第５５回「関西ＳＡＳユーザー会」2002.11.22

コンジョイント解析の部分効用値の評価について

－ＯＬのビール嗜好事例を通じて－

流通科学大学　商学部　教授　野口 博司

１．コンジョイント解析とは

トラベルパックの人気は　○人気順位。[1][2][3].

日数 旅行先	６日 １点	１０日 ５点	１４日 ６点
ヨーロッパ ４点	⑦ ５点	② ９点	① １０点
東南アジア １点	⑨ ２点	⑥ ６点	④ ７点
ハワイ ２点	⑧ ３点	④ ７点	③ ８点

人気順位からその結果の理由になる属性の寄与度、即ち部分効用値を求めるのがコンジョイント解析である。

２．ノンメトリックのMONANOVA

表１　コンジョイント解析の各手法の分類

	データの尺度	解の適合度基準	手法
集計モデル	順序尺度	順序対比較符号一致法	TRADEOFF　[4][5]
	順序尺度	ストレス	MONANOVA [6][7]
	メトリック	最小２乗法	重回帰分析
個人差モデル	順序尺度を対比較データに変換	一種の最尤法	LOGIT　[8]
	順序尺度	データスペースとモデルスペースのValidationの最小化	LINMAP　[9]
	名義尺度・順序尺度	最小２乗基準	WADDALS　[10]

２．１　MONANOVAの数理理論

以下、次のような記号を与えMONANOVAの方法を概説する。

$y = (y_1, y_2, \ldots, y_m)^T$：m個の対象の選好順序尺度ベクトル即ち全体評価。

$Z = (z_1, z_2, \ldots, z_m)^T$：$y_j$の単調変換値ベクトル。

Kは、各属性が持つ水準数の合計で、このK個だけ部分効用値を導くことになる。

$D = (d_1, d_2, \ldots, d_m)^T$：m個の対象の要因属性を並べた0-1デザイン行列。

但し$d_1 = (d_{11}, d_{12}, \ldots, d_{1K})^T$, $d_2 = (d_{21}, d_{22}, \ldots, d_{1K})^T$, … , $d_m = (d_{m1}, d_{m2}, \ldots, d_{mK})^T$である。

$b = (b_1, b_2, \ldots, b_K)^T$：求める部分効用値。

以上より、MONANOVAの予測式として(1)式が与えられる。

$$\hat{Z} = Db \qquad (1)$$

ここで、$\bar{\hat{Z}}$は定数ベクトルとなるので$\bar{\hat{Z}} = C$とおける。

そこで、クラスカルのＳtress 基準のＳをおくと

$$S^2 = (Z-\hat{Z})^T (Z-\hat{Z}) \,/\, (\hat{Z}-\bar{\hat{Z}})^T (\hat{Z}-\bar{\hat{Z}}) \qquad (2)$$

となる。
Ｓtress はその値が小さい程適合度が高いので、ＭＯＮＡＮＯＶＡの解法は、Ｚがｙと単調増加に関係するという単調性の制約のもとで、S^2が最小となるような**b**を求めることになる。

$V=(Z-\hat{Z})^T (Z-\hat{Z})$ ，$W=(\hat{Z}-\bar{\hat{Z}})^T (\hat{Z}-\bar{\hat{Z}})$ とおいて、Ｓを**b**で偏微分すると、

$$\partial V / \partial b = -2D^T Z + 2D^T D b = -2D^T (Z - Db) \qquad (3)$$

$$\begin{aligned} \partial W / \partial b &= \partial\,[b^T D^T D b - 2b^T D^T C + C^T C] / \partial b \\ &= 2D^T (Db - C) \qquad (4) \end{aligned}$$

、

(3)，(4)式より

$$\begin{aligned} g = \partial S / \partial b &= [(V^{1/2})^T W^{1/2} - V^{1/2} (W^{1/2})^T] / W \\ &= -[D^T (Z - Db) / S + S D^T (Db - C)] / W \\ &= -S D^T [(Z - Db) / S^2 + (Db - C)] / W \qquad (5) \end{aligned}$$

bを求めるアルゴリズムは、適当な初期値$\mathbf{b}_0$から出発して、Ｓを小さくするように**b**を修正するステップを繰り返す。修正方向は最急降下法により探す。即ち、Ｓを**b**で偏微分した(5)式より勾配ベクトルg_tを求めることになる。

$$\mathbf{b}_{t+1} = \mathbf{b}_t - \alpha g_t \qquad (6)$$

（ここで、αはステップ幅、ｔは反復計算の回数である。）

(6)式に従って、反復計算を行えばよい。この計算の打ち切りは、a)前もって定めたStress値を満足する。か、c)指定した最大反復数に達する。のいずれかの基準で打ち切る。これがＭＯＮＡＮＯＶＡの解法である。

