

第7章 精密ε-ノットの数値計算*

7.1 予備的考察

6.2 以降にあたえる OLS 推定値の精密ε-ノットが、実際どのような数値になるか、ここでモデルに含まれるパラメータ、および説明変数に適切な値を指定し、数値積分することを考える。ただ、数値積分にたよるのであれば、さきのモデル (6.1 の (1.4)) よりも、いく分複雑な形をとるもの考えることができるので、1* はじめに

$$(1.1) \quad y_t = \gamma y_{t-1} + \beta^t X_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = \eta_t - \lambda \eta_{t-1}$$

$$\eta_t \sim N(0, \sigma^2), E(\eta_t \eta_s) = 0 \quad t \neq s$$

として、OLS 推定値 c のε-ノットの積分表示をあたえる。つづいて 2*, 7.2 で数値例を示す。ここで (1.1) の意味については次のようである。シフトオペレータ L によって

$$(1 - \gamma L)y_t = \beta^t X_t + (1 - \lambda L)\eta_t$$

と書けば、

$$(1.2) \quad y_t = (1 - \gamma L)^{-1} \beta^t X_t + (1 - \gamma L)^{-1} (1 - \lambda L) \eta_t$$

$$= \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^j \beta^t X_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^j L^j (1 - \lambda L) \eta_t$$

$$= \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^j \beta^t X_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^j \eta_{t-j} - \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^j \lambda \eta_{t-1-j}$$

となる。ここで $\gamma = \lambda$ であれば、(1.2) は 6.1 のモデル (1.4) に一致する。しかし $\gamma \neq \lambda$ のとき、(1.2) の R.H.S. の第2項以下は

$$\eta_t + \gamma \eta_{t-1} + \gamma^2 \eta_{t-2} + \dots$$

$$- \lambda (\eta_{t-1} + \gamma \eta_{t-2} + \gamma^2 \eta_{t-3} + \dots)$$

$$= \eta_t + (\gamma - \lambda) \eta_{t-1} + (\gamma^2 - \lambda \gamma) \eta_{t-2} + \dots$$

* 以下の結果は A. Hoque, Y. Kataoka and H. Miyashita, *International Economic Review*, Vol. 27, No. 1, 1986 の第2, 4節にもとづいている。原論文の作業分担は次のようである。まず、A. Hoque が数値積分のアイデアを出した。著者が実際に計算を進めていく場合の統計理論、および全体の構成を作りあげた。また、宮下洋氏が積分のフォトリソグラフィームを書いた。

と書けるから、(1. 2) は誤差項が η_{t-s} の (特定な) 1 次結合によって表される分布 η がモデルと解釈することができる。

いま (1. 1) の OLS 推定値 c は

$$(1. 3) \quad c = y^t M y_{-1} (y_{-1}^t M y_{-1})^{-1}, \quad \dim(y): (T-1) \times 1$$

$$= y^t A y \cdot (y^t B y)^{-1}, \quad y^t = (y_1, \dots, y_T)$$

となる。ここで M, A, B は 6. 2 と同様に定められるものとする。ただし、 y_s, y_t の分散共分散は以下のようなになる。

$$\text{Var}(y_t) = \omega_{tt} = d_2 = \sigma^2 \{1 + (\gamma - \lambda)^2 (1 - \gamma^2)^{-1}\}$$

$$\text{Cov}(y_s, y_t) = \omega_{st} = d_1 \gamma^{t-s-1}, \quad s < t$$

$$\text{Cov}(y_1, \dots, y_T) = \Omega$$

$$d_1 = \gamma d_2 - \lambda \sigma^2$$

(Phillips and Wickens [1] を見る)。そうすると $c(1 \times 1)$ の t - λ は (1. 4) であたえられるような積分表示をもつ。 $E\{\text{mod}(c^i)\} < +\infty$ $i = 1, 2$ として、

$$(1. 4) \quad E(c^i) = \int_{-\infty}^0 (-s_0)^{i-1} \Gamma^{-1}(i) d^i g(\cdot) |_{s_1=0} ds_0$$

となる。ただし、

$$d^i g(\cdot) |_{(s_1=0)} = \{ (m^t M_0 A M_0 m^+ + \text{tr}(M_0 A))^i$$

$$+ (i-1)(2 \text{tr}(M_0 A))^2 + 4 m^t M_0 A M_0 A M_0 m^t \}$$

$$\times (\det(M_0 \Omega^{-1}))^{1/2} \exp\{2^{-1} m^t (M_0 - \Omega) m^+\}$$

$$m^+ = (m_1, \dots, m_T) \Omega^{-1}, \quad M_0 = (\Omega^{-1} - 2s_0 B)^{-1}$$

$$m_s = E(y_s).$$

この (1. 4) をみちびくには、Sawa [2] の定理に見る手続きにしたがえばよい。また、 $\gamma = \lambda$ のとき、(1. 4) の積分は 6. 2 であたえられる級数表示をもつが、 $\gamma \neq \lambda$ については、現在のところ integrate out するのは簡単ではない。 ω_{st}, m_t, X_t に特定な値をあたえたときの数値積分のみが可能である。また、追加的な情報として、OLS 推定値 c の漸近的なふるまいを述べておくと、

$$(a) \quad T^{-1} m^{-1} M m^{-1} \rightarrow e_0 0, \quad m^{-1} = (m_1, \dots, m_{T-1})$$

(b) $T^{-1}X^tX \rightarrow$ positive definite

(c) $\max \text{mod}(m_t)$: bounded

の仮定のもとで, c の確率極限は $\gamma - \lambda \sigma^2 (e_{00} + d_2)^{-1}$ となる. さらにモメント近似 (small σ^2 ではない) は, $E\{y^t My_{-1} (y_{-1}^t My_{-1})^{-1}\}$ を $(E(y^t My_{-1}), E(y_{-1}^t My_{-1}))$ のまわりでテイラー展開して高次の項をおとせば, 次のようになる.

$$(1.5) \quad E(c) = h_0^{-1} h_1 - h_0^{-2} h_{01} + h_0^{-3} h_{100} + o(T^{-1})$$

ただし

$$h_0 = a_{00} + \text{tr}(M\Omega^{-1})$$

$$h_1 = \gamma a_{00} + 2^{-1} \text{tr}(MS_0)$$

$$h_{00} = 2b_{03} + 4b_{00}$$

$$h_{01} = \text{tr}(S_0 M \Omega^{-1} M) + b_{12} + 2\gamma b_{00}$$

$$a_{00} = m^{-1} M m^{-1}$$

$$b_{00} = m^{-1} M \Omega^{-1} M m^{-1}$$

$$b_{03} = \text{tr}(M \Omega^{-1} M \Omega^{-1})$$

$$b_{12} = m^{-1} M S_0 M m^{-1}$$

$$S_0 = c_1 \Omega c_2^t + c_2 \Omega c_1^t,$$

この計算には, $c_1 \Omega c_1^t = c_2 \Omega c_2^t = \Omega^{-1}$, $m_t = \gamma m_{t-1} + \beta^t X_t$ に気づくとよい. 分散についても, 同様の方法で簡単に計算できる.

$$(1.6) \quad \text{Var}(c) = (h_1 h_0)^{-2} (h_1^{-2} h_{11} + h_0^{-2} h_{00} - 2h_{01} h_0^{-1} h_1^{-1}) + o(T^{-1})$$

$$h_{11} = b_{03} + 2^{-1} \text{tr}(M(S_0 M S_0 - 2S')) + (1 + \gamma^2) b_{00} + \gamma b_{12}$$

$$S' = c_1 \Omega c_2^t M c_2 \Omega c_1^t$$

となる. $\gamma = \lambda$ のとき, (1.5), (1.6) の R.H.S. の表現はいく分簡単な形になる.

7.2 計算理論および数値例

以下, 数値積分によって c の 2 次までのモメントを示す. $E(c^i)$ を計算するには, ω_{st} , $m_t (= \gamma m_{t-1} + \beta^t X_t)$, $s, t = 1, \dots, T$, そうして X_t に依存する A, B の数値が必要

になる。まず、 k (説明変数の次数) を 1, したがって $\beta = 1$ とする。つぎに、説明変数 x_t (1×1) は区間 $(0, 1)$ で y_t とは独立、かつランダムに一様分布に従うものとする。そうすると、 x_t をあたえるときの y_t の期待値は

$$\begin{aligned} E(y_t | x_t) &= m_t = \sum_{s=0}^{\infty} \gamma^s x_{t-s} \beta \\ &= \sum_{s=0}^{\infty} \gamma^s x_{t-s} \end{aligned}$$

となる (6.2 ~ 3 の精密 t - M の結果と両立可能であるためには、 y_t が x_t と独立となる点以外に、もちろん $E(y_t)$, $\text{Var}(y_t)$ などを $E(y_t | x_t)$, $\text{Var}(y_t | x_t)$ におきかえる必要がある)。こうしていま $x_t \sim \text{Uniform}$ だから、 $\gamma > 0$ $t = \dots, -1, 0, \dots$ について

$$\begin{aligned} 0 < m_t &= \sum_{s=0}^{\infty} \gamma^s x_{t-s} \\ &< \sum_{s=0}^{\infty} \gamma^s \\ &= (1 - \gamma)^{-1} \end{aligned}$$

となるのがわかる。これは m_0 へ数値をあたえる場合、 γ に依存させてよいことを意味する。しかしながら、表 1 ~ 4 でつねに $m_0 = 1$ を選んだ。実際、数表で指定する $m_0 = 1$, $\gamma = .1, .3, .6$ の値は、不等式 $0 < m_t < (1 - \gamma)^{-1}$ を満足するのがわかる。さらに、留意点の最後としては、 σ^2 の値である。 $\gamma = \lambda$ で x_t をあたえるときの y_t の条件付分散は、

$$\text{Var}(y_t | x_t) = \sigma^2 = \text{Var}(\eta_t | x_t)$$

となっている。 η_t は第 6 章, (1.4) の誤差項である。他方、 $x_t \sim \text{Uniform}(0, 1)$, $t = 1, \dots, T$ だから

$$x \text{ の標本平均} = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_t \approx E(x_t) = .5,$$

そうして

$$T^{-1} \sum_{t=1}^T \{x_t - T^{-1} (\sum_{t=1}^T x_t)\}^2 \approx \text{Var}(x_t) = .08333.$$

したがって、以下のような制約をおくことが、直観的に考えて自然である。つまり、

$$\sigma^2 = \text{Var}(\eta_t | x_t) \leq \text{Var}(x_t) = .08333$$

とする。けっきょく数表の作成において、 $\sigma^2 = .005, .01, .03, .10, 1.00$ を選んだ。また、標本数 T , および λ については、 $T = 20, 30$; $\lambda = .1, .3$ とした。最後に計算

結果を簡単に述べる。まず、表 1, 2 は $\lambda = .3$; $T = 20, 30$ で、 γ, σ^2 のさまざまな値に対応する c (γ の OLS 推定値) の t -テスト $E(c)$, $E(c^2)$, $\text{Var}(c)$, c の平均2乗誤差 (M. S. E.) をあたえる。以下わかった点は、

(1) $\sigma^2 \leq .3$ であれば、 c はほとんど不偏である。

(2) σ^2 が小さくなるとき、 c の M. S. E. も小さくなる(これは直観的にもあっている)。実際 (1), (2) は 6.4 に見る σ -ワグマ (small σ) 近似の結果と矛盾しない。6.4 の近似理論は、 $\gamma = \lambda$ のケースで $\sigma^2 \rightarrow 0$ のとき、 $E(c - \gamma)^i$ $i = 1, 2$ は 0 になると主張する。

(3) また、表 1 ~ 2, 3 ~ 4 の結果は、 c のバイアス、および M. S. E. が標本数 T の減少関数になっている点を示す。これは、 γ, σ^2 の任意の値についても成立する。さらに表 3 ~ 4 は $\lambda = .1$; $T = 20, 30$ のケースを議論するが、(1), (2) で述べた点がそのままあてはまる。

(4) 表 1 ~ 2, と表 3 ~ 4 を比較すると、つねに "表 3 ~ 4 の $E(c - \gamma)^i$ " < "表 1 ~ 2 の $E(c - \gamma)^i$ " となっている点に気づく。表 1 ~ 2, 表 3 ~ 4 のちがいは、 λ を $\lambda = .3$ から $\lambda = .1$ に変化させた点に起因する。しかしながら、こうした観察はおどろくにはあたらない。というのは $\lambda = 0$ のとき、 $T \rightarrow +\infty$ で、OLS 推定値 c が γ に確率収束 (convergence in probability) するからである。

以上の計算はすべて数値積分にたよったが、 $\gamma = \lambda$ のケースでは、級数表示による結果をもちいて機械計算をチェックした。こうした 2 つの方法とも、まったく同じ数値をあたえることがわかっている。

表 1 モデル (1. 1) における γ の OLS 推定値 c の精密モ-メント; $\lambda = .3, T = 20$

γ	σ^2	$E(c)$	$E(c^2)$	$\text{Var}(c)$	M. S. E.
.6	.005	.59584	.35622	.00120	.00122
	.010	.59225	.35253	.00177	.00183
	.030	.57882	.33965	.00462	.00507
	.100	.53671	.29902	.01096	.01415
	1.000	.34745	.21392	.09320	.15698
.3	.005	.29244	.08709	.00157	.00163
	.010	.28527	.08436	.00298	.00320
	.030	.25917	.07512	.00796	.00963
	.100	.19205	.05651	.01962	.03127
	1.000	.01794	.04405	.04368	.12324
.1	.005	.09037	.01038	.00222	.00231
	.010	.08129	.01085	.00424	.00459
	.030	.04950	.01334	.01089	.01344
	.100	-.02338	.02451	.02396	.03918
	1.000	-.16502	.06843	.04120	.11144

表 2 モデル (1. 1) における γ の OLS 推定値 c の精密モメント; $\lambda = .3, T = 30$

γ	σ^2	$E(c)$	$E(c^2)$	$\text{Var}(c)$	M. S. E.
.6	.005	.59597	.35626	.00108	.00110
	.010	.59273	.35276	.00143	.00148
	.030	.58031	.33951	.00278	.00317
	.100	.54300	.30146	.00661	.00986
	1.000	.37949	.15508	.01107	.05970
.3	.005	.29293	.08702	.00121	.00126
	.010	.28631	.08383	.00186	.00205
	.030	.26220	.07362	.00487	.00630
	.100	.19995	.05207	.01209	.02210
	1.000	.03202	.02892	.02790	.09971
.1	.005	.09073	.00955	.00131	.00140
	.010	.08201	.00925	.00252	.00284
	.030	.05160	.00922	.00656	.00890
	.100	-0.01813	.01521	.01488	.02883
	1.000	-0.15990	.05488	.02931	.09686

表 3 モデル (1. 1) における γ の OLS 推定値 c の精密モメント; $\lambda = .1, T = 20$

γ	σ^2	$E(c)$	$E(c^2)$	$\text{Var}(c)$	M. S. E.
.6	.005	.59746	.35814	.00118	.00119
	.010	.59545	.35632	.00175	.00177
	.030	.58777	.34968	.00421	.00436
	.100	.56473	.32918	.01026	.01150
	1.000	.46624	.25096	.03358	.05147
.3	.005	.29662	.08943	.00145	.00146
	.010	.29346	.08888	.00276	.00280
	.030	.28184	.08686	.00742	.00775
	.100	.25111	.08164	.01859	.02098
	1.000	.16618	.07085	.04323	.06114
.1	.005	.09625	.01122	.00196	.00197
	.010	.09269	.01237	.00378	.00383
	.030	.07992	.01634	.00995	.01035
	.100	.04874	.02535	.02297	.02560
	1.000	-0.01982	.04471	.04431	.05867

表 4 モデル (1. 1) における γ の OLS 推定値 c の精密モメント; $\lambda = .1, T = 30$

γ	σ^2	$E(c)$	$E(c^2)$	$Var(c)$	M. S. E.
.6	.005	.59771	.35832	.00107	.00108
	.010	.59618	.35684	.00140	.00141
	.030	.59030	.35114	.00269	.00278
	.100	.57267	.33412	.00617	.00692
	1.000	.49641	.25925	.01283	.02356
.3	.005	.29708	.08943	.00118	.00119
	.010	.29444	.08842	.00172	.00175
	.030	.28471	.08559	.00453	.00476
	.100	.25890	.07845	.01142	.01311
	1.000	.18614	.06073	.02608	.03904
.1	.005	.09652	.01049	.00117	.00118
	.010	.09324	.01095	.00226	.00231
	.030	.08160	.01266	.00600	.00634
	.100	.05363	.01711	.01424	.01639
	1.000	-0.00866	.02875	.02867	.04048

参考文献

- [1] Phillips, P. C. B. and M. R. Wickens, Exercises in Econometrics, Vol. 2, Oxford: Philip Allan, 1978.
- [2] Sawa, T., "The Exact Moments of the Least Squares Estimator for the Autoregressive Model," Journal of Econometrics, 8, 1978, pp. 159-172.

第 8 章 分布ラグモデルに関する OLS 推定値の近似分布

8. 1 問題の再設定

以下のような単純な分布ラグモデルを考える。すなわち

$$(1. 1) \quad y_t = \sum_{s=0}^{\infty} \sum_{j=1}^{J'} \gamma^s \beta_j x_{j,t-s} + \eta_t \\ = m_t + \eta_t$$

ここで、 y_t , $x_{j,t-s}$, η_t はそれぞれ、従属変数、説明変数、誤差項を表し、 γ , β_j は未知パラメータ、かつ $\text{mod}(\gamma) < 1$ となっている。さらに η_t の分布については、

$$\eta_t \sim N(0, \sigma^2) \quad t = 1, \dots, T$$

$$\eta_t, \eta_s (t \neq s): \text{independent}$$

としよう。いま (1. 1) のパラメータを推定するには、 y_t を

$$(1. 2) \quad y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{J'} \beta_j x_{jt} + \eta_t - \gamma \eta_{t-1} \\ t = 1, \dots, T$$

と書換え、(1. 2) に OLS 等をあてはめることがよくある。

ところで、こうしたモデル (1. 1), (1. 2) は econometrics, あるいはマーケティングにおいて、ある異なるメディアの広告効果を測定する場合、ひんばんに用いられる (Montgomery-Silk [1], Parsons-Schultz [2], 上條 [3], 片平 [4])。いま、上條 [3] による実証研究から変数 y_t , x_{jt} の内容を指定すれば、以下のようにになっている。すなわち、 $y_t = \ln y_{ot}$, $x_{jt} = \ln z_{jt}$ として

(1. 3) y_{ot} : t 期における季節変動調整済み新車登録台数の指数

z_{jt} : 営業所のセールスマン数

新聞広告費

ラジオ広告費

相対的な意味での価格指数

モデルフィッパに対応するダミー変数,

ここで正確にいうと、 z_{jt} はほとんど指数化された変数であって、 z_{jt} のなかに遅れのある説明変数そのものが含まれている。いかえると、例えば $J' = 2$ で (1. 2) を

$$(1. 4) \quad y_t = \gamma y_{t-1} + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \eta_t - \gamma \eta_{t-1}$$

とした場合、(1. 4) が

$$y_t = \gamma y_{t-1} + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{1,t-1} + \eta_t - \gamma \eta_{t-1}$$

であってもよい。こうした点を精密に区分するために、上條 [3] では

$$(1. 5) \quad \sum_{j=1}^{J'} \beta_j x_{jt} = \sum_{j=1}^{J'} \sum_{k \in K(j)} \beta(j, k) x(j, t - k_j)$$

とされている。さらに、[3] においては (1. 1), (1. 2) をそれぞれ direct distributed lag model, modified Koyck とよび (これは Montgomery-Silk [1] にしたがったもの), $x(j, t - k_j)$, $j \in J'$, $k_j \in K_j$ のなかからさまざまな変数の組合せを考え、モデルのあてはめがなされている。[3] の結果を簡単に示せば、

- 1' 考えるモデルは (1. 1), (1. 2)
- 2' 推定方法は OLS, したがって競合関係にある他企業の製品, あるいは他の銘柄の存在はかたしない(片平 [4] の考え方は、こうした点を推定理論に組み入れる)。
- 3' 最終的に選択されたモデル数は、5 タイプで、いずれも J' は $5 \leq J' \leq 9$, ただしこの J' は、(1. 5) の L.H.S. で定められるものを意味する。
- 4' この 5 タイプについては、広告効果を表す係数符号, t 統計量, 修正済み決定係数, ダービン-ワトソン (d), ダービン統計量 (h) のいずれもが、常識的にほぼ許容される範囲内にある。

ところで、モデル (1. 1), (1. 2) による実証研究は、マーケティング、計量経済学の分野においてかなりの量になるが、(1. 2) の OLS 推定値に関する理論研究は多くない ((1. 1) については、R.H.S. に η_t 以外の確率変数はないから問題はない)、とくに標本数 T が小さいとき、係数 γ , β_j の OLS 推定値, あるいは 4' の統計値は多分に疑わしい (上條 [3] の報告は、 $T = 36$ となっている)。したがって、以下で γ の OLS 推定値 c の近似分布を計算する。このために必要とされる仮定は、 $\sigma^2(\eta_t)$ の分散が小さいというものであって、こうした状況を分布の計算にはじめてもちこんだのは、R. Mariano だっただと思う。分布について ω - η -の低い部分は、片岡 [6] に現れるが、そこでは高次の ω - η -を紙面の関係で省略した。また、 c の exact moments はすでに計算されている (第 6 章)。 (近似分布を計算するさい、標本数 T で考える場合もあるが、内容は σ に関するものとはほぼ同様になる。また、説明変数 x_{it} $j = 1, \dots, J'$; $t = 1, \dots, T$ を含む自己回帰 (AR) モデルにおいて、 c の近似分布 (T に関するもの) を計算することは、だいた

いの点においてすでに解決済みである)。

以下でわかった点を簡単に紹介しておく。

(1) $\delta = (c - \gamma)/\sigma$ の分布は σ のオーダーで正規分布からいく分ずれる。ずれの程度は $T - 1 - J'$, γ , $m_t (t = 1, \dots, T)$, $M (= I - X(X^t X)^{-1} X^t)$ に依存する。近似分布は σ^2 のオーダーまで計算されるが、このような近似の方法が、精密に正しいかどうか (validity) のチェックは示さなかった。

(2) 近似分布から計算される δ の近似的なモーメントは、 δ の exact moments から直接わかるモーメントの近似と 2 次までは正確に一致する。 $\sigma \sim 0$ で、 c はほとんど不偏になる。また、 $\sigma \rightarrow 0$ の意味で c の確率極限も γ となっている (こうした事実は第 6 章に示した)。したがって $\sigma \sim 0$ であれば、(1. 2) の OLS 推定値 c を実際上もちいる点にあまり問題はない。

8. 2 近似分布の計算

いま、さきのモデル (1. 2) を T - N して

$$(2. 1) \quad y = \gamma y_{-1} + X\beta + \eta - \gamma \eta_{-1}$$

と書くと、 c (γ の OLS 推定値) は

$$c = Y_1^t J_{11} Y_1 (Y_1^t Y_1)^{-1} + 2Y_2^t J_{21} Y_1 (Y_1^t Y_1)^{-1}$$

と表せる (第 6 章, 6. 2)。ここで

$$(2. 2) \quad y^t = (y_2, \dots, y_T)$$

$$y_{-1}^t = (y_1, \dots, y_{T-1})$$

$$X((T-1) \times J') \text{ の第 } t \text{ 行} = (x_{1,t+1}, \dots, x_{J',t+1}) \quad t = 1, \dots, T-1$$

$$\beta^t = (\beta_1, \dots, \beta_{J'})$$

$$\eta^t = (\eta_2, \dots, \eta_T)$$

$$\eta_{-1}^t = (\eta_1, \dots, \eta_{T-1}),$$

さらに Y_i, J_{ij} は次の関係をみたしている。

$$(2. 3) \quad M = I - X(X^t X)^{-1} X^t$$

$$z_t = y_t / \sigma$$

$$z^t = (z_1, \dots, z_T)$$

$$2A = c_1^t M c_2 + c_2^t M c_1$$

$$c_1 = (I_n, 0) \quad 0: n (= T - 1) \times 1$$

$$c_2 = (0, I_n)$$

$$B = c_1^t M c_1$$

$$Hz = Y = (Y_1^t, Y_2^t)^t$$

$$HBH^t = \text{diag}(I(T'), 0) \quad H: \text{orthogonal}$$

$$T' = n - J' = \text{rank}(M),$$

ここで Y の分布は, $Y = Hz \sim N(Y^*, I_T)$, $Y^* = Hz^*$, $H = (H_1^t, H_2^t)^t$, $H_1: T' \times T$, z^*

$= m^*/\sigma$, $m^* = (m_1, \dots, m_T)$, $m_t = y_t - \eta_t$ となっているのがわかる. そうして, J

$= HAH^t$, $J_{ij} = H_i A H_j^t$, $i, j = 1, 2$. さらに

$$(2. 4) \quad v_1 = P Y_1 \sim N(P Y_1^*, I)$$

$$v_2 = Y_2 \sim N(Y_2^*, I)$$

v_1, v_2 : independent

$$P J_{11} P^t = R: \text{diagonal}$$

P : orthogonal

$$G = J_{21} P^t$$

とすると

$$(2. 5) \quad c = (v_1^t R v_1 + 2v_2^t G v_1)(v_1^t v_1)^{-1}$$

と書ける. つづいて

$$(2. 6) \quad P_* = \text{diag}(P, I)$$

$$x = v - P_* H m^*/\sigma$$

$$= v - u/\sigma$$

$$u = P_* H m^*$$

として c を x で表せば,

$$(2. 7) \quad c = \{(x_1 + u_1/\sigma)^t R (x_1 + u_1/\sigma)$$

$$+ 2(x_2 + u_2/\sigma)^t G (x_1 + u_1/\sigma)\} \sigma^2 (u_1^t u_1)^{-1}$$

$$x \{1 + 2u_1^t x_1 (u_1^t u_1)^{-1} \sigma + x_1^t x_1 (u_1^t u_1)^{-1} \sigma^2\}^{-1}$$

となる。ここで

$$(2. 8) \quad u_1 = PH_1 m_+$$

$$u_2 = H_2 m_+$$

$$x_i = v_i - u_i / \sigma \quad i = 1, 2; \quad x \sim N(0, I(T)),$$

いま, (2. 7) で $\sigma = N^{-1/2}$ と書いて,

$$\theta = 2u_1^t x_1 a_{00}^{-1} N^{-1/2} + x_1^t x_1 a_{00}^{-1} N^{-1}$$

$$a_{00} = u_1^t u_1 = m_+^{-1} M m_+$$

とおき, (2. 7) に含まれる $\{1 + \theta\}^{-1}$ をテイラー展開すれば, $\text{mod}(\theta) < 1$ で

$$\{1 + \theta\}^{-1} = 1 - \theta + \theta^2 - \theta^3 + \dots$$

となることがわかる。さらに, (2. 7) の $\{ \}$ を

$$(2. 9) \quad \{ \} = N(u_1^t R u_1 + 2u_2^t G u_1) + 2N^{1/2} (u_1^t R x_1 + u_2^t G x_1 + x_2^t G u_1) \\ + x_1^t R x_1 + 2x_2^t G x_1 \\ = N c^{11} + 2N^{1/2} c^{12} + c^{13}$$

と書けば, c を以下のように表すことができる。

$$(2. 10) \quad c = c^{11} a_{00}^{-1} + \sum_{j=1}^5 N^{-j/2} h_j + o_p(N^{-5/2}) \\ = c^{11} a_{00}^{-1} + N^{-1/2} (g^{11} c^{11} a_{00}^{-1} + 2c^{12} a_{00}^{-1}) \\ + N^{-1} (c^{11} a_{00}^{-1} g^{12} + 2c^{12} a_{00}^{-1} g^{11} + c^{13} a_{00}^{-1}) \\ + N^{-3/2} (c^{11} a_{00}^{-1} g^{13} + 2c^{12} a_{00}^{-1} g^{12} + c^{13} a_{00}^{-1} g^{11}) \\ + N^{-2} (c^{11} a_{00}^{-1} g^{14} + 2c^{12} a_{00}^{-1} g^{13} + c^{13} a_{00}^{-1} g^{12}) \\ + N^{-5/2} (c^{11} a_{00}^{-1} g^{15} + 2c^{12} a_{00}^{-1} g^{14} + c^{13} a_{00}^{-1} g^{13}) \\ + o_p(N^{-5/2}),$$

ここで

$$(2. 11) \quad c^{11} = \gamma a_{00}$$

$$c^{12} = u_1^t R x_1 + u_2^t G x_1 + u_1^t G^t x_2$$

$$= u_3^t x_1 + u_4^t x_2$$

$$c^{13} = x_1^t R x_1 + 2 x_2^t G x_1$$

$$u_3 = R u_1 + G^t u_2$$

$$u_4 = G u_1.$$

つづいて g^{1j} $j = 1, \dots, 5$ を x_1, x_2 で書けば,

$$(2. 12) \quad g^{11} = -2 a_{000}^{-1} u_1^t x_1 = -g_1$$

$$g^{12} = (2 u_1^t x_1 a_{000}^{-1})^2 - a_{000}^{-1} u_1^t x_1 x_1$$

$$= g_1^2 - g_2$$

$$g^{13} = 2 (2 u_1^t x_1 a_{000}^{-1}) (a_{000}^{-1} u_1^t x_1 x_1) - (2 u_1^t x_1 a_{000}^{-1})^3$$

$$= 2 g_1 g_2 - g_1^3$$

$$g^{14} = (x_1^t x_1 a_{000}^{-1})^2 - 3 (2 u_1^t x_1 a_{000}^{-1})^2 x_1^t x_1 a_{000}^{-1} + (2 u_1^t x_1 a_{000}^{-1})^4$$

$$= g_2^2 - 3 g_1^2 g_2 + g_1^4$$

$$g^{15} = -3 (x_1^t x_1 a_{000}^{-1})^2 (2 u_1^t x_1 a_{000}^{-1}) + 4 x_1^t x_1 a_{000}^{-1} (2 u_1^t x_1 a_{000}^{-1})^3 - (2 u_1^t x_1 a_{000}^{-1})^5.$$

そうして h_j $j = 0, 1, \dots, 5$ を x_1, x_2 で表すと, (2. 13) となる.

$$(2. 13) \quad h_0 = c^{11} a_{000}^{-1} = \gamma$$

$$h_1 = -\gamma g_1 + g_3(x_1) + g_4(x_2)$$

$$g_3(x_1) = 2 u_3^t x_1 a_{000}^{-1}$$

$$g_4(x_2) = 2 u_4^t x_2 a_{000}^{-1}$$

$$h_2 = \gamma (g_1^2(x_1) - g_2(x_1)) - g_1(x_1)(g_3 + g_4) + g_5(x_1) + g_6(x_1, x_2)$$

$$g_5 = x_1^t R x_1 a_{000}^{-1}$$

$$g_6 = 2 x_2^t G x_1 a_{000}^{-1}$$

$$h_3 = c^{11} a_{000}^{-1} (2 g_1 g_2 - g_1^3) + (g_3 + g_4)(g_1^2 - g_2) - g_1(g_5 + g_6)$$

$$h_4 = \gamma (g_2^2 - 3 g_1^2 g_2 + g_1^4) + (g_3 + g_4)(2 g_1 g_2 - g_1^3) + (g_5 + g_6)(g_1^2 - g_2)$$

$$h_5 = \gamma (-3g_2^2 g_1 + 4g_1^3 g_2 - g_1^5) + (g_3 + g_4)(g_2^2 - 3g_1^2 g_2 + g_1^4) \\ + (g_5 + g_6)(2g_1 g_2 - g_1^3)$$

$$h_6 = \gamma (-g_2^3 + 6g_2^2 g_1^2 - 5g_1^4 g_2 + g_1^6) + (g_3 + g_4)(-3g_1 g_2^2 - g_1^5 + 4g_1^3 g_2) \\ + (g_5 + g_6)(g_2^2 - 3g_1^2 g_2 + g_1^4).$$

つづいて c を基準化して以下のように書く.

$$(2. 14) \quad \delta = N^{1/2} (c - \gamma) = \sum_{j=1}^6 h_j N^{-(j-1)/2} + o_p(N^{-5/2}).$$

そうすると δ の特性関数は (2. 15) のようになる.

$$(2. 15) \quad E\{\exp(it\delta)\} \\ = E\{\exp(it(\sum_{j=1}^6 h_j N^{-(j-1)/2} + \dots))\} \\ = E\{(\exp(ith_1)) \times \prod_{s=2}^6 (\sum_{j=0}^{\infty} (j!)^{-1} (it)^j N^{-(s-1)j/2} h_s^j) \dots\} \\ = E\{(\exp(ith_1)) \\ \times \{1 + itN^{-1/2} h_2 \\ + N^{-1} (ith_3 + (1/2)(it)^2 h_2^2) \\ + N^{-3/2} (ith_4 + (3!)^{-1} (it)^3 h_2^3 + (it)^2 h_2 h_3) \\ + N^{-2} ((4!)^{-1} (it)^4 h_2^4 + (1/2)(it)^2 h_3^2 + ith_5 \\ + (it)^2 h_2 h_4 + (1/2)(it)^3 h_2^2 h_3) \\ + o_p(N^{-2})\}\}$$

ただし, $i^2 = -1$.

