異常利益の制約下で，割引配当モデルとオールソンモデルとが，同値であるための収束条件

後藤 和雄

Convergent Condition for Dividend Discount Model and Edwards-Bell-Ohlson to Be Equivalent Subjrct to Clean Surplus Restriction

Kazuo GOTO

鳥取大学教育支援・国際交流推進機構教育センター紀要　 サージャント教授退職記念号
第15号　抜刷

Tottori University Education Center BULLETIN Special Issue in Commemoration of Professor Sargent
Number 15

平成 31 年 3 月　発行　　　March 2019

異常利益の制約下で，割引配当モデルとオールソンモデルとが，同値であるための収束条件

後藤 和雄*

Keywords: 株価評価，異常利益，配当流列，Ohlson

概 要

Ohlson [1, pp.666-667] のモデルと割引配当モデルとが，同値であることの証明は分かりにくい。Ohlson [1] を引用している論文では，クリーンサープラス（異常利益，暖簾代）制約があれば，Edwards-Bell-Ohlson(ＥＢＯ) モデルと割引配当モデル (Dividend Discount Model, ＤＤＭ) とが等しい，と無条件に述べられている。しかし，ある種の条件と，一方が収束するという十分条件が，明確にないため，仮定と証明は不十分である。この論文では，十分条件を与えるとともに，厳密な証明 (定理１) を与える。

第２節は，割引率が各期で異なる場合に，対応するオールソン (Ohlson) モデルを求めて，有限和の場合に対応する評価式を求めた。

第３節は，Ohlson [1, p.668] における，ω と γ を一般化し，時刻 t の関数として，(4) 式を得た。オールソンの結果を含み，一般化した条件の下で得られる結果である。

We prove that convergent conditions are necessary if we prove that Dividend Discount Model (ＤＤＭ) is equivalent to Edwards-Bell-Ohlson (ＥＢＯ) model subject to clean surplus restriction. Moreover, we have the same result subject to more general conditions.

1 はじめに

割引配当モデル（DDM，Discount Devidents Model）は，次の式で定義される：

$$P_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[d_{t+\tau}] \qquad (\textbf{PVED} \text{ という}),$$

*鳥取大学 教育センター　KazuoGoto@tottori-u.ac.jp

ただし，

P_t ＝ 時点 t における，企業の持分の市場価値，あるいは，株価,
d_t ＝ 時点 t で支払われる正味 (net) 配当, $R_f =$ リスクフリーレート＋1，
$E_t[\cdot]$ ＝ $E_t(\cdot) =$ 時点 t での情報の条件付き期待値, $x_t =$ 期間 $(t-1,\ t)$ における利益,
y_t ＝ 時点 t における正味 (net) 簿価,
x_t^a ＝ $x_t - (R_f - 1)y_{t-1} =$ 異常利益または将来（期待）収益 (earning)

である。

次の数学的制約（**クリーンサープラス（異常利益）制約**という）を導入する。

$$y_{t-1} = y_t + d_t - x_t, \quad \text{clean surplus restriction.} \tag{1}$$

ある種の条件の下で (1) のクリーンサープラス制約を用いて，(PVED) での（期待）配当流列を，将来の異常利益と簿価とを用いて， P_t の別表現を得ることができる。

定理 1．条件 $\lim_{\tau\to\infty} \dfrac{E[y_{t+\tau}]}{R_f^\tau} = 0$ **を満たし，クリーンサープラス制約** $y_{t-1} = y_t + d_t - x_t$ **を仮定する。このとき，**

$$P_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[d_{t+\tau}] \qquad \text{(PVED)}$$

と

$$P_t' = y_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[x_{t+\tau}^a]$$

とは，一方の無限和（級数）が収束していれば他方も収束しており，その値は等しい $(P_t = P_t')$ **。**

これは，$x_t^a = x_t - (R_f - 1)y_{t-1}$ (異常利益または将来（期待）収益 (earning)) の現在価値と，配当流列の現在価値とは同値である，ことを示している。

証明． クリーンサープラス制約 $y_{t-1} = y_t + d_t - x_t$ と x_t^a の定義より，

$$d_t = x_t^a - y_t + R_f y_{t-1}$$

である。(PVED) 式に代入して

$$P_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[x_{t+\tau}^a - y_{t+\tau} + R_f y_{t+\tau-1}] \qquad (E_t\text{の線型性より})$$

$$= \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} \left(E_t[x_{t+\tau}^a] - E_t[y_{t+\tau}] + R_f E_t[y_{t+\tau-1}]\right)$$

