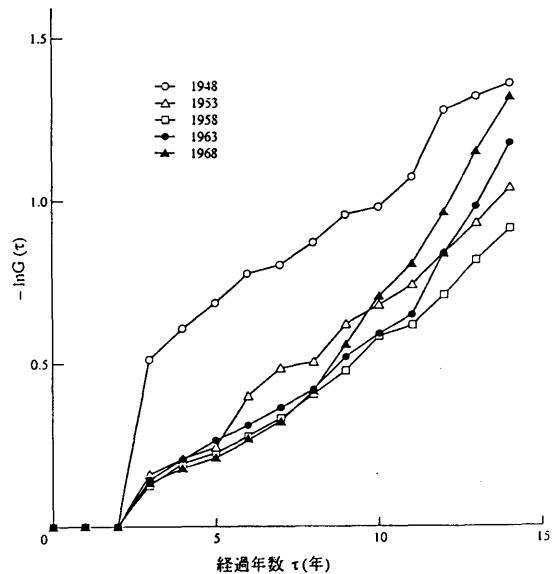


図2 国内特許の登録特許残存率 $G(\tau)$ の自然対数 $-\ln G(\tau)$ の推移
(図中の数字は登録年)

$$\tau = t - t_s \dots\dots\dots (8)$$

α は次式のように出願年 t_a から登録年 t_s までの期間であり、審査処理期間を表す。

$$\alpha = t_s - t_a = -t_a = -t_j \dots\dots\dots (9)$$

ここで、 r は減衰要因が出願公告公報による技術知識であることを表す。式(6)から、減衰は $\tau = \delta_r - \alpha$ から始まることがわかる。

式(6)から縦軸に $-1 \ln G_r(\tau)$ を横軸に $\{S_r(\tau - \delta_r) - S_r(-\alpha)\}$ をとって実測データをプロットすれば原点を通る直線が得られる筈である。したがって、式(6)と実測データとの比較により式(6)を満足するようにパラメータ δ_r 及び α を決定することができる。このようにして決定された α は実効的な審査処理期間を表す。

(2) 減衰要因が前半は特許・実用新案出願公告公報による技術知識であるが、途中から特許・実用新案出願公開公報による技術知識が加わった場合

1963年と1968年のデータが該当する。

式(4)より

$$-1 \ln G(\tau) = -1 \ln G_r(\tau) - 1 \ln G_n(\tau) \dots\dots\dots (10)$$

$$-1 \ln G_r(\tau) = k_r \{S_r(\tau - \delta_r) - S_r(-\alpha)\} \dots\dots\dots (6)$$

および

$$-1 \ln G_n(\tau) = k_n \{S_n(\tau - 1.5 - \delta_n) - S_n(\beta)\} \dots\dots\dots (11)$$

が得られる。

ただし、式(6)に対しては

$$\tau \geq \delta_r - \alpha \dots\dots\dots (7)$$

式(11)に対しては

$$\tau > \beta + 1.5 + \delta_n \dots\dots\dots (12)$$

である。

ここで、 n は減衰要因が出願公開公報による技術知識であることを表し、 β は昭和45年法改正年(1970年)を表す。

実測データとの比較により、パラメータ (α 、 δ_r 、 δ_n) を決定することができる。

4. 実測データとの比較

以下に代表例として1953年および1963年の場合について述べる。

4.1 1953年に登録された国内特許の登録特許残存件数実測データへの適用

図3に、式(6)が実測データにあてはまるときのパラメータ値 (α 、 δ_r) における $-1 \ln G_r(\tau)$ vs. $\{S_r(\tau - \delta_r) - S_r(-\alpha)\}$ の関係を示す。

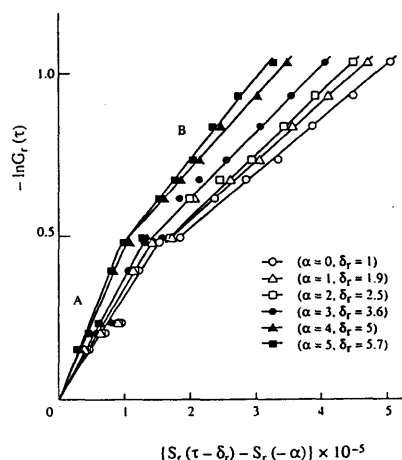


図3 適合パラメータセット(α 、 δ_r)における $-1 \ln G_r(\tau)$ vs. $\{S_r(\tau - \delta_r) - S_r(-\alpha)\}$ (1953年登録)

図3のグラフは二つの領域（A、B）から構成されている。領域AとBの間のギャップおよび傾斜の鈍化の原因は、昭和34年法（1959年）施行の影響によるものと思われる。