そうして, まず (2. 15) で $(\exp(ith_1))h_2(x)$ の期待値を計算すれば,

$$(2. 16) \quad E\{(\exp(ith_1))h_2(x)\} \\ = \int h_2(x) (\exp(ith_1)) f(x) dx \\ = \{\exp((-1/2)t^2 \sigma^2)\} E\{h_2(Y. + it\sigma)\}$$

となる. (2. 16) で

$f(x)$: x の密度

$Y. \sim N(0, I(T))$

$$\pi^t = (\pi_1^t, \pi_2^t)$$

$$\pi_1 = 2a_{000}^{-1}(a^0 u_1 + u_3)$$

$$\pi_2 = 2a_{000}^{-1}u_4$$

$$a^0 = -\gamma.$$

ここで h_2 については

$$(2. 17) \quad E\{h_2(x)\} = \gamma E(g_1^2(x_1)) - \gamma E(g_2(x_1)) - E(g_1 g_3) \\ - E(g_1 g_4) + E(g_5) + E(g_6)$$

となるから, (2. 17) の R. H. S. で $x \rightarrow Y \cdot + it\pi$ とおいて計算すれば, (2. 16) の R. H. S. がわかる. 次のようになる.

はじめに

$$E\{g_1^2(Y \cdot + it\pi)\} = E\{(2/a_{000})^2 (u_1^t (Y_1 + it\pi_1))^2\} \\ = (2/a_{000})^2 u_1^t \{E(Y_1 Y_1^t) + (it)^2 \pi_1^t \pi_1\} u_1 \\ = (2/a_{000})^2 \{u_1^t u_1 + (it)^2 (u_1^t \pi_1)^2\}$$

ただし Y_1 は $Y \cdot^t = (Y_{\cdot 1}^t, Y_{\cdot 2}^t)$ とするときの $Y_{\cdot 1}$ を意味する. さらに結果のみを書いて

$$E(g_2 \cdot) = a_{000}^{-1} \{T' + (it)^2 \pi_1^t \pi_1\}$$

$$E(g_1 \cdot g_3 \cdot) = (2/a_{000})^2 \{u_1^t u_3 + (it)^2 u_1^t \pi_1^t \pi_1 u_3\}$$

$$E(g_1 \cdot g_4 \cdot) = (2/a_{000})^2 (it)^2 u_1^t \pi_1^t \pi_2^t u_4$$

$$E(g_5 \cdot) = a_{000}^{-1} \{E(\sum_{i=1}^T Y_{1i}^2 r_i) + (it)^2 \pi_1^t R \pi_1\} \\ = a_{000}^{-1} \{\text{tr}(R) + (it)^2 \pi_1^t R \pi_1\}$$

$$E(g_6 \cdot) = (2/a_{000})(it)^2 \pi_2^t G \pi_1,$$

こうした点によって $E(h_2 \cdot)$ は

$$(2. 18) \quad E\{h_2(Y \cdot + it\pi)\} = a_{000}^{-1} \{4\gamma a_{000}^{-1} u_1^t u_1 - \gamma T' - 4a_{000}^{-1} u_1^t u_3 + \text{tr}(R)\}$$

$$\begin{aligned}
& + a_{000}^{-1} (it)^2 \{ 4\gamma a_{000}^{-1} (u_1^t \sigma_1)^2 - \gamma \sigma_1^t \sigma_1 + \sigma_1^t R \sigma_1 \\
& \quad - 4a_{000}^{-1} u_1^t \sigma_1 (\sigma_1^t u_3 + \sigma_2^t u_4) + 2\sigma_2^t G \sigma_1 \} \\
& = q_{21} + q_{22} (it)^2.
\end{aligned}$$

つづいて (2. 15) の

$$E\{(\exp(ih_1))N^{-1}ih_3(x)\}$$

を計算するには, $E\{h_3(Y \cdot + it\sigma)\}$, $Y \cdot \sim N(0, I)$ がわかればよい. そのためには h を g で表して, 以下計算結果を示せば,

$$(2. 18. a) \quad E(g_1 \cdot g_2 \cdot) = (2/a_{000})^2 it u_1^t \sigma_1 + 2a_{000}^{-2} it u_1^t \sigma_1 (T' + (it)^2 \sigma_1^t \sigma_1)$$

$$E(g_1^3 \cdot) = (2/a_{000})^3 \{ 3it u_1^t \sigma_1 u_1^t u_1 + (it)^3 (u_1^t \sigma_1)^3 \}$$

$$E(g_3 \cdot g_1^2 \cdot) = (2/a_{000})^2 2it u_1^t \sigma_1 u_1^t u_3$$

$$+ (2/a_{000})^3 it u_3^t \sigma_1 \{ u_1^t u_1 + (it)^2 (u_1^t \sigma_1)^2 \}$$

$$E(g_3 \cdot g_2 \cdot) = (2/a_{000})^2 it u_3^t \sigma_1 + 2a_{000}^{-2} it \sigma_1^t u_3 \{ T' + (it)^2 \sigma_1^t \sigma_1 \}$$

$$E(g_4 \cdot g_1^2 \cdot) = (2/a_{000})^3 it u_4^t \sigma_2 \{ u_1^t u_1 + (it)^2 (\sigma_1^t u_1)^2 \}$$

$$E(g_4 \cdot g_2 \cdot) = 2a_{000}^{-2} it u_4^t \sigma_2 \{ T' + (it)^2 \sigma_1^t \sigma_1 \}$$

$$E(g_1 \cdot g_5 \cdot) = (2/a_{000})^2 it u_1^t R \sigma_1 + 2a_{000}^{-2} it u_1^t \sigma_1 \{ \text{tr}(R) + (it)^2 \sigma_1^t R \sigma_1 \}$$

$$E(g_1 \cdot g_6 \cdot) = (2/a_{000})^2 \{ u_1^t G^t \sigma_2 it + (it)^3 u_1^t \sigma_1 \sigma_1^t G^t \sigma_2 \}.$$

こうして $E(h_3 \cdot)$ がわかる.

$$\begin{aligned}
(2. 19) \quad E(h_3 \cdot) & = (2/a_{000})^2 it \{ u_1^t \sigma_1 (T' + 8)\gamma + 4a_{000}^{-1} u_1^t \sigma_1 u_1^t u_3 + u_3^t \sigma_1 (1 - T'/2) \\
& \quad + u_4^t \sigma_2 (2 - T'/2) - u_1^t R \sigma_1 - u_1^t \sigma_1 \text{tr}(R/2) - u_1^t G^t \sigma_2 \} \\
& + (it)^3 (2/a_{000})^2 \{ \gamma u_1^t \sigma_1 \sigma_1^t \sigma_1 - 2a_{000}^{-1} (\gamma - \sigma_1^t u_3) (u_1^t \sigma_1)^2 \\
& \quad - 2^{-1} u_3^t \sigma_1 \sigma_1^t \sigma_1 + 2a_{000}^{-1} (u_1^t \sigma_1)^2 \sigma_2^t u_4 \\
& \quad - 2^{-1} u_4^t \sigma_2 \sigma_1^t \sigma_1 - 2^{-1} u_1^t \sigma_1 \sigma_1^t R \sigma_1 \\
& \quad - u_1^t \sigma_2 \sigma_1^t G^t \sigma_2 \}
\end{aligned}$$

$$= itq_{31} + (it)^3 q_{33}$$

と計算される。つづいて h_2^2 については以下のように考える。まず、 h_2^2 を 21 種類の $g_i^p g_j^q g_k^r g_l^s$ の加重和によって表し、 $x \rightarrow Y \cdot + it\sigma$ としておいて $E(g_i^p \cdot g_j^q \cdot g_k^r \cdot g_l^s \cdot)$ を計算する。そうして、 $E(h_2^2 \cdot)$ を it , $(it)^2$, $(it)^3$, $(it)^4$ で区分すればよい。こうした計算をすべて省略するが、けっきょく $E(h_2^2 \cdot)$ は

$$(2. 20) \quad E(h_2^2 \cdot) = q_{30} + q_{32}(it)^2 + q_{34}(it)^4$$

となる。ここで、 q_{3j} はいずれも it を含まない。 q_{3j} $j = 0, 2, 4$ の表現はのちに計算する。そうすると N^{-1} のオーダーで δ の特性関数は、

$$(2. 21) \quad cf(t) = (\exp(-t^2 \sigma^2 / 2)) \\ \times \{1 + N^{-1/2}(q_{21}it + q_{22}(it)^3) \\ + N^{-1}((it)^2 p_{31} + (it)^4 p_{32} + (it)^6 p_{33}) + \dots\}$$

となる。ただし

$$(2. 22) \quad p_{31} = q_{31} + q_{30}/2 \\ p_{32} = q_{33} + q_{32}/2 \\ p_{33} = q_{34}/2.$$

こうして $\delta = N^{1/2}(c - \gamma)$ の密度は

$$(2. 23) \quad f(\delta) = (2\pi)^{-1} \int_{-\infty}^{+\infty} cf(t) \exp(-it\delta) dt \\ = (2\pi)^{-1} \int_{-\infty}^{+\infty} (\exp(-it\delta - t^2 \sigma^2 / 2)) s(t) dt \\ = n(\delta | 0, \sigma^2) E\{s((\sigma^2)^{-1/2} u \cdot - i\delta (\sigma^2)^{-1})\}$$

と書ける。ここで

$s(t)$: (2. 21) の R.H.S. の t に関する多項式

$n(\delta | 0, \sigma^2)$: 平均 0, 分散 σ^2 の正規密度関数

$u \cdot \sim N(0, 1)$,

計算を続けて δ の密度の近似は、最終的に以下のようなになるのがわかる。

$$(2. 24) \quad f(\delta) \sim n(\delta | 0, \sigma^2) \\ \times \{1 + \sigma q_{21} \delta (\sigma^2)^{-1}$$

$$\begin{aligned}
& + \sigma q_{22}(-3\delta(\sigma^t \sigma)^{-2} + \delta^3(\sigma^t \sigma)^{-3}) \\
& + \sigma^2 p_{31}(-(\sigma^t \sigma)^{-1} + \delta^2(\sigma^t \sigma)^{-2}) \\
& + \sigma^2 p_{32}(3(\sigma^t \sigma)^{-2} - 6\delta^2(\sigma^t \sigma)^{-3} + \delta^4(\sigma^t \sigma)^{-4}) \\
& + \sigma^2 p_{33}(-15(\sigma^t \sigma)^{-3} + 45\delta^2(\sigma^t \sigma)^{-4} - 15\delta^4(\sigma^t \sigma)^{-5} \\
& \quad + \delta^6(\sigma^t \sigma)^{-6}) + o(\sigma^2),
\end{aligned}$$

ここで

$$(2. 25) \quad \sigma^t \sigma = (\gamma^2 + 1 - \gamma b_{12})/a_{00}$$

となっている。ただし、 $b_{ij} = a_{ij}/a_{00}$, $a_{00} = \langle m^{-1}, Mm^{-1} \rangle$ 。(2. 25)の右辺を計算するには、

$$\begin{aligned}
(2. 26) \quad \sigma^t \sigma &= \langle 2(a^0 u_1 + u_3)/a_{00}, 2(a^0 u_1 + u_3)/a_{00} \rangle \\
& \quad + \langle 2u_4/a_{00}, 2u_4/a_{00} \rangle
\end{aligned}$$

と書いて、この u_j を m^{-1}, M など表せばよい。さらに以下で (2. 24) の q_{ij}, p_{ij} を a_{ij} によって示す。

$$(2. 27) \quad a_{00}q_{21} = (2 - T')\gamma - b_{12} + a_{01}/2$$

$$T' = T - 1 - J'$$

$$a_{12} = \langle m^{-1}, MSMm^{-1} \rangle$$

$$a_{01} = \text{tr}(MS)$$

$$S = c_1 c_2^t + c_2 c_1^t,$$

q_{22} については

$$\begin{aligned}
(2. 28) \quad a_{00}^2 q_{22} &= \gamma^3 - (3/2)b_{12}\gamma^2 \\
& \quad + \gamma(1 + b_{12}^2 + 2b_{12} - b_{19} - 2^{-1}b_{15}) \\
& \quad + 2^{-1}(b_{17} - b_{12} - b_{23} + b_{24} + b_{21}) \\
& \quad + b_{19} - 2b_{13}
\end{aligned}$$

$$a_{19} = m^{-1}M(SMc_1c_2^t + c_2c_1^tMS)Mm^{-1}$$

$$a_{15} = m^{-1}M(SMc_2c_1^t + c_1c_2^tMS)Mm^{-1}$$

$$a_{17} = m^{-1}MSMSMSMm^{-1}$$

$$a_{23} = m^{-1} M (S_2 M S + S M S_2) M m^{-1}$$

$$a_{24} = m^{-1} M (c_2 c_1^t M S_3 + S_3 M c_1 c_2^t) M m^{-1}$$

$$a_{21} = m^{-1} M c_1 c_2^t M S M c_2 c_1^t M m^{-1}$$

$$a_{13} = m^{-1} M S M S M m^{-1}$$

$$S_2 = c_2 c_1^t M c_1 c_2^t$$

$$S_3 = c_1 c_2^t M c_2 c_1^t.$$

さらに p_{ij} を以下に示す.

$$\begin{aligned} (2. 29) \quad a_{00}^2 p_{31} &= (q_{31} + 2^{-1} q_{30}) a_{00}^2 \\ &= \gamma^2 (2^{-1} T'^2 - 3T' - 42) \\ &\quad + \gamma (-2^{-1} T' a_{01} + (3T' + 16) b_{12}) \\ &\quad + 2^{-3} a_{01}^2 + 2^{-2} a_{02} + 2^{-1} (a_{03} - a_{04}) \\ &\quad + 3b_{12}^2 - a_{01} b_{12} - 2(b_{19} + b_{16}) + 4 - 4T' \end{aligned}$$

となる. ここで

$$a_{02} = \text{tr}(S M S M)$$

$$a_{03} = \text{tr}(M) = T'$$

$$a_{04} = \text{tr}(M S_3)$$

$$a_{16} = m^{-1} M S_2 M m^{-1}.$$

そうして p_{33} は

$$\begin{aligned} (2. 30) \quad 2a_{00}^4 p_{33} &= \{\gamma^3 + \gamma + \gamma b_{12}^2 + 2^{-1} b_{17} \\ &\quad + 2^{-1} b_{21} - b_{13} ((3/2)\gamma + 1) \\ &\quad + b_{12} (2\gamma - (3/2)\gamma^2 - 2^{-1}) \\ &\quad + (b_{14} - b_{16}) (2^{-1}\gamma - 1) \\ &\quad + 2^{-1} (b_{24} - b_{23})\}^2 \end{aligned}$$

$$a_{14} = m^{-1} M S_3 M m^{-1}.$$

p_{32} は以下のようにになっている.

$$(2. 31) \quad a_{00}^3 p_{32} = g_{01} + g_{12} + g_{21} + g_{41} + g_{42} + g_{43}$$

$$g_{01} = \gamma^2(3 - 7\gamma^2 - 8\gamma) + \gamma b_{12}(9\gamma^2 + 8\gamma - 3)$$

$$+ b_{12}^2(1 - 3\gamma^2 - 2\gamma) - b_{16}(1 + 3\gamma^2)$$

$$+ 2\gamma b_{12}b_{16} + p_0(2\gamma - b_{12})$$

$$p_0 = 2^{-1}b_{17} - b_{13}((3/2)\gamma + 1) + 2^{-1}b_{12}(4\gamma + \gamma^2 + 1)$$

$$+ 2^{-1}b_{21} + 2^{-1}b_{14}(\gamma - 2) + 2^{-1}b_{16}(2 + \gamma)$$

$$- \gamma + 2^{-1}(b_{24} - b_{23})$$

$$g_{12} = -4\gamma^3(T' - 7)(\gamma - b_{12}) - 4\gamma^2b_{16}$$

$$- \gamma^2(T' - 8)b_{12}^2$$

$$g_{21} = -\gamma T' p_0 + \gamma \{-3b_{12}^3 + b_{12}^2(2^{-1}a_{01} + \gamma)$$

$$+ b_{12}(T' - 5 - \gamma^2(T' - 27)) - b_{16}$$

$$- (3/2)\gamma a_{01} + 2b_{19}\}$$

$$+ 2\gamma^3(T' - 30) + (3/2)a_{01}\gamma^2$$

$$+ (6\gamma + 1 - 2^{-1}a_{01})b_{16} - 2\gamma(T' - 5)$$

$$- 4\gamma b_{19} - b_{23} - b_{24}\}$$

$$g_{41} = 2(1 + 6\gamma^4 - 5\gamma^2) - 2\gamma b_{12}$$

$$+ 2^{-1}b_{12}^2(5 - 7\gamma^2) + 2^{-1}\gamma b_{12}^3$$

$$g_{42} = 2^{-1}a_{01}p_0 + 4\gamma(\gamma + 1)b_{13} - (4\gamma^2 + (3/2)\gamma)b_{12}$$

$$+ 2^{-1}\{b_{28} - \gamma b_{21} + (1 + \gamma^2)(1 - b_{16})$$

$$- b_{31} - 2\gamma b_{24} - b_{25} - b_{26} + 3\gamma b_{23}\}$$

$$+ 2^{-1}(1 - 4\gamma)b_{19} - (3/2)\gamma b_{17}$$

$$g_{43} = -(2\gamma + b_{12})p_0 - b_{12}^2(1 + 4\gamma - \gamma^2)$$

$$+ b_{12}\{4\gamma(1 + 2\gamma - \gamma^2) + 2^{-1}(\gamma^2 - 1)a_{01}$$

$$- (2\gamma + 4)b_{13} - b_{23} + b_{24} + 2b_{19} + b_{21} + b_{17}\}$$

$$+ 2\gamma\{b_{24} - b_{23} + 2b_{19} + b_{21} + b_{17} - (2\gamma + 4)b_{13}\}$$

$$+ (\gamma^2 - 1)(b_{19} - a_{01}\gamma + 2 - b_{16}).$$

ここで g_{42} の b_{28} , b_{31} , b_{25} , b_{26} は (2. 32) に定められる.

$$\begin{aligned}
 (2.32) \quad a_{28} &= m^{-1} M c_2 c_1^t M S M S M c_1 c_2^t M m^{-1} \\
 a_{31} &= m^{-1} M c_2 c_1^t M S_2 M c_1 c_2^t M m^{-1} \\
 a_{25} &= m^{-1} M S_2 M S_2 M m^{-1} \\
 a_{26} &= m^{-1} M (S_2 M S M c_1 c_2^t + c_2 c_1^t M S M S_2) M m^{-1} \\
 b_{ij} &= a_{ij} / a_{00}.
 \end{aligned}$$

以上で、 δ の近似分布に含まれるパラメタを γ, M, m^{-1}, T' によって表現したことになる。すぐわかるように σ のオ-ダ-までをとれば、近似分布は比較的簡単な形をとる。

8.3 近似分布によるモ-メント

ここで 8.2 の結果について簡単なコメントを加えておく。1 つは、近似分布から計算される δ のモ-メントである。それは以下のようにになっている。

$$\begin{aligned}
 (3.1) \quad E(\delta) &= \int \{ \delta + q_{21} (\sigma^t \sigma)^{-1} \delta^2 N^{-1/2} \\
 &\quad + q_{22} \{-3 \delta^2 (\sigma^t \sigma)^{-2} + \delta^4 (\sigma^t \sigma)^{-3}\} N^{-1/2} \\
 &\quad + \dots \} n(\delta | 0, \sigma^t \sigma) d\delta \\
 &= q_{21} N^{-1/2} + o(N^{-1/2}) \\
 N &= \sigma^{-2}.
 \end{aligned}$$

この R.H.S. の積分からわかるように、 $N^{-1/2}$ のオ-ダ-で $E(\delta)$ は q_{22} を含まない。

(3.1) を書きかえれば、

$$\begin{aligned}
 (3.2) \quad E(c - \gamma) &\sim q_{21} \sigma^2 \\
 &\sim (2\tau)^{-1} q_{21} a_{00}, \quad \tau = (2\sigma^2)^{-1} a_{00},
 \end{aligned}$$

そうして q_{21} を 8.2 のはじめの記号で表して、

$$\begin{aligned}
 (3.3) \quad a_{00} q_{21} &= (4 - T') \gamma - 4 u_1 u_3 a_{00}^{-1} + \text{tr}(R) \\
 &= 2\gamma - \gamma T' - a_{12} a_{00}^{-1} + 2^{-1} a_{01}.
 \end{aligned}$$

したがって

$$(3.4) \quad E(c - \gamma) \sim (2\tau)^{-1} \times ((3.3) \text{ の R.H.S. })$$

となつて、(3.4) は exact moments から計算される近似に正確に一致する(第6章)。証

明をしないが、こうした点は 2 次の部分でも示される。コメントの他の 1 つは、特性関数の反転についてである。すなわち、(2. 7) の分母を $1 + \theta$ と書いて、 $\text{mod}(\theta) < 1$ のとき

$$(1 + \theta)^{-1} = 1 - \theta + \theta^2 - \dots$$

とした。したがって (2. 15) の $E\{\exp(it\delta)\}$ 、あるいは (2. 16) の $E\{(\exp(i\theta h_1)) \times h_2(x)\}$ は、 $\text{mod}(\theta) < 1$ で計算される必要がある。ところが、8. 2 では θ に課せられる制約を無視した。こうした考え方は正確には正しくないが、 σ が十分に小さければ

$$(3. 5) \quad E\{(\exp(i\theta h_1))h_2(x)\} - E\cdot\{(\exp(i\theta h_1))h_2(x)\} \sim 0$$

と見てよい。ここで $E\cdot\{ \}$ は、 $\text{mod}(\theta) < 1$ のもとでの期待値を意味する。(3. 5) の精密な証明は省略した。

参考文献

- [1] Montgomery, D. B. and A. J. Silk, "Estimating Dynamic Effects of Market Communications Expenditures," *Management Science*, 18, 1972, pp. 485-501.
- [2] Parsons, L. J. and R. L. Schultz, *Marketing Models and Econometric Research*, North-Holland, 1976.
- [3] 上條哲男「マーケティング・ミックス・モデル」『マーケティング・サイエンス』第15号, 1980年, pp. 35-46.
- [4] 片平秀貴「マーケット・シェア・モデルの一応用-英国乗用車市場の分析」『マーケティング・サイエンス』第14号, 1979年, pp. 1-14.
- [5] 片岡佑作「分布ラグモデルにおける最小2乗推定値の小標本特性」『経済経営論叢』第15巻, 第3号, 1980年, pp. 85-108.
- [6] ——— 「分布ラグモデルにおける最小2乗推定値の近似分布」日本統計学会講演報告集, 1981年, pp. 157-158.

第9章 ロジスティック - 分布関数の複合回帰モデル

9.1 広告イメージの測定例

以下のようなモデルを考える。

$$(1.1) \quad U_t = f_0(A_{0t}, A_{0,t-1}, \dots) f_*(A_{*t}, A_{*,t-1}, \dots) \\ \times \exp(\varepsilon_{0t})$$

$$(1.2) \quad Y_{it} = f_i(A_{it}, A_{i,t-1}, \dots) U_t^{\alpha(i)} \exp(\varepsilon_{it}) \quad i = 1, 2, \dots, I$$

ここで

A_{0t} : 777レベル広告支出

A_{it} : 製品 i への広告支出

$$A_{*t} = \sum_{i=1}^I A_{it}$$

$\varepsilon_{0t}, \varepsilon_{it}$: random disturbances

U_t : 777レベルイメージ

Y_{it} : 製品 i の販売額,

さらに $f_0(\cdot)$, $f_*(\cdot)$, $f_i(\cdot)$ は、適当な関数を表すものとしよう。

(1.1), (1.2) は、中島 [1] によって提案されるモデルであるが、その意味は以下のように考えられる。まず最初のステップとして A_0 と A_* が、いったんある特定企業のイメージ U を構成し、次に、この企業の個々の製品 i への広告支出 A_i 、および U の 2 要素によって Y_i が説明され、さらにこうした効果、影響がつねに時間のレベルをともなってあらわれる。

ところで、いまこのようなモデルにおける問題は、

1° 777レベルイメージ U_t をいかに構成するか、つまり U_t にどのような変数を指定すれば、

モデルがある程度の理論的意味あいを満足するか、

2° f_i, f_0, f_* に含まれるパラメタ、あるいは α_i をどのように推定するか、

という 2 点に整理できる。以下展開されている内容は、1°、および 2° への解となっている。9.2, 3 において、それぞれ 1°, 2° をあつかったのち、9.4 では、モデル (1.1), (1.2) における推定値の性質を簡単に議論した。命題の証明プロセスについては、スキップしている部分もかなりある。

9. 2 定式化および解

はじめにここで 1^* をとりあげる. いま, A_0 を含まない (1. 1) を考える.

$z = 1$, 個人が, ある何らかの肯定的な「アップレイト」を保持している
 $= 0$, そうでない,

となるような変数 z を定めて,

$$(2. 1) \quad \Pr(z = 1 | R_0) = H(R_0)$$

$$R_0 = \ln A_0$$

H : 単調非減少, かつ $0 < H < 1$

としよう. 以下, $\Pr(z = 1 | R_0) = p_z$ と書く. ここで H に logistic function を選べば, p_z を

$$(2. 2) \quad p_z = \exp(G(R_0)) \{1 + \exp(G(R_0))\}^{-1}$$

と書くことができる. ただし $G(R_0)$ は R_0 の 1 次関数, また以下 $p_z, G(R_0)$ をそれぞれ $p_{zt}, G(R_{0t})$ と書いて, 次の表現がみちびかれる.

$$(2. 3) \quad p_{zt}(1 - p_{zt})^{-1} = \exp(G(R_{0t})),$$

いま (2. 3) の対数をとれば,

$$(2. 4) \quad \ln p_{zt}(1 - p_{zt})^{-1} = G(R_{0t})$$

となる. さらに (2. 4) の R_{0t} に時間の遅れをみとめれば, $G(R_{0t})$ を $G(R_{0t}, R_{0,t-1}, \dots)$ とおきかえることができる. つまり

$$(2. 5) \quad \ln p_{zt}(1 - p_{zt})^{-1} = G(R_{0t}, R_{0,t-1}, \dots).$$

ところで, p_{zt} をその推定値 \hat{p}_{zt} によっておきかえれば, (2. 5) の L.H.S. は

$$(2. 6) \quad \ln \hat{p}_t(1 - \hat{p}_t)^{-1} \sim \ln p_{zt}(1 - p_{zt})^{-1} \\ + (\hat{p}_t - p_{zt}) \{(1 - p_{zt})p_{zt}\}^{-1}$$

をみたす. ただし

$$\hat{p}_t = n_t^{-1} \sum_{j=1}^{n(t)} z_{jt}, \quad t = 1, \dots, T$$

z_{jt} : 0 あるいは 1.