２．２　ＭＯＮＡＮＯＶＡの数値解法例

表２　六つの不動産物件の０－１行列と選好結果

物件	和風 b_{11}	和洋半 b_{12}	洋風 b_{13}	一戸建 b_{21}	ﾃﾗｽﾊｳｽ b_{22}	選好評価
A	0	1	0	1	0	6
B	0	1	0	0	1	5
C	1	0	0	1	0	4
D	1	0	0	0	1	3
E	0	0	1	1	0	2
F	0	0	1	0	1	1

$$\begin{pmatrix}6\\5\\4\\3\\2\\1\end{pmatrix} = \begin{pmatrix}0&1&0&1&0\\0&1&0&0&1\\1&0&0&1&0\\1&0&0&0&1\\0&0&1&1&0\\0&0&1&0&1\end{pmatrix} = \begin{pmatrix}b_{12}+b_{21}\\b_{12}+b_{22}\\b_{11}+b_{21}\\b_{11}+b_{22}\\b_{13}+b_{21}\\b_{13}+b_{22}\end{pmatrix}$$

２．１のＭＯＮＡＮＯＶＡの数理理論で示したように、まず、初期値 b_0 として、$b_{11}=1$，$b_{12}=2$，$b_{13}=0$，$b_{21}=2$，$b_{22}=0$ を与える。

$\hat{Z}_t$ は、

$$\hat{Z}_t = \begin{pmatrix}4\\2\\3\\1\\2\\0\end{pmatrix} \qquad \overline{\hat{Z}_0} = (4+2+3+1+2+0)/6=2$$

$$V=(6-4)^2+(5-2)^2+(4-3)^2+(3-1)^2+(2-2)^2+(1-0)^2=19$$
$$W=(4-2)^2+(2-2)^2+(3-2)^2+(1-2)^2+(2-2)^2+(0-2)^2=10$$

$$S_0=\sqrt{\frac{19}{10}}=\sqrt{1.9}$$

$$g_0 = -\frac{\sqrt{1.9}}{10}\begin{bmatrix} 001100 \\ 110000 \\ 000011 \\ 101010 \\ 010101 \end{bmatrix}\left[\frac{1}{1.9}\begin{bmatrix} 6-4 \\ 5-2 \\ 4-3 \\ 3-1 \\ 2-2 \\ 1-0 \end{bmatrix}+\begin{bmatrix} 4-2 \\ 2-2 \\ 3-2 \\ 1-2 \\ 2-2 \\ 0-2 \end{bmatrix}\right] = -\frac{1}{10}\frac{1}{\sqrt{190}}\begin{bmatrix} 30 \\ 88 \\ -28 \\ 87 \\ 3 \end{bmatrix}$$

ここでステップ幅を$\sqrt{190}$ とするとb_{ij0}より

$$b_{ij1} = \begin{bmatrix} 1 \\ 2 \\ 0 \\ 2 \\ 0 \end{bmatrix} + \frac{1\sqrt{190}}{10\sqrt{190}}\begin{bmatrix} 30 \\ 88 \\ -28 \\ 87 \\ 3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.4 \\ 10.8 \\ -2.8 \\ 10.7 \\ 0.3 \end{bmatrix}$$

と新たなb_{ij1}となる。

再び

$\hat{Z}_t$ は、

$$\hat{Z}_1 = \begin{pmatrix} 0\,1\,0\,1\,0 \\ 0\,1\,0\,0\,1 \\ 1\,0\,0\,1\,0 \\ 1\,0\,0\,0\,1 \\ 0\,0\,1\,1\,0 \\ 0\,0\,1\,0\,1 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 4.0 \\ 10.8 \\ -2.8 \\ 10.7 \\ 0.3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 21.5 \\ 11.1 \\ 14.7 \\ 4.3 \\ 7.9 \\ -2.5 \end{pmatrix}$$

$$\overline{\hat{Z}_1} = \{21.5+11.1+14.7+4.3+7.9+(-2.5)\}/6 = 9.5$$

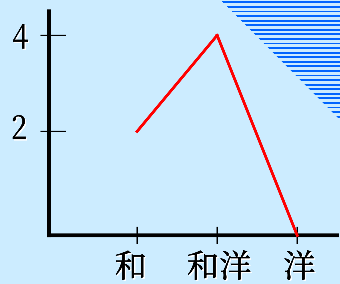
$$V = (6-21.5)^2 + (5-11.1)^2 + (4-14.7)^2 + (3-4.3)^2 + (2-7.9)^2 + (1+2.5)^2 = 440.7$$