第 2 項と第 3 項は，$\tau = 1,\ 2,\ \ldots,$ とすると，互いに打ち消しあうから，

$$= \lim_{n\to\infty} \left(\sum_{\tau=1}^{n} R_f^{-\tau} E_t[x_{t+\tau}^a] - R_f^{-n} E_t[y_{n+\tau}] + E_t[y_t] \right)$$

$$= y_t + \lim_{n\to\infty} \left(\sum_{\tau=1}^{n} R_f^{-\tau} E_t[x_{t+\tau}^a] - R_f^{-n} E_t[y_{n+\tau}] \right) \qquad (\text{ただし，} \lim_{n\to\infty} R_f^{-n} E_t[y_{n+\tau}] = 0 \text{ だから})$$

$$= y_t + \lim_{n\to\infty} \sum_{\tau=1}^{n} R_f^{-\tau} E_t[x_{t+\tau}^a] = y_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[x_{t+\tau}^a] = P_t'$$

を得る。逆に，$\lim_{n\to\infty} R_f^{-n} E_t[y_{n+\tau}] = 0$ であり，クリーンサープラス制約が成立し，

$$P_t' = y_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[x_{t+\tau}^a]$$

が収束しているとする。このとき，

$$P_t' = y_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[d_{t+\tau} + y_{t+\tau} - R_f y_{t+\tau-1}] \qquad (E_t\text{の線型性より})$$

$$= y_t + \lim_{n\to\infty} \sum_{\tau=1}^{n} R_f^{-\tau} \left(E_t[d_{t+\tau}] + E_t[y_{t+\tau}] - R_f E_t[y_{t+\tau-1}] \right)$$

第2項と第3項は，$\tau = 1,\ 2,\ \ldots,$ とすると，互いに打ち消しあうから，

$$= y_t + \lim_{n\to\infty} \left(\sum_{\tau=1}^{n} R_f^{-\tau} E_t[d_{t+\tau}] + R_f^{-n} E_t[y_{t+n}] - E_t[y_t] \right)$$

(ここで，$\lim_{n\to\infty} R_f^{-n} E_t[y_{n+t}] = 0, \quad y_t = E_t(y_t)$ だから，)

$$= y_t - E_t[y_t] + \lim_{n\to\infty} \sum_{\tau=1}^{n} R_f^{-\tau} E_t[d_{t+\tau}] = \lim_{n\to\infty} \sum_{\tau=1}^{n} R_f^{-\tau} E_t[d_{t+\tau}] = \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[d_{t+\tau}] = P_t$$

が成り立つ。よって，証明された。　□

[注意]：１．和は無限に取っているが，日経ビジネスの調査によると，会社の寿命は３０年という調査があった。１００年間，同じビジネスをして，利益を得ている上場企業は，アメリカ企業でも稀である。よって，和を取るのは $n = 50$ 年ぐらいが妥当ではないか。

２．リスクフリーレートが0，すなわち，$R_f = 1$ であるとする。このとき，配当がある限り，無限和であるので（すなわち，$P_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} E_t[d_{t+\tau}] = \infty \quad \text{if} \quad E_t[d_{t+\tau}] \neq 0$），株価を求める級数は発散する。よって，株価が無限大でない限り，（リスクフリーレート $= 0$ のとき）配当は 0 でなければならない。　したがって，「企業活動は利益を生まない」ことが言える。現在の日本の金利が 0 に近いということは，この点からも問題であろう。

３．x が十分大きいとき，

$$f(x) \ll g(x) \text{ とは，} \quad \frac{F(x)}{g(x)} \text{が有界である，ことを意味する記号} \ \ll \ \text{を導入する。}$$

このとき，級数の収束に関して，任意の $\varepsilon > 0$ に対して，

$$E_t[d_{t+\tau}] \ll (R_f - \varepsilon)^\tau, \qquad \text{または} \qquad E_t[x_{t+\tau}^a] \ll (R_f - \varepsilon)^\tau$$