(2. 6) については, $\ln \hat{p}_t(1 - \hat{p}_t)^{-1}$ を p_{zt} のまわりでテイラー展開すればよい. 佐和 [2] を見よ. したがって

$$(2. 7) \quad \ln \hat{p}_t(1 - \hat{p}_t)^{-1} = G(R_{0t}, R_{0,t-1}, \dots) + \varepsilon_{0t}$$

$$\varepsilon_{0t} = (\hat{p}_t - p_{zt}) \{(1 - p_{zt})p_{zt}\}^{-1}$$

となる。ここで

$$E(\varepsilon_{0t}) = 0$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(\varepsilon_{0t}) &= n_t^{-1} p_{zt}^{-1} (1 - p_{zt})^{-1} \\ &= \omega_{0t} \end{aligned}$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_{0t}, \varepsilon_{0s}) = 0 \quad t \neq s$$

となるのが容易にわかる (第6 ~ 8章において, 平均 0, 分散一定, かつたがいに独立となる誤差項を η_t で表現したが, 以下 ε_{0t} , あるいは ε_{it} と書く)。

ところで (1. 1) にもどり, $f_t = 1$, $f_0 = J(A_{0t}, A_{0,t-1}, \dots)$ とおき, (1. 1) の \ln をとれば

$$\begin{aligned} (2. 8) \quad \ln U_t &= \ln f_0 + \varepsilon_{0t} \\ &= \ln J(\) + \varepsilon_{0t} \end{aligned}$$

となる。こうして (2. 7) と (2. 8) の対応から

$$(2. 9) \quad G(R_{0t}, R_{0,t-1}, \dots) = \ln J(A_{0t}, A_{0,t-1}, \dots)$$

がみたされるならば, $U_t = \hat{p}_t (1 - \hat{p}_t)^{-1}$ とおくことによって, モデル (1. 1) の背景に

(2. 1) を考えてよいことになる。簡単な関数形で, (2. 9) を成立させるようなものには, たとえば

$$\begin{aligned} (2. 10) \quad J(A_{0t}, A_{0,t-1}, \dots) &= k \prod_{s=0}^{\infty} A_{0,t-s}^{F(s)} \\ F(s) &= \beta_0 \alpha_0^s, \text{ mod}(\alpha_0) < 1 \end{aligned}$$

がある。(2. 10) の \ln をとれば

$$\begin{aligned} (2. 11) \quad \ln J(\) &= k' + \sum_{s=0}^{\infty} \beta_0 \alpha_0^s \ln A_{0,t-s} \\ &= k' + \sum_{s=0}^{\infty} \beta_0 \alpha_0^s R_{0,t-s} \end{aligned}$$

となって, (2. 11) の R.H.S. は, $G(\)$ をみたすのがわかる。けっきょく (2. 9) を成立させるような関数は存在するから, 1 つの考え方として, $U_t = \hat{p}_t (1 - \hat{p}_t)^{-1}$ としてよいことになる。つまり, (1. 1) の L.H.S., U_t には t 期についてサイズ n_t のサンプルを考え,

$$(2. 12) \quad U_t = s_t (n_t - s_t)^{-1}$$

$$= \hat{p}_t (1 - \hat{p}_t)^{-1}$$

s_t : イメージに対して肯定的な回答数

$n_t - s_t$: イメージに対して否定的な回答数

とすればよい。

9.3 モデルの推定

ここで (1. 1) の推定問題を取りあげる。 $\ln U_t = u_t$, $\text{mod}(\alpha_0) < 1$, さらに

$$f_0 = J = k \prod_{s=0}^{\infty} A_{0,t-s}^{F(s)}$$

とすれば, (2. 8) は

$$(3. 1) \quad u_t = k' + (I - \alpha_0 L)^{-1} \beta_0 R_0 t + \varepsilon_{0t}$$

と書ける。ただし L は

$$L^s x_t = x_{t-s}, \quad s = 0, 1, \dots$$

$$L^0 = I = 1$$

となるようなラグ演算子である。(3. 1) を変形して

$$(3. 2) \quad u_t = \alpha_0 u_{t-1} + k'' + \beta_0 R_0 t + \eta_{0t}$$

$$\eta_{0t} = \varepsilon_{0t} - \alpha_0 \varepsilon_{0,t-1}$$

とすれば, (3. 2) は推定可能になる。ここで η_{0t} の分散共分散を知っておく必要があるが, ε_{0t} , $\varepsilon_{0,t-1}$ は独立だから,

$$(3. 3) \quad \text{Var}(\eta_{0t}) = \text{Var}(\varepsilon_{0t}) + \alpha_0^2 \text{Var}(\varepsilon_{0,t-1})$$

$$= \omega_{0t} + \alpha_0^2 \omega_{0,t-1}$$

$$\text{Cov}(\eta_{0t}, \eta_{0,t+1}) = E\{(\varepsilon_{0t} - \alpha_0 \varepsilon_{0,t-1})(\varepsilon_{0,t+1} - \alpha_0 \varepsilon_{0t})\}$$

$$= -\alpha_0 \omega_{0t}$$

$$\text{Cov}(\eta_{0t}, \eta_{0,t+s}) = E\{(\varepsilon_{0t} - \alpha_0 \varepsilon_{0,t-1})(\varepsilon_{0,t+s} - \alpha_0 \varepsilon_{0,t+s-1})\}$$

$$= 0, \quad s > 1$$

となる。したがって GLS 推定するのであれば,

$$(3. 4) \quad \text{Var}(\eta_{0t}) \text{ の estimate} = m_{0t} + \alpha_0^2 m_{0,t-1}$$

$$\text{Cov}(\eta_{0t}, \eta_{0,t+1}) \text{ の estimate} = -\alpha_0 m_{0t}$$

をもちいれればよい。ただし

$$(3.5) \quad m \cdot \hat{\theta}_t = n_t^{-1} \hat{p}_t^{-1} (1 - \hat{p}_t)^{-1}$$

$$\hat{p}_t = n_t^{-1} \sum_{j=1}^{n(t)} z_{jt}, \quad t = 1, \dots, T$$

$\hat{\alpha}_0$: (3.2) の α_0 の OLS estimate

となっている。

つづいて (1.2) をとりあげる。両辺の対数をとって、これを

$$(3.6) \quad \ln Y_{it} = \ln f_i + \alpha_i \ln U_t + \varepsilon_{it}$$

と表すことができる。ここで先と同様に、 f_i に

$$\begin{aligned} \ln f_i &= c' + \sum_{s=0}^{\infty} \alpha_i^s \beta_i \ln A_{it}, \quad \text{mod}(\alpha_i) < 1 \\ &= c' + (I - \alpha_i L)^{-1} \beta_i R_{it} \end{aligned}$$

を選べば、(3.6) は

$$(3.7) \quad y_{it} = c' + (I - \alpha_i L)^{-1} \beta_i R_{it} + \alpha_i u_t + \varepsilon_{it},$$

あるいは

$$(3.8) \quad y_{it} = \alpha_i y_{i,t-1} + c'' + \beta_i R_{it} + \alpha_i (u_t - \alpha_i u_{t-1}) + \varepsilon_{it} - \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}$$

となる。ここで $y_{it} = \ln Y_{it}$, $u_t = \ln U_t$ 。したがって (3.8) に OLS, GLS をあてはめればよい。ただし、この場合 OLS を選ぶとしても、(3.8) のパラメータには nonlinear な制約がつく。つまり、

$$\begin{aligned} u_{t-1} \text{ の coefficient} &= -(y_{i,t-1} \text{ の coefficient}) \\ &\quad \times (u_t \text{ の coefficient}) \end{aligned}$$

となる。さらに (3.8) における誤差項、 $\eta_{it} = \varepsilon_{it} - \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}$ について、その期待値は以下のようにになっている。

$$E(\eta_{it}) = 0.$$

また、 ε_{it} は t について独立、かつ $\varepsilon_{it} \sim N(0, \omega_i^2)$ とすれば、

$$\text{Var}(\eta_{it}) = (1 + \alpha_i^2) \omega_i^2$$

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\eta_{it}, \eta_{i,t+1}) &= E\{(\varepsilon_{it} - \alpha_i \varepsilon_{i,t-1})(\varepsilon_{i,t+1} - \alpha_i \varepsilon_{it})\} \\ &= -\alpha_i \omega_i^2 \end{aligned}$$

$$\text{Cov}(\eta_{it}, \eta_{i,t+s}) = 0, s > 1$$

となる。

つづいてこうした議論をある程度拡張，あるいは修正することを考える。(1. 1) において

$$(3. 9) \quad 1 \neq f_t = c \cdot \prod_{s=0}^{\infty} F'(s) A_{t-s}$$

$$F'(s) = \beta \cdot \alpha_0^s, \text{mod}(\alpha_0) < 1$$

とすれば，(3. 2) は

$$(3. 10) \quad u_t = \alpha_0 u_{t-1} + k_0 + \beta_0 R_{0t} + \beta \cdot R_{t-1} + \varepsilon_{0t} - \alpha_0 \varepsilon_{0,t-1}$$

となる。ただし $R_{t-1} = \ln A_{t-1}$ 。(3. 9) の α_0 に α_0 以外のパラメータを選ぶと，(3. 10)

は高階の定差方程式になる。さらに (1. 2) で $U_t^{(i)}$ を

$$(3. 11) \quad f_U(U_t, U_{t-1}, \dots) = \prod_{s=0}^{\infty} F''(s) U_{t-s}$$

$$F''(s) = \pi_i \delta_i^s, \text{mod}(\delta_i) < 1$$

とすれば，(1. 2) を

$$(3. 12) \quad y_{it} = c' + (I - \alpha_i L)^{-1} \beta_i R_{it} \\ + (I - \delta_i L)^{-1} \pi_i u_t + \varepsilon_{it}$$

と書くことができる。そうして，ここで $\delta_i = \alpha_i$ のとき，(3. 12) は

$$(3. 13) \quad y_{it} = \alpha_i y_{i,t-1} + c'' + \beta_i R_{it} \\ + \pi_i u_t + \varepsilon_{it} - \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}$$

となる。すぐ気づくように，(3. 13) の係数に制約はない。

9. 4 OLS, GLS 推定値の漸近的性質

ここでさきのモデル

$$(4. 1) \quad u_t = \alpha_0 u_{t-1} + k'' + \beta_0 R_{0t} + \eta_{0t}$$

における推定値の性質を考える。ただし

$$\ln U_t = u_t = \ln \hat{p}_t (1 - \hat{p}_t)^{-1}$$

$$\eta_{0t} = \varepsilon_{0t} - \alpha_0 \varepsilon_{0,t-1}$$

いまデータを T まで観測し， $u = \alpha_0 u_{-1} + X\beta_0 + \eta$ と書いて，OLS 推定値は

$$(4.2) \quad (a_{\theta}, b_{\theta\theta}^t)^t = (X^t X^t)^{-1} X^t u, \quad \beta_{\theta\theta}^t = (k^t, \beta_{\theta})$$

となる。ここで

$$X^t = (u_{-1}, X), \quad \dim(X): (T-1) \times 2$$

$$X \text{ の第 } t \text{ 行} = x_{t+1} (1 \times 2) = (1, R_{\theta, t+1}) \quad t = 1, \dots, T-1$$

$$u_{-1}^t = (u_1, \dots, u_{T-1})$$

$$u^t = (u_2, \dots, u_T).$$

はじめに $a_{\theta}, b_{\theta\theta}$ の確率極限を計算する。

$$(4.3) \quad (a_{\theta}, b_{\theta\theta}^t)^t = (\alpha_{\theta}, \beta_{\theta\theta}^t)^t + (X^t X^t)^{-1} X^t \eta$$

となるから、以下 $\langle X^t, \eta \rangle$ を見ればよい。

$$(4.4) \quad X^t \eta = (u_{-1}^t \eta, (X^t \eta)^t)^t$$

だから、はじめに $\langle u_{-1}, \eta \rangle$ を考えれば、

$$u_{-1}^t \eta = u_{-1}^t \varepsilon - \alpha_{\theta} u_{-1}^t \varepsilon_{-1}$$

$$\varepsilon = (\varepsilon_{\theta 2}, \dots, \varepsilon_{\theta T})^t$$

$$\varepsilon_{-1} = (\varepsilon_{\theta 1}, \dots, \varepsilon_{\theta, T-1})^t.$$

さらに

$$(4.5) \quad u_{-1}^t \varepsilon = \sum_{t=1}^{T-1} u_t \varepsilon_{\theta, t+1}$$

$$(4.5.a) \quad \varepsilon_{\theta t} = (\hat{p}_t - p_{zt}) p_{zt}^{-1} q_{zt}^{-1}$$

$$q_{zt} = 1 - p_{zt}.$$

以下、(4.5.a) の p_{zt}, q_{zt} を p_t, q_t と書く。いま、 $E(\hat{p}_t) = p_t, \text{Var}(\hat{p}_t) = p_t q_t / n_t = O(1/n_t)$ 、ゆえに $n_t (t = 1, \dots, T) \rightarrow +\infty$ のとき、 $\hat{p}_t \rightarrow p_t$ (in probability) から $\varepsilon_{\theta t} \rightarrow 0, u_t = \ln \hat{p}_t \hat{q}_t^{-1} \rightarrow \ln p_t q_t^{-1}$ 。したがって (4.5) の $u_t \varepsilon_{\theta, t+1}$ は $n_t \rightarrow +\infty$ で $u_t \varepsilon_{\theta, t+1} \rightarrow 0$ となる。ここで、あるいは以下についても同様であるが、 \rightarrow と書く場合、左側がランダムであれば、 \rightarrow は convergence in probability を意味する。

$u_t \varepsilon_{\theta t}$ についても、

$$(4.6) \quad u_{-1}^t \varepsilon_{-1} = \sum_{t=1}^{T-1} u_t \varepsilon_{\theta t}$$

から $nt \rightarrow +\infty$ で $u_t \varepsilon_{0t} \rightarrow 0$ となる. さらに, $T^{-1} \sum_{t=1}^{T-1} u_t \varepsilon_{0,t+1}$, $T^{-1} \sum_{t=1}^{T-1} u_t \varepsilon_{0t}$ がいずれも T^0 のオーダーだから, $T \rightarrow +\infty$, $nt \rightarrow +\infty$ においても, $T^{-1} \sum_{t=1}^{T-1} u_t \varepsilon_{0,t+1} \rightarrow 0$, $T^{-1} \sum_{t=1}^{T-1} u_t \varepsilon_{0t} \rightarrow 0$ となる. ゆえに (4. 3) において, $T^{-1} X^t X^* \rightarrow \text{const.}$ であれば, $T \rightarrow +\infty$, $nt \rightarrow +\infty$ で $a_{00} \rightarrow \alpha_{00}$ となる. 以下これを考える.

$$\begin{aligned} T^{-1} u_{-1}^t u_{-1} &= T^{-1} \sum_{t=1}^{T-1} u_t^2 \\ &= T^{-1} \sum_{t=1}^{T-1} (\ln \hat{p}_t \hat{q}_t^{-1})^2. \end{aligned}$$

ここで $nt \rightarrow +\infty$ で $\hat{p}_t \rightarrow p_t$ だから $nt \rightarrow +\infty$ のとき, $(\ln \hat{p}_t \hat{q}_t^{-1})^2 \rightarrow (\ln p_t q_t^{-1})^2$.
いま $\max(\ln p_t q_t^{-1})^2 = \delta$ とすれば, $nt \rightarrow +\infty$ で

$$\begin{aligned} (4. 7) \quad T^{-1} u_{-1}^t u_{-1} &= T^{-1} \sum_{t=1}^{T-1} u_t^2 \\ &< T^{-1} \sum_{t=1}^{T-1} \delta \\ &= T^{-1} (T-1) \delta. \end{aligned}$$

こうして $T \rightarrow +\infty$, $nt \rightarrow +\infty$ で $T^{-1} u_{-1}^t u_{-1} \rightarrow \text{const.}$ となる.
つづいて $T^{-1} X^t u_{-1}$ をとりあげる.

$$\begin{aligned} T^{-1} X^t u_{-1} &= T^{-1} \sum_{t=1}^{T-1} X_{t+1}^t u_t, \quad \dim(X_{t+1}^t): 2 \times 1 \\ &= T^{-1} \sum_{t=1}^{T-1} X_{t+1}^t \ln \hat{p}_t \hat{q}_t^{-1}. \end{aligned}$$

ここで $nt \rightarrow +\infty$ のとき,

$$\begin{aligned} T^{-1} \text{mod}(X_j^t u_{-1}) &\rightarrow T^{-1} \text{mod}(\sum_{t=1}^{T-1} X_{j,t+1} \ln p_t q_t^{-1}) \\ &< T^{-1} \sum_{t=1}^{T-1} \text{mod}(X_{j,t+1}) \text{mod}(\ln p_t q_t^{-1}) \\ &< T^{-1} \sum_{t=1}^{T-1} \text{mod}(X_{j,t+1}) \delta^{1/2}. \end{aligned}$$

いま, $\text{mod}(X_{j,t+1})$ $j = 1, 2$ は bounded だから, $\delta^{1/2} T^{-1} \sum_{t=1}^{T-1} \text{mod}(X_{j,t+1}) = o(T^0)$,
ゆえに $T^{-1} X^t u_{-1} = o(T^0)$, さらに $T^{-1} X^t X = o(T^0)$. ゆえに $T \rightarrow +\infty$ のとき,

$T^{-1} X^t X^* \rightarrow \delta''$ となるような δ'' がある. したがって (4. 3) の a_{00} は $a_{00} \rightarrow \alpha_{00}$ となる. b_{00} においても同様である.

つづいて GLS についてはまず、推定値を

$$(4.8) \quad (a_{\cdot 0}, b_{\cdot 00})^t = (X^t S^{-1} X^t)^{-1} X^t S^{-1} u$$

と書く。ただし

$$X_{\cdot} = (u_{-1}, X)$$

$$u_{-1} = (u_1, \dots, u_{T-1})^t$$

$$u = (u_2, \dots, u_T)^t$$

$$X \text{ の第 } t \text{ 行} = x_{t+1} (1 \times 2)$$

S: η_{0t} の covariances の OLS 推定値。

いま S の要素を書けば、

$$(4.8.a) \quad s_{tt} = m_{\cdot 0t} + a_{00} m_{\cdot 0, t-1}^2 \quad t = 2, \dots, T$$

$$s_{t, t+1} = -a_{00} m_{\cdot 0t}$$

$$s_{t, t+j} = 0 \quad j > 1$$

$$m_{\cdot 0t} = n_t^{-1} \hat{p}_t^{-1} \hat{q}_t^{-1}$$

$$\hat{q}_t = 1 - \hat{p}_t$$

$$\hat{p}_t = n_t^{-1} \sum_{j=1}^{n(t)} z_{jt} \quad t = 1, \dots, T$$

a_{00} : α_{00} の OLS 推定値

となっている。 $a_{\cdot 0}$, $b_{\cdot 00}$ の確率極限を計算するために、(4.8) を

$$(4.9) \quad (a_{\cdot 0}, b_{\cdot 00})^t = (\alpha_{00}, \beta_{000}^t)^t + (X^t S^{-1} X^t)^{-1} X^t S^{-1} \eta$$

と書きかえる。まず $n_t \rightarrow +\infty$ で $s_{ts} \rightarrow \sigma_{ts}(\alpha_{00}, p_t, p_s)$ $t, s = 2, \dots, T$ となる

。ただし、この s_{ts} , σ_{ts} は n_t を含まないものを意味する。さらに X_{\cdot} の部分 u_{-1} は

$n_t \rightarrow +\infty$ で $u_{-1} \rightarrow v_{-1}$ となる。ただし $v_{-1}^t = (v_1, \dots, v_{T-1})$, $v_t = \ln p_t q_t^{-1}$, η

については先と同様に $\eta \rightarrow 0$, これらの議論をあわせて $n_t \rightarrow +\infty$ のとき、

$(a_{\cdot 0}, b_{\cdot 00}) \rightarrow (\alpha_{00}, \beta_{000})$ となるのがわかる。つづいて $n_t \rightarrow +\infty$, $T \rightarrow +\infty$ の場合

を考える。いま $n_t \rightarrow +\infty$ で (4.9) の R.H.S. の第2項は、

$$T^{-1} X^t S^{-1} \eta \rightarrow T^{-1} X^t \Sigma^{-1} \text{plim } \eta = O(T^0),$$

この plim は $n_t \rightarrow +\infty$ のもとでの plim を示す。また、 $X_{\cdot} = (v_{-1}, X)$ である。ここ

で $\text{plim } \eta = 0$ だから, $T \rightarrow +\infty$ で $T^{-1} X^t S^{-1} \eta \rightarrow 0$, さらに $nt, T \rightarrow +\infty$ で

$$T^{-1} X^t S^{-1} X \sim T^{-1} X^t \Sigma^{-1} X_+ \rightarrow O(T^0),$$

ゆえに $T \rightarrow +\infty, nt \rightarrow +\infty$ で $(a_{00}, b_{000}) \rightarrow (\alpha_0, \beta_{000})$ となる.

次に, 推定値の分布を考える. いま $\varepsilon_+ = (\varepsilon_{00}, \varepsilon^t)^t$ として $\varepsilon = (0, 1) \varepsilon_+ = c_2 \varepsilon_+$, $\varepsilon_{-1} = (1, 0) \varepsilon_+ = c_1 \varepsilon_+$ と書けるから, $\eta = \varepsilon - \alpha_{00} \varepsilon_{-1} = (c_2 - \alpha_{00} c_1) \varepsilon_+ = c_3 \varepsilon_+$ となる. $X^t \eta$ をもう一度書けば,

$$(4.10) \quad X^t \eta = X^t c_3 \varepsilon_+$$

$$\varepsilon_{+t} = (\hat{p}_t - p_t) \{(1 - p_t) p_t\}^{-1} = (\hat{p}_t - p_t) (q_t p_t)^{-1}.$$

ここで $nt \rightarrow +\infty$ のとき, $q_t p_t \varepsilon_{+t} \sim N(0, nt^{-1} p_t q_t)$ だから $\varepsilon_{+t} \sim N(0, nt^{-1} p_t^{-1} q_t^{-1})$, u_{-1} については $u_{-1} \rightarrow v_{-1}$, ただし

$$v_{-1} = (v_1, \dots, v_{T-1})^t$$

$$v_t = \ln p_t q_t^{-1}.$$

そうすると, まず $nt \rightarrow +\infty$ で $X^t \eta = X^t c_3 \varepsilon_+$, $X^t c_3 \varepsilon_+$ の分布は等しい. ただし $X \rightarrow X_+$. したがって $X^t c_3 \varepsilon_+$ を調べればよい. いま $nt \rightarrow +\infty$ で $\varepsilon_+ (T \times 1) \sim N(0, \Omega)$,

$$\Omega = \text{diag}(\dots, nt^{-1} p_t^{-1} q_t^{-1}, \dots) = \text{diag}(\dots, \omega_{0t}, \dots)$$

だから $X^t c_3 \varepsilon_+ \sim N(0, X^t c_3 \Omega c_3^t X_+)$, さらに $nt \rightarrow +\infty$ で $(X^t X_+)^{-1} X^t c_3 \varepsilon_+ \sim N(0, Q_1)$ となる. ただし $Q_1 = (X^t X_+)^{-1} X^t c_3 \Omega c_3^t X_+ (X^t X_+)^{-1}$. ところで $nt \rightarrow +\infty$ で $X \rightarrow X_+$ だから, $nt \rightarrow +\infty$ のとき,

$$(4.11) \quad (a_0, b_{000})^t \sim N((\alpha_0, \beta_{000})^t, Q_1)$$

となるのがわかる.

GLS 推定値の分布についても, これらの議論がそのまま成立する.

$$(4.12) \quad X^t S^{-1} \eta \sim X^t \Sigma^{-1} \eta \sim N(0, X^t \Sigma^{-1} c_3 \Sigma c_3^t \Sigma^{-1} X_+)$$

から

$$R^{-1} X_+^t \Sigma^{-1} \eta \sim N(0, Q_2)$$

ただし

$$(4.13) \quad R = X_+^t \Sigma^{-1} X_+, \quad Q_2 = R^{-1} X_+^t \Sigma^{-1} c_3 \Omega c_3^t \Sigma^{-1} X_+ R^{-1}.$$

そうすると GLS 推定値については, $nt \rightarrow +\infty$ で

$$(4.14) \quad (a_{\cdot 0}, b_{\cdot 00})^t \sim N((\alpha_0, \beta_{00})^t, Q_2)$$

となる. この Q_2 は (4.13) によって定められる.

いま (4.11), (4.14) で $c_3 \Omega c_3^t = \Sigma$ に気づくとよい. これは以下のようにして示される. $\varepsilon \cdot (T \times 1) \sim N(0, \Omega)$, $\eta = c_3 \varepsilon$. だから " η の covariances" = $\Sigma = c_3 \Omega c_3^t$ となる. そうすると

$$(4.15) \quad Q_1 = (X_+^t X_+)^{-1} X_+^t \Sigma X_+ (X_+^t X_+)^{-1}$$

$$Q_2 = (X_+^t \Sigma^{-1} X_+)^{-1}$$

について " $Q_1 - Q_2$: nonnegative definite" を主張できる. 証明は以下のとおり.

$$A = X_+^t X_+ (Q_1 - Q_2) X_+^t X_+$$

$$= X_+^t \Sigma X_+ - X_+^t X_+ (X_+^t \Sigma^{-1} X_+)^{-1} X_+^t X_+$$

として, いま $\Sigma = \Sigma^{1/2} \Sigma^{1/2}$ ($\Sigma^{1/2}$: symmetric positive definite) とすれば,

$$X_+^t \Sigma^{-1} X_+ = Y^t Y \quad (\text{ただし } Y = \Sigma^{-1/2} X_+).$$

そうすると

$$(4.16) \quad A = Y^t \Sigma^2 Y - Y^t \Sigma Y (Y^t Y)^{-1} Y^t \Sigma Y$$

$$= Y^t (I - Y(Y^t Y)^{-1} Y^t) Y \cdot, \quad Y \cdot = \Sigma Y$$

となる. (4.16) で $I - Y(Y^t Y)^{-1} Y^t$ は \wedge 等, したがって $I - Y(Y^t Y)^{-1} Y^t$, A は非負値定符号になる. 以上の点から α_0 (あるいは β_{00}) の OLS, GLS 推定値は $nt, T \rightarrow +\infty$ のとき, ともに α_0 の一致推定値となるが, 極限分布については $\text{Var}(a_0) \supseteq \text{Var}(a_{\cdot 0})$ となっている.

