SPSS を用いた一般線形モデルによる分析：資料(08 年度版)

講師：脇本竜太郎[1]

＊SPSS14.0J で作成しているので，他のバージョンとは画面が違うかもしれませんが，操作自体に大きな違いは無いはずです．

◆目次

[1] 安田女子大学文学部心理学科　e-mail:wakimt-r@yasuda-u.ac.jp　初版 06/12/29, 最新の更新 08/4/28

1.SPSS の基本的な使用方法

1-1.データの入力

・基本的にテキストファイル(メモ帳や秀丸)で,“カンマ”区切りで入力.

ex.　1,19,3,5,6,6,2,･･･

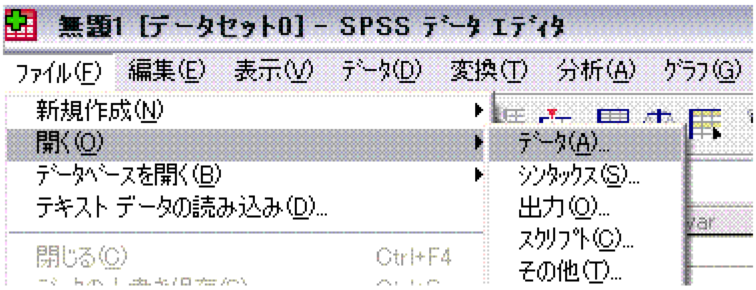
・欠損値は入力しない(スペースを入れたほうがデータ全体のチェックはしやすいが,その場合読み込み時に注意が必要)

・入力し終わったら適当なファイル名をつけて保存.

2.データの読み込み

・上のタブから「ファイル」-「開く」-「データ」を選択

・「ファイルを開く」というボックスが現れるので,「ファイルの種類」からドロップボタンで「全てのファイル」を選択.そこで 1.でつくったテキストファイルを選択

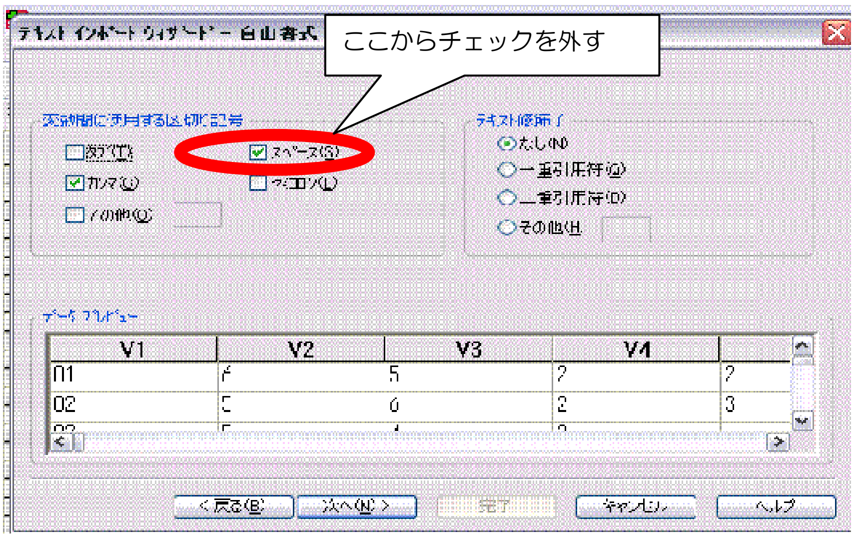


・「テキストインポートウィザード(1/6)」が立ち上がるので,最初は何もせず「次へ」を選択.

・(2/6)では,元のデータの形式を尋ねられるので,ここは「自由書式」を選択.ファイルの先頭に変数名を含んでいれば,その下のボックスの「はい」にチェックを入れる.

・(3/6)」データから読み出すケースの選択.普通は全部使うので何もせず「次へ」を選択

・(4/6)で「変数間に使用する区切り記号」で“カンマ”を選択.欠損値にスペースを使った場合,ここで“スペース”からはチェックを外さなければいけない.



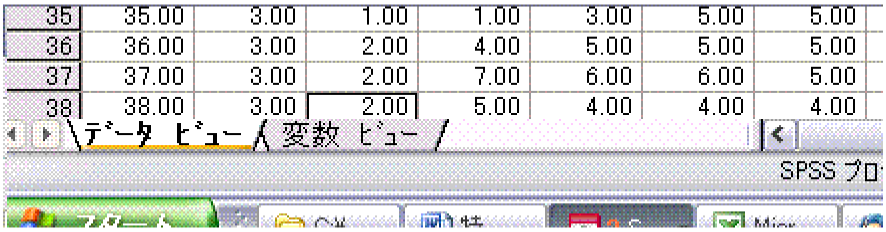
・「テキストインポートウィザード(5/6)」「次へ」を選択

・「テキストインポートウィザード(6/6)」「完了」を選択

これで SPSS にデータが読み込まれたはず.

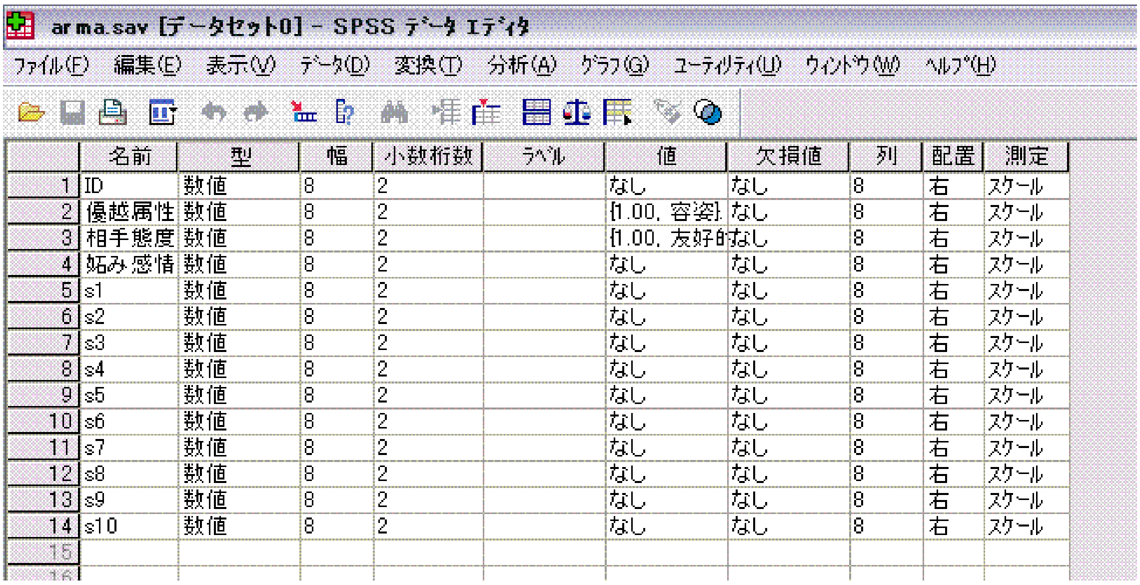
1-3.変数の下ごしらえ

・SPSS の sav ファイルにはデータビューと変数ビューの画面があり，画面左下のタブで切り替えられる．データビューは実際のデータが表示されている画面（1 行が 1 人分のデータ）で，変数ビューでは変数の性質や表示に関する設定の情報が表示されている．



35	35.00	3.00	1.00	1.00	3.00	5.00	5.00
36	36.00	3.00	2.00	4.00	5.00	5.00	5.00
37	37.00	3.00	2.00	7.00	6.00	6.00	5.00
38	38.00	3.00	2.00	5.00	4.00	4.00	4.00

・変数ビューのタブをクリックすると以下のような画面に切り替わる.



	名前	型	幅	小数桁数	ラベル	値	欠損値	列	配置	測定
1	ID	数値	8	2		なし	なし	8	右	スケール
2	優越属性	数値	8	2		{1.00, 容姿}	なし	8	右	スケール
3	相手態度	数値	8	2		{1.00, 友好的	なし	8	右	スケール
4	妬み感情	数値	8	2		なし	なし	8	右	スケール
5	s1	数値	8	2		なし	なし	8	右	スケール
6	s2	数値	8	2		なし	なし	8	右	スケール
7	s3	数値	8	2		なし	なし	8	右	スケール
8	s4	数値	8	2		なし	なし	8	右	スケール
9	s5	数値	8	2		なし	なし	8	右	スケール
10	s6	数値	8	2		なし	なし	8	右	スケール
11	s7	数値	8	2		なし	なし	8	右	スケール
12	s8	数値	8	2		なし	なし	8	右	スケール
13	s9	数値	8	2		なし	なし	8	右	スケール
14	s10	数値	8	2		なし	なし	8	右	スケール
15										
16										

＜主要なところの説明＞

名前：変数の名前

型：変数のタイプ．文字型か数値かなど.

ラベル：出力に表示する変数の名前．「名前」欄では半角 8 文字までしか入力できないので，長い変数名の場合，また実際の質問項目を表示したい場合にはここにその内容を入力．入力しなければ，「名前」欄に入力したものが出力で表示される.

値：値にラベルがある場合（ex 男性＝0，女性＝１）に入力．入力しない場合には，出力にそのままデータの値が出力される.

欠損値：ここで指定した値，範囲は欠損値として扱われる.

列：セルの幅を決める.

配置：セル内での表示位置．お好みで.

測定：尺度の水準

＊所謂尺度水準の定義には，「型」「測定」の 2 つの組み合わせで考える必要がある(柳井・緒方, 2006).

尺度の種類	型	測定
名義尺度(文字のまま)	文字型	名義
名義尺度(数値扱い)	数値型	名義
順序尺度(SPSS では数値扱い)	数値型	順序
間隔尺度	数値型	スケール
比尺度	数値型	スケール

1-4.変数の名前の入力(楽な方法)

・例えば，自尊心の項目が 10 項目ある時に，s1～s10 と正直に入力するのは面倒．→エクセルのオートフィル機能が便利．

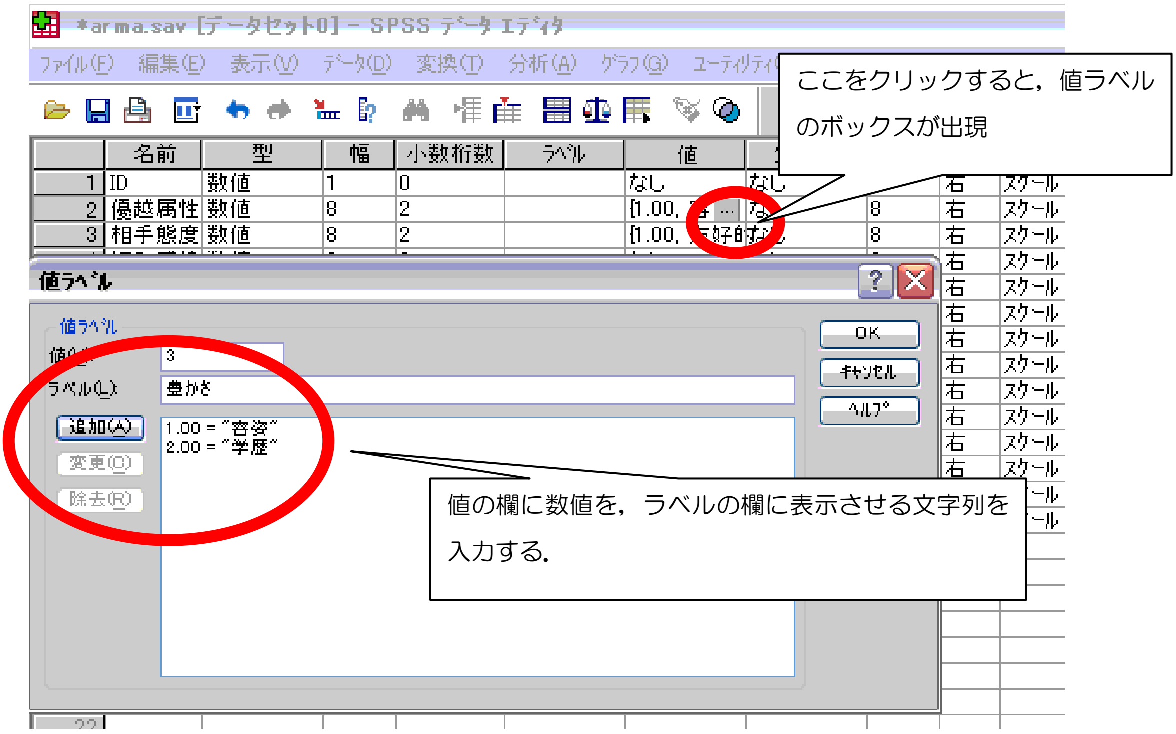
・エクセルで“s1”と入力したセルの右下の端をクリックして下にドラッグすると，勝手に s2，s3･･･と入力してくれる(オートフィル機能)