が成り立つことが，級数が収束する十分条件である。すなわち，$R_f = 1 +$ リスクフリーレート の増加率よりも，配当や異常利益の増加率が，早く増加しないことがである。

したがって，株価が発散（無限大）しない場合，企業利益の増加率は $1 +$ リスクフリーレート よりも，下回ることを意味する。

定理１の証明を改めて考察する。 $\lim_{n\to\infty} R_f^{-n} E_t[\tilde{y}_{n+\tau}] = 0$ を用いるところで， 0 を β に書き直して証明することで，次が成り立つ。

系２．　R_f をリスクフリーレート +1 と定義する。$\lim_{\tau\to\infty}\dfrac{E[y_{t+\tau}]}{R_f^{\tau}}=\beta$ という条件を満たす。さらに，クリーンサープラス制約 $y_{t-1}=y_t+d_t-x_t$ を仮定する。このとき，

$$P_t=\sum_{\tau=1}^{\infty}R_f^{-\tau}E_t[d_{t+\tau}]+\beta \qquad \text{(PVED)} \qquad と \qquad P_t'=y_t+\sum_{\tau=1}^{\infty}R_f^{-\tau}E_t[x_{t+\tau}^a]-\beta$$

とは，一方の無限和（級数）が収束していれば，他方も収束し，その値は等しい $(P_t=P_t')$ 。

(i)　定理１の条件 $\lim_{\tau\to\infty}\dfrac{E[y_{t+\tau}]}{R_f^{\tau}}=0$ の場合の考察：
クリーンサープラス制約式（１）と x_t^a の定義より $y_t=y_{t-1}+x_t-d_t=x_t^a+R_fy_{t-1}-d_t$ だから

$$\begin{aligned}
y_{t+\tau} &= x_{t+\tau}^a-d_{t+\tau}+R_fy_{t+\tau-1}\\
&= x_{t+\tau}^a-d_{t+\tau}+R_f\{x_{t+\tau-1}^a-d_{t+\tau-1}+R_fy_{t+\tau-2}\}\\
&= x_{t+\tau}^a-d_{t+\tau}+R_f(x_{t+\tau-1}^a-d_{t+\tau-1})+R_f^2y_{t+\tau-2}\\
&= \quad\cdots\\
&= R_f^{\tau}y_t+R_f^{\tau-1}(x_{t+1}^a-d_{t+1})+R_f^{\tau-2}(x_{t+2}^a-d_{t+2})+\cdots\\
&\quad +R_f(x_{t+\tau-1}^a-d_{t+\tau-1})+(x_{t+\tau}^a-d_{t+\tau})
\end{aligned}$$

が成り立つ。よって，$\lim_{\tau\to\infty}\dfrac{E[y_{t+\tau}]}{R_f^{\tau}}=0$ という条件は，次のように書き直せる：

$$y_t+\sum_{j=1}^{\tau}\frac{E(x_{t+j}^a-d_{t+j})}{R_f^j}\to 0 \qquad (\tau\to\infty).$$

$y_t>0$ だから，ある τ が存在して，$\dfrac{E(x_{t+j}^a-d_{t+j})}{R_f^j}$ の値のうち少なくとも１つの j $(1\leqq j\leqq\tau)$ について，値は負であることが必要である。言い換えると，

> **$\lim_{\tau\to\infty}\dfrac{E[y_{t+\tau}]}{R_f^{\tau}}=0$ のとき，将来の期待異常利益 $E(\tilde{x}_{t+j}^a)$ から，期待配当 $E(\tilde{d}_{t+j})$ を引いたものの現在価値で，負となるものが少なくとも１つは存在する**

ことを示している。

(ii)　(i) と同様に，$\lim_{\tau\to\infty}\dfrac{E[y_{t+\tau}]}{R_f^{\tau}}=\beta$ という条件は，次のように書き直せる。
$y_t>0$ だから，

$$\sum_{j=1}^{\tau}\frac{E(x_{t+j}^a-d_{t+j})}{R_f^j}\to\beta-y_t<\beta$$

が成り立つ。よって，ある τ が存在して，$\dfrac{E(x_{t+j}^a-d_{t+j})}{R_f^j}$ の値のうち少なくとも１つの j $(1\leqq j\leqq\tau)$ については，β より小であることを示している。言い換えると，