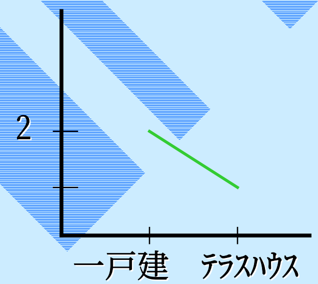
$$W = (21.5-9.5)^2 + (11.1-9.5)^2 + (14.5-9.5)^2 + (4.3-9.5)^2 + (7.9-9.5)^2 + (-2-9.5)^2 = 247.2$$

$$S_0 = \sqrt{\frac{440.7}{247.2}} = 1.335$$

$\hat{Z}_t$を、ｔ回繰り返して→　　$b_{ijt} = \begin{bmatrix}2\\4\\0\\2\\1\end{bmatrix}$

$\hat{Z}_t = \begin{bmatrix}6\\5\\4\\3\\2\\1\end{bmatrix}$　　となり、$S_t = 0$である。





３．部分効用値の評価について

３．１部分効用値の妥当性と再現性の問題について

[11][12][13][14].

表２では、六つの不動産物件の好みの評価はＡ＞Ｂ＞Ｃ＞Ｄ＞Ｅ＞Ｆの順であった。

＜数値例１＞として	b_{11}	b_{12}	b_{13}	b_{21}	b_{22}	の
部分効用	１	５	－３	４	０	なら

	Ａ，	Ｂ，	Ｃ，	Ｄ，	Ｅ，	Ｆ	Stress値＝０
全体効用	９ ≧	５≧	５≧	１≧	１≧	－３	となり順序は一致。

属性「建築デザイン」と「住居形態」の評価への寄与度合いは

- 「建築デザイン」は$b_{12} - b_{13} = 5 - (-3) = 8$
- 「住居形態」は$b_{21} - b_{22} = 4 - 0 = 4$　で、

「建築デザイン」の評価への寄与は「住居形態」の２倍となる。

＜数値例２＞ としてb_{11}　b_{12}　b_{13}　b_{21}　b_{22}　の

	b_{11}	b_{12}	b_{13}	b_{21}	b_{22}	
部分効用	−4	−2	−6	8	7	
	−2	0	−4	6	5	
	0	2	−2	4	3	
	0	4	0	2	1	
	：	：	：	：	：	なら

部分効用値が無数にあり、再現性はないが、

	A	B	C	D	E	F	Stress値＝0
全体効用	6 ≧	5≧	4≧	3≧	2≧	1となり順と評価が一致。	

属性「建築デザイン」と「住居形態」の評価への寄与度合いは

・「建築デザイン」は$b_{12} - b_{13} = -2 - (-6) = 4$

・「住居形態」は$b_{21} - b_{22} = 8 - 7 = 1$

「建築デザイン」の評価への寄与は「住居形態」の４倍となる。

さて数値例１、２の場合、いずれの結果が妥当なのか。

３．２　問題を解決する方法

・最小二乗法と単調変換を併用する。

$$G = (Z - \hat{Z})^{T}(Z - \hat{Z}) \quad \to \quad 0 \qquad (7)$$

D行列を林の数量化の方法[15]で行なう処理と同様にrank落ちの無いD*行列にする。m個の対象があり属性の数がp，各属性の持つ水準数がl_i（$i = 1,2,\ldots,p$）となる属性から構成されているとすると、

$$K = l_1 + l_2 + \ldots + l_p - p \qquad (8)$$

となり、D*はm×Kの行列になる。　$\hat{Z} = D^{*}\mathbf{b}$だから(7)式は(9)式となる。

$$G = (Z - D^{*}b)^{T}(Z - D^{*}b) \qquad (9)$$

Gをbで偏微分すると(10)式となる。

$$\partial G / \partial b = -2D^{*T}Z + 2D^{*T}D^{*}b = 0 \qquad (10)$$

これより最初の部分効用値**b**を(11)式より求める。

$$\mathbf{b} = (D^{*T}D^{*})^{-1}D^{*T}Z \qquad (11)$$

次にこの**b**値を用いて$\hat{Z} = D^{*}\mathbf{b}$より$\hat{Z}$を計算する。もしZと$\hat{Z}$の順序関係が一致していたのなら、この**b**値を求める部分効用値とする。　もしZと$\hat{Z}$の順序関係が一致しないのなら、Zと$\hat{Z}$の順序関係が一致するように$\hat{Z}$を単調変換を行ない$\hat{Z}$をZ_1と置く。この単調変換後のZ_1　を用いて再び(11)式より部分効用値$\mathbf{b}_1$を求める。この$\mathbf{b}_1$がZと$\hat{Z}$の順序関係を充たす最適解となる。