・上で作ったものを，SPSS の「変数ビュー」の「名前」にコピペすれば完了．

1-5.値ラベルの入力

・要因のどの水準かは，「0，１」や「1，２，３」等のように数字で入力している

→分析のとき，どの数値がどの水準だったかわかると便利．; 変数ビューの値の欄を入力．



1-6.データの変換

■逆転項目の取り扱い

質問紙にはたいてい逆転項目(他の項目と意味的に逆になるようなもの)が含まれている．分析の際は，逆転項目の得点を，他の項目の方向と同じになるように変換し

なければならない．その式は

変換後の値＝(選択肢の最大値+選択肢の最小値)－(回答の値)

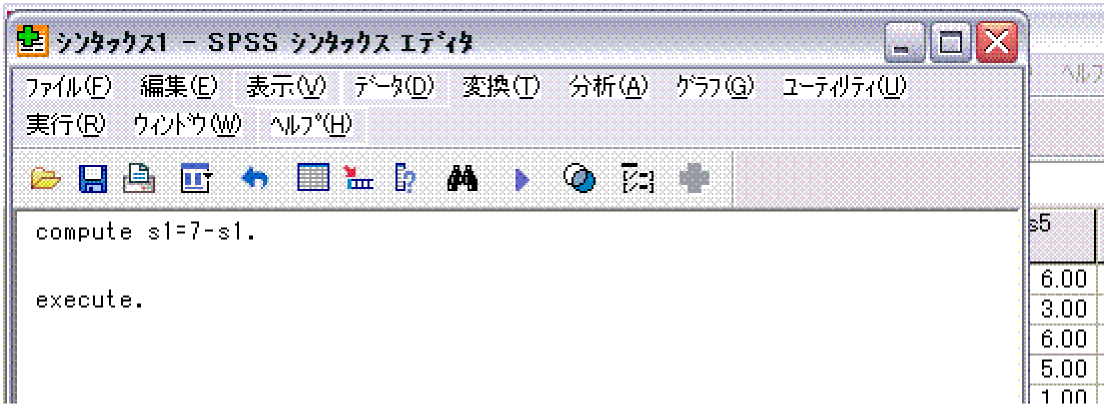
Ex．1~6 の 6 件法の逆転項目に 2 と回答した被験者の場合，修正した値は

(6+1)-2＝5 となる．

■この操作は「変換」タブの「計算」を選ぶと，数式を入力して計算することができるが，この方法だとどの値を変換して，どの値を変換していないのかがわからない．

それを防ぐために，シンタックス[2]を利用することが望ましい．シンタックスは，「ファイル」－「新規作成」－「シンタックス」を選択すると，入力フィールドが出現する．そこにコマンドを入力することで，SPSS に望む処理を行わせることができる．

例えば，s1 という 6 件法の項目が逆転項目だったとすると，シンタックスは以下のようになる．



になる．compute は後ろに続く計算を行なえ，というコマンドで，execute.は実行せよ，というコマンドである．各コマンドの分は，“.(ピリオド)”で終わらなければならない．他にも逆転項目があれば，excute.の前に同様の compute シンタックスを入れればよい．作ったシンタックスは保存しておく．

1-7.信頼性分析

■さまざまな変数は，質問紙の平均点で定義されることが多い．平均の計算に含まれる項目の信頼性を検討する必要→低ければ除く．

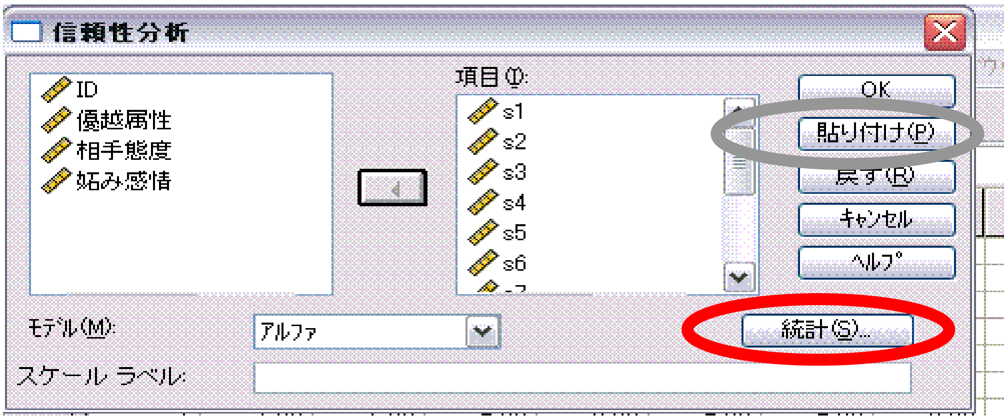
■方法

・「分析」－「尺度」－「信頼性分析」を選択する．

・「項目」に信頼性を検討したい項目を入れる．モデルはデフォルトでαなのでそのままでよい(ここで検討しているのは信頼性のうち内的一貫性であるということ[3])．

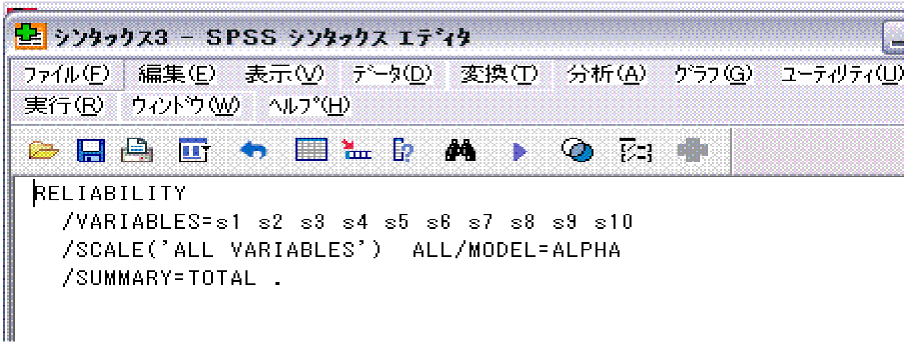
[2] SPSS 用のコマンドの総称

[3] 信頼性にはさまざまな種類が存在しており，それぞれ性質が異なる．目的に即して選択する必要．



・「統計」をクリックすると，様々な統計を見ることが出来る.「項目を削除した時の尺度」にチェックを入れると，その項目を除いた場合のα係数を表示してくれるので，少し便利.

・また，必ず実行してもらいたいのは，*__「OK ボタンを押す前に貼り付けボタンを押す」__*ということ．貼り付けボタンを押すと，その分析をするためのシンタックスが表示される．SPSS の強みは，このようにボタン選択とシンタックスの入力が連携できること．これにより入力の手間は大幅に省けるし，SAS と同様に分析の履歴を残すことができる．信頼性分析の場合，シンタックスは以下のようになる．



■結果の見方

・全体のα係数を見る

.90 以上は高い信頼性，.80 以上でそこそこの信頼性，.6～.7 は言い訳をすればなんとか使えなくはないレベル，というのが通念．

信頼性統計量

Cronbach のアルファ	項目の数
.859	10

・item-total correlation（項目合計相関）を見る

これは項目と，合計点からその項目を除いたものの相関．これがあまりに低いものは，信頼性に悪影響を及ぼしている場合がある．

・項目を削除した場合のα係数を見る

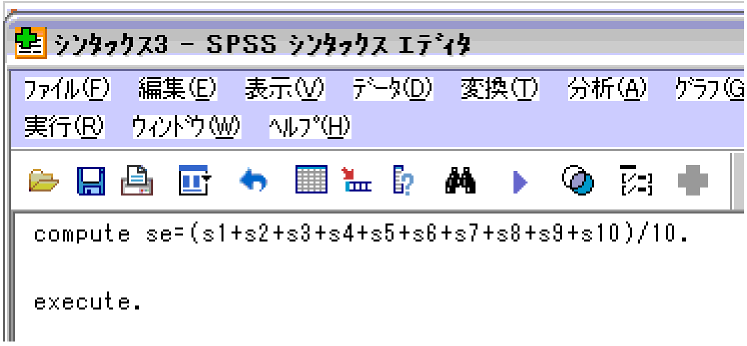
これが大きいものは，尺度得点を計算する時に除いたほうがいいかもしれない．また，1 項目除くと全体の結果が変わるので，1 項目を削除したらまた信頼性分析をやり直す必要がある．

項目合計統計量

	項目が削除された場合の尺度の平均値	項目が削除された場合の尺度の分散	修正済み項目合計相関	項目が削除された場合の Cronbach のアルファ
s1	37.4444	67.434	.633	.840
s2	37.1111	73.828	.647	.841
s3	37.4000	74.655	.642	.842
s4	37.0889	70.719	.699	.835
s5	37.6000	70.791	.569	.846
s6	36.5778	78.204	.315	.867
s7	37.1333	75.664	.407	.860
s8	37.4667	74.664	.526	.849
s9	37.5111	73.619	.596	.844
s10	37.6667	67.955	.724	.831

1-8.尺度値の計算

■逆転項目を変換し，信頼性の分析が終われば，項目得点を足して尺度得点を計算する．例えば自尊心の 10 の項目を足して自尊心尺度得点を作る，などの場合がそう(差を検討する場合には，平均点のほうが分かりやすいかも)．この場合も，どんな計算をしたかの記録を残すために，シンタックスを使うのが便利．例えば



となる．

1-9.SPSS での分析

■「分析」タブには様々な分析が用意されている．基本的に，タブから行ないたい分析を選ぶと変数選択やその他のオプションを選択するボックスが出てくるので，変数リストから変数を選んで分析を実行する，という形になる．シンタックスは基本的に書かなくて良い．ここは SPSS よいところ．また，各ボックスで変数を選択した後に「貼り付け」ボタンを押すことでシンタックスを出力させることもできる，これにより，ボックスのボタンやオプション指定では実行できない単純主効果の検定等を行なうことができる．