表4から当時の審査処理期間³⁾として1年7月が得られ、 $\alpha=2$ が妥当であると考えられる。したがって、パラメータ値（ $\alpha=2$ 、 $\delta_r=2.5$ ）が得られる。

図3から各領域における登録特許残存率の減衰関数として次式が得られる。

領域A（ $\tau \leq 7$ ）においては、

$$-1 \ln G_r(\tau) = 3.43 \times 10^{-6} \{S_r(\tau - 2.5) - S_r(-2)\} \dots\dots\dots (13)$$

領域B（ $8 \leq \tau$ ）においては、

$$-1 \ln G_r(\tau) = 1.91 \times 10^{-6} \{S_r(\tau - 2.5) - S_r(-2)\} + 0.171 \dots (14)$$

4.2 1963年に登録された国内特許の登録特許残存件数実測データへの適用

1963年に登録された国内特許の権利存続期間の途中において昭和45年法（改正）（1970年）による制度の変更があるため、式(10)を用いる。

まず、 $-1 \ln G_r(\tau)$ を求める。

図4に、式(6)が実測データにあてはまるときのパラメータ値（ α 、 δ_r ）における $-1 \ln G_r(\tau)$ vs. $\{S_r(\tau - \delta_r) - S_r(-\alpha)\}$ の関係を示す。

図4のグラフは二つの領域（A、B）から構成されている。領域AとBの間のギャップおよび領域Bの傾斜の増大の原因は昭和45年法（改正）による制度の変更によるものと思われる。

表4から当時の審査処理期間として2年11月が得られ、 $\alpha=3$ が妥当であると考えられる。したがって、パラメータ値（ $\alpha=3$ 、 $\delta_r=3.8$ ）が得られる。

表4 出願特許の審査処理期間の年次推移

西暦 (年)	出願特許の審査 処理期間*	西暦 (年)	出願特許の審査 処理期間*
1946	1年7月	1959	3年1月
1947	2年7月	1960	2年11月
1948	2年	1961	2年6月
1949	1年7月	1962	3年4月
1950	1年7月	1963	3年9月
1951	1年7月	1964	4年2月
1952	2年3月	1965	3年6月
1953	2年4月	1966	4年8月
1954	2年3月	1967	4年10月
1955	2年4月	1968	4年8月
1956	2年7月	1969	5年3月
1957	2年8月	1970	5年10月
1958	2年8月		

*審査処理期間（出願から終了までに要する年月）
：未処理件数／処理件数

図4から領域A（ $\tau \leq 10$ ）における登録特許残存率の減衰関数として次式が得られる。

$$-1 \ln G_r(\tau) = 1.22 \times 10^{-6} \{S_r(\tau - 3.8) - S_r(-3)\} \dots\dots\dots (15)$$

次に式(10)、(11)および表3の減衰要因 $S_n(t)$ を用いて領域Bにおける $-1 \ln G_n(\tau)$ を求めよう。

昭和45年法（改正）により1971年1月1日以降の出願分より出願公開制度が適用され、出願日より1年6月経過したものについては出願公開公報により公開されることになった。したがって、式(11)において $\beta=7$ とした。

図5に、式(11)が実測データに当てはまるときのパラメータ値（ α 、 δ_r 、 δ_n ）における $-1 \ln G_n(\tau)$ vs. $\{S_n(\tau - 1.5 - \delta_n) - S_n(7)\}$ の関係を示す。図5から（ $\alpha=3$ 、 $\delta_r=3.8$ 、 $\delta_n=2.6$ ）のときの減衰関数として次式が得られる。

$$-1 \ln G_n(\tau) = 3.06 \times 10^{-7} \{S_n(\tau - 4.1) - S_n(7)\} \dots\dots\dots (16)$$

式(16)から減衰は出願公開制度の運用開始から4.1年、即ち出願公開時点から2.6年後に起きていることが分かる。

式(10)に式(15)および式(16)を代入すれば、1963年登録特許の登録特許残存率の減衰関数がパラメータ値 ($\alpha=3$ 、 $\delta_r=3.8$ 、 $\delta_n=2.6$) に対して得られる。

$$-1 \ln G(\tau) = 1.22 \times 10^{-6} \{S_r(\tau - 3.8) - S_r(-3)\} + 3.06 \times 10^{-7} \{S_n(\tau - 4.1) - S_n(7)\} \dots\dots\dots (17)$$