最初の**b**値でZと$\hat{Z}$の順序関係が一致しない場合、Zと$\hat{Z}$の順序関係が一致するように$\hat{Z}$を単調変換を行ない$\hat{Z}$をZ_1としたときに、最もZと$\hat{Z}_1$との順序関係が充たされる。
幾つかの数値例にて確かめてみたが、$\hat{Z}_1$後も順序関係が充たされない場合には、逐次、この単調変換の操作を繰り返し最適な**b**値を探すことは可能であるが、この繰り返し数が多くなる程、部分効用値**b**は０ベクトルに近づく。

次に、対象（事例では不動産物件）が持つ同じ属性内の部分効用値の合計が０になるように部分効用値**b**を平行移動して得点変換すると、常に各属性と全体効用値Zとの相関係数が求められる。その相関係数による相関行列の逆行列から、全体効用値に対する各属性の寄与度として偏相関係数を導くことができる。
従って、偏相関係数ρについて

$$H_0 : \rho = 0 \qquad (12)$$

の帰無仮設の検定を行なうことができる。

表３　表２の数値データから新しい方法による結果

	属性1			属性2	
部分効用の値	b_{11}	b_{12}	b_{13}	b_{21}	b_{22}
	0	2	−2	0．5	−0．5
属性内のレンジ	|2.0-(-2.0)|=4.0			|0.5-(-0.5)|=1.0	
偏相関係数	0．956			0．293	
	定数=3．5				
Zと$\hat{Z}$の一致性	スピアマンの順位相関係数　1．000				

物件	A	B	C	D	E	F	
データ **Z**の値	6	5	4	3	2	1	
予測値 $\hat{Z}$の値	6	5	4	3	2	1	Stress 値 =0.000

４．方法効果の確認－ＯＬのビール嗜好評価事例

表．４ ＯＬの地ビール評価－(a)ＭＯＮＡＮＯＶＡと(b)新方法との結果比較

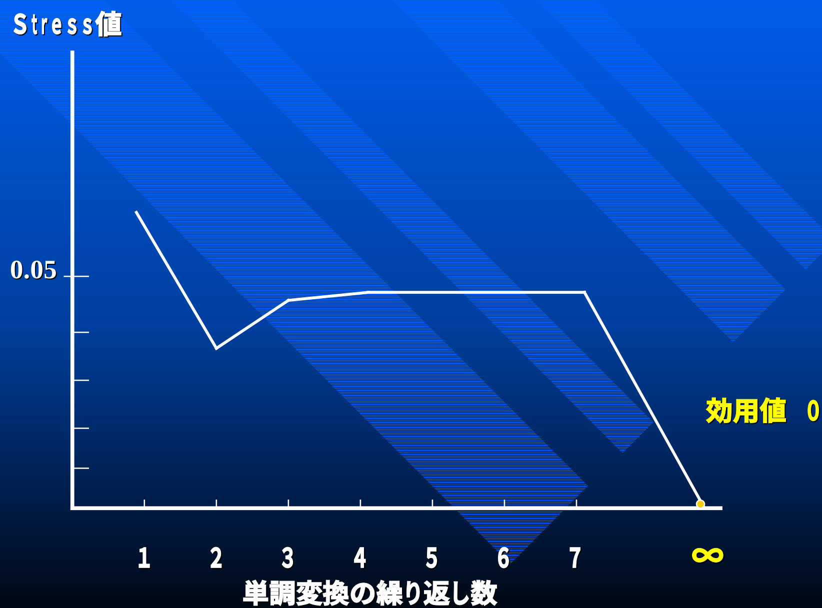
製 造 属 性			若いＯＬの評価	(a) MONANOVA	(b) 新方法
１麦芽のタイプ	２泡のキメ	３ホップの苦味			
１ ドイツ産	１細かい	１やや甘め	１	１	１
		２ 普通	６	３	３
		３やや苦め	２	４	４
	２ 粗い	１やや甘め	４	２	２
		２ 普通	３	５	５
		３やや苦め	９	８	７
２ アメリカ産	１細かい	１やや甘め	－	－	－
		２ 普通	１０	７	８
		３やや苦め	８	９	９
	２ 粗い	１やや甘め	５	６	６
		２ 普通	７	１０	１０
		３やや苦め	１１	１１	１１