一方，SPSS では確認的(検証的)因子分析は行なうことができない．確認的因子分析を行ないたい場合は，AMOS か EQS を使う必要がある．

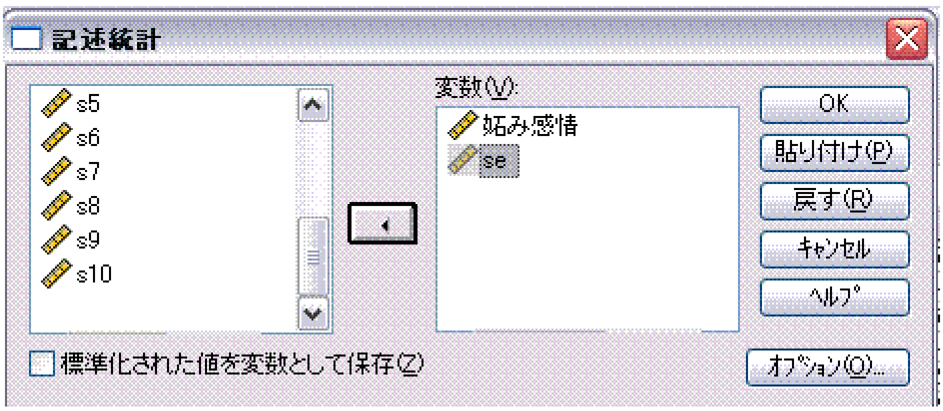
2.基礎的分析

2-1.記述統計

■まず検定を行う前に記述統計（平均，分散，範囲など）を計算．

■方法

「記述統計」－「記述統計」を選択．ボックスに変数を選択．オプションで，
産出したい記述統計量にチェックを入れる．



■結果の見方

記述統計量

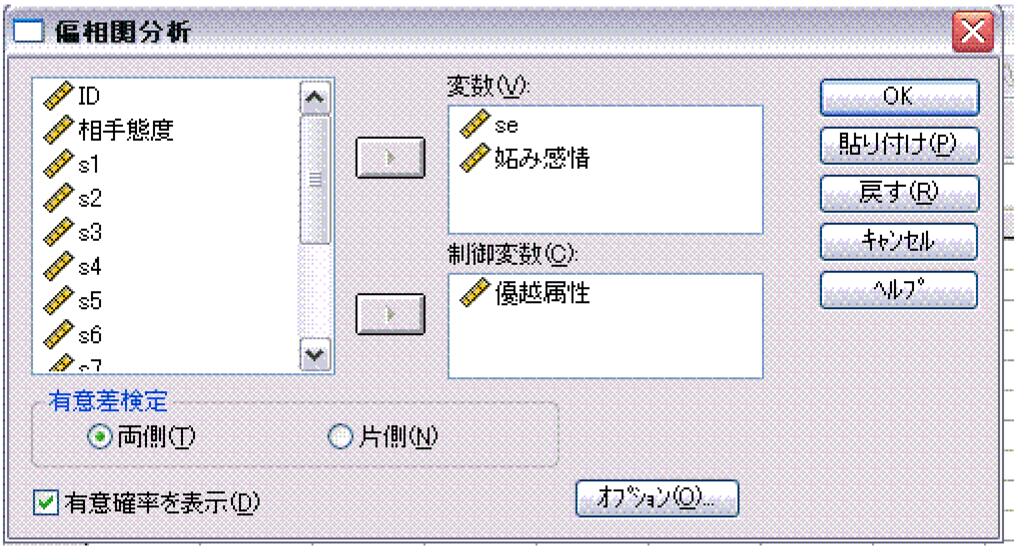
	度数	範囲	最小値	最大値	平均値	標準偏差
妬み感情	45	8.00	.00	8.00	2.8889	1.87353
se	45	3.70	2.10	5.80	4.1444	.94040
有効なケースの数 (リストごと)	45					

・各欄に，それぞれの記述統計量の値が記されている．最小値，最大値は異常値のチェックにも役立つ．
・さらに詳しい情報や，探索的な分析を行いたい場合，「記述統計」―「探索的」を選択．箱ひげ図，幹葉図などを表示し，外れ値等を見ることができる．
・パーセンタイル，ヒストグラムなどは「記述統計」―「度数分布表」を使うと簡単に算出・作成できる．
・変数を標準化したい場合，「標準化された値を変数として保存」にチェックをいれる．

2-2.相関係数：2 変数の関係の基礎的情報

■ピアソンの積率相関係数：2 変数の「直線的な」関係を示すもの
■偏相関係数(partial correlation)：交絡変数の影響を除いた場合の 2 変数の相関
■方法
・普通の相関係数：「相関」―「2 変量」を選択．ボックスに相関を見たい変数を入れる．

・偏相関係数：「相関」―「偏相関」を選択．「変数」欄に関係を見たい変数を，「制御変数」欄に影響を除きたい変数を入れる．



■結果の見方

・値の大きさと，有意か否かを見る(デフォルトでは，有意な相関の横には＊印が表示される).

・相関の大きさの判断

0<| r |≦.2：ほとんど相関なし，.2<| r |≦.4：弱い相関あり，.

4<| r |≦.7：比較的強い相関あり，．7<| r |≦1.0：強い相関あり.

相関の場合

相関係数

		妬み感情	se
妬み感情	Pearson の相関係数	1	-.093
	有意確率 (両側)		.545
	N	45	45
se	Pearson の相関係数	-.093	1
	有意確率 (両側)	.545	
	N	45	45

偏相関の場合

相関係数

制御変数			se	妬み感情
優越属性	se	相関	1.000	-.027
		有意確率 (両側)	.	.861
		df	0	42
	妬み感情	相関	-.027	1.000
		有意確率 (両側)	.861	.
		df	42	0

注：

・Pearson の積率相関係数は，直線的な関係を記述するだけ．曲線的な関係がある場合や抑制的な第 3 変数の影響も考えうるので，無相関＝無関係とするのは短絡的.

・サンプルサイズが大きいときに小さな値の相関が有意でも，実質科学的意味があるとは限らない.

・外れ値の影響を受けやすいので，散布図の確認を忘れずに.

3.分散分析とその周辺

3-1.一般線形モデル：分散分析と回帰分析の一般形

■分散分析，回帰分析，共分散分析等のさまざまな分析方法は，「一般線形モデル」（General Linear Model）の特殊形として理解できる，

GLM：p 個の独立変数の 1 次式で 1 つの従属変数を表現するモデル

$$y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_p X_p + \varepsilon$$

一般線形モデルの下位モデル

分析の名前	*独立変数の性質*	*従属変数の性質*
分散分析(ANOVA)	質的変数	1 つの連続量
共分散分析（ANCOVA）	質的変数 量的変数（共変量） 交互作用は認めない	1 つの連続量
（重）回帰分析	量的変数 交互作用は認めない	1 つの連続量
多変量分散分析	質的変数	2 つ以上の連続量
多変量回帰分析	量的変数 交互作用は認めない	2 つ以上の連続量
ロジスティック回帰	質・量問わず	0か 1 の 2 値変数

3-2.分散分析をはじめる前に

■全体の変動(分散)を，要因による分散と誤差分散に分割して，その比を使って変数の効果の有意性を検討する方法

cf:回帰分析も基準変数の変動を説明変数によるものと誤差分散に分解

＊実際には，分散ではなく．平方和(Sum of Squares；SS)を使用

■変数間の相関と平方和の分割

・変数間に相関がある場合，平方和は分割できない(モデルへの投入順序により値が変わる)

→重回帰分析ではしばしば生じる

→2 要因以上の分散分析でもアンバランス・デザインの場合，要因の主効果および交互作用を表すダミー変数群が．変数群間で無相関にならない．

⇒理論的・データ解析上の理由により順序を明確に設定できる場合：タイプⅠの平方和

⇒そのようなものがない場合：タイプⅢの平方和

■SS のタイプ

・タイプⅠ*SS*：効果を順番に投入したとき平方和．変数を順に投入していった時の分散説明率の増分に全体の平方和をかけたもの．

→変数投入の順序が理論的に決まっている場合，こちらのほうがよい．

Ex.主効果と交互作用，多項回帰モデル

・タイプⅡ*SS*：主効果については，全主効果中最後に投入した場合の平方和の増分を(主効果同士ではタイプⅢ)，一方で交互作用はすべての主効果を投入した後にモデルに投入(主効果と交互作用の間では主効果を先に投入するタイプⅠ)して評価.

・タイプⅢ*SS*：当該効果を，モデルに最後に投入した場合のモデルの平方和の増分
→アンバランスデザイン，また効果間に明確な順序関係がない時に適用，
タイプⅢを用いる場合，全体の平方和と各効果の平方和の合計が一致しない.

■帰無仮説が正しい場合，以下の F 統計量は自由度($df1$，$df2$)の F 分布に従う．実際のデータから F 統計量を計算し，その値が F 分布の上側確率 5%の臨界値を超えていれば，その効果は 5%水準で有意であると判断する.

$$F = \frac{SS_A／df_1}{SSe／df_2} = \frac{MS_A}{MSe}$$

※F 統計量は，t 統計量を 2 乗した値．そのため，t 検定と F 検定は同じ結果を導く.

■分散分析で大事なこと①：対応のある要因と対応のない要因の区別

・対応のない要因：1 つの水準の値によって，他の水準の値が予測されないような要因

・対応のある要因：1 つの水準の値によって，他の水準の値が予測されるような要因

･･･被験者内要因，ブロック化変数(マッチングを行った場合)

<u>**Ex**：従属変数：謙遜的態度得点　要因：対象(友人，他者)</u>

*対象を被験者間要因とした場合，友人条件の j 番目の被験者の得点から，他者条件の j 番目の人の得点は推測できない.

*被験者内要因とした場合，友人条件 j 番目の被験者と他者条件 j 番目の被験者は同一人物なので，一方の得点からもう一方の得点をある程度予測できる．また，被験者をブロック化した場合は，水準間で被験者は異なるが，同じような値を示すことが予測される(従属変数と相関する変数でマッチングするので).

*通常の分散分析は，観測値間が独立である(級内相関がない)ことを前提

･･･この前提が満たされていない場合，通常の分散分析を行うと，不当にアマい検定をしていることになってしまう.

■分散分析で大事なこと②：等分散性の仮定(対応がない場合)

・分散分析をする場合，セル間で分散が等しいことが前提.

・ただし，検出力が少し犠牲になることを我慢すれば，頑健な方法が考案されているので，さほど致命的な問題ではない．という見方もできるかも.

・SPSS では，分析の冒頭に表示させることができる．→オプションボタンから.

■分散分析で大事なこと③：球面性の仮定(対応がある場合)

・対応のある要因の場合，水準間の差の分散が，どの対についてもブロックの母集団において等しいという仮定が必要．反復測定デザインで分析をした場合，仮定に関する仮説

検定が冒頭に表示される．

■比率を分析するときの問題

・比率の分散は，p(1-p)/n で求められる．ゆえに，セル間で比率が違えば，それに伴って分散も違ってしまうことになり，これでは等分散の仮定が満たされない．このような場合は，下記の式を用いて元のデータに角変換(angular transformation)または逆正弦変換(arcsin transformation)を施してから分散分析を行えばよい．

$$X'i = \sin^{-1}\sqrt{P}$$

・ただし，比率になっていれば必ず変換するわけでなく，二項分布に従うと考えられる変数にのみこの考えは適用される，例えば，資源分配課題で，何%の資源をターゲットに分け与えるか，という場合は逆正弦変換をする必要はない．一方，被験者を自尊心脅威群と統制群に分けて，その後に見知らぬ他者に対して援助行動を行うか否かの割合を比較するという場合は，変換が必要．

3-3.連続変量からカテゴリ変数を生成することの妥当性

■心理学の実験では，(とりあえず測定しておいた)個人差変数の得点を元に，平均値や中央値での分割を行ったり，上位下位 25%ずつを取り出して高低群を作成したり，ということが行われる．しかし，この方法は①情報量を大きく損失している②結果を不当にゆがめている[4]可能性③実質科学的意味の問題があるので，理論的によっぽどその必要性が認められる時以外は使用すべきでない．

①情報量の損失

本来あった個人差を 2 値に置き換えてしまうのだから，情報量が大きく損なわれる．

②そもそも，分散分析では変数の線形的な関係を仮定

・上位下位 25%ずつで効果が出るということは,中位 50%の値は，その 2 点を結んだ直線から大きく逸脱しないはず

→中位群を除いてその点を検討できなくすることは，公正でない．

・中央値分割することも，上記仮定からすればまったくの無意味．

③極端な人同士を比べることに常に積極的意義があるのかは疑問．

■カテゴリ変数を作成する意味がある場合

＊独立変数と従属変数の間に，非線形の関係があり，3 群以上に分割する場合．

Ex．お風呂の温度とリラックス度

＊得点のある値を境に，質的に異なる集団であると考えられる場合

EX．スクリーニング・テストや標準化された能力試験を行っている場合

･･･得点によってうつ病の人とそうでない人の well－being を比べる, 能力試験の結果からエキスパートと非エキスパートを取り出して比較するなど

[4] 結果が出るようにセル間に不当な偏りを生じさせたりとか．

3-4.一元配置の分散分析（対応のない場合）

■対応のない１要因の平方和の分割

$$SStotal = \sum_{j=1}^{a}\sum_{i=1}^{n_j}(y_{ij}-\bar{y})^2 = NS_y^{\,2} \qquad SS_A = \sum_{j=1}^{a} nj\left(\bar{y}_j - \bar{y}\right)^2$$

$$SS_{e1} = \sum_{j=1}^{a} n_j s_j^{\,2} \qquad F_{(a-1,N-a)} = \frac{SS_A/(a-1)}{SS_{e1}/(N-a)} = \frac{MS_A}{MSe_{e1}}$$