つづいて (3.12), あるいは (3.13) の母数推定を考える. (3.13) を

$$(4.17) \quad y = (y_{-1}, u, X) (\alpha_i, \pi_i, \beta_{i0})^t + \eta$$

と書く。ただし

$$(4.18) \quad y = (y_{i2}, \dots, y_{iT})^t$$

$$y_{-1} = (y_{i1}, \dots, y_{i,T-1})^t,$$

この y, y_{-1} は i に依存するが、簡単のために y, y_{-1} と書いた。以下についても同様である。

$$\eta = (\eta_{i2}, \dots, \eta_{iT})^t$$

$$\eta_{it} = \varepsilon_{it} - \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}$$

$$u = (u_2, \dots, u_T)^t$$

$$X((T-1) \times 2) \text{ の第 } t \text{ 行} = x_{t+1}$$

$$x_t = (1, R_{it})$$

$$\beta_{i0} = (c', \beta_i)^t,$$

となっている。さらに $z = (y_{-1}, u, X)$, $\delta^t = (\alpha_i, \pi_i, \beta_{i0}^t)$ とおけば、

$$(4.18.a) \quad y = z\delta + \eta$$

となる。そうすると δ の OLS 推定値は

$$(4.19) \quad d = (z^t z)^{-1} z^t y$$

と書ける。以下 d の確率極限を計算する。

$$(4.19.a) \quad d = \delta + (z^t z)^{-1} z^t \eta$$

として、ここでまず $nt \rightarrow +\infty$ のとき、 $u \rightarrow v$ となる。ただし $v = (v_2, \dots, v_T)^t$,

$$v_t = \ln p_t q_t^{-1}.$$

つづいて $T^{-1} z^t \eta$ を考える。

$$(4.20) \quad T^{-1} z^t \eta = T^{-1} \sum_{t=2}^T (y_{i,t-1} \eta_{it}, u_{it} \eta_{it}, (x_t^t \eta_{it})^t)^t,$$

ここで

$$\sum y_{i,t-1} \eta_{it} = \sum y_{i,t-1} \varepsilon_{it} - \alpha_i \sum y_{i,t-1} \varepsilon_{i,t-1}$$

となるが、以下の計算のために (3.12) の y_{it} についてその性質を調べておくと、まず

(3.12) を

$$y_{it} = \mu_{it} + \varepsilon_{it}, \quad \delta_i = \alpha_i$$

と書いて $nt \rightarrow +\infty$ のとき、 $y_{it} \sim m_{it} + \varepsilon_{it}$ ただし

$$m_{it} = c' + (I - \alpha_i L)^{-1} \beta_i R_{it}$$

$$+ (I - \alpha_i L)^{-1} \alpha_i v_t$$

$$< +\infty.$$

そうすると $nt \rightarrow +\infty$ で

$$(4. 21) \quad \sum y_{i,t-1} \eta_{it} \sim \sum (m_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t-1}) \varepsilon_{it}$$

$$- \alpha_i \sum (m_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t-1}) \varepsilon_{i,t-1}$$

ここで $E(\varepsilon_{it}^2) = \omega_i^2$; $\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is} (t \neq s)$: independent, $E(m_{it} \varepsilon_{it}) = 0$, そうして $\varepsilon_{it} \sim \text{normal}$, あるいは $E(\varepsilon_{it}^s) < +\infty$ s : 適当な整数, を仮定すれば, $T \rightarrow +\infty$ で

$$(4. 21. a) \quad T^{-1} \sum y_{i,t-1} \eta_{it} \rightarrow -\omega_i^2 \alpha_i$$

となる. つぎに $\sum_{t=2}^T u_{it} \eta_{it}$ は $nt \rightarrow +\infty$ のとき $u_{it} \eta_{it} \rightarrow v_{it} \eta_{it}$. この v_{it} は ラグ k ではない. そうすると $T \rightarrow +\infty$ のとき,

$$T^{-1} \sum_{t=2}^T v_{it} \eta_{it} = T^{-1} \sum_{t=2}^T v_{it} (\varepsilon_{it} - \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}) \rightarrow 0,$$

さらに $\sum x_{it}^t \eta_{it}$ についても, $T \rightarrow +\infty$ で $T^{-1} \sum x_{it}^t \eta_{it} \rightarrow 0 (2 \times 1)$, 以上を整理して

(4. 20) において $T \rightarrow +\infty, nt \rightarrow +\infty$ のとき, $T^{-1} (z^t \eta)^t \rightarrow (-\omega_i^2 \alpha_i, 0)$ $\dim(0) = 1 \times 3$ となるのがわかる. また (4. 19) で $nt \rightarrow +\infty, T \rightarrow +\infty$ のとき, $T^{-1} z^t z \rightarrow \text{const.}$ となる. これを計算すれば以下のようなになる. $nt \rightarrow +\infty$ で

$$z^t z = (y_{-1}, u, X)^t (y_{-1}, u, X)$$

の y_{-1}, u は, それぞれ $y_{-1} \sim m_{-1} + \varepsilon_{-1}, u \rightarrow v$ となる. $T \rightarrow +\infty$ で計算を続けければ,

$$T^{-1} y_{-1}^t y_{-1} \sim T^{-1} m_{-1}^t m_{-1} + \omega_i^2 \rightarrow e_{00}$$

$$T^{-1} y_{-1}^t v \sim T^{-1} m_{-1}^t v \rightarrow e_{01}$$

$$T^{-1} y_{-1}^t X \sim T^{-1} m_{-1}^t X \rightarrow e_{02}$$

$$T^{-1} v^t v \rightarrow e_{22}$$

$$T^{-1} v^t X \rightarrow e_{23}$$

$$T^{-1} X^t X \rightarrow e_{33}.$$

ここで e_{ij} はいずれも定数である. いま, $\text{plim } T^{-1} z^t z = E.$ と書けば, d は $nt \rightarrow +\infty$

, $T \rightarrow +\infty$ のとき

(4. 22) $d = (\alpha_i, \pi_i, \beta_{i0})^t$ の OLS 推定値

$$\rightarrow \delta + E^{-1}(-\alpha_i \omega_i^2, 0)^t, \quad 0: 1 \times 3$$

となって, これは d が inconsistent であることを意味する. つづいて $T^{-1}(y - zd)^t \times (y - zd) = T^{-1}B$ の確率極限を計算する. いま, $y - zd = M\eta$, $M = I - z(z^t z)^{-1}z^t$ と書けるから,

$$(4. 23) \quad B = \eta^t M \eta = \eta^t \eta - \eta^t z (z^t z)^{-1} z^t \eta$$

となる. ここで $nt \rightarrow +\infty$, $T \rightarrow +\infty$ のとき

$$T^{-1} \eta^t z \rightarrow (-\omega_i^2 \alpha_i, 0),$$

したがって, あと $\eta^t \eta$ を見ればよい.

$$\begin{aligned} \eta^t \eta &= \sum_{t=2}^T (\varepsilon_{it} - \alpha_i \varepsilon_{i,t-1})^2 \\ &= \sum_{t=2}^T \varepsilon_{it}^2 - 2\alpha_i \sum_{t=2}^T \varepsilon_{it} \varepsilon_{i,t-1} + \alpha_i^2 \sum_{t=2}^T \varepsilon_{i,t-1}^2. \end{aligned}$$

すぐわかるように $T^{-1} \eta^t \eta \rightarrow (1 + \alpha_i^2) \omega_i^2$ となる. そうすると $T \rightarrow +\infty$, $nt \rightarrow +\infty$ のとき,

$$\begin{aligned} (4. 24) \quad T^{-1} B &\rightarrow (1 + \alpha_i^2) \omega_i^2 - (-\omega_i^2 \alpha_i, 0) E^{-1} (-\omega_i^2 \alpha_i, 0)^t \\ &= (1 + \alpha_i^2) \omega_i^2 - \omega_i^4 \alpha_i^2 e^{11} \\ &< (1 + \alpha_i^2) \omega_i^2 \\ &= \eta_{it} \text{ の variance} \\ &e^{11}: E. \text{ の逆行列の } (1,1) \text{ 要素} \end{aligned}$$

となって, $T^{-1} B$ の定数倍は $(1 + \alpha_i^2) \omega_i^2$ の一致推定値を構成できないのがわかる. また, モデル (4. 17) における δ の GLS 推定値も, inconsistent である. これは以下のようにして示される. GLS については, OLS 推定値の $z^t \eta$ に対応する部分が, $z^t S_i^{-1} \eta$ となっている. ただし S_i は Σ_i の OLS 推定値を示す. いま, $T^{-1} z^t S_i^{-1} \eta$ をとりあげると, $nt \rightarrow +\infty$, $T \rightarrow +\infty$ のとき, $S_i^{-1} \rightarrow \text{const. } (= G)$ だから $T^{-1} z^t G \eta$ を調べれば

よい.

$$\begin{aligned}
 (4.25) \quad z^t G \eta &= z^t (g_2 \eta, \dots, g_T \eta)^t \quad g_t: 1 \times (T-1) \\
 &= \sum_{t=2}^T z_t^t g_t \eta \\
 &= \sum_{t=2}^T (y_{i,t-1} g_t \eta, \dots)^t
 \end{aligned}$$

と書けるが, $T^{-1} \sum_{t,s=2}^T y_{i,t-1} g_t \eta_s \sim T^{-1} \sum_{t,s=2}^T (m_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t-1}) g_t \eta_s$ ($nt \rightarrow +\infty$). また $T \rightarrow +\infty$ で, これは $T^{-1} \sum_{t,s} \varepsilon_{i,t-1} g_t \eta_s$ の確率極限に一致する. 計算を続けて,

$$\begin{aligned}
 (4.26) \quad \sum_{t,s=2}^T \varepsilon_{i,t-1} g_t \eta_s &= \sum_t \varepsilon_{i,t-1} g_t (\varepsilon_{it} - \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}) \\
 &\quad + \sum_{t \neq s} \varepsilon_{i,t-1} g_t (\varepsilon_{is} - \alpha_i \varepsilon_{i,s-1}),
 \end{aligned}$$

ここでこの R.H.S. についてその期待値は 0 でない. したがって $T^{-1} \sum_{t,s} \varepsilon_{i,t-1} g_t \eta_s \rightarrow \text{nonzero}$. ゆえに (4.17) については, GLS 推定値も inconsistent になっているのがわかる.

remark: pp. 137 ~ で OLS, GLS 推定値の分布を考える場合, 正確には推定値を $(ntT)^{1/2}$ 倍する方がよい.

参考文献

- [1] 中島望「ファミリーブランドの広告計画」数量モデルによる市場分析研究部会, 1983年.
- [2] 佐和隆光「回帰分析」朝倉書店, 1979年.

第 10 章 2 変量分布ラグモデルの最小2乗 (OLS) 推定値

10. 1 広告支出による市場反応の測定問題

p 次元の Koyck 分布ラグモデルを以下のように書くことができる。

$$(1. 1) \quad Y_t = \sum_{s=0}^{\infty} \alpha^s \beta X_{t-s} + \varepsilon_t \\ = m_t + \varepsilon_t$$

ここで Y_t ($p \times 1$), X_{t-s} ($J \times 1$), ε_t ($p \times 1$) はそれぞれ従属変数, 説明変数, 誤差項を表し, α ($p \times p$), β ($p \times J$) は未知パラメータ, α の固有値のうち, 絶対値の最大のものは 1 より小さいとする。さらに ε_t , X_t について

$$(1. 2) \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma) \quad \Sigma: \text{positive definite} \\ \varepsilon_t, \varepsilon_s (t \neq s): \text{independent} \\ X_t: \text{fixed}$$

としよう。 (1. 2) は $p = 1$ のとき通常よくおかれる仮定である。ところで, マーケティングにおけるモデル (1. 1) の意味は, 以下のような内容になる。簡単のために $p = 2$ として Y_{1t} を X_{t-s} で表せば,

$$(1. 3) \quad Y_{1t} = \beta_1^t X_t + (\alpha_{11}, \alpha_{12}) \beta X_{t-1} + \dots + \varepsilon_{1t} \\ \beta_1^t (1 \times J): \beta \text{ の第 1 行}$$

となる。ここで

Y_{1t} : t 期における財 1 の販売数量 (例えば野本 [5] によれば, Y_{1t} , Y_{2t} をそれぞれビール, ウイスキー-販売量としている)

X_t : 様々な広告媒体を通しての第 1, 2 財への広告支出, [5] を引用すれば

x_{11t} : ビールに関する journal advertising

x_{12t} : ビールを目的とするラジオ, TV 広告

x_{21t} : ウイスキーに関する journal advertising (新聞, 雑誌広告)

x_{22t} : ウイスキーについてのラジオ, TV 広告,

つまり (1. 3) は, ビールの販売数量がウイスキーの広告支出によっても左右され, さらにこうした広告支出全体の効果が, 時間の経過とともに幾何的に減少する点を意味している。あるいは, このような多元的 (2 次元) な考え方は, ビール会社 1 社が市場に供給するビールの

種類を細分化し、かつそれに対応して広告媒体を区分するケースにも適用できる。b'-Nの種類と媒体を、それぞれ 1, J 通りとすれば、

$$Y_t: 1 \times 1 \text{ ベクトル}, X_t: 1J \times 1 \text{ ベクトル}$$

になるのがわかる。Ashley, Granger and Schmalensee [2] は、causality の test をする場合、Box-Jenkins のアイデアにしたがって 1次元モデル、2次元モデルによるデータのフィットのよさを比較する。そこでとりあげられる例も、もちろん広告-個人消費支出の関係となっている。また統計的な面に限定されているが、Anderson-Mentz [1] は、こうした場合の意味あいをよく説明する。ただ [1] の内容は、いわゆる vectorvariate の AR モデルであるが、ここでは vectorvariate の分布ラグモデルを考える。

以下統計的な側面を展開するのに先だって、注意しておく。

a' (1. 3) において $\alpha_{12} = 0$ であれば、これは $p = 1$ の分布ラグモデルとあまり異なるものではない。さらに $\alpha_{12} = 0$, かつ $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$ が独立のとき、それは $p = 1$ のモデルと同等になる。つまり (1. 3) は

$$(1. 4) \quad Y_{1t} = \beta_{11}^t X_t + \alpha_{11} \beta_{11}^t X_{t-1} + \dots + \varepsilon_{1t}$$

と表され、 $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$: independent では Σ を対角行列に帰着できる。したがって多次元の分布ラグモデルとは、ラグ構造の shape ではなく、内容をもう少し複雑なものとしたうえで、従属変数間の相関を組み入れたモデル、と解釈することができる。例えば、 $p = 2$ で

(1. 1) の $\alpha_{11}^t \beta (1 \times J)$ は

$$\alpha_{11}^t \beta = (\alpha_{11} \beta_{11} + \alpha_{12} \beta_{21}, \dots, \alpha_{11} \beta_{1J} + \alpha_{12} \beta_{2J})$$

となっている。

b' さらに (1. 3) は、片平 [4] がとりあげる seemingly unrelated regressions (SUR, 表面上無相関に見える回帰) のかたちにはなっていない。[4] は Y_{1t} を説明する場合、 $\alpha_{12} = 0$ となつて、かつ $\text{Cov}(\varepsilon_t(2 \times 1)) = \Sigma \neq \text{diagonal}$ である。つまり、こうした SUR モデルの内容を verbal には b'-N の販売数量を決定するのは、b'-N への広告支出のみである、と行うことができる。ただし、b'-N とウイスキーの販売数量に相関はあってもよい。

ところで 10. 2 は $p = 2$ のとき、 $\alpha (2 \times 2)$ の OLS 推定値をとりあげ、その exact mean を計算する。マーケティング、あるいは経済学が対象とする統計モデルのサブサイズは、たか

だか 2 々となっている場合がほとんどだから、みちびかれる結果の解釈が容易ではないとしても、こうした有限標本理論にはそれなりの意味がある。これまでのところ、 $p \geq 2$ で exact moments, あるいは近似分布はわかっていない。以下で示されるように、exact mean は 2 重の無限級数によって表される。

10. 2 OLS 推定値の精密 1 次 t-メント

いま、ラグ・オペレータ L によって (1. 1) を

$$(2. 1) \quad Y_t = \sum_{s=0}^{\infty} \alpha^s \beta L^s X_t + \varepsilon_t \\ = (1 - \alpha L)^{-1} \beta X_t + \varepsilon_t$$

と書くことができる。さらに (2. 1) から

$$(2. 2) \quad Y_t = \alpha Y_{t-1} + \beta X_t + \varepsilon_t - \alpha \varepsilon_{t-1}$$

となる。そうすると (2. 2) における α の OLS 推定値 a は、

$$(2. 3) \quad a^t = (Y_{-1}^t M Y_{-1}^t)^{-1} Y_{-1}^t M Y^t \\ M = I - X(X^t X)^{-1} X^t$$

によって表せる。ただし

$$Y_{-1}^t = (Y_0, Y_1, \dots, Y_{T-1}), \dim(Y_{-1}) = T \times 2$$

$$Y^t = (Y_1, Y_2, \dots, Y_T)$$

$$X^t = (X_1, X_2, \dots, X_T), \dim(X) = T \times J.$$

さらに一般性を失うことなく、

$$(2. 4) \quad \Sigma = I_2$$

としておく。また、exact mean の計算方法については、Ullah-Nagar [3] が採用した考え方をもう少し改良してもちいる。つまり、解析的な表現を簡単にするために、まえもって 2 種類の変数を直交化することを考える。

$$z^t = (Y_0, Y_1, \dots, Y_T)$$

と定めて a^t を

$$(2. 5) \quad a^t = (z^t B z^t)^{-1} z^t G z^t$$

と書くことができる。ただし

$$B = c_1^t M c_1, \quad c_1 (T \times (T + 1)) = (I_T, 0)$$

$$G = c_1^t M c_2, \quad c_2(T \times (T+1)) = (0, I_T).$$

さらに $HBH^t = \text{diag}(I(T'), 0)$, $T' = \text{rank}(M) = T - J$, H : orthogonal, $H_2 z = x$, $H =$

$(H_1^t, H_2^t)^t$, $H_1 z = x_1$, $HGH^t = J^0$, $H_i G H_j^t = J_{ij}^0$ と書いて $a(2 \times 2)$ を

$$(2.6) \quad a^t = (x_1^t x_1)^{-1} \sum_{i,j=1}^2 x_i^t J_{ij}^0 x_j$$

と表せる. ここで $x_2^t J_{21}^0 x_1 = x_2^t J_{22}^0 x_2 = 0(2 \times 2)$ である.

これは以下のようにして示される.

$$\begin{aligned} x_2^t J_{21}^0 x_1 &= x_2^t H_2 G H_1^t x_1 \\ &= z^t H_2^t H_2 G H_1^t H_1 z \\ &= z^t (I - B) G B z \end{aligned}$$

となるが, ここで

$$GB - BGB = c_1^t M c_2 B - c_1^t M c_1 c_1^t M c_2 B = 0,$$

したがって $x_2^t J_{21}^0 x_1 = 0$, さらに

$$\begin{aligned} x_2^t J_{22}^0 x_2 &= z^t H_2^t H_2 G H_2^t H_2 z \\ &= z^t (I - B) G (I - B) z \end{aligned}$$

$$(I - B)G = c_1^t M c_2 - c_1^t M c_1 c_1^t M c_2 = 0,$$

ゆえに $x_2^t J_{22}^0 x_2 = 0$ となる. そうすると a は

$$(2.7) \quad a^t = (x_1^t x_1)^{-1} (x_1^t J_{11}^0 x_1 + x_1^t J_{12}^0 x_2)$$

となる. x_1 については以下の性質が成り立つ.

$x_1(T' \times 2)$, x_2 : independent

$x_{j1}^t(2 \times 1) \sim N(x_{j1}^t, I_2) \quad j = 1, \dots, T'$

x_{j1}^t : $x_1^t(2 \times T')$ の第 j 要素,

$x_2^t(2 \times (T+1-T'))$ についても同様である. いま $x_1^t x_1 \sim W(T', \langle x_i, x_i \rangle, I_2)$, この W は "Wishart" を意味する. ゆえに $x_0 = x_1 S^t$, $S \langle x_i, x_i \rangle S^t = \text{diag}(r_1, r_2)$, S : orthogonal とすれば,

$${}^t x_6 x_6 = S {}^t x_1 x_1 S^t \sim W(T', \text{diag}(r_1, r_2), I_2),$$

そうすると a^t を

$$(2. 8) \quad a^t = S^t ({}^t x_6 x_6)^{-1} ({}^t x_6 J_{11}^0 x_6 + {}^t x_6 J_{12}^0 x_2 S^t) S$$

と表すことができる. つづいて $S a S^t = a^*$ として a^* をとりあげれば,

$$(2. 9) \quad a^* = ({}^t x_6 x_6)^{-1} ({}^t x_6 J_{11}^0 x_6 + {}^t x_6 J_{12}^0 x_2 S^t).$$

そうして以下 $a_{\cdot 11}$ のモーメントを調べる. まず

$$(2. 10) \quad E(a^* | x_6) = ({}^t x_6 x_6)^{-1} ({}^t x_6 J_{11}^0 x_6 + {}^t x_6 u)$$

$$u = J_{12}^0 x_2 S^t, \quad E(x_2) = x_2^0$$

となる. $a_{\cdot 11}$ の条件付きでない期待値を考えるために, 次の表現が必要である.

$$(2. 11) \quad E(a_{\cdot 11} | x_6) = A_0 \{ {}^t x_{61} J_{11}^0 x_{61} - ({}^t x_{62} x_{62})^{-1} {}^t x_{61} x_{62} x_{62} J_{11}^0 x_{61} \\ + {}^t x_{61} u_1 - ({}^t x_{62} x_{62})^{-1} {}^t x_{61} x_{62} x_{62} u_1 \}$$

ただし

$$A_0^{-1} = {}^t x_{61} x_{61} - {}^t x_{61} x_{62} ({}^t x_{62} x_{62})^{-1} {}^t x_{62} x_{61}$$

$$x_6 = (x_{61}, x_{62}); \quad x_{61}, x_{62}: \text{independent}$$

$$\dim(x_{6i}) = T' \times 1.$$

はじめに (2. 11) の R.H.S. の第1項を以下のように計算する. Ullah-Nagar [3] を見よ

. いま $E(x_{61}^2 | A_0)$ を

$$(2. 12) \quad E(x_{61}^2 | A_0) = d_{11}^2 E(A_0) + 2x_{61} d_{11} E(A_0) + (1 + x_{61}^2) E(A_0)$$

と書くことができる. ここで $d_{11}(\cdot)$ は (\cdot) を x_{61} で微分する内容を意味する. したがって $E(A_0 {}^t x_{61} J_{11}^0 x_{61})$ を計算するには, $E(A_0)$ を x_{61} で s 回 ($s = 1, 2$) 微分したもの, さらに x_{61}^2, x_{61} でそれぞれ 1 回微分した表現がわかればよい. $E(A_0 | x_{62})$ を $E_2(A_0)$ と書いて,

$$(2. 13) \quad E_2(A_0) = E_2(n + 2H - 2)^{-1}$$

$$n = T' - 1$$

$$H | x_{62} \sim \text{Poisson}(n)$$

$$\Pi = 2^{-1} g_1^t M_{62} g_1$$

$$g_1 = x_{61}$$

$$M_{62} = I - x_{62} (x_{62}^t x_{62})^{-1} x_{62}^t$$

計算をつづけて、 $EE_2(A_0) = E(A_0)$ を (2. 14) のように表現することができる。

$$\begin{aligned} (2. 14) \quad E(A_0) &= (n-2)^{-1} \sum_{h=0}^{\infty} (1)_h (h!)^{-1} \\ &\quad \times (-2^{-1} r_1)^h (\exp(-2^{-1} r_2)) (2^{-1} n + 2^{-1})_h^{-1} \\ &\quad \times \sum_{k=0}^{\infty} (2^{-1} r_2)^k (k!)^{-1} (2^{-1} n + h)_k (2^{-1} n)_k^{-1} \\ &\quad \times (2^{-1} n + 2^{-1})_k (2^{-1} n + 2^{-1} + h)_k^{-1} \\ &= \Pi_0 \end{aligned}$$

ただし $(a)_j = a(a+1) \dots (a+j-1)$, $(a)_0 = 1$, $a > 0$. $E(A_0)$ の x_{61i} に関する微分を $d_{1i} E(A_0)$ と書いて、

$$(2. 15) \quad d_{1i} E(A_0) = -x_{61i} \Pi_1$$

となる。この Π_1 は

$$\begin{aligned} (2. 16) \quad \Pi_j &= (n-2)^{-1} (1)_j (2^{-1} n + 2^{-1})_j^{-1} \sum_{h=0}^{\infty} (j+1)_h (2^{-1} n + 2^{-1} + j)_h^{-1} (h!)^{-1} \\ &\quad \times (-2^{-1} r_1)^h \exp(-2^{-1} r_2) \sum_{k=0}^{\infty} (2^{-1} r_2)^k (k!)^{-1} (2^{-1} n + j + h)_k \\ &\quad \times (2^{-1} n + 2^{-1})_k (2^{-1} n)_k^{-1} (2^{-1} n + 2^{-1} + j + h)_k^{-1} \\ & \quad j = 0, 1, 2 \end{aligned}$$

によって定められる。さらに $E(A_0)$ の 2 次微分は、

$$\begin{aligned} (2. 17) \quad d_{1i}^2 E(A_0) &= -\Pi_1 + x_{61i}^2 \Pi_2 \\ d_{1i} d_{1j} E(A_0) &= x_{61i} x_{61j} \Pi_2 \end{aligned}$$

となる。

いま、 $x_{61}^t J_{11}^0 x_{61} = x_{61}^t J_{11} x_{61} = x_{61}^t Q x_{61}$ に気づいて、ただし $J_{11} = H_1 A H_1^t$, $A = 2^{-1} (c_1 M c_2 + c_2 M c_1)$, 簡単のために x_{61} を x_1 と書けば、(2. 11) の R.H.S. の第1項は

$$\begin{aligned}
 (2.18) \quad E(x_{61}^t Q x_{61} A_0) &= \sum_{i=1}^{T'} E(x_{1i}^2 q_{ii} A_0) + \sum_{i \neq j} E(q_{ij} x_{1i} x_{1j} A_0) \\
 &= \sum_{i=1}^{T'} \{q_{ii} d_{ii}^2 E(A_0) + 2q_{ii} x_{ii} d_{ii} E(A_0) + q_{ii} (1 + x_{ii}^2) E(A_0)\} \\
 &\quad + \sum_{i \neq j} q_{ij} \{d_{ii} d_{jj} E(A_0) + x_{ii} d_{ij} E(A_0) + x_{ij} d_{ii} E(A_0) \\
 &\quad \quad + x_{ii} x_{ij} E(A_0)\}
 \end{aligned}$$

となる. ここで (2.14) から (2.17) までを知って, (2.18) は以下のように書ける.

$$\begin{aligned}
 (2.19) \quad E(x_{61}^t J_{11}^0 x_{61} A_0) &= \sum_{j=0}^2 \pi_j \delta_j \\
 \delta_0 &= \text{tr}(J_{11}) + x_{61}^t J_{11} x_{61} \\
 \delta_1 &= -\text{tr}(J_{11}) - 2x_{61}^t J_{11} x_{61} \\
 \delta_2 &= -\delta_0 - \delta_1.
 \end{aligned}$$

つぎに (2.11) の第3項については,

$$\begin{aligned}
 (2.20) \quad E(x_{61}^t u_1 A_0) &= \sum_{i=1}^{T'} u_{1i} E(x_{61i} A_0) \\
 &= \sum_{i=1}^{T'} u_{1i} \{d_{1i} E(A_0) + x_{61i} E(A_0)\} \\
 &= \sum_{i=1}^{T'} u_{1i} (-x_{61i} \pi_1 + x_{61i} \pi_0) \\
 &= -u_1^t x_{61} (\pi_1 - \pi_0)
 \end{aligned}$$

となる. つづいて (2.11) の第2, 4項を計算するには, $E(A_1) = E(A_0 \langle x_{62}, x_{62} \rangle^{-1})$ の power series representation を知っておく必要がある.

$$\begin{aligned}
 (2.21) \quad EE(A_1 | x_{62}) &= (n-2)^{-1} \sum_{h=0}^{\infty} (1)_h (-2^{-1} r_1)^h (2^{-1} n)_h^{-1} (h!)^{-1} \\
 &\quad \times E\{w_1 (w_1 + w_2)^{-h-1}\},
 \end{aligned}$$

ここで w_1, w_2 はたがいに独立, かつ $w_1 \sim \chi^2(n, r_2)$, $w_2 \sim \chi^2(1)$ である. 計算をつづけて

$$(2.22) \quad EE(A_1 | x_{62}) = \tau_{0(0)}$$

となる. ただし $\tau_{0(0)}$ は

$$\begin{aligned}
 (2.23) \quad \tau_{q(p)} &= c_{q(p)} \sum_{h=0}^{\infty} (1+q)_h (h!)^{-1} (-2^{-1} r_1)^h (\exp(-2^{-1} r_2)) \\
 &\quad \times (2^{-1} n + p + q)_h (2^{-1} n + q)_h^{-1} (2^{-1} n + 2^{-1} + p + q)_h^{-1} \\
 &\quad \times {}_2F_2(\cdot, \cdot; \cdot, \cdot; 2^{-1} r_2)
 \end{aligned}$$

$$a_1 = 2^{-1}n + h + p + q$$

$$a_2 = 2^{-1}n + 2^{-1} + p - 1$$

$$a_3 = 2^{-1}n + p$$

$$a_4 = 2^{-1}n + 2^{-1} + h + p + q$$

によって定められる。ここで

$${}_2F_2(a_1, a_2; a_3, a_4; x) = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(a_1)_i (a_2)_i (a_3)^{-1} (a_4)^{-1} (i!)^{-1} x^i}{c_q(p)}$$

$$c_q(p) = e_0(1)_q (2^{-1}n - 2^{-1})_p (2^{-1}n + q)_p$$

$$x (2^{-1}n + 2^{-1})_q^{-1} (2^{-1}n)_p^{-1} (2^{-1}n + 2^{-1} + q)_p^{-1}$$

$$e_0 = (n-2)^{-1} (n-1)^{-1}.$$

そうすると、(2. 11) の R. H. S. の第4項は以下のように計算される。

$$(2. 24) \quad E(A_1 x_{62}^t x_{61}^t x_{62}^t u_1) = \sum_{i=1}^t u_{1i} E(x_{61i} x_{62i}^2 A_1) \\ + \sum_{i \neq j} u_{1i} u_{1j} E(x_{61i} x_{62i} x_{62j} A_1),$$

いま、(2. 24) の第1項については

$$(2. 25) \quad E(x_{61i} x_{62i}^2 A_1) = \{d_{2i}^2 d_{1i} + x_{61i} d_{2i}^2 + 2x_{62i} d_{2i} d_{1i} + 2x_{62i} x_{61i} d_{2i} \\ + (1 + x_{62i}^2) d_{1i} + x_{61i} (1 + x_{62i}^2)\} E(A_1)$$

となる。(2. 25) の微分は $\tau_{q(p)}$ によって表すことができる。

$$(2. 26) \quad d_{1i} E(A_1) = -x_{61i} \tau_{1(0)} \\ d_{2i} d_{1i} E(A_1) = x_{61i} x_{62i} (\tau_{1(0)} - \tau_{1(1)}) \\ = x_{61i} x_{62i} \tau_{1(0)}^1 \\ d_{2i}^2 d_{1i} E(A_1) = x_{61i} \tau_{1(0)}^1 + x_{61i} x_{62i} d_{2i} \tau_{1(0)}^1 \\ = x_{61i} \tau_{1(0)}^1 + x_{61i} x_{62i}^2 (-\tau_{1(0)} + 2\tau_{1(1)} - \tau_{1(2)}) \\ d_{2i} E(A_1) = x_{62i} (-\tau_{0(0)} + \tau_{0(1)}) = x_{62i} \tau_{0(0)}^1 \\ d_{2i}^2 E(A_1) = \tau_{0(0)}^1 + x_{62i} (-x_{62i} \tau_{0(0)}^1 + d_{2i} \tau_{0(1)}) \\ = \tau_{0(0)}^1 + x_{62i}^2 (\tau_{0(0)} - 2\tau_{0(1)} + \tau_{0(2)}).$$

(2. 26) を (2. 25) に代入して

$$(2. 27) \quad E(x_{61i}x_{62i}^2A_1) = x_{61i}(\tau_1^1 + \tau_{0(1)} - \tau_{1(0)}) \\ + x_{61i}x_{62i}^2(\kappa_1 + \kappa_0 + 2\tau_1^1 + 2\tau_0^1 - \tau_{1(0)} + \tau_{0(0)})$$

ただし $\kappa_i = (-1)^i(\tau_{1(0)} - 2\tau_{1(1)} + \tau_{1(2)})$ $i = 0, 1, 2$ となるのがわかる.