(a) ＭＯＮＡＮＯＶＡの結果　(b) 新しい方法の結果

属性１	部分効用	属性１	部分効用	偏相関係数
１.ドイツ産	－０．１５６	１.ドイツ産	１．１７４	
２.アメリカ産	－１．５３１	２.アメリカ産	－１．４０９	０．８３０
属性２		属性２		
１.細かい	０．９２５	１.細かい	０．７６７	
２.粗い	－０．００３	２.粗い	－０．６３７	０．６２８
属性３		属性３		
１.やや甘め	１．５４１	１.やや甘め	２．２３９	
２.普通	０．２０２	２.普通	－０．２４９	
３.不足	－０．３６１	３.やや苦め	－１．４３０	０．８５９
定数	６．０００	定数	６．０００	

Ｚとの順位相関係数 ０．８０９　Ｚとの順位相関係数 ０．８１８

単調変換の繰り返し効果について



5．まとめ

・ＭＯＮＡＮＯＶＡの部分効用値の再現性について、数量化の方法による回帰の手続きと単調変換を併用して改善し、その方法の妥当性をＯＬのビールの嗜好結果から、評価した。

・各属性の寄与を偏相関係数と導き、従来、部分効用値の評価はレンジや分散による単なる相対比較であったが、統計的な性質を持たせることで検定が可能となった。

６．その他の話題について
６．１ Dinkelbachの分数二次計画法で一発解法

$$S^2(\mathbf{b}) = (Z-\hat{Z})^T(Z-\hat{Z}) \,/\, (\hat{Z}-\bar{\hat{Z}})^T(\hat{Z}-\bar{\hat{Z}}) \qquad (13)$$

ここに $\bar{\hat{Z}} = C = \overline{Db}$.

Stressは単調関数への不適合を示すが、この$S^2(\mathbf{b})$は順序差を間隔尺度の距離差と見做して、$\bar{\hat{Z}}=C$の条件下でこの距離差を最小にする**b**を導くための適合基準であり、この$S^2(\mathbf{b})$を分数二次計画の$S^2(\mathbf{b})$の適合度基準と呼ぶ。次に(14)式のような Z(λ)を考える。

$$Z(\lambda)=(Db-Z)^T(Db-Z)-\lambda(Db-C)^T(Db-C)$$
$$=(1-\lambda)b^TD^TDb-2b^TD^TZ+2\lambda b^TD^TC+Z^TZ-\lambda C^TC \qquad (14)$$

ここにλは$0 \leqq \lambda \leqq 1$のパラメーターである。

定理１[16][17]

$$Z_\lambda = \min\{Z(\lambda) \mid \mathbf{b}\} \quad とすると \quad \lambda=\lambda^* の時$$
$$Z_\lambda^* = 0 \quad \Leftrightarrow \quad \lambda^* = \min\{S^2(\mathbf{b}) \mid \mathbf{b}\}$$

即ち**b**におけるZ(λ)の最小値をZ_λと置く。$Z_\lambda=0$となるλがλ*になったとすると、λ*は**b**におけるS（**b**）の最小値となる。
$0 \leqq \lambda \leqq 1$だから、Z(λ)はbの凸関数となる。従って、Z(λ)を最小にする**b**は

$$\partial Z(\lambda)/\partial b = 2(1-\lambda)D^TDb-2D^TZ+2\lambda D^TC=0$$
$$\therefore (1-\lambda)D^TDb+\lambda D^TC = D^TZ \qquad (15)$$

を充たす。そこで(15)式よりbをλの式で表しb_λと記号をつける。(15)式を充たすb_λを(14)のZ(λ)に代入すると

$$Z_\lambda = -b_\lambda{}^TD^TZ+\lambda b_\lambda{}^TD^TC+Z^TZ-\lambda C^TC \qquad (16)$$

となる。$Z_\lambda=0$となるλを求め、それがλ*となると、それをb_λのλに代入する。即ち、求めたい部分効用値b*は定理１から、(15)式と(16)式の解から導ける。