■方法

・「分析」－「一般線形モデル」を選択．従属変数が１つで，対応が無い場合はさらに「１変量」を選択．すると下のウィンドウが立ち上がる．

・従属変数ボックスに従属変数を投入．

・固定因子には，質的変数である要因を入れる．

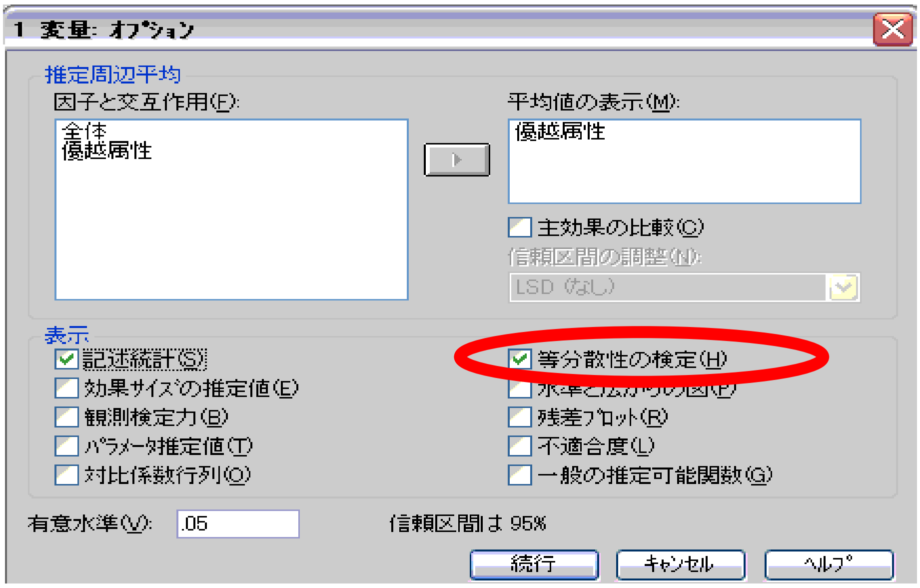
・変量因子には，変量効果を入れる

> Tips：固定効果（fixed effect）と変量効果（random effect）
>
> 固定効果とは，水準の値そのものに関心がある効果（変数）．例えば，優越属性の水準である容姿等は，まさにその効果を知りたい変数なので，優越属性は固定効果である．
>
> 一方，マッチング・ブロック化を行った場合，被験者がどのブロックに属するかということ（ブロック変数の水準）そのものには関心がない．そのような場合，ブロックの水準は母集団から無作為抽出した変量効果と看做される．

■推定周辺平均その他

・「オプション」ボタンを押すと，以下のようなウィンドウが出現．「平均値の表示」ボックスに変数を入れると．水準ごとの推定周辺平均[5]や記述統計量，その他の出力を得ることが出来る．

[5] 調節された平均．独立変数に連続量がある場合（共分散分析）の場合，平均値はこちらを参照する．



・特に大事なのは，等分散性の検定．分散分析の前提になる部分であるので，チェックが必要．

■結果の見方

・被験者間因子：各水準の被験者数．

・記述統計量：水準ごとの従属変数の平均値，分散

・等分散性の仮定の検定：この検定で帰無仮説（各セルの分散は等しい）が棄却されると，等分散性の仮定が満たされないことになる．今回の例では満たされていない．

Levene の誤差分散の等質性検定 [a]

従属変数: 妬み感情

F 値	自由度1	自由度2	有意確率
5.536	2	42	.007

従属変数の誤差分散がグループ間で等しいという帰無仮説を検定します。

a. 計画: 切片+優越属性

・被験者間効果の検定：分散分析表である．ここで，効果が有意であったかどうかを確認できる．今回，優越属性の効果は 5%水準で有意である．

修正モデル・切片等は回帰分析との共通性をわかりやすく示すものである．モデル（要はその研究で考えている変数の関係）が有意でなければ，そもそも分析する意味が薄い．切片の有意性は気にしなくてよい．

被験者間効果の検定

従属変数: 妬み感情

ソース	タイプ III 平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
修正モデル	24.844[a]	2	12.422	4.026	.025
切片	375.556	1	375.556	121.708	.000
優越属性	24.844	2	12.422	4.026	.025
誤差	129.600	42	3.086		
総和	530.000	45			
修正総和	154.444	44			

a. R2乗 = .161 (調整済みR2乗 = .121)

3-5.多重比較

■多重比較の基礎

・分散分析で主効果が有意だった！

一般的な帰無仮説　H_0：$\mu_0 = \mu_1 = \cdots = \mu_j$

→可能なセル間のうち，どっかに有意差があったというだけ

・どことどこに差があるかは分からない→一対ずつ検定を繰り返す？←×

・本来検定は繰り返してはいけない

←誤差の概念的単位の問題・第１種の誤りの確率の問題

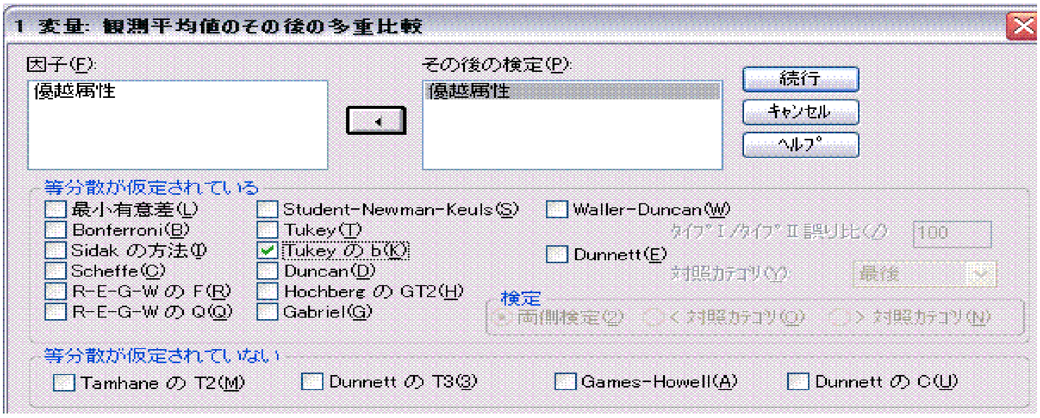
危険率 0.5%の検定を k 回繰り返したとき，本来差がないにもかかわらず，有意差が出てしまう確率＝$1-(1-\alpha)^k$

※たとえば 4 回繰り返したら　$1-(0.95)^4=0.19$　！

⇒調整をする方法：多重比較

■SPSS での分析方法

一般線形モデルの変数選択画面にある「その後の検定」ボタンをクリックすると，多重比較のウィンドウが立ち上がる．多重比較を行いたい変数を「その後の検定」のボックスにいれて，下から使用する多重比較の方法をチェックする．



■様々な多重比較の方法

<u>○Bonferroni の方法(Bonferroni's Procedure)</u>

・全体の有意水準を比較する対の数で割った値(α／k)で，有意かどうかを判断する

たとえば，全体のα＝.05 で 4 回比較するときには，統計量がα＝.05/4=.0125 の

臨界値を越えたときに有意であると判断する．
・単純で SPSS のデフォルトなのだが，検定力が低く，またスチューデント化された範囲についても考慮していないため，専門家はあまり好まないらしい・・・
・　対応ありデータにも適用可能．
・

Tips：スチューデント化された範囲 平均値の範囲（$\overline{X}_{\max} - \overline{X}_{\min}$）は，処理水準数が多いほど大きくなるため，平均値差も同様に大きくなる．そのため，処理水準数を考慮せずに通常の２群の平均値差と同様にｔの値を使うことには問題がある．そこで，処理水準 m をパラメータとして持つ下式に示されるスチューデント化された範囲(q 統計量)という統計量が考案され，それを用いる多重比較法が多数提案されている． $$q = \frac{\overline{X}\max - \overline{X}\min}{\sqrt{MSe/n}}$$

○Newman-Keuls 検定

・平均を大きい順に並べてまず,最大一最小の平均(ステップ数 m)の比較を行う．この時，$\gamma = m$，Dr は差の臨界値，$q_{\alpha,\gamma,\mathrm{df}}$ は,q 分布表から読み取る値，n は各水準の平均値を算出するのに使用したデータ数[6]．絶対値が $D\gamma$ の値を超えれば，その対の比較は有意であったとする．

$$Dr = q_{\alpha,\gamma,\mathrm{df}}\sqrt{\frac{\mathrm{MSe}}{\mathrm{n}}}$$

・有意な対がなくなるまで，順次 $r = m\text{-}1$，$m\text{-}2$ として検定を行っていく．
・理論的には，セル間の標本サイズが同じ場合．但し，極端にセル間で標本数が違わない場合は，調和平均 $H = \left(\frac{\sum_i^n \frac{1}{X_i}}{n}\right)^{-1} = \frac{n}{\sum_i^n \frac{1}{X_i}}$ を利用して近似値を求める．

　→水準間の度数が大きく異ならない場合：全水準の調和平均
　→そうでなければ，比較する 2 つの水準の調和平均

・現在は使用すべきでないとされているが，Tukey や Ryan 法について学ぶ上で重要．

○Tukey の HSD 検定(Tukey's a)

・全ての比較について，最大のステップ数 m で設定した臨界値を適用する．そのため，Newman-Keuls 検定よりも手続は簡単だが，検定力が低い．
・以下の式で差の臨界値を求める．mは比較する平均の数，

$$HSD = q_{\alpha,\mathrm{m},\mathrm{df}}\sqrt{\frac{\mathrm{MSe}}{\mathrm{n}}}$$

[6] １要因デザインの場合，結局各水準の観測数となる．

南風原(2002)では，

$$q = \frac{| \bar{y}_j - \bar{y}_{j'} |}{\hat{\sigma}_{\bar{y}}}$$

と，求めた値を q 分布と比較するという形で書かれている(内容は同じ).

・球面性の仮定が満たされていれば，被験者内要因についても適用できる.

○Tukey の WSD 検定(Tukey's b)

・スチューデント化された範囲*について考慮しており，また検定力もそこそこ高く，一番無難な方法．(HSD は検定力が低いのが難点)

・具体的には，ニューマン・クールズ検定と HSD を折半した方法．以下の式で各ステップの臨界値を求める.

$$WSD = \frac{q_{\alpha,r,df} + q_{\alpha,\mathrm{m},\mathrm{df}}}{2}\sqrt{\frac{\mathrm{MSe}}{\mathrm{n}}}$$

○Scheffe の方法(Scheffe's Procedure)

・一対比較以外の比較に対して有効な多重比較法．一方で，1 対比較に使ってしまうと，他の方法より検定力が低くなるので注意.

・統計量は重み付けされた F を使用.

$$F = \frac{\left(\sum_{j}^{m} w_j X_j\right)^2}{MS_e \sum_{j}^{m} \frac{w_j^2}{n_j}}$$

なお，この F 値は多重 t 検定の場合の t の 2 乗となる.

・そして,F の値が臨界値

$$F' = (m-1)F_{\alpha,\ m-1,df_e}$$

を越えるかどうかで有意か否かを判断.