(2. 24) の R. H. S. の第2項については

$$(2. 28) \quad E(x_{61i}x_{62i}x_{62j}A_1) = \{d_{2i}d_{2j}d_{1i} + x_{61i}d_{2i}d_{2j} + x_{62j}d_{2i}d_{1i} \\ + x_{62i}d_{2j}d_{1i} + x_{61i}x_{62j}d_{2i} + x_{62i}x_{61i}d_{2j} \\ + x_{62i}x_{62j}d_{1i} + x_{61i}x_{62j}x_{62i}\}E(A_1),$$

微分したものを $\tau_{q(p)}$ で表して

$$(2. 29) \quad d_{2i}d_{2j}E(A_1) = x_{62i}x_{62j}(\tau_{0(0)} - 2\tau_{0(1)} + \tau_{0(2)})$$

$$(2. 30) \quad d_{2i}d_{2j}d_{1i}E(A_1) = x_{61i}x_{62i}d_{2j}\tau_1^1 \\ = x_{61i}x_{62i}x_{62j}\kappa_1.$$

そうするとけっきょく (2. 28) は

$$(2. 31) \quad E(x_{61i}x_{62i}x_{62j}A_1) \\ = x_{61i}x_{62i}x_{62j}(\kappa_1 + \kappa_0 + 2\tau_1^1 + 2\tau_0^1 - \tau_{1(0)} + \tau_{0(0)}) \\ = x_{61i}x_{62i}x_{62j}\xi'.$$

ここで (2. 27) にもどり, $\tau_1^1 + \tau_{0(1)} - \tau_{1(0)}$ を ξ と書いて

$$(2. 32) \quad E(A_1x_{62}^t x_{61}^t x_{62}^t u_1) = \sum_{i=1}^t u_{1i}(x_{61i}\xi + x_{61i}x_{62i}^2\xi') \\ + \xi' \sum_{i=2}^t u_{1i}x_{62j}x_{61i}x_{62i} \\ = \xi u_1^t x_{61}^t + \xi' u_1^t x_{62}^t x_{61}^t x_{62}^t \\ = \xi u_1^t x_{61}^t$$

となる. (2. 32) で $\langle x_{61}, x_{62} \rangle = 0$ に気づくとよい. つぎに (2. 11) の R. H. S. の第2項をとりあげる.

$A_0(x_{62}^t x_{62})^{-1} x_{61}^t x_{62}^t x_{62}^0 J_{11}^0 x_{61}$ で, $A_1 = A_0(x_{62}^t x_{61})^{-1}$, さらに J_{11}^0 を P と書く.

$$(2. 33) \quad EE(A_1x_{61}^t x_{62}^t x_{62}^t P x_{61}) \\ = \sum_{i=1}^{I'} p_{ii} E(x_{61i}^2 x_{62i}^2 A_1) + \sum_{i \neq j} p_{ij} E(x_{61j} x_{62j} x_{62i} x_{61i} A_1)$$

$$\begin{aligned}
& + \sum_{j \neq k} p_{jk} E(x_{61j}^2 x_{62j}^2 x_{61k} A_1) + \sum_{i \neq j} p_{ij} E(x_{61j}^2 x_{62j}^2 x_{62i} A_1) \\
& + \sum_{i \neq k, j \neq k, j \neq i} p_{ik} E(x_{61j} x_{62j} x_{62i} x_{61k} A_1)
\end{aligned}$$

となる。以下、(2. 33) の R. H. S. の第1, 2項の計算結果をあたえる。第3 ~ 5項も、同様な考え方によって計算可能であるが省略した。

$$\begin{aligned}
(2. 34) \quad E(x_{61i}^2 x_{62i}^2 A_1) &= \{d_{1i}^2 d_{2i}^2 + 2x_{62i}^2 d_{1i}^2 d_{2i} + 2x_{61i}^2 d_{2i}^2 d_{1i} \\
&+ (1 + x_{61i}^2) d_{2i}^2 + (1 + x_{62i}^2) d_{1i}^2 + 4x_{61i} x_{62i} d_{2i} d_{1i} \\
&+ 2(x_{62i} + x_{61i}^2 x_{62i}) d_{2i} + 2(x_{61i} + x_{62i}^2 x_{61i}) d_{1i} \\
&+ 1 + x_{62i}^2 + x_{61i}^2 + x_{62i}^2 x_{61i}^2\} E(A_1)
\end{aligned}$$

$$(2. 34. a) \quad d_{1i} d_{2i}^2 E(A_1) = x_{61i} \tau_1^1 + x_{61i} x_{62i}^2 (-\tau_{1(0)} + 2\tau_{1(1)} - \tau_{1(2)}),$$

計算をつづけて、

$$\begin{aligned}
(2. 35) \quad d_{2i}^2 d_{1i}^2 E(A_1) &= \tau_1^1 - x_{61i}^2 (\tau_{2(0)} - \tau_{2(1)}) + x_{62i}^2 \kappa_1 \\
&+ x_{61i}^2 x_{62i}^2 (\tau_{2(0)} - 2\tau_{2(1)} + \tau_{2(2)}),
\end{aligned}$$

(2. 34) の R. H. S. を $\tau_{q(p)}$ で書けば

$$\begin{aligned}
(2. 36) \quad E(x_{61i}^2 x_{62i}^2 A_1) &= \tau_1^1 - x_{61i}^2 (\tau_{2(0)} - \tau_{2(1)}) + x_{62i}^2 \kappa_1 \\
&+ x_{61i}^2 x_{62i}^2 \kappa_2 + 2x_{62i}^2 (\tau_1^1 + x_{61i}^2 \tau_2^1) \\
&+ 2x_{61i}^2 (\tau_1^1 + x_{62i}^2 \kappa_1) + (1 + x_{61i}^2) (\tau_0^1 + x_{62i}^2 \kappa_0) \\
&+ (1 + x_{62i}^2) (-\tau_{1(0)} + x_{61i}^2 \tau_{2(0)}) + 4x_{61i}^2 x_{62i}^2 \tau_1^1 \\
&+ 2x_{62i}^2 (1 + x_{61i}^2) \tau_0^1 - 2x_{61i}^2 (1 + x_{62i}^2) \tau_{1(0)} \\
&+ (1 + x_{61i}^2) (1 + x_{62i}^2) \tau_{0(0)}
\end{aligned}$$

ただし $\tau_2^1 = -\tau_{2(0)} + \tau_{2(1)}$ 。さらに (2. 33) の第2項については

$$\begin{aligned}
(2. 37) \quad E(x_{61i} x_{61j} x_{62i} x_{62j} A_1) &= (d_{1i} d_{1j} d_{2i} d_{2j} + x_{62j} d_{1i} d_{1j} d_{2i} \\
&+ x_{62i} d_{1j} d_{1i} d_{2j} + x_{61j} d_{1i} d_{2j} d_{2i} \\
&+ x_{61i} d_{1j} d_{2i} d_{2j} + x_{62j} x_{62i} d_{1i} d_{1j} \\
&+ x_{61j} x_{62j} d_{1i} d_{2i} + x_{62i} x_{61j} d_{1i} d_{2j}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \dot{x}_{61j} \dot{x}_{61i} d_{2i} d_{2j} + \dot{x}_{62j} \dot{x}_{61i} d_{1j} d_{2i} \\
& + \dot{x}_{61i} \dot{x}_{62i} d_{1j} d_{2j} + \dot{x}_{61j} \dot{x}_{62i} \dot{x}_{62j} d_{1i} \\
& + \dot{x}_{61i} \dot{x}_{62j} \dot{x}_{61j} d_{2i} + \dot{x}_{61j} \dot{x}_{62i} \dot{x}_{61i} d_{2j} \\
& + \dot{x}_{61i} \dot{x}_{62i} \dot{x}_{62j} d_{1j} + \dot{x}_{61j} \dot{x}_{62j} \dot{x}_{61i} \dot{x}_{62i}) E(A_1).
\end{aligned}$$

この R.H.S. で

$$(2. 38) \quad d_{1i} d_{1j} d_{2i} d_{2j} E(A_1) = \dot{x}_{61i} \dot{x}_{62i} \dot{x}_{62j} \dot{x}_{61j} \kappa_2.$$

さらに s 次微分 ($s = 1, 2, 3$) を $\tau_{\alpha(p)}$ によって表せば,

$$\begin{aligned}
(2. 39) \quad E(\dot{x}_{61i} \dot{x}_{61j} \dot{x}_{62i} \dot{x}_{62j} A_1) & = \dot{x}_{61i} \dot{x}_{61j} \dot{x}_{62i} \dot{x}_{62j} (\kappa_2 + 2\tau_2^1 + 2\kappa_1 \\
& + \tau_2(0) + 4\tau_1^1 + \kappa_0 - 2\tau_1(0) \\
& + 2\tau_0^1 + \tau_0(0))
\end{aligned}$$

となる.

ここで $\langle \dot{x}_{61}, \dot{x}_{62} \rangle = 0$ に注意すれば, けっきょく (2. 23) の全体を以下のように書くことができる.

$$\begin{aligned}
(2. 40) \quad E(\dot{x}_{61}^t \dot{x}_{62}^t \dot{x}_{62}^0 J_{11}^0 \dot{x}_{62} A_1) \\
= \text{tr}(J_{11}^0) (\tau_1^1 + \tau_0^1 - \tau_1(0) + \tau_0(0)) \\
+ \dot{x}_{61}^t J_{11}^0 \dot{x}_{61} (\tau_2(1) + 2\tau_1^1 + \tau_0^1 - 2\tau_1(0) + \tau_0(0)) \\
+ \dot{x}_{62}^t J_{11}^0 \dot{x}_{62} (2\tau_1^1 + \kappa_1 + \kappa_0 - \tau_1(0) + 2\tau_0^1 + \tau_0(0)).
\end{aligned}$$

ゆえに (2. 19), (2. 20), (2. 32), (2. 40) から (2. 10) の $a_{\cdot 11}$ の 1 次モーメントは,

$$\begin{aligned}
(2. 41) \quad E(a_{\cdot 11}) & = \{\text{tr}(J_{11}^0) + u_i^t \dot{x}_{61}^i\} (-\mu_1 + \mu_0 + \tau_1(1) - \tau_0(1)) \\
& + \dot{x}_{61}^t J_{11}^0 \dot{x}_{61} (-2\mu_1 + \mu_0 + \mu_2 - \tau_2(1) + 2\tau_1(1) - \tau_0(1)) \\
& + \dot{x}_{62}^t J_{11}^0 \dot{x}_{62} (\tau_1(2) - \tau_0(2))
\end{aligned}$$

となる. (2. 41) の $\mu_j, \tau_{\alpha(p)}$ は, それぞれ (2. 16), (2. 23) で定められる. さらに

$\text{tr}(J_{11}^0)$ などについては, 以下のようにになっている.

$$\text{tr}(J_{11}^0) = \text{tr}(AB)$$

$$u^t x_0^t = s^{(1)} z^t G (I - B) z^t s^{(1)}$$

$$x_0^t J_1^0 x_0^t = s^{(i)} z^t B A B z^t s^{(i)}, i = 1, 2$$

$$S^t = (s^{(1)}, s^{(2)}) \quad s^{(i)}: 2 \times 1.$$

参考文献

- [1] Anderson, T. W. and R. P. Mentz, "Notes on the Estimation of Parameters in Vector Autoregressive Models 1," in A Festschrift for Erich L. Lehmann in Honor of his 65th Birthday, eds., by Peter J. Bickel, Kjell A. Doksum and J. L. Hodges, Jr., Belmont, California: Wadsworth International Group, A Division of Wadsworth Inc., 1983, pp. 1-13.
- [2] Ashley, R., C. W. J. Granger and R. Schmalensee, "Advertising and Aggregate Consumption: an Analysis of Causality," *Econometrica*, 48, 1980, pp. 1149-1167.
- [3] Ullah, A. and A. L. Nagar, "The Exact Mean of the Two Stage Least Squares Estimator of the Structural Parameters in an Equation Having Three Endogenous Variables," *Econometrica*, 42, 1974, pp. 749-758.
- [4] 片平秀貴 「マーケット・シェア・モデルの一応用-英国乗用車市場の分析」 *マーケティング・サイエンス*, 第14号, 1979年, pp. 1-14.
- [5] 野本明成 「販売-広告モデル構築への因果関係検定 (causality test) の適用」 *彦根論叢*, 第215号, 1982年, pp. 93-99.

第 11 章 OLS 推定値モーメントの近似

11. 1 近似方式

10. 2 で, 2 変量分布型モデルにおける OLS 推定値の 1 次モーメントをあたえたが, 以下こうした exact moments に対する近似を計算する. ここで必要とされている仮定は, 標本サイズ T が大きいというものではなく, “想定しているモデルの説明変数の分散が, 誤差分散と比較してある程度大きくなければならない” という内容である. こうした仮定は, 例えば Kadane [1] にも見られるように, それなりの正当性を保持している.

モーメントの近似を探するために, まず Mariano ([4], pp. 720, 注 6, 例 (2), [3], [5], [6]) の “large μ に関する公式” によって 10. 2 の $\pi_j, \tau_{q(p)}$ の近似を考える. ここで [4] の μ に対応するパラメータが $\langle x_i, x_i \rangle = \langle Y_{-1}, MY_{-1} \rangle, E(Y_{-1}) = Y_{-1}$ である点に気づくとよい. $\langle x_i, x_i \rangle$ の固有値は r_1, r_2 となっている. ただし, $r_1 < r_2$ としよう. Mariano [4] の large μ は 1 次元のケース, つまり $\mu: 1 \times 1$, のみをおつかうが, 次数が大きくなった場合も近似理論の本質は変わらないので, そうした考え方を拡張させて採用した.

11. 2 の内容は簡単に言って次のようなものである. まず $\pi_j, \tau_{q(p)}$ を整理して, ある 1 つの関数 $T_{q,p}^{u,t}(a, b)$ で書いたうえ, この $T_{q,p}^{u,t}(a, b)$ にあらわれる級数 ${}_2F_2(a_1, a_2; b_1, b_2; x)$ を $x (> 0) \sim +\infty$ で漸近展開することを考える. ${}_2F_2(\)$ は

$$(1. 1) \quad {}_2F_2(a_1, a_2; b_1, b_2; x) \\ = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(a_1)_j (a_2)_j}{(b_1)_j (b_2)_j} \frac{x^j}{(j!)^{-1}}$$

$$(a)_j = a(a+1) \dots (a+j-1)$$

$b_1, b_2 \neq$ 負の整数

によって定義され, 収束半径は $+\infty$ である. また, 以下の議論のためには, $x = 2^{-1} r_2$ とおけばよい. $r_i > 0$ は自動的にみたされる. ところで

$$(1. 2) \quad T_{q,p}^{u,t}(a, b) = c \cdot t e^{-t(q, p)} \\ \times \sum_{h=0}^{\infty} \frac{(a+q)_h (2^{-1}n+q)_h}{(2^{-1}n+q)_h} \frac{(-2^{-1}r_1)^h}{(h!)^{-1}} \frac{(2^{-1}n+p+q)_{h+ut}}{x} \\ \times (t+n+p-b+q)_{b+h}^{-1} (\exp(-2^{-1}r_2)) {}_2F_2(\cdot, \cdot; \cdot, \cdot; 2^{-1}r_2)$$

$$s_1 = 2^{-1}n + h + ut + p + q$$

$$s_2 = t + n' - b + p$$

$$s_3 = 2^{-1}n + p$$

$$s_4 = t + h + n' + p + q$$

ただし

$$(1.3) \quad c \cdot t = 2^{t-a-b} (2^{-1}n - a)_a^{-1}$$

$$e \cdot t(q, p) = (a)_q (t + n' - b)_p (2^{-1}n + q)_p (t + n' - b)_q^{-1} \\ \times (2^{-1}n)_p^{-1} (t + n' - b + q)_p^{-1}$$

$$n = T - J - 1 = T' - 1$$

$$n' = 2^{-1}n + 2^{-1}$$

とすると, 10.2 の $\pi_j, \tau_{q(p)}$ は

$$(1.4) \quad \pi_j = T_{j,0}^{u,0}(1, 0)$$

$$(1.5) \quad \tau_{q(p)} = T_{q,p}^{u,0}(1, 1)$$

によって表すことができる. また $T_{q,p}^{u,t}$ の $t=0$ のとき, $ut=0$, そうして $T_{q,p}^{u,0}$ は u に依存しない. したがって $T_{q,p}^{u,0}$ を $T_{q,p}^{0,0}$ と書いてよいことになる.

11.2 一般化された超幾何関数の漸近展開

ここで $r_2 (> 0)$ が十分大きいとして, 1 次 t -メント $E(a_{\cdot 11})$ の approximation を計算することが可能である. いま, $T_{q,p}^{u,t}$ に含まれる ${}_2F_2(\)$ を展開すると, 以下のような表現を得る. つまり, $\text{mod}(x) \sim \text{large value}$ で

$$(2.1) \quad {}_2F_2(a_1, a_2; b_1, b_2; x) \\ = \{\exp(x)\} x^{a(1)+a(2)-b(1)-b(2)} \Gamma(b_1) \Gamma(b_2) \{\Gamma(a_1) \Gamma(a_2)\}^{-1} \\ \times [1 + x^{-1} \{(1 + b_1 - a_1 - a_2)(b_2 - a_2) + (1 - a_1)(b_1 - a_1)\} \\ + 2^{-1} x^{-2} \{(b_2 - a_2)_2 (1 + b_1 - a_1 - a_2)_2 \\ + 2(1 - a_1)(b_2 - a_2)(b_1 - a_1)(2 + b_1 - a_1 - a_2) \\ + (1 - a_1)_2 (b_1 - a_1)_2\} + o(x^{-2})]$$

を知って (例えば Luke [2] を見よ),

$$(2. 2) \quad a_1 = 2^{-1}n + h + ut + p + q$$

$$a_2 = t + n' - b + p$$

$$(2. 3) \quad b_1 = 2^{-1}n + p$$

$$b_2 = t + h + n' + p + q$$

とおく. そうすると

$$(2. 4) \quad b_2 - a_2 = h + q + b = e_2$$

$$b_1 - a_1 = -h - ut - q = e_1$$

から

$$(b_1 - a_1)(b_2 - a_2 + 1 - a_1)$$

$$= -(h + ut + q)(1 + b - 2^{-1}n - ut - p)$$

$$(b_2 - a_2)(1 - a_2) = (h + q + b)\{1 - (t + n' - b + p)\}.$$

したがって (2. 1) の $x^{-1}\{ \}$ のカッJの部分は,

$$(2. 5) \quad (h + q)\{1 - (t + n' - b + p) - (1 + b - 2^{-1}n - ut - p)\} \\ + b\{1 - (t + n' - b + p)\} - ut(1 + b - 2^{-1}n - ut - p) \\ = (h + q)\{(u - 1)t - 2^{-1}\} + \dots$$

となる. (2. 5) の ... は h に無関係の項である. つづいて x のべきの部分を実算すれば,

$$(2. 6) \quad -(b_1 - a_1 + b_2 - a_2) = ut - b$$

となって, これは簡単な表現をあたえる. とりあえず $1/r_2$ の 0 - g -までの近似は,

$${}_2F_2(, ; , ; 2^{-1}r_2)$$

$$\sim \{\exp(2^{-1}r_2)\}(2^{-1}r_2)^{ut-b}(t + n' + p - b)_{b+q+h}$$

$$\times (2^{-1}n + p)_{h+ut+q}^{-1} [1 + 2^{-1}r_2^{-1}\{(h + q)((u - 1)t - 2^{-1}) + \dots\} \\ + \dots]$$

となる. したがって $T_{q,p}^{u,t}(a, b)$ については

$$(2. 7) \quad T_{q,p}^{u,t}(a, b) \sim c \cdot t e \cdot t(q, p)$$

$$\times \sum_{h=0}^{\infty} (a + q)_h (2^{-1}n + q)_h^{-1} (h!)^{-1} (-2^{-1}r_1)^h (2^{-1}n + p)_q^{-1}$$

$$x (t + n' - b + p)_q (2^{-1} r_2)^{ut-b} \{1 + (2^{-1} r_2)^{-1} (g_{\cdot 1} h + g_{\cdot 0}) + \dots\}$$

となる. ここで $g_{\cdot 1} h + g_{\cdot 0}$ に注意して (2. 7) を書きかえる. まず

$$(2. 8) \quad \sum_{h=0}^{\infty} \ell_q(h) (2^{-1} r_2)^{ut-b-1} g_{\cdot 1} h \\ = \sum_{h=1}^{\infty} (a+q)_{h-1+1} (2^{-1} n+q)_{h-1+1}^{-1} ((h-1)!)^{-1} \\ \times (-2^{-1} r_1)^h (2^{-1} r_2)^{ut-b-1} g_{\cdot 1}$$

ただし

$$\ell_q(h) = (a+q)_h (2^{-1} n+q)_h^{-1} (-2^{-1} r_1)^h (h!)^{-1}$$

である. また $(a)_h (a+h) = a(a+1) \dots (a+h-1)(a+h) = a(a+1)_h = (a)_{h+1}$ から $(a)_h = (a)_{h-1+1} = a(a+1)_{h-1}$, $h = 1, 2, \dots$. したがって (2. 8) は

$$\sum_{h=0}^{\infty} (a+q)(a+q+1)_h (2^{-1} n+q)^{-1} (2^{-1} n+q+1)_h^{-1} \\ \times (h!)^{-1} (-2^{-1} r_1)^{h+1} (2^{-1} r_2)^{ut-b-1} g_{\cdot 1} \\ = (a+q)(2^{-1} n+q)^{-1} (2^{-1} r_2)^{ut-b-1} g_{\cdot 1} \\ \times \sum_{h=0}^{\infty} \ell_{q+1}(h) (-2^{-1} r_1)$$

となる. いま

$$l_t(q, p) = c_{\cdot t} e_{\cdot t}(q, p) (t + n' + p - b)_q (2^{-1} n + p)_q^{-1}$$

と書けば, $T_{q,p}^{u,t}$ は

$$(2. 9) \quad T_{q,p}^{u,t}(a, b) \sim l_t(q, p) (2^{-1} r_2)^{ut-b} \sum_h \ell_q(h) \\ + l_t(q, p) (2^{-1} r_2)^{ut-b-1} g_{\cdot 0} \sum_h \ell_q(h) \\ + l_t(q, p) (2^{-1} r_2)^{ut-b-1} g_{\cdot 1} \sum_h \ell_{q+1}(h) \\ \times (a+q)(2^{-1} n+q)^{-1} (-2^{-1} r_1)$$

となるのがわかる. (2. 9) において $ut = 0, 1; b = 0, 1, \dots$, したがってこの第1項のオーダーは, 第2 ~ 3項のそれより 1 だけ大きくなっている. つまり第1項が dominate する.

つきにもう少し詳しい近似をもとめるには, (2. 1) の x^{-2} にかかる係数 (= J) が必要になる. いま $b_2 - a_2 = e_2$, $b_1 - a_1 = e_1$ とすれば,

$$(b_2 - a_2)_2 = e_2(e_2 + 1)$$

$$(1 + b_1 - a_1 - a_2)_2 = (1 + e_1 - a_2)(2 + e_1 - a_2)$$

$$2 + b_1 - a_1 - a_2 = 2 + e_1 - a_2$$

$$(b_1 - a_1)_2 = e_1(e_1 + 1).$$

そうすると J は

$$J = 2(1 - a_1)e_2e_1(2 + e_1 - a_2) + (1 - a_1)_2e_1(e_1 + 1) \\ + e_2(e_2 + 1)(1 + e_1 - a_2)(2 + e_1 - a_2)$$

となる。ここで a_2 は h を含まない。また、

$$a_1 = (2^{-1}n + p) - e_1 = a_3 - e_1$$

$$a_4 = a_3 - 1$$

として

$$(2. 10) \quad J = 2(e_1 - a_4)e_2e_1(2 + e_1 - a_2) \\ + (e_1 - a_4)(e_1 - a_4 + 1)e_1(e_1 + 1) \\ + e_2(e_2 + 1)(1 + e_1 - a_2)(2 + e_1 - a_2),$$

ところでいま $e_2 + e_1 = b - ut = a_5$ だから、この (2. 10) を e_1 のみで表すことができる。

$$J = \sum_{i=1}^3 j_i$$

$$j_1 = 2(e_1 - a_4)(a_5 - e_1)e_1(2 + e_1 - a_2)$$

$$j_2 = (e_1 - a_4)(e_1 - a_4 + 1)e_1(e_1 + 1)$$

$$j_3 = (a_5 - e_1)(a_5 - e_1 + 1)(1 + e_1 - a_2)(2 + e_1 - a_2),$$

これは e_1 について 4 次式のかたちをとるが、 e_1^4 の係数は 0、したがって e_1^3 から計算すればよい。第 1, 2 項の和は

$$j_1 + j_2 = e_1(e_1 - a_4)(-e_1^2 + k_1e_1 + k_2) \\ = e_1(-e_1^3 + e_1^2(k_1 + a_4) + e_1(k_2 - a_4k_1) - a_4k_2)$$

$$k_1 = 2a_2 + 2a_5 - a_4 - 2$$

$$k_2 = 2a_5(2 - a_2) + 1 - a_4.$$

他方、 j_3 は

$$j_3 = (e_1^2 + e_1k_3 + k_4)(e_1^2 + e_1k_5 + k_6)$$

$$k_3 = -2a_5 - 1$$

$$k_4 = a_5(a_5 + 1)$$

$$k_5 = 3 - 2a_2$$

$$k_6 = (1 - a_2)(2 - a_2).$$

いま,

$$J = \sum_{j=0}^3 e^{if_j}$$

となるのがわかる。ただし

$$(2. 11) \quad f_3 = k_1 + a_4 + k_5 + k_3$$

$$= 2a_2 + 2a_5 - a_4 - 2 + a_4 + 3 - 2a_2 - 2a_5 - 1$$

$$= 0$$

$$f_2 = 2a_5(2 - a_2) - a_4(2a_2 + 2a_5 - a_4 - 2) + 2$$

$$+ a_2^2 - 3a_2 + a_5^2 + a_5 - (2a_5 + 1)(3 - 2a_2) + 1 - a_4$$

$$= 2a_5a_2 - a_5 + a_2^2a_5^2 - a_2 - a_4(2a_2 + 2a_5 - a_4 - 2),$$

ここで $a_4 = a_3 - 1$, $a_5 = b - ut$, $a_3 = 2^{-1}n + p$ を代入すれば, f_2 は

$$f_2 = (a_2 + a_5)^2 - (a_2 + a_5) - (a_3 - 1)\{2(a_2 + a_5) - a_3\}$$

$$= a_6^2 - a_6(1 + 2(a_3 - 1)) + (a_3 - 1)^2 + (a_3 - 1)$$

$$a_6 = a_2 + a_5$$

$$= t(1 - u) + n' + p.$$

f_1 については,

$$(2. 12) \quad f_1 = a_4\{2a_5(a_2 - 2) + a_4 - 1\} - (2a_5 + 1)(a_2 - 1)(a_2 - 2)$$

$$- (2a_2 - 3)a_5(a_5 + 1).$$

f_0 については

$$(2. 13) \quad f_0 = k_4k_6 = a_5(a_5 + 1)(a_2 - 1)(a_2 - 2)$$

となる。けっきょく $f_3 = 0$, そうして f_2, f_1, f_0 は a_2, a_5, a_3 によって表されることになる。

$$a_2 = t + n' + p - b, \quad n' = 2^{-1}n + 2^{-1}$$

$$a_5 = b - ut$$

$$a_3 = 2^{-1}n + p$$

となっている。ここで (2. 7) にもどり、 $2^{-1}(2^{-1}r_2)^{-2}J$ を考える。いま J は

$$(2. 14) \quad J = \sum_{j=0}^2 e_j f_j$$

と書くことができるから (ただし、 f_j は h を含まない。 e_1 は $e_1 = -(h + ut + q)$),
これを

$$J = g_2 h(h - 1) + g_1 h + g_0$$

の形式に書き直す必要がある。まず、 $e_1 = -(h + k)$; $k = ut + q$ と書いて、

$$\begin{aligned} J &= f_0 + e_1 f_1 + e_1^2 f_2 \\ &= f_0 - f_1 h + f_2 \{h(h - 1) + 2hk + h + k^2\} - k f_1 \\ &= g_2 h(h - 1) + g_1 h + g_0 \end{aligned}$$

となる。ただし、

$$g_2 = f_2$$

$$g_1 = (2k + 1)f_2 - f_1$$

$$g_0 = f_0 + f_2 k^2 - k f_1$$

となっている。そうすると -2 のオーダーまでの (2. 7) の表現は、

$$\begin{aligned} (2. 15) \quad T_{q,p}^{u,t}(a, b) &= c \cdot t \cdot e \cdot t(q, p) \\ &\times \sum_{h=0}^{\infty} \iota_q(h) (t + n' - b + p)_q (2^{-1}n + p)_q^{-1} \\ &\times (2^{-1}r_2)^{ut-b} \{1 + (2^{-1}r_2)^{-1}(g_1 h + g_0) \\ &\quad + 2^{-1}(2^{-1}r_2)^{-2}(g_2 h(h - 1) + g_1 h + g_0) + o((1/r_2)^2)\} \end{aligned}$$