具体的数値例

表２の数値例から

$$D=\begin{bmatrix}01010\\01001\\10010\\10001\\00110\\00101\end{bmatrix}\qquad b=\begin{bmatrix}b_{11}\\b_{12}\\b_{13}\\b_{21}\\b_{22}\end{bmatrix}\qquad \mathbf{Z}=\begin{bmatrix}6\\5\\4\\3\\2\\1\end{bmatrix}\qquad C=\begin{bmatrix}C_0\\C_0\\C_0\\C_0\\C_0\\C_0\end{bmatrix}\qquad (18)$$

(15)式から、b_{λ}を計算すると次のようになる。

$b_{11\lambda}=b_{13\lambda}+2／(1-\lambda)$, $b_{11\lambda}=b_{13\lambda}+4／(1-\lambda)$

$b_{21\lambda-}=7/2-b_{13\lambda}-3/\{2(1-\lambda)\}$, $b_{21\lambda}=7/2-b_{13\lambda}-5/\{2(1-\lambda)\}$ **(19)**

そこでb_{λ}を$Z(\lambda)$に代入してZ_{λ}を導くと

$$Z_{\lambda}=35/2-35/\{2(1-\lambda) \qquad \textbf{(20)}$$

となる。ここで$Z_{\lambda}=0$なるλを求めると$\lambda^*=0$となる。これを(19)式に代入すると求める部分効用値b^*は$b^*_{11}=b^*_{13}+2, b^*_{12}=b^*_{13}+4, b^*_{21}=2-b^*_{13}$,

$b^*_{22}=1-b^*_{13}$ **(21)**

となり、 b^*はパラメータb^*_{13}の不定解となる。ここで、部分効用値の和が０になるような条件を付与すると、効用値**b**の値を決めることができる。

次に、$\lambda^*\neq 0$の場合を示す。表２の物件A，Bの選好順序を逆転させた例を考えて、部分効用値を導く。前述の新しい方法による結果は表５のようになる。この場合は、Zと$\hat{Z}$の順序関係は一致しないので,

$z_{1A}=z_{1B}=(Z_A+Z_B)/2=(5.667+5.333)/2=5.500$と単調変換を行ない$Z_1$を求める。$Z_1$より効用値$b_1$は$\mathbf{b}_1=(D^{*T}D^*)^{-1}D^{*T}Z_1$ から導かれる。その結果が表５の**b**値である。

また、このケースを、分数二次計画法の(15)式からb_{λ}を求めると、次のようになる。

$b_{11\lambda}=b_{13\lambda}+2/(1-\lambda)$, $b_{12\lambda}=b_{13\lambda}+4/(1-\lambda)$

$b_{21\lambda}=7/2-b_{13\lambda}-11/\{6(1-\lambda)\}, b_{22\lambda}=7/2-b_{13\lambda}-13/\{6(1-\lambda)\}$ (22)

このb_{λ}を$Z(\lambda)$に代入すると

$$Z_{\lambda}=35/2-97/\{6(1-\lambda)\} \qquad (23)$$

を得る。ここで$Z_{\lambda-}=0$となるλは

$$\therefore\ \lambda^*=8/105$$

この値を(22)式に代入すると、求める部分効用値b^*が次のように求められる。

$b^*_{11}=b^*_{13}+2.165$, $b^*_{12}=b^*_{13}+4.330$,

$b^*_{21}=1.515-b^*_{13}$, $b^*_{22}=1.155-b^*_{13}$ (24)

属性が持つ部分効用値の和を０とするような条件を付与すると、部分効用値**b**の値が表６のように導ける。

表５　λ*≠０の数値データ例から新しい方法による結果

	属性1			属性2	
部分効用の値	b_{11}	b_{12}	b_{13}	b_{21}	b_{22}
	0	2	−2	0.111	−0.111
属性内のレンジ	|2.0-(-2.0)|=4.0			|0.111-(-0.111)|=0.222	
偏相関係数	０．９９９			０．３１６	
	定数＝３．５				
Z と $\tilde{Z}_1$ の一致性	スピアマンの順位相関係数　０．９４３				

物件	A	B	C	D	E	F	
データ Z の値	5.000	6.000	4.000	3.000	2.000	1.000	
予測値 $\tilde{Z}$ の値	5.667	5.333	3.667	3.333	1.667	1.333	
データ Z_1 の値	5.500	5.000	3.667	3.333	1.667	1.333	
予測値 $\tilde{Z}_1$ の値	5.611	5.389	3.611	3.389	1.611	1.389	S^2 値 =0.083