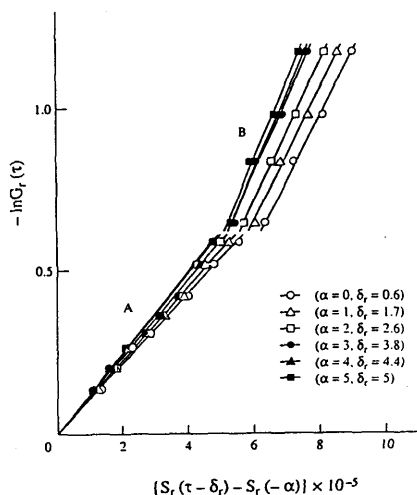


図4 適合パラメータセット(α , δ_r)における $- \ln G_r(\tau)$ vs. $[S_r(\tau - \delta_r) - S_r(-\alpha)]$ (1963年登録)

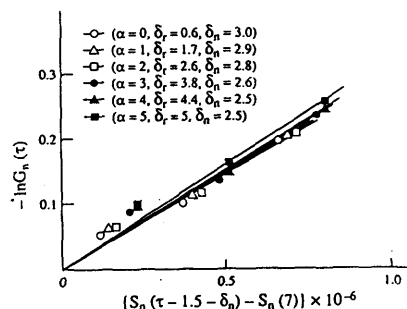


図5 適合パラメータセット(α , δ_r , δ_n)における $- \ln G_n(\tau)$ vs. $[S_n(\tau - 1.5 - \delta_n) - S_n(7)]$ (1963年登録)

5. 考 察

5.1 パラメータ (α , δ_r , δ_n) の決定

α が決まれば δ_r 、 δ_n は自動的に決まる。表4の審査処理期間のデータから α を推定したが、実測データが出願年 t 。毎に区分されていれば α の決定の正確度を高めることができるであろう。

5.2 減衰開始年の推定

登録特許の減衰開始年の推定値を表5に示す。1948年登録特許を除けば、減衰は登録年あるいは登録年の一年前に起きていることが分かる。実測データが年単位でとられているため ± 1 年以内の期間幅が生じるためであろう。したがって、実測データの集計において出願期間幅、登録期間幅を狭くすることによって(例えば月単位)、もっと精度の高い解析を行うことが可能となろう。

表5 登録特許の減衰開始年の推定

登録年	1948	1953	1958	1963	1968
減衰開始年 (登録年を基準)	6年前 (6, 0) 6年前 (7, 1.4)	登録年 (2, 2.5)	1年前 (3, 2)	登録年 (3, 3.8)	登録年 (4, 4)

()内はパラメータ (α , δ_r) の値を表す。

5.3 減衰速度の割合 γ

減衰速度の割合 γ は、登録年が1948年、1953年、1958年の場合は式(5)より、

$$\gamma_r = k_r r (\tau - \delta_r) \dots\dots (18)$$

を用いて求めた。

登録年が1963年および1968年の場合は、領域Aは式(18)により、領域Bは式(5)より、

$$\gamma = k_r r (\tau - \delta_r) + k_n n (\tau - \delta_n) \dots\dots (19)$$

を用いて求めた。

表6に減衰速度の割合 γ を示した。比較のため後藤ら¹⁾のデータも表6に示した。

表6 減衰速度の割合 γ (%/年)

登録年	$(\alpha, \delta_r, \delta_n)$	領域			後藤ら ¹⁾
		A	B	C	
1948	(6,0) (7,1.4)	6.5 6.5	6.9 7.5	4.0 5.1	9.1
1953	(2,2.5)	9.4	9.8	—	8.1
1958	(3,2)	5.4	11.7	—	7.1
1963	(3,3.8,2.6)	7.5	17.9	—	8.6
1968	(4,4,4)	6.0	15.5	—	10.4

6. おわりに

本研究で提案した技術知識の減衰メカニズムの一般式は、国内特許の登録残存件数の推移の実測データとよく一致するのみならず、登録特許の減衰に影響を及ぼす環境条件の変化をも解析により明らかにすることができることが分かった。また、減衰要因が複数ある場合も本理論は有効であり、減衰要因は互いに独立であることが確認された。

このように、ここで提案した減衰メカニズムの一般式は技術知識の減衰に関する有力な解析ツールとして今後有望であると考えられる。

今後、さらに多くの実測データに適用することにより、この減衰メカニズムの有用性と限界を確かめることが必要であろう。

現在、技術知識の減衰に関する実測データは極めて乏しく研究に支障を来している。この機会に大いに関心を持って頂くと共に、データ収集整備の早期実現が望まれる。

参考文献

1. 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
2. Bosworth, D.L (1978), "The Rate of Obsolescence of Technical Knowledge - A Note", Journal of Industrial Economics 26 (March), pp.273-279.
3. 特許庁年報、特許庁発行