○Dunnett の方法(Dunnett method)

・特定の 1 群(大抵は統制群)を基準に，他の群との差を検定するための方法(他の群同士は検討しない)．Tukey と式は同じなのだが，どの群を基準として，基準となる群と他の群との大小関係がどうなっているかについての情報が必要.

○ライアン法（Ryan's Procedure）

・q 統計量を用いず(スチューデント化された範囲については考慮しない)，ステップ数ごとに有意水準を直接変化させる方法．そのため，平均だけでなく，比率・中央値・分散・相関係数などの統計量にも適用できる.

・以下の式で，各ステップ数の比較における名義水準（調整された有意水準）α'_r を求める.

$$\alpha'_r = \frac{2\alpha}{m(r-1)}$$

ここで，m は処理水準数，r はステップ数．

・各対の平均値差が上式で算出された臨界値よりも大きければ，有意であったと判断し，以降有意な対がある限り，ステップ数が 2 になるまで比較を繰り返す．

・ α'_r で有意になったとき，その差は「α」で有意だったと結論する．

＊多重比較の選び方[7]

ケース	選ぶ方法
デフォルト(よく使われている)	Tukey の HSD か WSD
平均以外のものについて一対比較したい	Ryan 法
1 つの水準と他複数の水準の比較をする場合	Scheffe 法
ある 1 群(統制群)と他を比較する場合	Dunnett 法
検定力を一番高くしたい	R-E-G-W の F もしくは Q
等分散性が棄却された場合(誤差自由度 75 未満)	Dunnett の T3
等分散性が棄却された場合(誤差自由度 75 未満)	Dunnett の C

3-6.事前比較

・平均値のパターンについて，明確な予測があるのであれば，わざわざ ANOVA を行う必要はなく，最初からセル間の比較ー事前比較あるいは計画された比較(planned comparison)ーを行えばよい．事前比較は，各水準の平均値の重み付け平均を統計量として使用する方法．

・重みの付け方次第で対比は数多く作れるが，情報が重複しない(直交する)対比の数は水準数-1．対比１と対比 2 が直交する場合は，

$$\sum_{C=1}^{J} C_{1j} C_{2j} = 0$$

但し，C_{nj} は n 個目の対比の j 番目の変数の重み係数．

■直交比較による多重 t 検定(multiple t-test)

・各比較が直交する場合(重みの積和が 0 になる場合)の方法．誤差の割合の概念的単位は各比較

$$t = \frac{\sum_{j}^{m} w_j \overline{X}_j}{\sqrt{MS_e \sum_{j}^{m} \frac{w^2{}_j}{n_j}}}$$

一対比較の場合は

[7] 但し，多重比較の方法の選択については，色々な意見があり，合意があるとは言いがたい状況である．

$$t = \frac{\overline{X}_j - \overline{X}_{j'}}{\sqrt{MS\left(\frac{1}{n_j} + \frac{1}{n_{j'}}\right)}}$$

の値を，通常の t 検定と同様 t 分布と比較すればよい．

■ダン法(Dunn's Procedure)

・各比較が直交しない場合の方法．誤差の割合の概念的単位は全体．

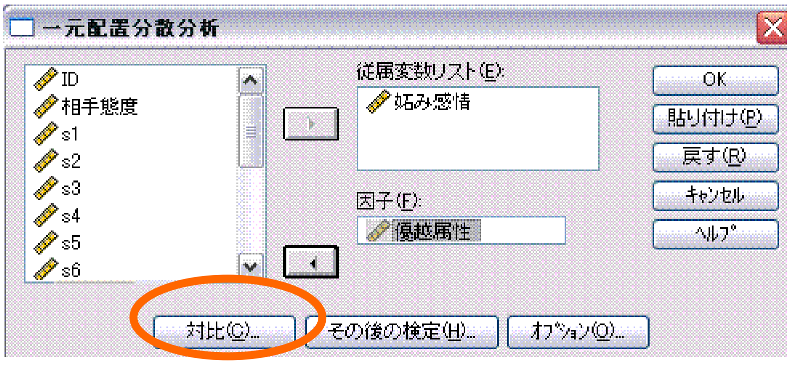
・求める t 値は多重 t 検定の場合と同様．しかし，参照する臨界値が異なる．

$$t_{\alpha,df} = Z_\alpha + \frac{Z^3{}_\alpha + Z_\alpha}{4(df - 2)}$$

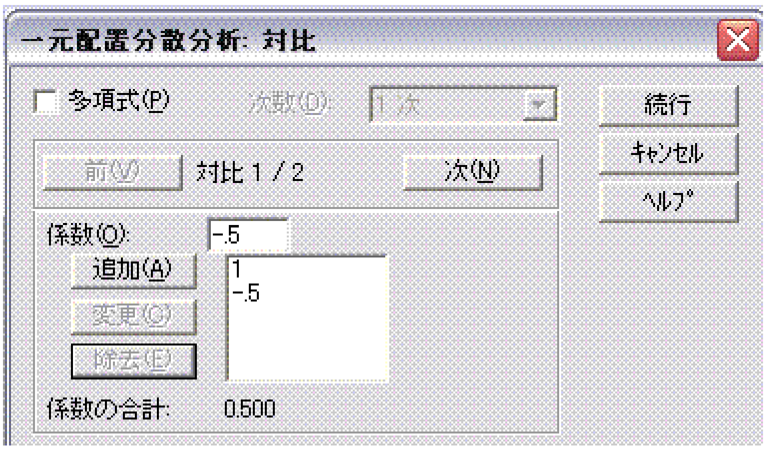
α＝有意確率，df＝t の自由度

■方法

・「平均の比較」→「一元配置の分散分析」を選択し，従属変数と要因を選択する．その後，「対比」をクリック．



・対比のウィンドウで，各平均値にかける重み(対比係数)を指定する．この例では「1 番目の水準(容姿，係数 1)の平均値は 2・3 番目の水準(学歴・豊かさ，係数-0.5)と異なる」という仮説を検定している，尚，重み係数の合計は 0 になるようにしなければならない．



■結果

・分析を実行すると，分散分析表の下に指定した対比係数が出力される．対比 1 は上記の仮説を，対比 2 は「学歴条件の平均値は容姿・豊かさ条件と異なる」という仮説を表している．この 2 つの対比は直交している．1*0+(-.5)*1-(-.5)*(-1)=0

対比係数

対比	優越属性 容姿	学歴	豊かさ
1	1	-.5	-.5
2	0	1	-1

・下記が対比の結果である．*t* 値から見る限り，SPSS では，多重 *t* 検定を行なっている．対比が直交していない場合は注意が必要．

対比の検定

		対比	対比の値	標準誤差	t 値	自由度	有意確率（両側）
妬み感情	等分散を仮定	1	1.4667	.55549	2.640	42	.012
		2	-.6667	.64143	-1.039	42	.305
	等分散を仮定しません。	1	1.4667	.60040	2.443	22.456	.023
		2	-.6667	.58500	-1.140	18.867	.269

☆実際にやってみましょう．練習問題①

・arma.sav を開き，「平均の比較」-「一元配置分散分析」を選択し，従属変数リストに「妬み感情」．要因に「優越属性」を投入．

・「対比」ボタンをクリックし，重み付けをする．重み=0 にした条件は，分析から除外される．重み付けは，いくつもパターンを作ることができる(しかし，前述のように直交するものは限られている)．

3-7.二元配置の分散分析（対応のない場合）

■2 要因の分散分析の平方和の分割

$$SStotal = \sum_{j=1}^{a}\sum_{k=1}^{b}\sum_{i=1}^{n}\left(y_{ijk} - \bar{y}\right)^2 \qquad SS_A = nb\sum_{j=1}^{a}\left(\bar{y}_{j.} - \bar{y}\right)^2$$

$$SS_B = na\sum_{k=1}^{b}\left(\bar{y}_{.k} - \bar{y}\right)^2 \qquad SS_{AB} = n\sum_{j=1}^{a}\sum_{k=1}^{b}\left(\bar{y}_{jk} - \bar{y}_{j.} - \bar{y}_{\cdot k} + \bar{y}\right)^2$$

$$SS_{e2} = n\sum_{j=1}^{a}\sum_{k=1}^{b} s^2{}_{jk} = SS_{e1} - SS_B - SS_{AB} \qquad F_{(a-1,N-a)} = \frac{SS_A/(a-1)}{SS_{block\times A}/(n-1)(a-1)}$$

・二元配置の分析は，一元配置の場合 1 つだった固定効果に，もう 1 つ別の変数を加えてやればよい．

・少し面倒なのはセル間の比較．これはオプション等にはないので，自分でシンタックスを書き加えてやる必要がある．

■交互作用が有意だった場合：単純効果の検定とセル間の比較

・単純(主)効果の検定：一方の要因の水準ごとに，他方の要因の主効果を検定する．

・要因 B の第 k 水準における A の単純主効果検定のための統計量

$$F_{(a-1,N-ab)} = \frac{SS_{A|B_k} \big/ (a-1)}{MSe_{e2}}$$

$$SS_{A|B_k} = n\sum_{j=1}^{a} \left(\overline{y}_{jk} - \overline{y}_{.k}\right)^2$$

・同様に，要因 A の第 j 水準における要因 B の単純主効果のための統計量

$$F_{(a-1,N-ab)} = \frac{SS_{B|A_j} \big/ (a-1)}{MSe_{e2}}$$

$$SS_{B|A_{jk}} = n\sum_{k=1}^{b} \left(\overline{y}_{jk} - \overline{y}_{j.}\right)^2$$

・誤差項 MS_{e2} は同じであることに注意．通常，要因 A の j_1 水準と j_2 水準の被験者のみを抽出して要因 B の分析を行った場合，誤差平方和が異なってしまう．しかし,MS_{e2} は母数なので異なる値になるのはおかしい．その場合，全体の分散分析の誤差項を用いる．

・単純主効果が有意にならなかった交互作用は無意味か？：No！

←主効果に比べて，単純主効果は平方和が小さくなり(na,nb→n になってしまうため)，有意になりにくい．

←交互作用の本質は交互作用対比(interaction contrast; Jaccard & Turrisi,2003)

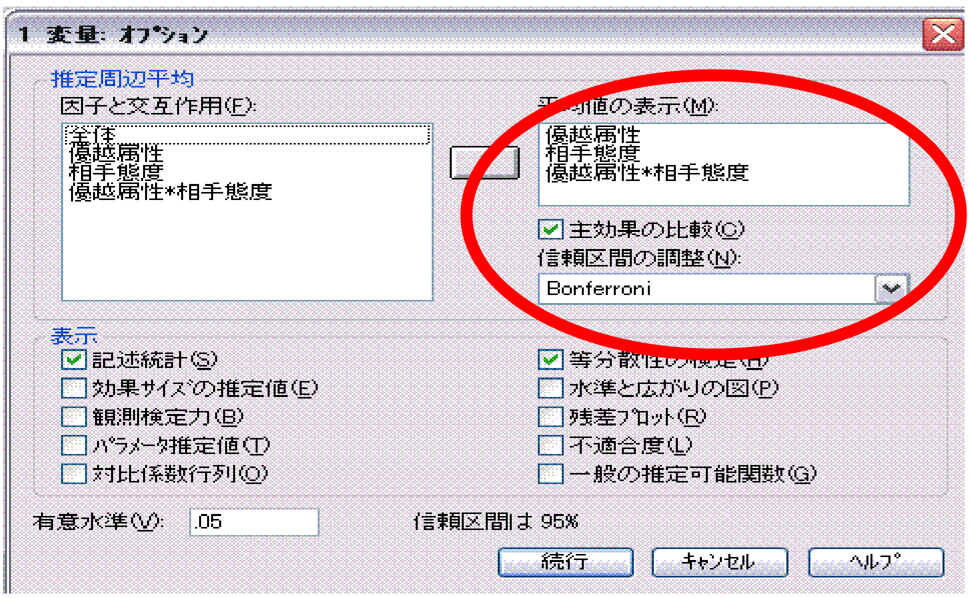
一方の水準間の平均値差が，調節変数の水準間で異なるかの比較

⇔単純効果では，上記のように 1 つの水準で他の要因の主効果が有意か否かを検討しているだけ．

■単純主効果とセル間の比較の方法

・まず，固定効果に 2 つの要因（優越属性と相手態度）を入れる．

・次に，オプションで優越属性・相手態度・優越属性＊相手態度を平均値の表示ボックスに入れ，主効果の比較にチェックをいれ，信頼区間の調整を Bonferroni にする．そして続行ボタンを押す