となる。ここで (2. 8) と同様な計算をおこなえば、

$$\begin{aligned} (2. 16) \quad \sum_{h=0}^{\infty} \iota_q(h) h(h - 1) \\ = \sum_{h=2}^{\infty} (a + q)_{h-2+2} (2^{-1}n + q)_{h-2+2}^{-1} (-2^{-1}r_1)^h ((h - 2)!)^{-1}. \end{aligned}$$

そうして

$$\begin{aligned} (a)_h &= a(a + 1)(a + 2) \dots (a + h - 2)(a + h - 1) \\ &= a(a + 1)(a + 2)_{h-2} \end{aligned}$$

に気づけば、この (2. 16) を

$$\begin{aligned} & \sum_{h=0}^{\infty} \ell_q(h) h(h-1) \\ &= (a+q)_2 (2^{-1}n+q)_2^{-1} (-2^{-1}r_1)^2 \sum_{h=0}^{\infty} \ell_{q+2}(h) \end{aligned}$$

と書くことができる. したがって以上の結果から $T_{q,p}^{u,t}$ は

$$\begin{aligned} (2.17) \quad T_{q,p}^{u,t}(a,b) & \sim l_t(q,p) \sum_{h=0}^{\infty} \ell_q(h) \{ (2^{-1}r_2)^{ut-b} + (2^{-1}r_2)^{ut-b-1} g_{\cdot 0} \\ & \quad + 2^{-1} (2^{-1}r_2)^{ut-b-2} g_0 \} \\ & \quad + l_t(q,p) \sum_{h=0}^{\infty} \ell_{q+1}(h) \{ -g_{\cdot 1} (2^{-1}r_2)^{ut-b-1} (a+q)(n+2q)^{-1} r_1 \\ & \quad \quad - g_1 (2^{-1}r_2)^{ut-b-2} r_1 (a+q)(2(n+2q))^{-1} \} \\ & \quad + l_t(q,p) \sum_{h=0}^{\infty} \ell_{q+2}(h) \{ 2^{-1} g_2 (2^{-1}r_2)^{ut-b-2} (-2^{-1}r_1)^2 \\ & \quad \quad \quad \times (a+q)_2 (2^{-1}n+q)_2^{-1} \} \end{aligned}$$

となる. さらに (2.17) を t - q -の低い順に並べ変えれば次のようになる.

$$\begin{aligned} (2.18) \quad T_{q,p}^{u,t} & \sim (2^{-1}r_2)^{ut-b} l_t \sum_h \ell_q(h) \\ & \quad + (2^{-1}r_2)^{ut-b-1} l_t \sum_h \{ \ell_q(h) g_{\cdot 0} \\ & \quad \quad - 2^{-1} g_{\cdot 1} r_1 \ell_{q+1}(h) (a+q)(2^{-1}n+q)^{-1} \} \\ & \quad + (2^{-1}r_2)^{ut-b-2} l_t \sum_h \{ \ell_q(h) (2^{-1}g_0) \\ & \quad \quad - 4^{-1} g_1 r_1 \ell_{q+1}(h) (a+q)(2^{-1}n+q)^{-1} \\ & \quad \quad - 2^{-3} g_2 r_1^2 \ell_{q+2}(h) (a+q)_2 (2^{-1}n+q)_2^{-1} \} \\ & \sim (2^{-1}r_2)^{ut-b} l_t \sum_{h=0}^{\infty} \ell_q(h) \\ & \quad + (2^{-1}r_2)^{ut-b-1} l_t \sum_{h=0}^{\infty} \sum_{i=0}^1 \ell_{q+i}(h) \xi_{1i} \\ & \quad + (2^{-1}r_2)^{ut-b-2} l_t \sum_{h=0}^{\infty} \sum_{i=0}^2 \ell_{q+i}(h) \xi_{2i}. \end{aligned}$$

ただし

$$\begin{aligned} (2.19) \quad \xi_{1i} &= g_{\cdot i} (-2^{-1}r_1)^i (a+q)_i / (2^{-1}n+q)_i \quad i=0, 1 \\ \xi_{2i} &= 2^{-1} g_i (-2^{-1}r_1)^i (a+q)_i / (2^{-1}n+q)_i \quad i=0, 1, 2 \end{aligned}$$

ここで, もちろん $(a)_i = a(a+1) \dots (a+i-1)$ である. (2.19) はよりコンパクトに

は

$$(2.20) \quad \xi_{1i} = g_{+i} \mu_i, \quad \xi_{2i} = 2^{-1} g_i \mu_i$$

$$(2.21) \quad \mu_i = (-2^{-1} r_1)^i (a+q)_i / (2^{-1} n + q)_i$$

となる。けっきょく (2.18) は

$$(2.22) \quad \xi_{00} = 1, \quad \xi_{01} = \xi_{02} = \xi_{12} = 0$$

を導入して,

$$(2.23) \quad T_{q,p}^{u,t} \sim {}_1t \sum_{j=0}^2 \sum_{h=0}^{\infty} \sum_{i=0}^2 \ell_{q+i}(h) \xi_{ji} (2^{-1} r_2)^{ut-b-j}$$

と書くことができる。

いま, $t=0$ で $T_{q,p}^{u,t}$ の approximation を計算しておく。

$$(2.24) \quad T_{q,p}^{u,0} \sim (2^{-1} r_2)^{-b} {}_10 \sum_h \ell_q(h) \\ + (2^{-1} r_2)^{-b-1} {}_10 \sum_h \sum_{i=0}^1 \ell_{q+i}(h) \xi_{1i} \\ + (2^{-1} r_2)^{-b-2} {}_10 \sum_h \sum_{i=0}^2 \ell_{q+i}(h) \xi_{2i}.$$

ここで $b=1$ であれば, -2 の ν - ν -までが必要だとしても, (2.24) の R.H.S. の第3項をおとしかまわらないことになる。 $t=1$ のときは, $u=0, 1$ を分けて考えねばならないが, $u+1=t=1$ については (2.24) の ${}_10$ を ${}_11$ にするだけでよいのがわかる。また, $u=t=1$ では ν - ν が 1 だけ大きくなる。つまり

$$(2.25) \quad T_{q,p}^{1,1} \sim (2^{-1} r_2)^{1-b} {}_11 \sum_h \ell_q(h) \\ + (2^{-1} r_2)^{-b} {}_11 \sum_h \sum_{i=0}^1 \ell_{q+i}(h) \xi_{1i} \\ + (2^{-1} r_2)^{-b-1} {}_11 \sum_h \sum_{i=0}^2 \ell_{q+i}(h) \xi_{2i}$$

となる。

近似の本質的な部分は (2.23) の R.H.S. によって表されるが, 数値計算のためには, この R.H.S. を適当な積分で表す方がよい。以下こうした点を考える。いま $\ell_{q+i}(h)$ をとりあげると,

$$(2.26) \quad \sum_h \ell_{q+i}(h) = \sum_h (a+q+i)_h (2^{-1} n + q + i)_h^{-1} (h!)^{-1} (-2^{-1} r_1)^h \\ = {}_1F_1(a+q+i, 2^{-1} n + q + i; -2^{-1} r_1) \\ = \exp(-2^{-1} r_1) {}_1F_1(2^{-1} n - a, 2^{-1} n + q + i; 2^{-1} r_1)$$

$$= (2^{-1}n - a)_{a+q+i} \Gamma^{-1}(a + q + i) \exp(-2^{-1}r_1) \\ \times \int_0^1 (1-t)^{a+q+i-1} t^{-a-1+n/2} \exp(2^{-1}r_1 t) dt$$

となるのがわかる. この (2. 26) を (2. 23) へ代入すれば,

$$(2. 27) \quad T_{q,p}^{u,t} \sim 1t \sum_{j=0}^2 \sum_{i=0}^2 \pi_{ji} (2^{-1}r_2)^{ut-b-j} \\ \times \int_0^1 (1-t)^{a+q+i-1} t^{-a-1+n/2} \exp(2^{-1}r_1(t-1)) dt$$

ただし

$$(2. 28) \quad \pi_{ji} = \xi_{ji} (2^{-1}n - a)_{a+q+i} \Gamma^{-1}(a + q + i) \\ = \tau_{ji} \mu_i (2^{-1}n - a)_{a+q+i} \Gamma^{-1}(a + q + i) \quad i, j = 0, 1, 2.$$

ここで

$$\begin{aligned} \tau_{1i} &= g_{\cdot i}, \quad i = 0, 1 \\ \tau_{12} &= 0 \\ \tau_{2i} &= 2^{-1}g_i, \quad i = 0, 1, 2 \\ \tau_{00} &= 1 \\ \tau_{01} &= \tau_{02} = 0 \\ g_{\cdot 1} &= -2^{-1} \\ g_{\cdot 0} &= -2^{-1}q - b(n' - b + p - 1) \\ &= -2^{-1}q - n_{bp} \\ g_2 &= 3/4 \\ g_1 &= (3/2)q + (b + 1)n_{bp} \\ g_0 &= (b)_{\geq n_{bp}}(n_{bp} - 1) + (3/4)q^2 \\ &\quad + q\{(b + 1)(n_{bp} + 1) - b - 7/4\} \end{aligned}$$

である. いま (2. 28) を書きかえて

$$(2. 29) \quad \pi_{ji} = \tau_{ji} (-2^{-1}r_1)^i \{(2^{-1}n - a)_{a+q} \Gamma^{-1}(a + q)\}$$

とすることができる. さらに, (2. 29) の $\{ \}$ の部分は i, j に無関係だから,

$$\begin{aligned} \vartheta_{ji} &= \tau_{ji} (-2^{-1}r_1)^i \\ 1_{\cdot t} &= 1t \times (2^{-1}n - a)_{a+q} \Gamma^{-1}(a + q) \end{aligned}$$

と書いて, $T_{q,p}^{u,t}$ は

$$(2.30) \quad T_{q,p}^{u,t} \sim l \cdot t \sum_{j,i=0}^2 \vartheta_{ji} (2^{-1} r_2)^{ut-b-j} \\ \times \int_0^1 (1-t)^{a+q+i-1} t^{-a-1+n/2} \exp(2^{-1} r_1(t-1)) dt$$

と表せる. ただし

$$l \cdot t = c \cdot t e \cdot t (t+n+p+b)_q (2^{-1} n+p)_q^{-1} \\ \times (2^{-1} n-a)_{a+q} \Gamma^{-1}(a+q) \\ = 2^{-a-b+t} \Gamma^{-1}(a)$$

となっている. また, (2.30) の ϑ_{ji} は $\vartheta_{ji} = \tau_{ji} (-2^{-1} r_1)^i$, τ_{ji} は (2.28) のすぐ下の表現によって定義される.

参考文献

- [1] Kadane, J. B., "Comparison of k-class Estimators When the Disturbances Are Small," *Econometrica*, 39, 1971, pp. 723-737.
- [2] Luke, Y. L., *The Special Functions and Their Approximations: Volume 1*, New York: Academic Press, 1969.
- [3] Mariano, R. S., "Approximations to the Distribution Functions of the Ordinary Least Squares and Two-Stage Least Squares Estimators in the Case of Two Included Endogenous Variables," *Econometrica*, 41, 1973a, pp. 67-77.
- [4] ———, "Approximations to the Distribution Functions of Theil's k-class Estimators," *Econometrica*, 41, 1973b, pp. 715-721.
- [5] ———, "Some Large Concentration Parameter Asymptotics for the k-class Estimators," *Journal of Econometrics*, 3, 1975, pp. 171-177.
- [6] ———, "Analytical Small-Sample Distribution Theory in Econometrics: The Simultaneous-Equations Case," *International Economic Review*, 23, 1982, pp. 503-533.

第 12 章 近似の数値計算*

12. 1 1 次ε-メソッド, および近似の解析的表現

第10章において OLS 推定値の 1 次ε-メソッドをあたえたのち, 第11章ではその近似式をみちびくための議論を展開してきた. したがって, 以下 12. 1 においてこれまで述べてきた解析的な面を整理し, 1 次ε-メソッド, 近似式を統一した見方で表現する. つづいて, 12. 2 で精密ε-メソッドにあらわれる説明変数, およびパラメータに適切な値を指定し, そうして実際に計算される近似値が, どのようなふるまいをとるか調べることにする.

$S^t = (s^{(1)}, s^{(2)})$ を $SY^{-1}MY^{-1}S^t = \text{diag}(r_1, r_2)$, $E(Y^{-1}) = Y^{-1}$ をみたす直交行列とすれば, 10. 2 の結果によって $\alpha(2 \times 2)$ の精密 1 次ε-メソッドを次のように書くことができる.

$$(1. 1) \quad E(a) = S^t \{E(a \cdot)\} S$$

$$(1. 2) \quad E(a \cdot (n', m')) = \sum_{k=0}^1 \sum_{i=1}^3 \sum_{s=0}^i \sum_{j=0}^2 {}_i C_s (-1)^s$$

$$\times \{ \xi_{ij}^{(k)}(n', m') \} T_{s(j)}^{(k)}$$

$a \cdot (2, 1)$: $a \cdot^t$ の upper-right

$${}_i C_s = i! \{s!(i-s)!\}^{-1}$$

ただし,

$$(1. 3) \quad T_{q(p)}^{(s)} = T_{q,p}^{0,0}(1, s) \quad s = 0, 1$$

($T_{q,p}^{0,0}(1, s)$ については第11章を見よ)

$$n = T' - 1 = T - J - 1 > 2.$$

さらに $\xi_{ij}^{(k)}(1, 1)$ は以下のように定められる.

* 以下は Y. Kataoka, H. Miyashita and K. Morimune, *Economic Studies Quarterly*, 近刊, の第2, 3節に展開したものである. 著者が原論文の執筆, および理論計算を担当した. また, 宮下洋氏が数値積分のためのプログラムを作成し, 理論上の誤りの有無を森棟公夫氏が最終的にチェックしている.

$$(1. 4) \quad \xi_{10}^{(0)}(1, 1) = -\xi_{11}^{(1)}(1, 1) = \text{tr}(G) + f_{11}(r_1)$$

$$\xi_{20}^{(0)}(1, 1) = -\xi_{21}^{(1)}(1, 1) = GB_{11}$$

$$\xi_{12}^{(1)}(1, 1) = -GB_{22}$$

$$\xi_{ij}^{(k)}(1, 1) = 0, \text{ その他の場合,}$$

$$GB_{ij} = s^{(i)} z^t GBz^t s^{(j)}$$

$$z^t (2 \times (T + 1)) = (Y_0, Y_1, \dots, Y_T), \quad E(z) = z^*$$

$$(1. 5) \quad f_{ij}(r_j) = r_j s^{(i)} \alpha s^{(j)} - GB_{ji} \\ = r_j \alpha_{\cdot ij} - GB_{ji}.$$

また, $\xi_{ij}^{(k)}(n', m')$, $n' \neq 1, m' \neq 1$ は第13章にあたえるが, ここで留意する点は,

$\xi_{ij}^{(k)}$ がたかだか r_2 の 1 次関数であって, かつ $\xi_{ij}^{(0)}$ は r_2 を含まないという事実である.

つづいて 11. 2 を整理して, $T_{q(p)}^{(s)} = T_{q,p}^{0,0}(1, s)$ の近似は次の (1. 6) となる. つまり, $r_2 (> r_1)$ を $\langle Y_{-1}^t, MY_{-1}^t \rangle$ の固有値とすれば, T を一定として $r_2 \rightarrow +\infty$ とするとき, $T_{q(p)}^{(s)}$ は

$$(1. 6) \quad T_{q(p)}^{(s)} = 2^{-1-s} \sum_{j=0}^2 \sum_{i=0}^2 \lambda_{ji} (j!)^{-1} (2^{-1} r_2)^{-s-j} I(i) \\ + o(r_2^{-s-2}) \\ = \sum_{j=0}^2 T_{q(p),j}^{(s)} + o(r_2^{-s-2})$$

となる. ただし,

$$(1. 7) \quad I(i) = (-2^{-1} r_1)^i \int_0^1 (1-t)^{i+q} t^{n/2-2} \{\exp(2^{-1} r_1(t-1))\} dt \\ T_{q(p),j}^{(s)} = 2^{-1-s} \sum_{i=0}^2 \lambda_{ji} (j!)^{-1} (2^{-1} r_2)^{-s-j} I(i) \\ = o(r_2^{-s-j})$$

$$\lambda_{ji} = 0, \quad i > j$$

$$\lambda_{00} = 1$$

$$\pi_{11} = -2^{-1}$$

$$\pi_{10} = -2^{-1}q - sn_{sp}$$

$$\pi_{22} = 3/4$$

$$\pi_{21} = (3/2)q + (s + 1)n_{sp}$$

$$\pi_{20} = s(s + 1)n_{sp}(n_{sp} - 1) + (3/4)q^2 + q\{(s + 1)(n_{sp} - 1) - s - 7/4\}$$

$$n_{sp} = 2^{-1}(n + 1) - s + p - 1$$

(π_{ji} は 11. 2 の $g \cdot i$, g_i である). そうして (1. 2) の 1 次 t -マトの表現において,

$T_{q(p)}^{(s)}$ を $\sum_{j=0}^2 T_{q(p),j}^{(s)}$ におきかえれば, 1 次 t -マトの近似がみちびかれる. ここで

$$\max_{r(2)} \text{mod}(\xi_{ij}^{(k)}(n', m')) = O(r_2) \quad k = 0, 1$$

となっている点に留意する (こうした考え方は, いま展開している内容とはまったく別の文脈で Holly-Phillips [1] においてももちいられている). 近似 t -マトは

$$(1. 8) \quad E(a \cdot (n', m')) = \sum_{k=0}^1 \sum_{i=1}^3 \sum_{s=0}^i \sum_{j=0}^2 C_s (-1)^s \times \sum_{t=0}^k \sum_{u=0}^{2-k+t} r_2^t e_{ij}^{(k)}(n', m') T_{s(j),u}^{(k)} + o(r_2^{-2}) = A_2(n', m') + o(r_2^{-2})$$

となる. ただし, $e_{ij}^{(k)}(n', m')$ $t = 0, 1$ は次のように定められる.

$$\xi_{ij}^{(k)}(n', m') = r_2 e_{ij1}^{(k)}(n', m') + e_{ij0}^{(k)}(n', m'),$$

たとえば,

$$\xi_{20}^{(0)}(1, 1) = GB_{11} = e_{200}^{(0)}(1, 1)$$

$$\begin{aligned} \xi_{11}^{(1)}(1, 2) &= r_2(T' - 1)\alpha_{12} - (T' - 1)GB_{21} \\ &= r_2 e_{111}^{(1)}(1, 2) + e_{110}^{(1)}(1, 2) \end{aligned}$$

とする. $\xi_{11}^{(1)}(1, 2)$ については第13章参照. さらに $A_2(n', m')$ を $A_2^t(2 \times 2)$ の m' , n' 要素としておけば,

$$(1. 9) \quad E(a^t) = S^t \{A_2^t + o(r_2^{-2})\} S$$

$$= S^t A_2^t S + o(r_2^{-2})$$

となる。また、 $A_2(n', m')$ よりよい $E(a^t(n', m'))$ への近似、 $A_1(n', m')$ を考えることもできる。そのためには (1. 8) の " $u = 0$ から $u = 2 - r + t$ " を " $u = 0$ から $u = 1 - r + t$ " に置きかえればよい。そうするとより簡単な表現

$$(1. 10) \quad E(a^t(n', m')) = A_1(n', m') + o(r_2^{-1}),$$

あるいは

$$E(a^t) = S^t A_1^t S + o(r_2^{-1})$$

がみちびかれる。

また $n' = m' = 1$ のとき、 $E(a_{11})$ への近似の異なる表現 (1. 11) がえられる (12. 2 の数値計算においては、(1. 11) をもちいた)。

$$(1. 11) \quad E(a_{11}) = \sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^1 (-1)^{i+j} \{ T_i^{(j)}(u) (\xi_{10}^{(0)}(1, 1) + \xi_{20}^{(0)}(1, 1)) \\ - T_{i+1}^{(j)}(u) \xi_{20}^{(0)}(1, 1) - \delta_{ij} T_i^{(j+1)}(u) \xi_{12}^{(1)}(1, 1) \} \\ + o(r_2^{-u}) \\ = A_u(1, 1) + o(r_2^{-u}), \quad u = 1, 2$$

となる。ただし、 $\xi_{ij}^{(k)}(1, 1)$ は (1. 4) にあたえられる。また δ_{ij} はクロネッカーデルタ、そうして

$$(1. 12) \quad T_q^{(s)}(u) = 2^{-1} r_2^{-s} \sum_{i=0}^2 \gamma_i^{(s)}(u) I(i) \\ \gamma_0^{(0)}(u) = 1 - qr_2^{-1} + \delta_{2u} r_2^{-2} \{ 3q^2/2 + q(n + 2p - 5/2) \} \\ \gamma_1^{(0)}(u) = -r_2^{-1} + \delta_{2u} r_2^{-2} (3q + 2p + n - 1) \\ \gamma_2^{(0)}(u) = (3/2) \delta_{2u} r_2^{-2} \\ \gamma_0^{(1)}(u) = 1 + \delta_{2u} r_2^{-1} (-2p - q - n + 3) \\ \gamma_1^{(1)}(u) = -\delta_{2u} r_2^{-1} \\ \gamma_2^{(1)}(u) = 0$$

となっている。(1. 8) から (1. 11), (1. 12) をみちびくことはきわめて容易である。

12. 2 数値例

標本数 T が大きくないとき、これまで議論してきた OLS 推定値のふるまいについて、何らかの情報をえるために、以下数値計算することを考える。(1. 2) で見ると OLS 推定値の 1 次モーメント $E(a)$ 、あるいは $E(a_{\cdot})$ をそのまま計算するのは非常にむずかしい。したがって、 $E(a_{\cdot}(n', m'))$ を $A_i(n', m')$ によって近似するのがよい。ただし

$a_{\cdot}(m', n')$ は $\alpha_{\cdot}(m', n') = s_{(m')} \alpha s_{(n')}^t$ (α の次数は 2×2) の規準化された OLS 推定値である。さらに

$$(2. 1) \quad E(a) = S^t \{E(a_{\cdot})\} S,$$

また、 $E(a_{\cdot}(n', m'))$ $n' \neq 1, m' \neq 1$ と $E(a_{\cdot}(1, 1))$ の解析的な表現は、次章で示すようにまったく同一だから、 $E(a_{\cdot}(1, 1))$ への近似式 $A_i(1, 1)$ を計算するだけで十分である。ここで以下の点にも気づいているとよい。つまり $f_{a_{\cdot}(\cdot)}(a_{\cdot})$ を a_{\cdot} の密度関数とするとき、

$$(2. 2) \quad a \text{ の密度} = \text{mod}(J(a_{\cdot} \rightarrow a)) f_{a_{\cdot}(\cdot)}(SaS^t)$$

$$= f_{a_{\cdot}(\cdot)}(SaS^t)$$

$$a(2 \times 2) \text{ の } |NA| = (\text{tr}(a^t a))^{1/2}$$

$$= (\text{tr}(a_{\cdot}^t a_{\cdot}))^{1/2}.$$

ただし、 $J(a_{\cdot} \rightarrow a)$ は a_{\cdot} から a へのヤコビアン (1×1) を表す。

つづいて OLS を評価するために選ぶモデルを以下 (2. 3) ~ (2. 5) で定める。

$$(2. 3) \quad Y_t = \alpha Y_{t-1} + \beta X_t + \varepsilon_t - \alpha \varepsilon_{t-1}$$

$$(\varepsilon_{10}, \dots, \varepsilon_{1T}, \varepsilon_{20}, \dots, \varepsilon_{2T})^t \sim N(0, I_{2T+2})$$

$$t = 0, \dots, T; J = 2$$

$$(2. 4) \quad X(T \times 2) \text{ の第 } i \text{ コラム} \neq \text{const. } x(1, \dots, 1)^t$$

$$(2. 5) \quad \alpha_{ii} = .3, \alpha_{ij} = \alpha_{ji} = .1$$

$$\beta_{ii} = 1.0, \beta_{ij} = \beta_{ji} = .1, 0., -0.1,$$

$$1 \leq i, j \leq 2$$

としよう。ここで (2. 4) はさきの分布がモデルのかたちからみちびかれる直接の結果である。つまり 10. 1 で

$$Y_t(2 \times 1) = \sum_s \alpha^s \beta X_{t-s} + \varepsilon_t$$

と書いた。また x_{it} の性質であるが、 x_{it} がランダム(もちろん ε_{it} とは独立)であれば、 $E(x_{it}) = 0$ 、 x_{it} が確定変数のときは、 $T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it} = "x_i \text{ の標本平均}" = 0$ であるようにする。これはのちに述べるが、1 つは $Y_{i0} = E(Y_{i0}) = "E(Y_{it}) \text{ の初期値}" = 0$ に対応するものである。つづいて (2. 5) で指定する数値についても、以下説明をあたえる。もう一度 $Y_t (2 \times 1)$ を

$$Y_t = \beta X_t + \alpha \beta X_{t-1} + \dots + \varepsilon_t$$

$$X_t = (x_{1t}, x_{2t})^t$$

と書く。ここで

x_{it} : Y_{it} の変動をよく説明する 17 変数

(17 変数については Sawa-Hiromatsu [2] を見よ) としておいて

$$i \neq j \text{ について } \beta_{ij} \neq 0$$

$$j = 1, 2 \text{ にたいして } \beta_{jj} = 1$$

とすると、 Y_{it} は x_{1t} に依存するばかりでなく、 x_{2t} にも依存する (x_{2t} が Y_{2t} の 17 変数である点に気づくとよい)。とくに、すべての i, j について $\beta_{ij} = 1$ とすれば、 (Y_{1t}, Y_{2t}) は $x_{1t} + x_{2t}$ のみの 1 次関数となって、その結果 Y_{1t}, Y_{2t} はたがいに独立ではない。つまり

$$\sigma_{12} = \text{Cov}((Y_{1t}, Y_{2t}) | X_s) = \text{Cov}((\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) | X_s) \neq 0$$

を意味し、これは 10. 2 の仮定 (2. 4) に矛盾する。したがって (2. 5) の性質は 10. 2, 12. 1 で展開している理論とよく両立する内容である。

次に説明変数 x_{it} $i = 1, 2; t = 1, \dots, 30$ を以下のように生成する。まず

$$x_{\cdot it} \sim \text{Uniform}(-0.5, .5),$$

そうして $x_{\cdot it}$ のすべてがたがいに独立となるように $x_{\cdot it}$ をとり、

$$x_{it} = c_i^{1/2} x_{\cdot it} = c_{\cdot}^{1/2} x_{\cdot it} \quad c_i, c_{\cdot}: \text{定数}$$

$$0 < c_{\cdot} = c_i < +\infty$$

とする。ここで $\beta_{jj} = 1, j = 1, 2$, および $c_i = c_{\cdot}$ は

$$\text{Var}(\varepsilon_{1t} | X_s) = \text{Var}(\varepsilon_{2t} | X_s) = 1$$

に対応している (数値例の内容を 10. 2 の理論と両立させるためには、正確には Y_{it} と $x_{\cdot js}$ の独立性を仮定し、また、さきの期待値 $E(a_{\cdot 1t})$ を条件付期待値 $E(a_{\cdot 1t} | x_{\cdot js})$ に

おきかえる必要がある). ところで $x_{it} \sim \text{Uniform}(-0.5, .5)$ で

$$(2.6) \quad T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it} = "x_i \text{ の標本平均}" \stackrel{\approx}{=} E(x_{it}) = 0$$

$$T^{-1} \sum_{t=1}^T \{x_{it} - T^{-1}(\sum x_{it})\}^2 \stackrel{\approx}{=} \text{Var}(x_{it}) = c./12$$

となる点を知って, 以下 $c.$ のとりうる値を考える. もし

$$(2.7) \quad 1 = \text{Var}(\varepsilon_{it}) = \text{Var}(\varepsilon_{it}|X_s)$$

$$\leq \min_{j,s} \{\text{Var}(x_{js})\}$$

とすれば, $c.$ について $c. \geq 12$ となるような制約をおくことになる.

また, たとえば $\beta_{ij} = \delta_{ij}$, $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$ のもとで, Y_t の条件付きでない分散共分散は以下のようなになる.

$$E(Y_t) = EE(Y_t|X_s) = 0$$

そうして,

$$\begin{aligned} \text{Cov}(Y_t) &= E\{(\sum_s \alpha^s c.^{1/2} X_{t-s} + \varepsilon_t)(\sum_s \alpha^s c.^{1/2} X_{t-s} + \varepsilon_t)^t\} \\ &= \text{Cov}(\sum_s \alpha^s c.^{1/2} X_{t-s}) + \text{Cov}(\varepsilon_t) \\ &= \text{Cov}(\sum_s \alpha^s c.^{1/2} X_{t-s}) + I_2 \\ &= (1/12)c. (I_2 - \alpha^2)^{-1} + I_2 \\ &= (1/12)c. Q^t \{\text{diag}((1 - \lambda_1^2(\alpha))^{-1}, (1 - \lambda_2^2(\alpha))^{-1})\} Q \\ &\quad + I_2, \end{aligned}$$

ただし $QQ^t = I_2$, $Q\alpha Q^t = \text{diag}(\lambda_1(\alpha), \lambda_2(\alpha))$ である.