> **$\lim_{\tau\to\infty}\dfrac{E[y_{t+\tau}]}{R_f^{\tau}}=\beta$ のとき，将来の期待異常利益 $E(x_{t+j}^a)$ から期待配当 $E(d_{t+j})$ を引いたものの現在価値で β より小となるものが少なくとも１つは存在する**

ことを示している。

2　OHLSON モデルの有限化

オールソンモデル [1] では

$$\begin{cases} y_{t-1} = y_t + d_t - x_t, \\ \dfrac{\partial y_t}{\partial d_t} = -1, \quad \dfrac{\partial x_t}{\partial d_t} = 0, \end{cases} \tag{2.1}$$

$$x_t^a = x_t - (R_f - 1) y_{t-1} \tag{2.2}$$

と定義されている。(2.1)，(2.2) より，

$$d_t = x_t^a - y_t + R_f y_{t-1}$$

を得る。これを

$$P_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[d_{t+\tau}] \qquad \text{(PVED)}$$

に代入して，$\lim_{\tau \to \infty} \dfrac{E[y_{t+\tau}]}{R_f^{\tau}} = 0$ を仮定したとき，

$$P_t = y_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[x_{t+\tau}^a]$$

が得られる。

これを割引率が各期において，変化しているとき，議論する。

利子率 ${}_{t-1}r_t$ を期間 $(t-1,\ t)$ におけるリスクフリーレートとし，

$$1 + {}_j r_t = (1 + {}_j r_{j+1})(1 + {}_{j+1} r_{j+2}) \cdots (1 + {}_{t-1} r_t)$$

と定義する。

$$x_t^a = x_t - {}_{t-1}r_t \; y_{t-1} \tag{3$'$}$$

と定義されるから，

$$\begin{aligned} d_t &= x_t^a - y_t + (1 + {}_{t-1}r_t) y_{t-1}, && (2.3) \\ P_t &= \sum_{\tau=1}^{\infty} (1 + {}_t r_{t+\tau})^{-1} E_t[d_{t+\tau}] && \text{(PVED)} \end{aligned}$$

である。よって，

$$\begin{aligned} P_t &= \sum_{\tau=1}^{\infty} (1 + {}_t r_{t+\tau})^{-1} E(x_{t+\tau}^a - y_{t+\tau} + (1 + {}_{t+\tau-1} r_{t+\tau}) y_{t+\tau-1} \\ &= \sum_{\tau=1}^{\infty} (1 + {}_t r_{t+\tau})^{-1} (E(x_{t+\tau}^a) - E(y_{t+\tau}) + (1 + {}_{t+\tau-1} r_{t+\tau}) E(y_{t+\tau-1})) \end{aligned}$$

$$\sum_{\tau=1}^{\infty} (1 + {}_t r_{t+\tau})^{-1} E(x_{t+\tau}^a) \text{ が収束} \Longrightarrow \frac{E_t(y_{t+\tau})}{1 + {}_t r_{t+\tau}} \quad (\tau \to \infty) \text{ が収束}$$

$$
\begin{aligned}
&= \sum_{\tau=1}^{\infty}(1+\ {}_tr_{t+\tau})^{-1}E(x^a_{t+\tau}) + \sum_{\tau=1}^{\infty}\frac{(1+\ {}_{t+\tau-1}r_{t+\tau})E(y_{t+\tau-1})-E(y_{t+\tau})}{1+\ {}_tr_{t+\tau}} \\
&= \sum_{\tau=1}^{\infty}(1+\ {}_tr_{t+\tau})^{-1}E(x^a_{t+\tau}) + \sum_{\tau=1}^{\infty}\left(\frac{1}{1+\ {}_tr_{t+\tau-1}}E(y_{t+\tau-1})-\frac{1}{1+\ {}_tr_{t+\tau}}E(y_{t+\tau})\right) \\
&= y_t + \sum_{\tau=1}^{\infty}(1+\ {}_tr_{t+\tau})^{-1}E(x^a_{t+\tau}) - \lim_{\tau\to\infty}\frac{1}{1+\ {}_tr_{t+\tau}}E(y_{t+\tau})
\end{aligned}
$$