表６　λ*≠０の数値データ例から分数二次計画法による結果

	属性1			属性2	
部分効用の値	b_{11}	b_{12}	b_{13}	b_{21}	b_{22}
	0.00	2.16	−2.16	0.18	−0.18
属性内のレンジ	|2.0-(-2.0)|=4.0			|0.111-(-0.111)|=0.222	
偏相関係数	0.999			0.316	
	定数＝３．５				
Z と $\tilde{Z}_1$ の一致性	スピアマンの順位相関係数　０．９４３				

物件	A	B	C	D	E	F	
データ Z の値	5.000	6.000	4.000	3.000	2.000	1.000	
予測値 $\tilde{Z}$ の値	5.840	5.480	3.680	3.320	1.520	1.160	S^2 値 =0.076

６．２　属性数と水準数の組合せを工夫

直交配列表の使い方を考える

２水準の属性数	３水準属性数	４水準属性数	直交表の型
１以下	２以下	—	$L_6(2\&3^3)$型
３以下	１以下	—	$L_6(2\&3^4)$型
２以下	３以下	—	$L_{12}(2\&3^5)$型
１以下	７以下	—	$L_{18}(2\&3^6)$型
５以下	—	１	$L_8(2\&4^6)$型
１以下	—	２	$L_{16}(2\&4^3)$型
１以下	１以下	１以下	$L_{12}(2\&3\&4^3)$型
６	１	２	アデルマン表

アデルマンの汎用性ある直交配列表　$4^2 \times 3 \times 2^6 = 3072$

		属性 (イ)					属性 (ロ)														
		1	2	3	4	5	1 (イ)1	2	3	4 (イ)2	5	6	7 (イ)3	8	9	10 (イ)4	11	12	13 (イ)5	14	15
デザインや商品コンセプト	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	2	1	2	2	3	4	1	1	1	1	2	2	1	2	2	2	1	2	2	2	1
	3	1	3	3	4	2	1	1	1	2	1	2	2	1	2	2	2	1	1	2	2
	4	1	4	4	2	3	1	1	1	2	2	1	2	2	1	1	2	2	2	1	2
	5	2	1	2	2	2	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	2	2	1	2	2
	6	2	2	1	4	3	1	2	2	1	2	2	1	1	1	2	2	1	2	1	2
	7	2	3	4	3	1	1	2	2	2	1	2	2	2	1	2	1	2	1	1	1
	8	2	4	3	1	4	1	2	2	2	2	1	2	1	2	1	1	1	2	2	1
	9	3	1	3	3	3	2	1	2	1	1	1	2	1	2	2	1	2	2	1	2
	10	3	2	4	1	2	2	1	2	1	2	2	2	2	1	1	1	1	1	2	2
	11	3	3	1	2	4	2	1	2	2	1	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1
	12	3	4	2	4	1	2	1	2	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1
	13	4	1	4	4	4	2	2	1	1	1	1	2	2	1	2	2	1	2	2	1
	14	4	2	3	2	1	2	2	1	1	2	2	2	1	2	1	2	2	1	1	1
	15	4	3	2	1	3	2	2	1	2	1	2	1	2	2	1	1	1	2	1	2
	16	4	4	1	3	2	2	2	1	2	2	1	1	1	1	2	1	2	1	2	2

6．3　ノンメトリックな方法は頑強である

麦芽のタイプ	泡のキメ	ホップの苦味	OL評価	解析結果	OL推定	欠値に1	欠値に4	欠値に6	欠値に8	欠値に10	欠値に12
ドイツ産	細い	甘め	1	1	1	1	1	1	1	1	1
		普通	6	3	6	4	3	3	3	3	3
		苦め	2	4	2	6	5	6	6	5	5
	粗い	甘め	4	2	4	2	2	2	2	2	2
		普通	3	5	3	7	6	5	4	4	4
		苦め	9	8	10	9	8	8	8	6	6
米国産	細い	甘め	——	——	(7)	3	4	4	5	7	7
		普通	10	7	11	8	9	9	9	9	9
		苦め	8	9	9	10	10	10	11	11	11
	粗い	甘め	5	6	5	5	7	7	7	8	8
		普通	7	10	8	11	11	11	10	10	10
		苦め	11	11	12	12	12	12	12	12	12

グリーンの評価結果の順位の一致性を検定した。その結果
Test Statistic of Concordance ＝ｏ．９１１
自由度１１において危険率１％で順位が一致していないと
はいえない結果となった。