したがって (2.6), (2.7) から $c.$ に 90, 120, 150 を選ぶことにする. つまり $c. = 120$ のとき, "誤差項の分散に対する説明変数の分散の値" は 10 となっている. これは, 通常こうしたモデルにおいては常識的に許容できる範囲内にある. また簡単な計算からすぐ気づくように, $E(Y_{it}|(t=0)) = E(Y_{i0}) = Y_{i0}$ であれば, $S(2 \times 2)$ の各行 $s_{(i)}(1 \times 2)$, および $\alpha_{i1} = s_{(i)} \alpha s_{(i)}^t$ は $c.$ とは関数的に独立となる. したがって数表 1, 2 の計算において, $E(Y_{i0}) = 0$ としてある. また, $T = 20, 30$ とした. 以下の (2.8) にも留意しよう. つまり $c.^{1/2} x_{it}$ から $k^{1/2} c.^{1/2} x_{it}$ ($k > 0$) に変数を移しても α 等々の M を変化させることはないが, 他方こうした変換は, $E(Y_0) = Y_0(2 \times 1) = 0$

とともに $E(Y_t)$ を $k^{1/2}E(Y_t)$, $t = 1, \dots, T$ に移す. ゆえに $\mu (2 \times 2)$ を

$$\mu = (\mu_{ij}) = (Y_0, \dots, Y_{T-1})M(Y_0, \dots, Y_{T-1})^t$$

とすれば, $\mu \rightarrow k\mu$, $r_i \rightarrow kr_i$, $s_{(i)} (1 \times 2) \rightarrow s_{(i)}$ となる. ただし r_i , $s_{(i)}$ は μ の固有値, および固有ベクトルである.

$$(2.8) \quad r_i = 2^{-1}(-1)^i \{(\mu_{11} - \mu_{22})^2 + 4\mu_{12}^2\}^{1/2} + 2^{-1}(\mu_{11} + \mu_{22})$$

$$s_{(i)} = (s_{i1}, s_{i2})$$

$$s_{11} = s_{22} = (r_2 - \mu_{11})^{1/2}(r_2 - r_1)^{-1/2}$$

$$s_{21} = -s_{12} = \mu_{12}(r_2 - \mu_{11})^{-1/2}(r_2 - r_1)^{-1/2}$$

となっている.

こうして β_{12} , c のさまざまな値に対して, 表 1 ($T = 20$), 表 2 ($T = 30$) は $\alpha_{\cdot 11}$, $A_i(1, 1)$, $A_i(1, 1)/\alpha_{\cdot 11}$ $i = 1, 2$ の数値をあたえる. ただし, $A_i(1, 1)$ は (1.11) における $E(a_{\cdot 11})$ の近似値を表す (もちろん誤差のオーダーは $o((1/r_2)^i)$ であって, $1/r_2$ のとき近似は 77 になる). 表 1, 表 2 を読みとれば, だいたい以下の点がわかる.

1° 近似値 A_i は, c (あるいは r_2) が大きくなるにしたがって単調に $A_i(1, 1) \rightarrow \alpha_{\cdot 11}$ $i = 1, 2$ となる. r_2 が大きければ $A_i(1, 1)$ は真値の $\alpha_{\cdot 11}$ に近い.

2° 近似的なハイプスについてはほとんどの場合,

$$|\alpha_{\cdot 11} - A_2(1, 1)| < |\alpha_{\cdot 11} - A_1(1, 1)|$$

となる. これは r_2 の小さい値に対して著しい.

3° r_2 が大きければ, OLS 推定値は $T = 20$ のケースでさえももちいられてよい. $T = 30$ のとき, この状況はもちろんより改善される. 表 1, 表 2 を比較するとよい.

4° β_{12} の異なる値について近似ハイプスを見ると, $\beta_{12} = -0.1$ のとき, ハイプスは小さく, $\beta_{12} = 0, .1$ で大きくなるが, これは次のような理由による. つまり

$$(2.9) \quad \alpha\beta \text{ の } (1, 2) \text{ 要素} = (\alpha\beta)_{12}$$

$$= \sum_{i=1}^2 \alpha_{1i} \beta_{i2}$$

$$= .3 \times \beta_{12} + .1$$

$$(\beta)_{12} + (\alpha\beta)_{12} = 1.3 \times \beta_{12} + .1$$

$$\alpha_{11} = .3, \alpha_{ij} = \alpha_{ji} = .1, \beta_{ii} = 1.$$

だから $\beta_{12} = .1, 0., -0.1$ に対して (2. 9) は

$$(2. 10) \quad (\alpha \beta)_{12} = .13, .1, .07$$

$$(\beta)_{12} + (\alpha \beta)_{12} = .23, .1, -0.03$$

となる。つまり $\beta_{12} = -0.1$ のとき、2次元分布が $\epsilon_t \sim N$

$$Y_t = \sum_s \alpha^s \beta X_{t-s} + \epsilon_t$$

の $\alpha^s \beta X_{t-s}$ の非対角部分が小さくなり(絶対値ではかる)、そうした点は $\text{Cov}(\epsilon_t) = I_2$ といっそう矛盾しないから、OLS 推定値(の期待値の近似)が真値 $\alpha \cdot 11$ に近くなると考えられる。

表 1 (1. 11) の R.H.S. による $E(a_{\cdot 11})$ への近似;
 $T = 20$, $\alpha_{\cdot 11}$ は基準化された真値

β_{12}	c_{\cdot} (r_2)	$\alpha_{\cdot 11}$	$A_1(1, 1)$	$A_2(1, 1)$	$A_1/\alpha_{\cdot 11}$	$A_2/\alpha_{\cdot 11}$
.1	90 (144.72)	.20429	.15172	.15238	.74267	.74590
	120 (192.95)		.16259	.16297	.79588	.79774
	150 (241.19)		.16974	.17000	.83088	.83215
0.	90 (121.36)	.21205	.16547	.16613	.78033	.78345
	120 (161.81)		.17542	.17581	.82726	.82910
	150 (202.26)		.18188	.18214	.85772	.85895
-0.1	90 (103.95)	.25762	.20769	.20831	.80619	.80859
	120 (138.60)		.21856	.21893	.84838	.84982
	150 (173.25)		.22556	.22579	.87555	.87645

表 2 (1. 11) の R.H.S. による $E(a_{\cdot 11})$ への近似;
 $T = 30$, $\alpha_{\cdot 11}$ は基準化された真値

β_{12}	c_{\cdot} (r_2)	$\alpha_{\cdot 11}$	$A_1(1, 1)$	$A_2(1, 1)$	$A_1/\alpha_{\cdot 11}$	$A_2/\alpha_{\cdot 11}$
.1	90 (344.45)	.20026	.15141	.15167	.75607	.75737
	120 (459.26)		.16141	.16157	.80600	.80680
	150 (574.08)		.16802	.16812	.83901	.83951
0.	90 (284.89)	.20058	.15910	.15937	.79320	.79455
	120 (379.85)		.16790	.16806	.83707	.83787
	150 (474.82)		.17363	.17374	.86564	.86619
-0.1	90 (231.24)	.20181	.16606	.16635	.82285	.82429
	120 (308.32)		.17386	.17403	.86150	.86235
	150 (385.40)		.17887	.17898	.88633	.88687

参考文献

- [1] Holly, A. and P. C. B. Phillips, "A Saddlepoint Approximation to the Distribution of the k-class Estimator of a Coefficient in a Simultaneous System," *Econometrica*, 47, 1979, pp. 1527-1547.
- [2] Sawa, T. and T. Hiromatsu, "Minimax Regret Significance Points for a Preliminary Test in Regression Analysis," *Econometrica*, 41, 1973, pp. 1093-1101.

第 13 章 行列による OLS 推定値行列の表現

13. 1 行列の性質

通常の仮定のもとで、2 変量分布行列モデルにおける OLS 推定値は

$$(1. 1) \quad a(2 \times 2) = S^t a \cdot S$$

$$(1. 2) \quad a \cdot = (x_6^t x_6)^{-1} (x_6^t J_{11}^0 x_6 + x_6^t J_{12}^0 x_2 S^t)$$

と表現できる(第10章を参照). ここで

S : orthogonal

$$S \langle x_i, x_i \rangle S^t = \text{diag}(r_1, r_2) \quad r_2 > r_1$$

$$x_6 = x_1 S^t$$

$x_1(T' \times 2)$, x_2 : independent

$$x_{j1}^t(2 \times 1) \sim N(x_{j1}^t, I_2) \quad j = 1, \dots, T'$$

x_{j1}^t : $x_1(2 \times T')$ の第 j 要素,

さらに $x_2^t(2 \times (T + 1 - T'))$ の分布は, x_1^t の分布と同様の性質をもつ.

こうしたとき, 10. 2, あるいは片岡 [2] では a^t の upper-left の 1 次行列をあたえた. また r_2 が大きいとき, その近似も簡単に計算することができる. ところで以下の目的は 2 つある. 1 つは, $a(2 \times 2)$ のすべての要素の 1 次行列(期待値)を計算することである. それによって, $E\{a \cdot(2 \times 2)\}$ が完全にわかる. もちろん $S(2 \times 2)$ はランダムではないから, $E(a^t) = S^t \{E(a \cdot)\} S$ である. a^t の (n', m') 要素を $a^t(n', m')$ と書くが, 以下でも見るように, $E\{a^t(n', m')\}$ の表現はすべて同じ関数形によって書かれる. つぎに 2 番目として, $E\{a^t(n', m')\}$ をある簡単な行列によって表現することが可能であり, この事実を実際 13. 2 で explicit に展開することである (Dhrymes [1] には行列による記述があるが, ここで導入される行列が行列と同一のものかはチェックしていない. 詳細においては, 性質上異なる内容を含むかもしれない). また, 2 次行列についても行列による表現が可能であり, それは見通しのよい結果をあたえることがすでにわかっている. 片岡 [3] を参照.

13. 2 の計算に進むまえに, 11. 1 で定義した $T_{q,p}^{u,t}(a, b)$ には以下のような性質があるのに気づくとよい.

$$(1. 3) \quad d_{1i} T_{q,p}^{u,t} = -x \delta_{1i} T_{q+1,p}^{u,t}$$

$$d_{2i} T_{q,p}^{u,t} = -x \delta_{2i} (T_{q,p}^{u,t} - T_{q,p+1}^{u,t})$$

ただしこの (1. 3) において, 簡単のために $d_{ji} T_{q,p}^{u,t} = d_{\delta ji} T_{q,p}^{u,t}(a, b)$ $j = 1, 2$ と書いた. ただし $d_{\delta ji}$ は $x \delta_{ji}$ に関する微分核^{*}ゆである. 証明は以下のとおり.

$$(1. 4) \quad d_{1i} T_{q,p}^{u,t} = -x \delta_{1i} f \cdot t(q, p) (a+q) (2^{-1}n+p+q) (2^{-1}n+q)^{-1} \\ \times (t+n'+p-b+q)^{-1} \sum_{h=0}^{\infty} (q \rightarrow q+1)$$

ただし

$$f \cdot t(q, p) = c \cdot t e \cdot t(q, p),$$

$c \cdot t, e \cdot t$ は 11. 1, (1. 3) にあたえられる. この $(q \rightarrow q+1)$ は, 11. 1, (1. 2) において $\Sigma_h(\quad)$ の部分にあらわれる q を $q+1$ にしたものである. したがってあと

$$(1. 5) \quad f \cdot t(q, p) (a+q) (2^{-1}n+p+q) \\ \times (2^{-1}n+q)^{-1} (t+n'+p-b+q)^{-1} \\ = f \cdot t(q+1, p)$$

を言えばよいが, $(a)_{j+1} = a(a+1) \dots (a+j-1)(a+j) = (a)_j(a+j)$ から

(1. 5) が成立するのがすぐわかる. つぎに (1. 3) の 2 番目の部分については,

$$(1. 6) \quad d_{2i} T_{q,p}^{u,t} = -x \delta_{2i} T_{q,p}^{u,t} + x \delta_{2i} f \cdot t(q, p) \\ \times (t+n'-b+p) (2^{-1}n+p)^{-1} \sum_{h=0}^{\infty} (a+q)_h (h!)^{-1} (\quad)^h \\ \times (2^{-1}n+q)^{-1} (2^{-1}n+p+q)^{h+ut} (t+n'+p+q-b)^{-1}_{h+b} \\ \times (2^{-1}n+h+ut+p+q) (t+h+n'+p+q)^{-1} \\ \times \sum_{k=0}^{\infty} (p \rightarrow p+1),$$

この $\Sigma_k(p \rightarrow p+1)$ については, 11. 1, (1. 2) の ${}_2F_2(\quad)$ において p を $p+1$ にかえたものを意味する. いま (1. 6) の $\Sigma_h(\quad)$ 以下を書きかえると,

$$(2^{-1}n+p+q) (t+n'+p-b+q)^{-1} \Sigma_h (a+q)_h (\quad)^h (h!)^{-1}$$

$$x (2^{-1}n + q)^{-1} (2^{-1}n + p + q + 1)_{h+ut}$$

$$x (t + n' + p - b + q + 1)_{h+b}^{-1} \Sigma_k(p \rightarrow p + 1),$$

そうするとあと

$$(1. 7) \quad f \cdot t(q, p)(t + n' - b + p)(2^{-1}n + p)^{-1}$$

$$x (2^{-1}n + p + q)(t + n' + p - b + q)^{-1}$$

$$= f \cdot t(q, p + 1)$$

を言えばよいが, (1. 7) はたしかに成立する.

Q. E. D.

また, (1. 3) を次のようなハ'ル $d_{\cdot 1}, d_{\cdot 2}$ によって表すと, のちの議論の展開が容易になる. つまり

$$(1) \quad d_{1i} T_{q,p}^{u,t} = -x \hat{e}_{1i} T_{q+1,p}^{u,t} = -x \hat{e}_{1i} d_{\cdot 1} T_{q,p}^{u,t}$$

$$d_{2i} T_{q,p}^{u,t} = -x \hat{e}_{2i} (T_{q,p}^{u,t} - T_{q,p+1}^{u,t}) = -x \hat{e}_{2i} d_{\cdot 2} T_{q,p}^{u,t}.$$

すぐ気づくように, $d_{\cdot 1}, d_{\cdot 2}$ は単なるツツハ'ルである. さらに以下

$$(2) \quad d_{0s}(\) = (d_{si} + x \hat{e}_{si})(\) \quad s = 1, 2$$

と書くこともある. ただし, d_{si} は通常の微分ハ'ルである. また, (2) に加えて $d_{0s} d_{0t}(\)$ と書く場合, こうした積はつねに

$$(2') \quad d_{0s} d_{0t}(\) = (d_{si} + x \hat{e}_{si})(d_{tj} + x \hat{e}_{tj})(\)$$

$$= (d_{s} d_{tj} + x \hat{e}_{s} d_{tj} + x \hat{e}_{tj} d_{si} + x \hat{e}_{si} x \hat{e}_{tj})(\)$$

を意味するものとしよう. つづいて 13. 2 で変数 $x_6 (T' \times 2)$ を $x_7 (= Q^t \cdot x_6)$ へ移す. ここで

Q_{\cdot} : orthogonal

$$Q_{\cdot} \{ (J_{11}^0 + (J_{11}^0)^t) / 2 \} Q_{\cdot}^t = R_{\cdot}: \text{diagonal}$$

$$J_{11}^0: 10. 2, (2. 5), (2. 6).$$

もちろんこうした変換は, 10. 2 の A_0, A_1 を不変 (invariant) に保つ. また 13. 2 の C_{00}, B_{00} であるが, 以下のようにになっている.

$$C_{00} = E(A_1) = \tau_{0(0)} = T_{0,0}^{0,0}(1, 1) = T_{0,0}^{(1)} = T_{0(0)}^{(1)}$$

$$B_{00} = E(A_0) = \pi_0 = T_{0,0}^{0,0}(1, 0) = T_{0,0}^{(0)} = T_{0(0)}^{(0)}.$$

したがって例えば, $d_{11}C_{00} = -x_{61}^{\cdot}C_{10}$ は, $d_{11}T_{0,0}^{\cdot,0}(1, 1) = -x_{61}^{\cdot}T_{1,0}^{\cdot,0}(1, 1) = -x_{61}^{\cdot}$
 $\times d_{\cdot,1}T_{0,0}^{\cdot,0}(1, 1)$ を意味する.

13. 2 行列による計算

a^t の lower-left (= a_{12}) は 10. 2 によって

$$(2. 1) \quad E(a_{12}|x_6) = -x_{62}^t x_{61} A_1 (x_{61}^t J_{11}^0 x_{61} + x_{61}^t u_1) \\ + x_{61}^t x_{61} A_1 (x_{62}^t J_{11}^0 x_{61} + x_{62}^t u_1)$$

となる. ここで $A_1 = A_0(x_{62}^t x_{62})^{-1}$, さらに変数を $x_6 \rightarrow x_7$ と移せば ($x_6 = Q \cdot x_7$),

(2. 1) の第1項の最初の部分を

$$(2. 2) \quad E(A_1 x_{71}^t R \cdot x_{71}^t x_{71} x_{72}) = E(x_{71}^t R \cdot x_{71} M_1) \\ = \sum_i r_{\cdot, i} E(x_{71}^2 M_1) \\ = \sum_i r_{\cdot, i} (d_{01i}^2 + 1) E(M_1)$$

と計算することができる. ただし

$$(2. 3) \quad M_1 = A_1 x_{71}^t x_{72} \\ E(M_1) = x_{71}^t x_{72} (C_{01} - C_{11}) \\ = x_{71}^t x_{72} N \\ = M_{\cdot, 1}.$$

いま, M_1 は $x_6 \rightarrow x_7$ において invariant である. また, x_{6j}^{\cdot} $j = 1, 2$ に関する微分
 行列 d_{ji}^{\cdot} の性質は x_{7j}^{\cdot} についても保存される. そうして C_{ij} は以下のようになってい
 る.

$$C_{00} = E(A_1), \quad d_{11}C_{00} = -x_{71}^{\cdot}C_{10} \dots$$

この $E(A_1)$ の explicit な表現は 10. 2 にある.

$M_{\cdot, 1}$ の x_{71}^{\cdot} , x_{72}^{\cdot} についての微分を計算すれば (以下 x_{7j}^{\cdot} $j = 1, 2$ を x_{ji}^{\cdot} と書く
),

$$d_{11}M_{\cdot, 1} = x_{21}^{\cdot}N - \langle x_{11}^{\cdot}, x_{21}^{\cdot} \rangle x_{11}^{\cdot} N_1$$

$$d_{1i}^2 M_{\cdot 1} = -2x_{2i} x_{1i} N_1 - (\langle x_{1i}, x_{2i} \rangle N_1 - \langle x_{1i}, x_{2i} \rangle x_{1i}^2 N_{11}),$$

いま $\langle x_{1i}, x_{2i} \rangle = 0$ で

$$d_{1i}^2 M_{\cdot 1} |_{\theta} = -2x_{2i} x_{1i} N_1.$$

そうすると

$$(d_{01i}^2 + 1) M_{\cdot 1} |_{\theta} = -2x_{2i} x_{1i} N_1 + 2N x_{1i} x_{2i},$$

ゆえに

$$\begin{aligned} (2.4) \quad \sum_i r_{\cdot i} (d_{01i}^2 + 1) M_{\cdot 1} &= 2 \langle x_{2i}, R \cdot x_{1i} \rangle (N - N_1) \\ &= 2 \langle x_{2i}, R \cdot x_{1i} \rangle (1 - d_{\cdot 1}) N \\ &= 2 \langle x_{2i}, R \cdot x_{1i} \rangle (1 - d_{\cdot 1})^2 C_{01}. \end{aligned}$$

ここで $d_{\cdot 1}$ は $d_{\cdot 1} N = N_1$ となるような値である。また、 C_{01} については $N = (1 - d_{\cdot 1}) C_{01}$ となっている。つづいて第1項の2番目のブロックについては、

$$\begin{aligned} (2.5) \quad E(A_1 x_{72}^t x_{71}^t x_{71}^t u_{(1)}) &= E(x_{71}^t u_{(1)} M_1) \\ &= \sum_i u_{(1)i} E(x_{1i} M_1) \\ &= \sum_i u_{(1)i} d_{01i} E(M_1) \\ &= \sum_i u_{(1)i} (d_{1i} + x_{1i}) E(M_1) \\ &= \sum_i u_{(1)i} x_{2i} N \\ &= u_{(1)}^t x_{2i} N \\ &= u_{(1)}^t x_{2i} (1 - d_{\cdot 1}) C_{01}. \end{aligned}$$

さらに (2.1) の第2項をとりあげる。はじめに $E(x_{71}^t x_{71}^t A_1) = E(M_2)$ を計算すると、

$$\begin{aligned} (2.6) \quad E(M_2) &= \sum_i E(x_{71i}^2 A_1) \\ &= \sum_i (d_{01i}^2 + 1) E(A_1) \\ &= \sum_i (d_{01i}^2 + 1) C_{00} \end{aligned}$$

ここで $d_{1i} C_{00} = -x_{1i} C_{10}$, $d_{1i}^2 C_{00} = -C_{10} + x_{1i}^2 C_{20}$ に気づけば、(2.6) は

$$E(M_2) = \sum_i \{-C_{10} + x_{1i}^2 C_{20} - 2x_{1i}^2 C_{10} + (x_{1i}^2 + 1) C_{00}\}$$

$$= r_1 C_{20} - (2r_1 + T') C_{10} + (r_1 + T') C_{00}$$

$$= M_{\cdot 2}$$

となる. そうしておいて (2. 1) の第2項の最初のブロックを

$$(2. 7) \quad E(x_{72}^t U x_{71}^t x_{71}^t x_{71}^t A_1) = \sum_{i,j} U_{ij} E(x_{2i} x_{1j} M_2)$$

$$= \sum_{i,j} U_{ij} d_{02i} d_{01j} M_{\cdot 2}$$

と書く. 以下 $d_{02i} d_{01j} M_{\cdot 2}$ を計算する.

$$d_{1j} M_{\cdot 2} = -r_1 x_{ij} C_{30} + x_{ij} (2r_1 + T' + 2) C_{20}$$

$$- x_{ij} (r_1 + T' + 4) C_{10} + 2x_{ij} C_{00}$$

$$d_{2i} d_{1j} M_{\cdot 2} = x_{ij} x_{2i} \{r_1 d_{\cdot 2} C_{30} - (2r_1 + T' + 2) d_{\cdot 2} C_{20}$$

$$+ (r_1 + T' + 4) d_{\cdot 2} C_{10} - 2d_{\cdot 2} C_{00}\}$$

$$d_{2i} M_{\cdot 2} = x_{2i} \{-r_1 d_{\cdot 2} C_{20} + (2r_1 + T') d_{\cdot 2} C_{10} - (r_1 + T') d_{\cdot 2} C_{00}\}.$$

そうして

$$(2. 8) \quad d_{02i} d_{01j} M_{\cdot 2} = x_{2i} x_{ij} \{r_1 d_{\cdot 2} C_{30} - (2r_1 + T' + 2) d_{\cdot 2} C_{20}$$

$$+ (r_1 + T' + 4) d_{\cdot 2} C_{10} - 2d_{\cdot 2} C_{00} - r_1 d_{\cdot 2} C_{20}$$

$$+ (2r_1 + T') d_{\cdot 2} C_{10} - (r_1 + T') d_{\cdot 2} C_{00} - r_1 C_{30}$$

$$+ (2r_1 + T' + 2) C_{20} - (r_1 + T' + 4) C_{10} + 2C_{00}$$

$$+ r_1 C_{20} - (2r_1 + T') C_{10} + (r_1 + T') C_{00}\}.$$

ゆえに (2. 7) の L. H. S. は

$$(2. 9) \quad \langle x_{2i}, U x_i \rangle \{-r_1 (1 - d_{\cdot 2}) C_{30} + (3r_1 + T' + 2) (1 - d_{\cdot 2}) C_{20}$$

$$- (3r_1 + 2T' + 4) (1 - d_{\cdot 2}) C_{10} + (r_1 + T' + 2) (1 - d_{\cdot 2}) C_{00}\}$$

$$= \langle x_{2i}, U x_i \rangle \{r_1 (1 - d_{\cdot 2}) (1 - d_{\cdot 1})^3 C_{00}$$

$$+ (T' + 2) (1 - d_{\cdot 2}) (d_{\cdot 1}^2 C_{00} - 2d_{\cdot 1} C_{00} + C_{00})\}$$

$$= \langle x_{2i}, U x_i \rangle \{r_1 (1 - d_{\cdot 2}) (1 - d_{\cdot 1})^3 C_{00}$$

$$+ (T' + 2) (1 - d_{\cdot 2}) (1 - d_{\cdot 1})^2 C_{00}\}.$$

同様にして

$$(2. 10) \quad E(x_{71}^t x_{71}^t x_{72}^t u_{(1)} A_1) = \sum_i E(x_{72i} u_{(1)i} M_2)$$

$$= \sum_i u_{(1)i} d_{02i} E(M_2)$$

$$\begin{aligned}
&= -u^{(1)} x_2^t r_1 d_{\cdot 2} C_{20} + u^{(1)} x_2^t (2r_1 + T') d_{\cdot 2} C_{10} \\
&\quad - u^{(1)} x_2^t \{(r_1 + T') d_{\cdot 2} C_{00} - r_1 C_{20} \\
&\quad + (2r_1 + T') C_{10} - (r_1 + T') C_{00}\} \\
&= u^{(1)} x_2^t \{r_1 (1 - d_{\cdot 1})^2 (1 - d_{\cdot 2}) C_{00} \\
&\quad + T' (1 - d_{\cdot 2}) (1 - d_{\cdot 1}) C_{00}\}.
\end{aligned}$$

これで (1. 2) の lower-left をすべて計算したことになる。

$$\begin{aligned}
(2. 11) \quad \text{lower-left} &= -2 \langle x_2^t, R \cdot x_1 \rangle (1 - d_{\cdot 1})^2 C_{01} - u^{(1)} x_2^t (1 - d_{\cdot 1}) C_{01} \\
&\quad + \langle x_2^t, U x_1 \rangle r_1 (1 - d_{\cdot 1})^3 (1 - d_{\cdot 2}) C_{00} \\
&\quad + \{(T' + 2) \langle x_2^t, U x_1 \rangle + r_1 u^{(1)} x_2^t\} (1 - d_{\cdot 1})^2 (1 - d_{\cdot 2}) C_{00} \\
&\quad + u^{(1)} x_2^t T' (1 - d_{\cdot 1}) (1 - d_{\cdot 2}) C_{00},
\end{aligned}$$

さらにもう一度 $(1 - d_{\cdot 2}) C_{00} = C_{01}$ に気づけば, (2. 11) は

$$(2. 12) \quad \text{lower-left} = \sum_{i=1}^3 \eta_{ii}^{(1)}(1, 2) (1 - d_{\cdot 1})^i (1 - d_{\cdot 2}) C_{00}$$

となる。ただし

$$\eta_{31}^{(1)}(1, 2) = \langle x_2^t, U x_1 \rangle r_1 = GB_{21} r_1$$

$$\begin{aligned}
\eta_{21}^{(1)}(1, 2) &= -2 \langle x_2^t, R \cdot x_1 \rangle + (T' + 2) \langle x_2^t, U x_1 \rangle + r_1 u^{(1)} x_2^t \\
&= -BG_{21}^t - GB_{21} + (T' + 1) GB_{21} + r_1 (r_2 \alpha_{\cdot 12} - GB_{21}) \\
&\quad \alpha_{\cdot 12}: \alpha \cdot (2 \times 2) \text{ の upper-right}
\end{aligned}$$

$$\eta_{11}^{(1)}(1, 2) = u^{(1)} x_2^t (T' - 1) = (r_2 \alpha_{\cdot 12} - GB_{21}) (T' - 1).$$

ここで例えば GB_{21} は $GB_{21} = s^{(2)} z^t GB z^t s^{(1)}$ となっている。(以下 $E(a^t(n', m'))$ がすべて (2. 12) の R.H.S. の関数形で書かれることを示す)。

つづいて (1. 2) の upper-left を計算する。はじめに

$$\begin{aligned}
(2. 13) \quad E(a_{\cdot 11} | x_7) &= A_0 \{x_7^t R \cdot x_7 - (x_7^t x_7^t)^{-1} x_7^t x_7^t x_7^t U x_7^t \\
&\quad + x_7^t u^{(1)} - (x_7^t x_7^t)^{-1} x_7^t x_7^t x_7^t u^{(1)}\}.
\end{aligned}$$

ここで $E(A_0 x_7^t R \cdot x_7)$ は

$$(2.14) \quad \sum_i r_i E(x_{71}^2 A_0) = \sum_i r_i (d_{01}^2 + 1) E(A_0)$$

となる. $E(A_0) = B_{00}$ と書いて (2.14) は

$$\begin{aligned} & \sum_i r_i \{-B_{10} + x_i^2 B_{20} - 2x_i B_{10} + (x_i^2 + 1)B_{00}\} \\ &= -\text{tr}(R) d_{\cdot 1} B_{00} + \langle x_i, R \cdot x_i \rangle d_{\cdot 1} B_{00} \\ & \quad - 2\langle x_i, R \cdot x_i \rangle d_{\cdot 1} B_{00} + (\langle x_i, R \cdot x_i \rangle + \text{tr}(R)) B_{00} \\ &= \langle x_i, R \cdot x_i \rangle (1 - d_{\cdot 1})^2 B_{00} + \text{tr}(R) (1 - d_{\cdot 1}) B_{00} \end{aligned}$$

となるのがわかる. さらに (2.13) の第3項は

$$\begin{aligned} (2.15) \quad E(x_{71}^t u^{(1)} A_0) &= \sum_i u^{(1)}_i d_{01} B_{00} \\ &= \sum_i u^{(1)}_i (-x_i d_{\cdot 1} B_{00} + x_i B_{00}) \\ &= u^{(1)} x_i (1 - d_{\cdot 1}) B_{00}. \end{aligned}$$