・次に，「貼り付け」（OK でなく）ボタンを押す．すると，以下のようなシンタックスが出現する．

```
UNIANOVA
  妬み感情　BY 優越属性 相手態度
  /METHOD = SSTYPE(3)
  /INTERCEPT = INCLUDE
  /PLOT = PROFILE( 優越属性*相手態度 )
  /EMMEANS = TABLES(優越属性) COMPARE ADJ(BONFERRONI)
  /EMMEANS = TABLES(相手態度) COMPARE ADJ(BONFERRONI)
  /EMMEANS = TABLES(優越属性*相手態度)
  /PRINT = DESCRIPTIVE HOMOGENEITY
  /CRITERIA = ALPHA(.05)
  /DESIGN = 優越属性 相手態度 優越属性*相手態度 .
```

ここを編集！

・上記シンタックスを以下のように編集

```
UNIANOVA
  妬み感情　BY 優越属性 相手態度
  /METHOD = SSTYPE(3)
  /INTERCEPT = INCLUDE
  /PLOT = PROFILE( 優越属性*相手態度 )
  /EMMEANS = TABLES(優越属性) COMPARE ADJ(BONFERRONI)
  /EMMEANS = TABLES(相手態度) COMPARE ADJ(BONFERRONI)
  /EMMEANS = TABLES(優越属性*相手態度) COMPARE(優越属性) ADJ(BONFERRONI)
  /EMMEANS = TABLES(優越属性*相手態度) COMPARE(相手態度) ADJ(BONFERRONI)
  /PRINT = DESCRIPTIVE HOMOGENEITY
  /CRITERIA = ALPHA(.05)
  /DESIGN = 優越属性 相手態度 優越属性*相手態度 .
```

このようにする

・上記シンタックスを実行すれば，単純効果の検定結果(BONFERRONI)が出力される．
・3 要因の交互作用であれば 3 つ，4 要因であれば 4 つ命令文ができる．
・主効果の多重比較を Tukey の HSD でやっている場合，整合性という観点から，上記の方法でやるのはあまりよくないと思う．そう難しい計算ではないので，森・吉田(1990)を見ながら Excel で計算しましょう．

☆実際にやってみましょう．練習問題②

・arma.sav を開く．妬み感情が従属変数，優越属性と相手態度が要因．2 要因について，セル間の比較を行なう．

■結果の見方

・記述統計量では，各セルごとの平均値が表示されている．

・等分散性の検定：2 要因にすると，各セルでの等分散性の仮定は保持されている．

・被験者間効果の検定：全ての要因の効果が，1%水準で有意．交互作用も有意なので，単純効果を検討する必要．

被験者間効果の検定

従属変数: 妬み感情

ソース	タイプ III 平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
修正モデル	108.044[a]	8	13.506	10.478	.000
切片	375.556	1	375.556	291.379	.000
優越属性	24.844	2	12.422	9.638	.000
相手態度	62.978	2	31.489	24.431	.000
優越属性 * 相手態度	20.222	4	5.056	3.922	.010
誤差	46.400	36	1.289		
総和	530.000	45			
修正総和	154.444	44			

a. R2乗 = .700 (調整済みR2乗 = .633)

■単純効果の検定（１変量検定）：１つの要因の水準ごとの，もう 1 つの要因の単純効果の検定結果を表示している．相手態度の「敵対的」水準において，優越属性の単純効果が有意であることがわかる．

=1変量検定

従属変数: 妬み感情

相手態度		平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
友好的	対比	3.600	2	1.800	1.397	.261
	誤差	46.400	36	1.289		
敵対的	対比	35.733	2	17.867	13.862	.000
	誤差	46.400	36	1.289		
ふつう	対比	5.733	2	2.867	2.224	.123
	誤差	46.400	36	1.289		

F 値は 優越属性 の多変量効果を検定します。この検定は推定周辺平均間で線型に独立したペアごとの比較に基づいています。

■ペアごとの比較：１つの要因の水準ごとの，各セルの差の検定結果を示している．相手態度の敵対的水準で，容姿＞学歴，学歴＞豊かさであることがわかる．

推定値

従属変数: 妬み感情

				95% 信頼区間	
優越属性	相手態度	平均値	標準誤差	下限	上限
容姿	友好的	2.400	.508	1.370	3.430
	敵対的	6.000	.508	4.970	7.030
	ふつう	3.200	.508	2.170	4.230
学歴	友好的	1.800	.508	.770	2.830
	敵対的	2.400	.508	1.370	3.430
	ふつう	2.000	.508	.970	3.030
豊かさ	友好的	1.200	.508	.170	2.230
	敵対的	5.200	.508	4.170	6.230
	ふつう	1.800	.508	.770	2.830

ﾍﾟｱごとの比較

従属変数: 妬み感情

相手態度	(I) 優越属性	(J) 優越属性	平均値の差 (I-J)	標準誤差	有意確率[a]	差の 95% 信頼区間[a] 下限	上限
友好的	容姿	学歴	.600	.718	1.000	-1.203	2.403
		豊かさ	1.200	.718	.310	-.603	3.003
	学歴	容姿	-.600	.718	1.000	-2.403	1.203
		豊かさ	.600	.718	1.000	-1.203	2.403
	豊かさ	容姿	-1.200	.718	.310	-3.003	.603
		学歴	-.600	.718	1.000	-2.403	1.203
敵対的	容姿	学歴	3.600*	.718	.000	1.797	5.403
		豊かさ	.800	.718	.818	-1.003	2.603
	学歴	容姿	-3.600*	.718	.000	-5.403	-1.797
		豊かさ	-2.800*	.718	.001	-4.603	-.997
	豊かさ	容姿	-.800	.718	.818	-2.603	1.003
		学歴	2.800*	.718	.001	.997	4.603
ふつう	容姿	学歴	1.200	.718	.310	-.603	3.003
		豊かさ	1.400	.718	.177	-.403	3.203
	学歴	容姿	-1.200	.718	.310	-3.003	.603
		豊かさ	.200	.718	1.000	-1.603	2.003
	豊かさ	容姿	-1.400	.718	.177	-3.203	.403
		学歴	-.200	.718	1.000	-2.003	1.603

推定周辺平均に基づいた

*. 平均値の差は .05 水準で有意です。

a. 多重比較の調整: Bonferroni.

3-8.一元配置の分散分析(対応ありの場合)

■対応のある一要因の分散分析の平方和

$$SStotal = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{a} (y_{ij} - \bar{y})^2$$

$$SS_A = n\sum_{j=1}^{a} \left(\bar{y}_{.j} - \bar{y}\right)^2$$

$$SS_{block} = a\sum_{i=1}^{n} \left(\bar{y}_{i.} - \bar{y}\right)^2$$

$$SS_{block\times \mathrm{A}} = \sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{a} \left(y_{ij} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.j} + \bar{y}\right)^2$$ ←対応のある要因の効果を検定する際の分母.

$$SS_e = 0$$

被験者	友好的	敵対的	普通
1	2	7	4
2	4	4	3
3	3	6	2
4	2	5	5
5	1	8	2

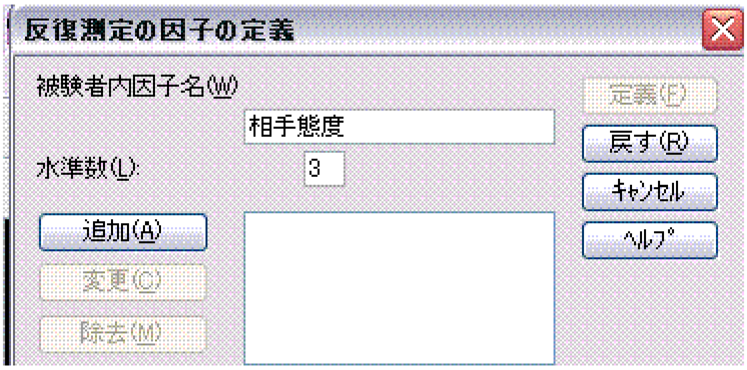
・対応のある一要因の分析は，実はブロック(ここでは被験者)と要因の 2 要因の分散分析として考えることができる．この場合，各セルに含まれる値は 1 つだけなので，誤差は 0 となる．

・反復測定デザインの場合とマッチングした場合でデータファイルでの入力の仕方が異な

ることに注意.

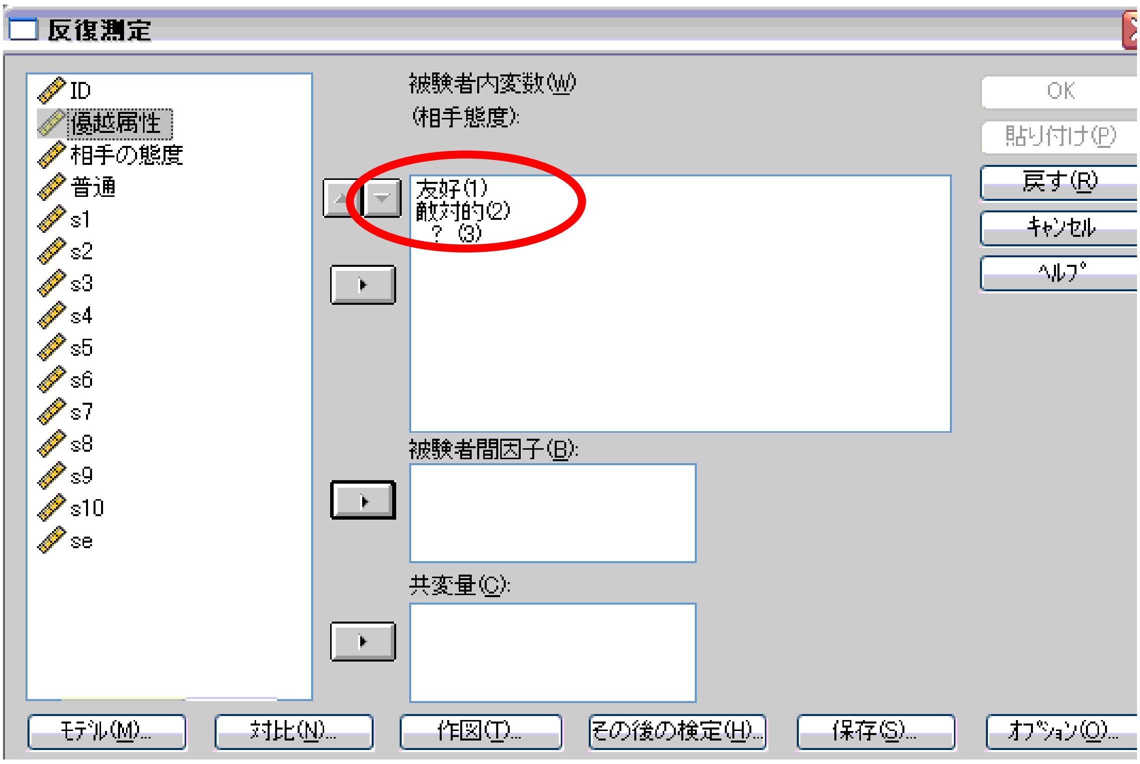
○反復測定デザインの場合(反復測定)

■被験者内要因を含む分散分析を行う場合,「分析」―「一般線形モデル」―「反復測定」を選択する．するとまず，下のようなボックスが表示される．被験者内因子名に変数の名前を入力し，水準数を入力する．今回は，相手の態度を被験者内要因とした場合の例を取り上げる.