適合度基準値の推移表　イテレーション５０回

ケース	適合度基準値
欠測値のままの結果	０．０４２９
欠測値に１を入れる	０．０４６０
欠測値に４を入れる	０．０４４２
欠測値に６を入れる	０．０４３６
欠測値に８を入れる	０．０５７４
欠測値に１０を入れる	０．０７０８
欠測値に１２を入れる	０．０８４３

以上よりノンメトリックのコンジョイント解析は頑強である。

６．４　コンピュータソフトはいろいろある

表８．コンジョイント解析のパソコンソフト一覧

ソフト名	アルゴリズム	販売先
ＳＡＳ／ＳＴＡＴ	**Transreg**ﾌﾟﾛｼｼﾞｬで単調回帰。	ＳＡＳｲﾝｽﾃｨﾁｭｰﾄｼﾞｬﾊﾟﾝ
ＳＰＳＳ／**Conjoint**	最小２乗法	ＳＰＳＳ**.Inc**
Ｓ**tatWorks**／ＭＲ１	ﾀﾞﾐｰ変数回帰	日本科学技術研修所
LOGMAP,CVA,ACA	**RANKLOGIT**　他	構造計画研究所
EXCEL/ｺﾝｼﾞｮｲﾝﾄ解析	**TRADEOFF**	ホロンクリエイト
ＡＣＡ	**Adaptive Conjoint Analysis**	**Sawtooth Software.Inc**
Conjoint Designer	近似直交配列	**Bretton-Clark**

参考引用：朝野,**2000**,「入門多変量解析の実際－第２版」講談社より

参考文献）

[1] P.E.Green and V.R.Rao (1971), Conjoint Measurement for Quantifying Judgment Data, *Journal of Marketing Research* ,**3** , 355-363.

[2] H.Asano (1988) , Collection of marketing research techniques for developing new products, *Japan Management Association* .

[3] H.Noguchi and T.Isogai (1991), Conjoint Analysis, Studies in the humanities and social science, XL, *Faculty of General Education ,* Osaka University, 111-148.

[4] R.M.Johnson (1973), Pairwise nonmetric multidimensional scaling, *Psychometrika* ,**38**, 11-18.

[5] R.M.Johnson(1975), A simple method for pairwise monotone regression, *Psychometrika,* **40**, 163-168 .

[6] J.B.Kruskal (1964), Multidimensional scaling by optimizing goodness of fit to a nonmetric hypothesis , *Psychometrika* ,**29**, 1-28 .

[7] J.B.Kruskal (1965), Analysis of factorial experiments by estimating monotone transformations of data, *Journal of the Royal Statistical Society,* **B. 27**, 251-263 .

[8] P.E.Green et al(1978), Conjoint analysis in consumer research: Issue and outlook,*Journal of Consumer ,* **5**, 103-123 .

[9] V.Srinivasan (1973), Linear programming technique for multidimensional analysis of preferences, *Psychometrika* ,**38**, 337-369 .

[10] Y.Takane et al (1980), An individual differences additive model: An alternating least squares method with optimal scaling features, *Psychometrika* ,**45**, 183-209 .

[11] H.Asano (1982), A monte calro simulation of Conjoint Analysis: A empirical study on the recovery of structure, *NRC Marketing Bulletin* ,**3**, 89-97.

[12] H.Katahira (1985), Constructing a perceptual map by rank order logit analysis: A more efficient method of nonmetric MDS , in K.Moller et al (eds), *Contemporary Research in Marketing, Proceeding of the 15th Annual Conference of the European Marketing Academy,* 791-808.

[13] K.Ogawa (1986), An approach to simultaneous estimation and segmentation in Conjoint Analysis , *Marketing Science,* **6**, 66-81.

[14] I.A.Van der Lans et al (1992), Constrained part worth estimation in Conjoint Analysis using the self-explicated utility model, *Int.J.Res.Marketing,* **9**, 325-344.

[15] C.Hayashi (1968), One dimensional quantification and multidimensional quantification, *Annals of the Japan Association for Philosophy of Science,* **3**,115-120.

[16] I.Ibaraki and H.Ishii et al(1976), Algorithms for quadratic fractional programming problems, *Journal of the Operation Research Society of Japan,* **19**, 228-244.

[17] Dinkelbach (1967) On nonlinear fractional programming ,*Management Science,***13**, 492-498.

[18] Hiroshu Noguchi & H.Ishii,(2000), Methods for determining the statisticsl part worth value of factors in conjoint analysis, *Mathematical and Computer Modelling*,PERGAMON, Elsevier Science Ltd., 31, 261-271.