を得る。したがって，

$$
\begin{aligned}
P_t &= \sum_{\tau=1}^{\infty}(1+\ {}_tr_{t+\tau})^{-1}E(d_{t+\tau}) \qquad \text{(PVED)} \\
&= y_t + \sum_{\tau=1}^{\infty}(1+\ {}_tr_{t+\tau})^{-1}E(x^a_{t+\tau}) - \lim_{\tau\to\infty}\frac{1}{1+\ {}_tr_{t+\tau}}E(y_{t+\tau})
\end{aligned}
$$

を得る。

有限和で考える：

$$
P_t = \sum_{\tau=1}^{N}(1+\ {}_tr_{t+\tau})^{-1}E(d_{t+\tau}) + (1+\ {}_tr_{t+\tau})^{-1}E(Tv(t+N))
$$

ただし，$Tv(t+N)$ は時刻 $t+N$ でのターミナルバリュー (terminal value) である。

(2.3)式より，

$$
\begin{aligned}
P_t &= \sum_{\tau=1}^{N}(1+\ {}_tr_{t+\tau})^{-1}E(x^a_{t+\tau} - y_{t+\tau} + (1+\ {}_{t+\tau-1}r_{t+\tau})E(y_{t+\tau-1}) + (1+\ {}_tr_{t+\tau})^{-1}E(Tv(t+N)) \\
&= \sum_{\tau=1}^{N}(1+\ {}_tr_{t+\tau})^{-1}E(x^a_{t+\tau}) + \sum_{\tau=1}^{N}\left(\frac{1}{1+\ {}_tr_{t+\tau-1}}E(y_{t+\tau-1})-\frac{1}{1+\ {}_tr_{t+\tau}}E(y_{t+\tau})\right) \\
&\qquad + (1+\ {}_tr_{t+\tau})^{-1}E(Tv(t+N)) \\
&= y_t + \sum_{\tau=1}^{N}(1+\ {}_tr_{t+\tau})^{-1}E(x^a_{t+\tau}) + \frac{1}{1+\ {}_tr_{t+N}}\{E(Tv(t+N)) - E(y_{t+N})\}
\end{aligned}
$$

を得る。最後の式の第 3 項目は，時刻 $t+N$ でのターミナルバリュー から，(純) 資産簿価の期待値を引いたものを，時刻 t での現在価値に割り引いた値である。

3 Stochastic Process モデルの一般化

Ohlson [1, pp.668] の式，$\{x^a_\tau\}_{\tau\geqq 1}$: Stochastic Process モデル (A3)

$$
\begin{cases}
x^a_{t+1} = \omega x^a_t + V_t + \epsilon_{1\ t+1}, & (2a) \\
V_{t+1} = \gamma V_t + \epsilon_{2\ t+1}
\end{cases}
$$

任意の t について $E_t(\epsilon_{k\ t+1}) = 0,\ (k=0,1)$ であることを仮定する。x^a_t を abnormal earnings（異常利益）, V_t を information other than abnormal earnings（異常利益以外の情報（利益））とする。

$$
y_t = x^a_t + R_f y_{t-1} - d_t
$$

とする。ただし，R_f はリスクフリーレートである。
Ohlson [1, pp.669] の式（A1),（A2a),（A3) は，

$$\text{(A 1)} \quad P_t = \sum_{\tau}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[d_{t+\tau}] \quad \text{(PVED)},$$

$$\text{(A 2 } a\text{)} \quad y_{t-1} = y_t + d_t - x_t,$$

$$\text{(A 3)} \quad \{x_\tau^a\}_{\tau \geqq 1};\text{確率過程},$$

であり，

$$P_t = y_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[x_{t+\tau}^a]$$

である。（A 3）で評価して，

$$P_t = y_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 V_t,$$

とおく。ただし，

$$\alpha_1 = \frac{\omega}{R_f - \omega}, \qquad \alpha_2 = \frac{R_f}{(R_f - \omega)(R_f - \gamma)}$$

であることを， Ohlson は [1] の Appendix A で証明している。

この論文では，係数 ω, γ を，時間 t の関数 ω_t, γ_t として，一般化する。
$\{x_\tau^a\}_{\tau \geqq 1}$: Stochastic Process の一般化モデル

$$\begin{cases} x_{t+1}^a &= \omega_t x_t^a + V_t + \epsilon_{1\ t+1}, \\ V_{t+1} &= \gamma_t V_t + \epsilon_{2\ t+1} \end{cases} \qquad (2a)$$