第2, 4項を計算するには, $E(A_1 x_{71}^t x_{72}) = E(M_1)$ を考える. $E(M_1)$ は (2.3) に計算してある. そうすると (x_{72} を x_2 と書く)

$$\begin{aligned} (2.16) \quad E(x_{72}^t U x_{71}^t x_{72} A_1) &= \sum_{i,j} U_{ij} E(x_2 x_{1j} M_1) \\ &= \sum_{i,j} U_{ij} d_{02} d_{01j} \langle x_2, x_i \rangle N. \end{aligned}$$

$\langle x_i, x_2 \rangle N = M_{\cdot 1}$ と書いて, さらに $|_0$ を $\langle x_i, x_2 \rangle = 0$ での evaluation を表すものとするれば,

$$\begin{aligned} d_{1j} M_{\cdot 1} &= x_{2j} N - \langle x_i, x_2 \rangle x_{ij} N_1 \\ d_{1j} M_{\cdot 1} |_0 &= x_{2j} N \\ d_{2i} M_{\cdot 1} &= x_{i1} N - \langle x_i, x_2 \rangle + \dots \\ d_{2i} M_{\cdot 1} |_0 &= x_{i1} N \\ d_{2i} d_{1j} M_{\cdot 1} &= \delta_{ij} N - x_{2i} x_{2j} N_2 - x_{i1} x_{1j} N_1 + \dots \\ d_{2i} d_{1j} M_{\cdot 1} |_0 &= \delta_{ij} N - x_{2i} x_{2j} N_2 - x_{i1} x_{1j} N_1. \end{aligned}$$

けっきょくこの結果から (2.16) は

$$(2.17) \quad E(x_{72}^t U x_{71} M_1) = \langle x_2, U x_2 \rangle (N - N_2) + \langle x_i, U x_i \rangle (N - N_1) + N \text{tr}(U)$$

となる. さらに $N = C_{01} - C_{11} = (1 - d_{\cdot 1}) C_{01} = (1 - d_{\cdot 1})(1 - d_{\cdot 2}) C_{00}$ に気づいて

(2.17) を

$$\begin{aligned}
 (2.18) \quad E(x_{72}^t U x_{71} M_1) &= \langle x_2^t, U x_2^t \rangle (1 - d_{\cdot 2})^2 (1 - d_{\cdot 1}) C_{00} \\
 &\quad + \langle x_1^t, U x_1^t \rangle (1 - d_{\cdot 1})^2 (1 - d_{\cdot 2}) C_{00} \\
 &\quad + \text{tr}(U) (1 - d_{\cdot 1}) (1 - d_{\cdot 2}) C_{00}
 \end{aligned}$$

と書く. つづいて $E(x_{72}^t x_{71} x_{72}^t u^{(1)} A_1)$ は

$$\begin{aligned}
 (2.19) \quad E(x_{72}^t u^{(1)} M_1) &= \sum_i u^{(1)}_i E(x_{2i} M_1) \\
 &= \sum_i u^{(1)}_i d_{02i} \langle x_i^t, x_2^t \rangle N \\
 &= \sum_i u^{(1)}_i x_i^t N \\
 &= u^{(1)} x^t (1 - d_{\cdot 1}) (1 - d_{\cdot 2}) C_{00}.
 \end{aligned}$$

これで upper-left の計算はおえたことになる. 以下のように整理できる.

$$\begin{aligned}
 (2.20) \quad \text{upper-left} &= -(u^{(1)} x^t + \text{tr}(U)) (1 - d_{\cdot 1}) (1 - d_{\cdot 2}) C_{00} \\
 &\quad - \langle x_2^t, U x_2^t \rangle (1 - d_{\cdot 1}) (1 - d_{\cdot 2})^2 C_{00} \\
 &\quad - \langle x_1^t, U x_1^t \rangle (1 - d_{\cdot 1})^2 (1 - d_{\cdot 2}) C_{00} \\
 &\quad + \langle x_1^t, U x_1^t \rangle (1 - d_{\cdot 1})^2 B_{00} \\
 &\quad + (\text{tr}(R_{\cdot}) + u^{(1)} x^t) (1 - d_{\cdot 1}) B_{00} \\
 &= \sum_{k=0}^1 \sum_{i=1}^2 \sum_{j=0}^2 \eta_{ij}^{(k)} (1, 1) (1 - d_{\cdot 1})^i (1 - d_{\cdot 2})^j T_{00}^{(k)},
 \end{aligned}$$

ただし

$$\begin{aligned}
 (2.21) \quad \eta_{20}^{(0)}(1, 1) &= \langle x_1^t, R \cdot x_1^t \rangle = GB_{11} \\
 \eta_{10}^{(0)}(1, 1) &= \text{tr}(R_{\cdot}) + u^{(1)} x^t = \text{tr}(G) + r_1 \alpha_{\cdot 11} - GB_{11} \\
 \eta_{11}^{(1)}(1, 1) &= -(u^{(1)} x^t + \text{tr}(U)) = -\eta_{11}^{(0)}(1, 1) \\
 \eta_{21}^{(1)}(1, 1) &= -\langle x_1^t, U x_1^t \rangle = -GB_{11} = -\eta_{20}^{(0)}(1, 1) \\
 \eta_{12}^{(1)}(1, 1) &= -\langle x_2^t, U x_2^t \rangle = -GB_{22} \\
 \eta_{ij}^{(k)}(1, 1) &= 0, \text{ otherwise} \\
 T_{00}^{(1)} &= C_{00} \\
 T_{00}^{(0)} &= B_{00} = E(A_0).
 \end{aligned}$$

この upper-left の表現は 10. 2, (2. 41) に等しいのがすぐわかる.

つづいて (1. 2) の upper-right を計算する. まず

$$\begin{aligned}
 (2. 22) \quad E(x_{72}^t U \cdot x_{71} A_0) &= \sum_{i,j} U_{\cdot ij} E(x_{2i} x_{1j} A_0) \\
 &= \sum_{i,j} U_{\cdot ij} d_{02i} d_{01j} B_{00} \\
 &= \sum_{i,j} U_{\cdot ij} (x_{2i} x_{1j} d_{\cdot 2} B_{10} - x_{2i} x_{1j} d_{\cdot 1} B_{00} \\
 &\quad - x_{2i} x_{1j} d_{\cdot 2} B_{00} + x_{2i} x_{1j} B_{00}) \\
 &= \sum_{i,j} U_{\cdot ij} \{x_{2i} x_{1j} (1 - d_{\cdot 2})(1 - d_{\cdot 1}) B_{00}\}.
 \end{aligned}$$

さらに $v = Q \cdot u_2$ と書いて, $E(x_{71}^t v A_0)$ は

$$\begin{aligned}
 (2. 23) \quad E(x_{71}^t v A_0) &= \sum_i v_i E(x_{1i} A_0) \\
 &= \sum_i v_i d_{01i} B_{00} \\
 &= \sum_i v_i (-x_{1i} d_{\cdot 1} B_{00} + x_{1i} B_{00}) \\
 &= \langle x_1, v \rangle (1 - d_{\cdot 1}) B_{00}.
 \end{aligned}$$

また A_1 を含む項は

$$(2. 24) \quad E(x_{71}^t x_{72}^t x_{72}^t R \cdot x_{72} A_1) = \sum_{i,r} r_{\cdot i} (d_{02i}^2 + 1) (\langle x_i, x_2 \rangle N),$$

ここで $d_{02i}(\quad)$ を見ると,

$$d_{2i} \langle x_i, x_2 \rangle N = x_{1i} N - \langle x_i, x_2 \rangle x_{2i} N_2$$

$$d_{2i}^2 \langle x_i, x_2 \rangle N = -2x_{1i} x_{2i} N_2 - \dots$$

$$d_{2i}^2 \langle x_i, x_2 \rangle N|_0 = -2x_{1i} x_{2i} N_2$$

となるから (2. 24) は

$$\begin{aligned}
 (2. 25) \quad \sum_{i,r} r_{\cdot i} (-2x_{2i} x_{1i} N_2 + 2x_{2i} x_{1i} N) &= 2 \langle x_2, R \cdot x_1 \rangle (N - N_2) \\
 &= 2 \langle x_2, R \cdot x_1 \rangle (1 - d_{\cdot 1})(1 - d_{\cdot 2})^2 C_{00}.
 \end{aligned}$$

さらにもう 1 つの項は以下のように計算できる.

$$\begin{aligned}
 (2. 26) \quad E(x_{72}^t v x_{72}^t x_{71} A_1) &= \sum_i v_i d_{02i} \langle x_i, x_2 \rangle N \\
 &= \sum_i v_i x_{1i} N \\
 &= \langle v, x_1 \rangle (1 - d_{\cdot 1})(1 - d_{\cdot 2}) C_{00}.
 \end{aligned}$$

けっきょく upper-right は

$$\begin{aligned}
(2.27) \quad \text{upper-right} &= -2\langle x_2^t, R \cdot x_1 \rangle (1-d_1)(1-d_2)^2 C_{00} \\
&+ \langle x_2^t, Ux_1 \rangle (1-d_1)(1-d_2) B_{00} \\
&- v^t x_1 (1-d_1)(1-d_2) C_{00} + v^t x_1 (1-d_1) B_{00} \\
&= \sum_{k=0}^1 \sum_{j=0}^2 \eta_{ij}^{(k)}(2,1) (1-d_1)(1-d_2)^j T_{00}^{(k)}
\end{aligned}$$

となる。ただし、

$$\begin{aligned}
(2.28) \quad \eta_{11}^{(0)}(2,1) &= \langle x_2^t, Ux_1 \rangle = GB_{12} \\
\eta_{10}^{(0)}(2,1) &= \langle x_1^t, v \rangle \\
\eta_{11}^{(1)}(2,1) &= -\langle x_1^t, v \rangle = -\eta_{10}^{(0)}(2,1) \\
\eta_{12}^{(1)}(2,1) &= -2\langle x_2^t, R \cdot x_1 \rangle \\
\eta_{ij}^{(k)}(2,1) &= 0, \text{ otherwise.}
\end{aligned}$$

さらにこの $\langle x_1^t, v \rangle$ を以下のように書く。つまり、

$$\begin{aligned}
(2.29) \quad \eta_{10}^{(0)}(2,1) &= \langle x_1^t, v \rangle \\
&= x_1^t Q^t Q u_2 \\
&= x_1^t J_{12} x_2^t s^{(2)} \\
&= s^{(1)T} z^t H_1^t H_1 G H_2^t H_2 z^t s^{(2)} \\
&= s^{(1)T} z^t B G (I - B) z^t s^{(2)} \\
&= s^{(1)T} S^t S Y^{-1} M Y^{-1} S^t S a^t s^{(2)} - GB_{12} \\
&= (1, 0) \{ \text{diag}(r_1, r_2) \} (s^{(1)} \alpha^t s^{(2)}, s^{(2)} \alpha^t s^{(2)})^t \\
&\quad - GB_{12} \\
&= r_1 \alpha \cdot 12 - GB_{12}.
\end{aligned}$$

他の $\eta_{ij}^{(k)}(2,1)$ についても

$$\begin{aligned}
(2.30) \quad \eta_{12}^{(1)}(2,1) &= -2\langle x_2^t, R \cdot x_1 \rangle = -(GB + BG^t)_{21} \\
\eta_{11}^{(0)}(2,1) &= \langle x_1^t, Ux_2 \rangle = GB_{12}
\end{aligned}$$

と表すことができる。つづいて (1. 2) の lower-right を以下計算する。はじめに

$$(2. 31) \quad E(x_{72}^t U \cdot x_{71}^t x_{72}^t x_{71}^t A_1) = \sum_{i,j} U_{ij} E(x_{2i} x_{1j} x_{72}^t x_{71}^t A_1) \\ = \sum_{i,j} U_{ij} d_{02i} d_{01j} \langle x_2^t, x_1^t \rangle N.$$

ここで (2. 31) の $d_{02i} d_{01j} ()$ は

$$d_{02i} d_{01j} \langle x_2^t, x_1^t \rangle N = -x_{1i} x_{1j} N_1 - x_{2j} x_{2i} N_2 + x_{1j} x_{1i} N \\ + x_{2i} x_{2j} N + \delta_{ij} N.$$

したがって (2. 31) は

$$(N - N_1) \langle x_1^t, U \cdot x_1^t \rangle + (N - N_2) \langle x_2^t, U \cdot x_2^t \rangle + \text{Ntr}(U) \\ = \langle x_1^t, U \cdot x_1^t \rangle (1 - d_{\cdot 1})^2 (1 - d_{\cdot 2}) C_{00} + \text{Ntr}(U) \\ + \langle x_2^t, U \cdot x_2^t \rangle (1 - d_{\cdot 1}) (1 - d_{\cdot 2})^2 C_{00}$$

となる。さらに $E(x_{71}^t v x_{72}^t x_{71}^t A_1)$ は

$$(2. 32) \quad \sum_j v_j E(x_{1j} x_{72}^t x_{71}^t A_1) = \sum_j v_j d_{01j} \langle x_1^t, x_2^t \rangle N \\ = \sum_j v_j x_{2j} N \\ = \langle v, x_2^t \rangle (1 - d_{\cdot 1}) (1 - d_{\cdot 2}) C_{00}.$$

つぎに $E(x_{72}^t R \cdot x_{72}^t x_{71}^t x_{71}^t A_1)$ を計算するには、まずこの $E(x_{71}^t x_{71}^t A_1)$ を考える。

(2. 6) の結果から

$$(2. 32.a) \quad E(x_{71}^t x_{71}^t A_1) = \langle x_1^t, x_1^t \rangle C_{20} - (2r_1 + T') C_{10} + (r_1 + T') C_{00} \\ = r_1 (1 - d_{\cdot 1})^2 C_{00} + T' (1 - d_{\cdot 1}) C_{00} \\ = B.$$

となる。したがって $E(x_{72}^t R \cdot x_{72}^t x_{71}^t x_{71}^t A_1)$ は

$$(2. 32.b) \quad E(x_{72}^t R \cdot x_{72}^t x_{71}^t x_{71}^t A_1) = \sum_i r_{\cdot i} (d_{02i}^2 + 1) B_{\cdot i}.$$

ここで $B_{\cdot i}$ の微分は以下のようなになるのがわかる。

$$(2. 33) \quad d_{2i} B_{\cdot i} = -x_{2i} r_{1i} d_{\cdot 2} C_{20} + x_{2i} (2r_1 + T') d_{\cdot 2} C_{10} - x_{2i} (r_1 + T') d_{\cdot 2} C_{00} \\ = -x_{2i} r_{1i} d_{\cdot 2} (1 - d_{\cdot 1})^2 C_{00} - T' x_{2i} (1 - d_{\cdot 1}) d_{\cdot 2} C_{00}$$

$$(2. 34) \quad d_{2i}^2 B_{\cdot i} = x_{2i}^2 r_{1i} d_{\cdot 2}^2 (1 - d_{\cdot 1})^2 C_{00} - r_{1i} d_{\cdot 2} (1 - d_{\cdot 1})^2 C_{00} \\ + x_{2i}^2 T' (1 - d_{\cdot 1}) d_{\cdot 2}^2 C_{00} - T' (1 - d_{\cdot 1}) d_{\cdot 2} C_{00}.$$

この 2 次微分は 1 次微分から直接出る. そうすると (2. 32. b) は

$$\begin{aligned}
 (2. 35) \quad E(x_{72}^t R \cdot x_{72}^t x_{71}^t x_{71}^t A_1) \\
 &= \sum_i r_{\cdot i} \{ x_{2i}^2 r_1 d_{\cdot 2} (1 - d_{\cdot 1})^2 C_{00} - r_1 d_{\cdot 2} (1 - d_{\cdot 1})^2 C_{00} \\
 &\quad + x_{2i}^2 T' (1 - d_{\cdot 1}) d_{\cdot 2} C_{00} - T' (1 - d_{\cdot 1}) d_{\cdot 2} C_{00} \\
 &\quad - 2x_{2i}^2 r_1 (1 - d_{\cdot 1})^2 d_{\cdot 2} C_{00} - 2T' x_{2i} (1 - d_{\cdot 1}) d_{\cdot 2} C_{00} \\
 &\quad + (1 + x_{2i}^2) (r_1 (1 - d_{\cdot 1})^2 C_{00} + T' (1 - d_{\cdot 1}) C_{00}) \} \\
 &= r_1 \langle x_{\dot{2}}, R \cdot x_{\dot{2}} \rangle (1 - d_{\cdot 2})^2 (1 - d_{\cdot 1})^2 C_{00} \\
 &\quad + T' \langle x_{\dot{2}}, R \cdot x_{\dot{2}} \rangle (1 - d_{\cdot 2})^2 (1 - d_{\cdot 1}) C_{00} \\
 &\quad + \text{tr}(R \cdot) r_1 (1 - d_{\cdot 2}) (1 - d_{\cdot 1})^2 C_{00} \\
 &\quad + \text{tr}(R \cdot) T' (1 - d_{\cdot 2}) (1 - d_{\cdot 1}) C_{00}.
 \end{aligned}$$

ここですぐ気づくように, $E(x_{72}^t R \cdot x_{72}^t x_{71}^t x_{71}^t A_1)$ は $(1 - d_{\cdot 1})^i (1 - d_{\cdot 2})^j C_{00}$ の加重和となっている.

つづいて $E(x_{72}^t v x_{71}^t x_{71}^t A_1)$ は

$$\begin{aligned}
 (2. 36) \quad E(x_{72}^t v x_{71}^t x_{71}^t A_1) &= \sum_i v_i d_{02i} B_{\cdot} \\
 &= \sum_i v_i \{ -x_{2i}^2 r_1 d_{\cdot 2} (1 - d_{\cdot 1})^2 C_{00} - T' x_{2i}^2 d_{\cdot 2} (1 - d_{\cdot 1}) C_{00} \\
 &\quad + r_1 x_{2i}^2 (1 - d_{\cdot 1})^2 C_{00} + T' x_{2i}^2 (1 - d_{\cdot 1}) C_{00} \} \\
 &= v^t x_{\dot{2}} r_1 (1 - d_{\cdot 2}) (1 - d_{\cdot 1})^2 C_{00} \\
 &\quad + v^t x_{\dot{2}} T' (1 - d_{\cdot 2}) (1 - d_{\cdot 1}) C_{00}
 \end{aligned}$$

となる. したがって (2. 31), (2. 32), (2. 35), (2. 36) から, lower-right は以下のように整理される.

$$\begin{aligned}
 (2. 37) \quad \text{lower-right} &= (v^t x_{\dot{2}} T' + \text{tr}(R \cdot) T' - \text{tr}(U)) (1 - d_{\cdot 1}) (1 - d_{\cdot 2}) C_{00} \\
 &\quad + r_1 (v^t x_{\dot{2}} + \text{tr}(R \cdot)) (1 - d_{\cdot 1})^2 (1 - d_{\cdot 2}) C_{00} \\
 &\quad + T' \langle x_{\dot{2}}, R \cdot x_{\dot{2}} \rangle (1 - d_{\cdot 1}) (1 - d_{\cdot 2})^2 C_{00} \\
 &\quad + r_1 \langle x_{\dot{2}}, R \cdot x_{\dot{2}} \rangle (1 - d_{\cdot 1})^2 (1 - d_{\cdot 2})^2 C_{00} \\
 &\quad - \langle x_{\dot{1}}, U \cdot x_{\dot{1}} \rangle (1 - d_{\cdot 1})^2 (1 - d_{\cdot 2}) C_{00} \\
 &\quad - \langle x_{\dot{2}}, U \cdot x_{\dot{2}} \rangle (1 - d_{\cdot 1}) (1 - d_{\cdot 2})^2 C_{00}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& - v^t x_2^2 (1 - d_{\cdot 1})(1 - d_{\cdot 2}) C_{00} \\
& = \sum_{i,j=1}^2 \eta_{ij}^{(1)}(2, 2) (1 - d_{\cdot 1})^i (1 - d_{\cdot 2})^j C_{00},
\end{aligned}$$

ただし

$$C_{00} = T_{00}^{(1)}$$

$$\begin{aligned}
\eta_{11}^{(1)}(2, 2) &= v^t x_2^2 (T' - 1) + \text{tr}(R_{\cdot})T' - \text{tr}(U) \\
&= (T' - 1)(r_2 \alpha_{\cdot 22} - GB_{22}) + (T' - 1)\text{tr}(G)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\eta_{21}^{(1)}(2, 2) &= v^t x_2^2 r_1 + \text{tr}(R_{\cdot})r_1 - \langle x_1, U \cdot x_1 \rangle \\
&= r_1(r_2 \alpha_{\cdot 22} - GB_{22} + \text{tr}(G)) - GB_{11}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\eta_{12}^{(1)}(2, 2) &= T' \langle x_2, R \cdot x_2 \rangle - \langle x_2, U \cdot x_2 \rangle \\
&= (T' - 1)GB_{22}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\eta_{22}^{(1)}(2, 2) &= r_1 \langle x_2, R \cdot x_2 \rangle \\
&= r_1 GB_{22}.
\end{aligned}$$

けっきょくこれで OLS 推定値 (normalize されたものではない) の 1 次モーメントをすべて計算したことになる。以下のように整理できる。

$$\text{lower-right} = \sum_{i,j=1}^2 \eta_{ij}^{(1)}(2, 2) (1 - d_{\cdot 1})^i (1 - d_{\cdot 2})^j T_{00}^{(1)}$$

$$\text{lower-left} = \sum_{i=1}^3 \eta_{i1}^{(1)}(1, 2) (1 - d_{\cdot 1})^i (1 - d_{\cdot 2}) T_{00}^{(1)}$$

$$\text{upper-left} = \sum_{k=0}^1 \sum_{i=1}^2 \sum_{j=0}^2 \eta_{ij}^{(k)}(1, 1) (1 - d_{\cdot 1})^i (1 - d_{\cdot 2})^j T_{00}^{(k)}$$

$$\text{lower-right} = \sum_{k=0}^1 \sum_{j=0}^2 \eta_{1j}^{(k)}(2, 1) (1 - d_{\cdot 1}) (1 - d_{\cdot 2})^j T_{00}^{(k)}$$

そうすると, $1 \leq n', m' \leq 2$ で a^t の (n', m') 要素の期待値は

$$(2.38) \quad E(a^t(n', m')) = \sum_{k=0}^1 \sum_{i=1}^3 \sum_{j=0}^2 \eta_{ij}^{(k)}(n', m') (1 - d_{\cdot 1})^i (1 - d_{\cdot 2})^j T_{00}^{(k)}$$

となる。さらにここで $(1 - d_{\cdot 1})^i (1 - d_{\cdot 2})^j T_{00}^{(k)}$ を考える。いま

$$(1 - d_{\cdot 2}) T_{00}^{(k)} = T_{00}^{(k)} - (T_{00}^{(k)} - T_{01}^{(k)}) = T_{01}^{(k)}$$

$$(1 - d_{\cdot 2})^2 T_{00}^{(k)} = T_{01}^{(k)} - (T_{01}^{(k)} - T_{02}^{(k)}) = T_{02}^{(k)}$$

となるのがわかる. したがって一般に $(1 - d \cdot 2)^j T_{00}^{(k)} = T_{0j}^{(k)}$ となる. つづいて

$(1 - d \cdot 1)^i T_{00}^{(k)}$ は

$$(1 - d \cdot 1) T_{00}^{(k)} = T_{00}^{(k)} - T_{10}^{(k)}$$

$$\begin{aligned} (1 - d \cdot 1)^2 T_{00}^{(k)} &= (1 - d \cdot 1) T_{00}^{(k)} - (1 - d \cdot 1) T_{10}^{(k)} \\ &= T_{00}^{(k)} - 2T_{10}^{(k)} + T_{20}^{(k)} \end{aligned}$$

さらに計算をつづければすぐにわかるが, けっきょく

$$(1 - d \cdot 1)^i T_{00}^{(k)} = \sum_{s=0}^i (-1)^s C_s T_{s0}^{(k)}$$

となる. つまりハ'ル $(1 - d \cdot 1)^i$ においては, 通常の 2 項展開が許される. こうした内容をもう一度書けば,

$$\begin{aligned} (1 - d \cdot 1)^i T_{00}^{(k)} &= \sum_{s=0}^i C_s (-1)^s d \cdot 1 T_{s0}^{(k)} \\ &= \sum_{s=0}^i (-1)^s C_s T_{s0}^{(k)}. \end{aligned}$$

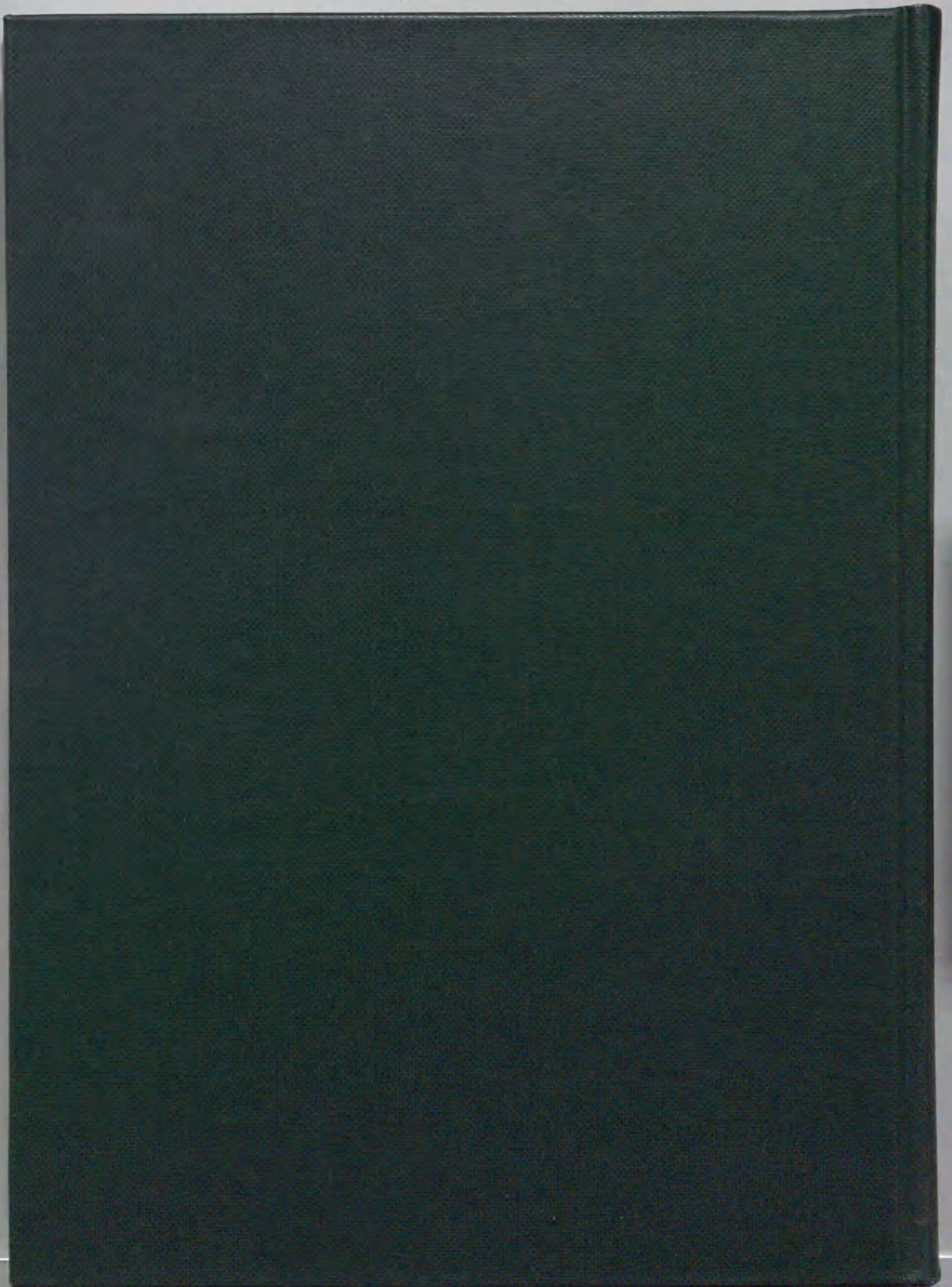
そうすると (2. 38) の $E(a \cdot (n', m'))$ はハ'ルによることなく, 以下のようになる.

$$(2. 39) \quad E(a \cdot (n', m')) = \sum_{k=0}^1 \sum_{i=1}^3 \sum_{j=0}^2 \sum_{s=0}^i \eta_{ij}^{(k)}(n', m') \times C_s (-1)^s T_{sj}^{(k)}$$

ただしこの $\eta_{ij}^{(k)}(n', m')$ はさきに定められるパラメタである.

参考文献

- [1] Dhrymes, P. J., Distributed Lags: Problems of Estimation and Formulation, San Francisco: Holden-Day, 1971.
- [2] 片岡佑作 「2 変量分布ラグモデルの最小2乗推定値: 2」 経済経営論叢, 第19巻, 第4号, 1985年, pp. 157-170.
- [3] ———— 「2 変量分布ラグモデルにおける OLS 推定値の 2 次モーメント近似」 経済経営論叢, 第22巻, 第2号, 1987年, pp. 1-18.



Inches 1 2 3 4 5 6 7 8
Centimetres 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 16 17 18 19

KODAK Color Control Patches

© The Tiffen Company, 2000

Kodak
LICENSED PRODUCT



Kodak Gray Scale



© Kodak, 2007 TM: Kodak

A 1 2 3 4 5 6 **M** 8 9 10 11 12 13 14 15 **B** 17 18 19