■追加をクリックすると，以下のような画面になる．その状態で「定義」ボタンをクリックすると，変数選択画面が開かれる.

■変数選択画面において，被験者内変数で，各水準における測定値を選択．また，多重比較を行ないたい場合は，二元配置の時と同様,「オプション」の「平均値の表示」ボックスに要因をいれ,「主効果の比較」にチェック，方法として Bonferroni を選択.



■結果の見方

・球面性の仮定：被験者内だけでなく，対応のある要因を含む分散分析を行う場合に必要な仮定．これで帰無仮説が棄却されると，仮定が満たされない．今回のデータでは満たされていない．このような場合，自由度を調整して分析を行う（SPSS が勝手にやってくれる）．

Mauchly の球面性検定 [b]

測定変数名: MEASURE_1

					イプシロン[a]		
被験者内効果	Mauchly の W	近似ｶｲ2乗	自由度	有意確率	Greenhouse-Geisser	Huynh-Feldt	下限
相手態度	.611	6.398	2	.041	.720	.780	.500

正規直交した変換従属変数の誤差共分散行列が単位行列に比例するという帰無仮説を検定します。

a. 有意性の平均検定の自由度調整に使用できる可能性があります。修正した検定は、被験者内効果の検定ﾃｰﾌﾞﾙに表示されます。

b.
計画: 切片
被験者内計画: 相手態度

・被験者内効果の検定：ここに，被験者内要因の主効果，および対応のある要因を含む交互作用の検定結果が表示される．

→上記の球面性の仮定が満たされている場合は“球面性の仮定”の欄を参照

→球面性の仮定が満たされていない場合は，その下の 3 つのどれかを参照する．この 3 つの違いは自由度を調整するときに使うイプシロンという値の基準，Greenhouse-Geisser を参照するのが一般的であるようだ．自由度の欄を見ると，調整されていることがわかる．

被験者内効果の検定

測定変数名: MEASURE_1

ソース		タイプ III 平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
相手態度	球面性の仮定	62.978	2	31.489	15.284	.000
	Greenhouse-Geisser	62.978	1.440	43.728	15.284	.000
	Huynh-Feldt	62.978	1.561	40.350	15.284	.000
	下限	62.978	1.000	62.978	15.284	.002
誤差 (相手態度)	球面性の仮定	57.689	28	2.060		
	Greenhouse-Geisser	[illegible]689	20.163	2.861		
	Huynh-Feldt	[illegible]89	21.851	2.640		
	下限	[illegible]	14.000	4.121		

今回はここの欄を参照する.

・多重比較：ペアごとの比較欄に多重比較の結果が示されている.

推定値

測定変数名: MEASURE_1

相手態度	平均値	標準誤差	95% 信頼区間	
			下限	上限
1	1.800	.262	1.238	2.362
2	4.533	.524	3.409	5.658
3	2.333	.303	1.683	2.984

ﾍﾟｱごとの比較

測定変数名: MEASURE_1

(I) 相手態度	(J) 相手態度	平均値の差 (I-J)	標準誤差	有意確率[a]	差の 95% 信頼区間[a]	
					下限	上限
1	2	-2.733*	.636	.002	-4.462	-1.005
	3	-.533	.336	.405	-1.447	.380
2	1	2.733*	.636	.002	1.005	4.462
	3	2.200*	.554	.004	.695	3.705
3	1	.533	.336	.405	-.380	1.447
	2	-2.200*	.554	.004	-3.705	-.695

推定周辺平均に基づいた

*. 平均値の差は .05 水準で有意です。

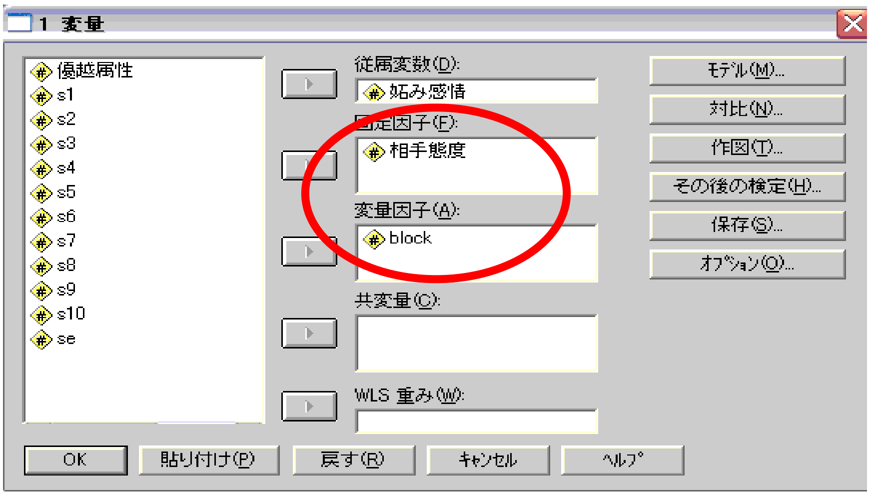
a. 多重比較の調整: Bonferroni.

○マッチングを行なった場合(一変量)

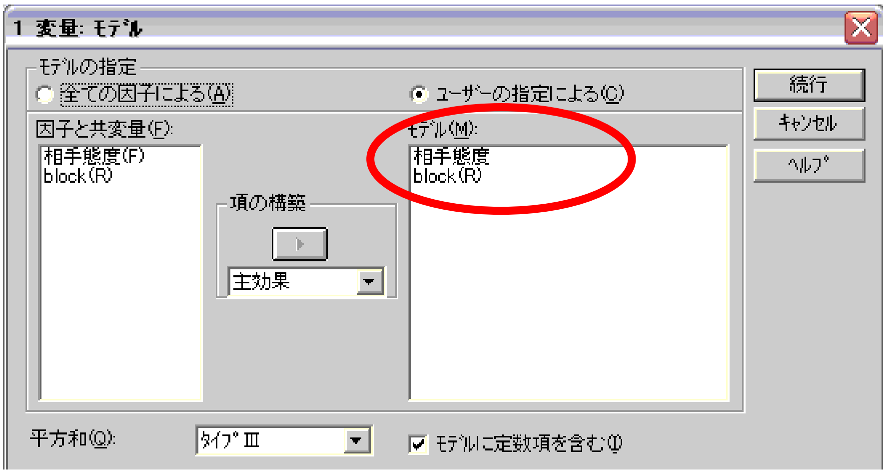
■マッチングを行っている場合の対応のある要因の分散分析は，被験者内要因の場合と異なる．また，データの入力の仕方も異なっている.

■方法

・一変量の GLM で，要因は固定効果に，ブロックを示す変数(ここでは block)を変量効果に投入.



・そして，モデルで 2 つの要因の主効果のみのモデルを指定すればよい．



・また，このデザインの場合，対応なし要因の場合と同様に「その後の検定」ボタンから多重比較を行なうことが出来る．今回は球面性の仮定が満たされていないので，Dunnett の T3 で比較を行なっている．

■結果

・被験者間効果と表示されているが，実際は対応のある要因の検定を行っている．

被験者間効果の検定

従属変数: 妬み感情

ｿｰｽ		ﾀｲﾌﾟ III 平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
切片	仮説	375.556	1	375.556	155.658	.000
	誤差	33.778	14	2.413[a]		
相手態度	仮説	62.978	2	31.489	15.284	.000
	誤差	57.689	28	2.060[b]		
BLOCK	仮説	33.778	14	2.413	1.171	.348
	誤差	57.689	28	2.060[b]		

a. MS(BLOCK)

b. MS(誤差)

・Dunnett の T3 による多重比較．

多重比較

従属変数: 妬み感情
Dunnett の T3

(I) 相手態度	(J) 相手態度	平均値の差 (I-J)	標準誤差	有意確率	95% 信頼区間 下限	上限
友好的	敵対的	-2.7333*	.58608	.000	-4.2501	-1.2166
	ふつう	-.5333	.40079	.468	-1.5496	.4829
敵対的	友好的	2.7333*	.58608	.000	1.2166	4.2501
	ふつう	2.2000*	.60579	.004	.6428	3.7572
ふつう	友好的	.5333	.40079	.468	-.4829	1.5496
	敵対的	-2.2000*	.60579	.004	-3.7572	-.6428

観測された平均に基づく。
*. 平均値の差は .05 水準で有意です。

3-9.二元配置の分散分析・混合計画

○反復測定の場合

■全体の分析としては，上述の方法で反復測定される変数を定義した上で，固定因子に対応のない変数を加えればよい．ここでは，優越属性が対応のない要因で，相手態度が対応のある要因である．

■結果

・2 要因にした場合，球面性の仮定が保持されている．

Mauchly の球面性検定 [b]

測定変数名: MEASURE_1

被験者内効果	Mauchly の W	近似ｶｲ2乗	自由度	有意確率	ｲﾌﾟｼﾛﾝ[a] Greenhouse-Geisser	Huynh-Feldt	下限
相手態度	.817	2.224	2	.329	.845	1.000	.500

正規直交した変換従属変数の誤差共分散行列が単位行列に比例するという帰無仮説を検定します。
a. 有意性の平均検定の自由度調整に使用できる可能性があります。修正した検定は、被験者内効果の検定ﾃｰﾌﾞﾙに表示されます。
b.

計画: Intercept+優越属性
被験者内計画: 相手態度

・被験者内要因が関係する効果が出力されている．

被験者内効果の検定

測定変数名: MEASURE_1

ｿｰｽ		ﾀｲﾌﾟ III 平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
相手態度	球面性の仮定	62.978	2	31.489	20.171	.000
	Greenhouse-Geisser	62.978	1.691	37.252	20.171	.000
	Huynh-Feldt	62.978	2.000	31.489	20.171	.000
	下限	62.978	1.000	62.978	20.171	.001
相手態度 x 優越属性	球面性の仮定	20.222	4	5.056	3.238	.029
	Greenhouse-Geisser	20.222	3.381	5.981	3.238	.039
	Huynh-Feldt	20.222	4.000	5.056	3.238	.029
	下限	20.222	2.000	10.111	3.238	.075
誤差 (相手態度)	球面性の仮定	37.467	24	1.561		
	Greenhouse-Geisser	37.467	20.287	1.847		
	Huynh-Feldt	37.467	24.000	1.561		
	下限	37.467	12.000	3.122		

・こちらでは被験者間の効果が表示されている．

被験者間効果の検定

測定変数名: MEASURE_1
変換変数: 平均

ソース	タイプ III 平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
Intercept	375.556	1	375.556	504.478	.000
優越属性	24.844	2	12.422	16.687	.000
誤差	8.933	12	.744		

■各要因について，検定を行う場合の誤差項が違うことに注意が必要(それぞれ被験者間効果の検定と被験者内効果の検定のところにある誤差項)．さらに，対応のない要因の単純主効果の検定では，プールされた分散(MS_{pooled})および調整された誤差の自由度を計算する必要がある(SPSS はこれらを自動的にはやってくれない；次節参照)．さらに，q 統計量に基づく多重比較を行う場合，q の値も修正してやる必要がある．

→対応のない要因の主効果の検定：$MS_{S(A)}$ (被験者間効果の欄にある誤差項)