であり，$E_t[\epsilon_{k\ t+\tau}] = 0$ $(k = 1, 2)$ を仮定する。上と同様にして，

$$P_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} (1 + {}_t r_{t+\tau})^{-1} E(d_{t+\tau}) \qquad \text{(PVED)}$$

$\Longrightarrow$

$$\begin{cases} P_t &= y_t + \displaystyle\sum_{\tau=1}^{\infty} (1 + {}_t r_{t+\tau})^{-1} E(x_{t+\tau}^a) - \lim_{\tau \to \infty} \frac{1}{1 + {}_t r_{t+\tau}} E(y_{t+\tau}) \qquad \text{(無限)}, \\ P_t &= y_t + \displaystyle\sum_{\tau=1}^{N} \frac{1}{1 + {}_t r_{t+\tau}} E(x_{t+\tau}^a) + \frac{1}{1 + {}_t r_{t+N}} (E(Tv(t+N)) - E(y_{t+N}) \qquad \text{(有限)}, \end{cases}$$

$$Q_t = (1 + {}_t r_{t+1})^{-1} \begin{bmatrix} \omega_t & 1 \\ 0 & \gamma_t \end{bmatrix}$$

と定義すると，

$$(x_{t+1}^a, V_{t+1}) = (1 + {}_t r_{t+1}) Q_t \begin{bmatrix} x_t^a \\ V_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1\ t+1} \\ \epsilon_{2\ t+1} \end{bmatrix}$$

であり，

$$(1 + {}_t r_{t+1})^{-1} E(x_{t+\tau}^a) = (1, 0) Q_{t+\tau-1} \cdots Q_{t+1} Q_t \begin{bmatrix} x_t^a \\ V_t \end{bmatrix}$$

を得る。よって，

$$
\begin{aligned}
P_t - y_t &= \sum_{\tau=1}^{N} \frac{1}{1+\ {}_t r_{t+\tau}} E_t(x^a_{t+\tau}) \\
&= \sum_{\tau=1}^{N} (1,0) Q_{t+\tau-1} \cdots Q_{t+1} Q_t \begin{bmatrix} x^a_t \\ V_t \end{bmatrix} + \frac{1}{1+\ {}_t r_{t+N}} (E(Tv(t+N)) - E(y_{t+N})) \\
&= (1,0) \left(\sum_{\tau=1}^{N} Q_{t+\tau-1} \cdots Q_{t+1} Q_t \right) \begin{bmatrix} x^a_t \\ V_t \end{bmatrix} + \frac{1}{1+\ {}_t r_{t+N}} (E(Tv(t+N)) - E(y_{t+N}))
\end{aligned}
$$

を得る。ここで，

$$
\begin{aligned}
(\alpha_N, \beta_N) &= (1,0) \left(\sum_{\tau=1}^{N} Q_{t+\tau-1} \cdots Q_{t+1} Q_t \right) \\
&= (1,0)(Q_t + Q_{t+1}Q_t + \cdots + Q_{t+N-1} \cdots Q_{t+1} Q_t)
\end{aligned}
$$

と定義すると，

$$
P_t - y_t = \alpha_N x^a_t + \beta_N V_t + \frac{1}{1+\ {}_t r_{t+N}} (E(Tv(t+N)) - E(y_{t+N})) \tag{4}
$$

を得る。これは，オールソンの結果と異なり，

$$
\left| \frac{\omega_t}{1+\ {}_t r_{t+1}} \right| > 1, \qquad \left| \frac{\gamma_t}{1+\ {}_t r_{t+1}} \right| > 1
$$

の場合も適用可能である。

もし，変数 $1+\ {}_t r_{t+1}$ が，t に関して定数であり，かつ，無限和の場合には，オールソンのモデルと一致する。

参考文献

[1] Ohlson, J. A [1995] ”Earnings, Book Values, and Dividents in Equity Valuation”, Contemporary Accounting Research, Vo..2, 1995, pp.661–687.
持分評価における利益と簿価と配当.

Title： Convergent Condition for Dividend Discount Model (ＤＤM) and Edwards-Bell-Ohlson (ＥＢＯ) to Be Equivalent Subject to Clean Surplus Restriction.