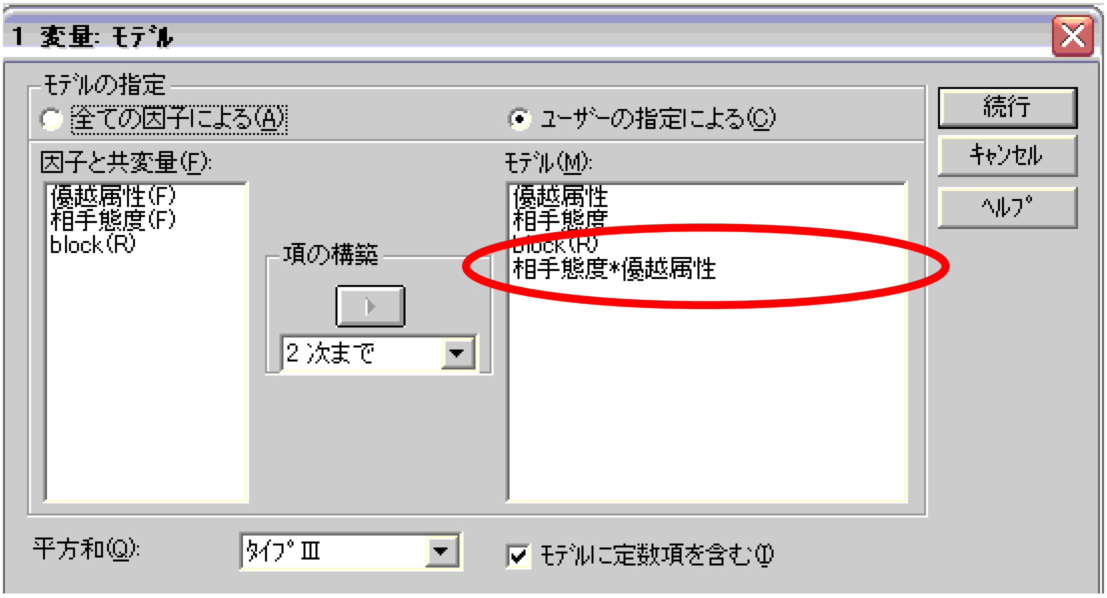
→対応のある要因および交互作用の検定：$MS_{B\times S(A)}$(被験者内効果の欄にある誤差項)

<u>○マッチングを行なった場合</u>

■方法

・マッチングを行なっている場合も，まずは固定因子に対応のない変数を加えてやる．しかし．その後に少し作為が必要．一要因デザインでは，主効果の比較の時の誤差項が適切に選択されないためである．

・対応のない要因とある要因の交互作用をモデルに追加する．



・また，その後の検定ボックスで多重比較の方法を指定しておく，ここでは，tukey を選択したとして話を進める．

・元のボックスに戻って「貼り付け」をクリックすると，以下のようなシンタックスが表示される．

```
UNIANOVA
```

```
  妬み感情  BY 優越属性 相手態度 block
  /RANDOM = block
  /METHOD = SSTYPE(3)
  /INTERCEPT = INCLUDE
  /POSTHOC = 優越属性 相手態度 ( TUKEY )
  /CRITERIA = ALPHA(.05)
  /DESIGN = 優越属性 相手態度 block 相手態度*優越属性 .
```

・これを，以下のように書き換える．block(優越属性)は block という要因が優越属性にネストされているということを示している，/POSTHOC は事後検定の命令で，vs block(優越属性)は，事後検定の誤差項を id(優越属性)にする，という命令である．2 つめの POSTHOC は相手態度の多重比較の結果(調整必要なし)を見るために追加したもの．

```
UNIANOVA
  妬み感情  BY 優越属性 相手態度 block
  /RANDOM = block
  /METHOD = SSTYPE(3)
  /INTERCEPT = INCLUDE
  /POSTHOC = 優越属性 相手態度 ( TUKEY ) vs block(優越属性)
  /POSTHOC = 優越属性 相手態度 ( TUKEY )
  /CRITERIA = ALPHA(.05)
  /DESIGN = 優越属性 相手態度 block(優越属性) 相手態度*優越属性 .
```

■結果の見方

・被験者間効果の検定と表示されているが，対応あり・ない両方の要因の検定を行っている．

被験者間効果の検定

従属変数: 妬み感情

ソース		タイプ III 平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
切片	仮説	375.556	1	375.556	504.478	.000
	誤差	8.933	12	.744[a]		
優越属性	仮説	24.844	2	12.422	16.687	.000
	誤差	8.933	12	.744[a]		
相手態度	仮説	62.978	2	31.489	20.171	.000
	誤差	37.467	24	1.561[b]		
BLOCK(優越属性)	仮説	8.933	12	.744	.477	.909
	誤差	37.467	24	1.561[b]		
優越属性 * 相手態度	仮説	20.222	4	5.056	3.238	.029
	誤差	37.467	24	1.561[b]		

a. MS(BLOCK(優越属性))

b. MS(誤差)

■優越属性の多重比較はその後の検定#1 のものを．相手態度に関してはその後の検定#2 を参照する

妬み感情

Tukey HSD[a,b]

優越属性	N	サブグループ 1	サブグループ 2
学歴	15	2.0667	
豊かさ	15	2.7333	
容姿	15		3.8667
有意確率		.128	1.000

等質サブグループのグループ平均はタイプ III 平方和に基づき表示されます。
誤差項は平均平方(BLOCK(優越属性)) = .744です。
a. 調和平均サンプル サイズ = 15.000 を使用します。
b. アルファ = .05

誤差項が適切に選択されている

妬み感情

Tukey HSD[a,b]

相手態度	N	サブグループ 1	サブグループ 2
友好的	15	1.8000	
ふつう	15	2.3333	
敵対的	15		4.5333
有意確率		.483	1.000

等質サブグループのグループ平均はタイプ III 平方和に基づき表示されます。
誤差項は平均平方 (誤差) = 1.561 です。
a. 調和平均サンプル サイズ = 15.000 を使用します。
b. アルファ = .05

3-10.対応のある要因がからむ交互作用の分解

■混合計画の分析で交互作用が有意で単純主効果およびその後の多重比較を行う場合[8]には，誤差項に関して配慮が必要であることは既に述べた．ここでは，その具体的な方法について説明する．

■一般に，対応のない要因の水準ごとに対応のある要因について単純効果や多重比較を行なう場合，誤差は元々の分析と同一である．しかし，対応のある要因の水準ごとに対応のない要因についてそれら分析を行う場合，元々の分析の誤差項ではなく，プールされた誤差項を用いる必要がある．

〇被験者内要因の単純主効果

被験者間要因と被験者内要因の交互作用がある場合の被験者内要因の単純主効果の検定は，交互作用に関する分析の最後に出てくる“多変量検定”の欄を参照．様々なものが出力されているが，このなかでは Wilks のラムダを見るのが一般的らしい[9]：．被験者間要因の水準ごとに，ラムダの検定が有意になっているかどうかを確認．下の表は優越属性が被験者間，態度が被験者内だった場合の単純効果の検定結果．相手の態度は容姿条件と豊かさ条

8 主効果が有意であった後の多重比較ではないことに注意．
9 岡田努先生のサイト参照 http://web.kanazawa-u.ac.jp/~tokada/spssbas/ar.htm

件で，相手態度の単純効果が有意であったことを示している．自分で多重比較を行なう場合には，各式の MS_e を $MS_{B\times S(A)}$(被験者内要因の効果の検定に使われている誤差項)に，人数やステップ数を置き換えてやればよい．

多変量検定

優越属性		値	F 値	仮説自由度	誤差自由度	有意確率
容姿	Pillai のトレース	.572	7.348[a]	2.000	11.000	.009
	Wilks のラムダ	.428	7.348[a]	2.000	11.000	.009
	Hotelling のトレース	1.336	7.348[a]	2.000	11.000	.009
	Roy の最大根	1.336	7.348[a]	2.000	11.000	.009
学歴	Pillai のトレース	.034	.196[a]	2.000	11.000	.824
	Wilks のラムダ	.966	.196[a]	2.000	11.000	.824
	Hotelling のトレース	.036	.196[a]	2.000	11.000	.824
	Roy の最大根	.036	.196[a]	2.000	11.000	.824
豊かさ	Pillai のトレース	.637	9.635[a]	2.000	11.000	.004
	Wilks のラムダ	.363	9.635[a]	2.000	11.000	.004
	Hotelling のトレース	1.752	9.635[a]	2.000	11.000	.004
	Roy の最大根	1.752	9.635[a]	2.000	11.000	.004

F 値はそれぞれ表示された他の効果の各水準の組合せ内の 相手態度 の多変量単純効果を検定します。このような検定は推定周辺平均間で線型に独立したペアごとの比較に基づいています。

a. 正確統計量

<u>○対応のない要因の単純効果</u>

■ 対応のない要因(A)の効果を検定する時の誤差平方和($MS_{S(A)}$)と，対応のある要因(B)および 2 要因の交互作用(A×B)を検定する時のそれ($MS_{B\times S(A)}$)は異なっている．

被験者間効果の検定

測定変数名: MEASURE_1
変換変数: 平均

ソース	タイプ III 平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
Intercept	375.556	1	375.556	504.478	.000
優越属性	24.844	2	12.422	16.687	.000
誤差	8.933	12	.744		

$MS_{S(A)}$

被験者内効果の検定

測定変数名: MEASURE_1

ソース		タイプ III 平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
相手態度	球面性の仮定	62.978	2	31.489	20.171	.000
	Greenhouse-Geisser	62.978	1.691	37.252	20.171	.000
	Huynh-Feldt	62.978	2.000	31.489	20.171	.000
	下限	62.978	1.000	62.978	20.171	.001
相手態度 x 優越属性	球面性の仮定	20.222	4	5.056	3.238	.029
	Greenhouse-Geisser	20.222	3.381	5.981	3.238	.039
	Huynh-Feldt	20.222	4.000	5.056	3.238	.029
	下限	20.222	2.000	10.111	3.238	.075
誤差 (相手態度)	球面性の仮定	37.467	24	1.561		
	Greenhouse-Geisser	37.467	20.287	1.847		
	Huynh-Feldt	37.467	24.000	1.561		
	下限	37.467	12.000	3.122		

($MS_{B\times S(A)}$)

■このような時に A の単純主効果を検討するためには，以下のようなプールされた誤差平均平方を用いる．プールされた誤差平均平方は 2 つの誤差平方和の和をそれぞれの自由度の合計で割ったもの．

$$MS_{pooled} = \frac{SS_{S(A)} + SS_{B\times S(A)}}{df_{S(A)} + df_{B\times S(A)}}$$

■さらに，プールされた誤差変動は，等質でない誤差分散を合計しているので，検定の際には[10]以下の式でその自由度を調整してやる必要がある．[11]

$$\frac{(SS_{S(A)} + SS_{B\times S(A)})^2}{\frac{(SS_{S(A)})^2}{df_{S(A)}} + \frac{(SS_{B\times S(A)})^2}{df_{B\times S(A)}}}$$

■しかし，SPSS はこれら誤差項を適切に選択しない．そのため，正確な値を得るには，Excel 等で計算をしなおす必要がある．Excel では以下の関数で F 検定が行える．

ある F 値の有意確率の計算：=FDIST(F 値，要因の自由度，誤差の自由度)

有意水準 αに対応する F 値の計算：=FINV(α ,要因の自由度，誤差の自由度)

・単純主効果が有意であった場合に多重比較を行なうには，平均値の差が

$$HSD = q'_\alpha \sqrt{\frac{MS_{pooled}}{n}}$$

の値を越えるか否かで判断する．

ここで， $q'_\alpha = \dfrac{q_1 MS_{s(A)} + q_2 MS_{B\times S(A)}(q-1)}{MS_{S(A)} + MS_{B\times S(A)}(q-1)}$ である．

また， q_1 は $MS_{S(A)}$の自由度における $q_{\alpha,p,df}$の臨界値， q_2 は自由度 $MS_{B\times S(A)}$の時の値．

☆実際にやってみましょう練習問題③

・サンプルの anova11 を開く．cond は対応のない要因，interval は反復測定した要因．

・2 要因混合デザイン(反復測定)による分析を実行．

・Excel に単純主効果とペアごとの比較の結果をコピー．

・上記の方法で， MS_{pooled} を計算する．

・誤差項を MS_{pooled} に変更して，新たに F 値を計算．FDIST 関数で有意確率を算出する．

・さらに，cond について MS_{pooled} を用いて標準誤差を計算，HSD による多重比較を行う．今回 q'_a は 3.5 とする．

---

10 ややこしいが，平均平方を求める段階では，普通に自由度の和を使う．

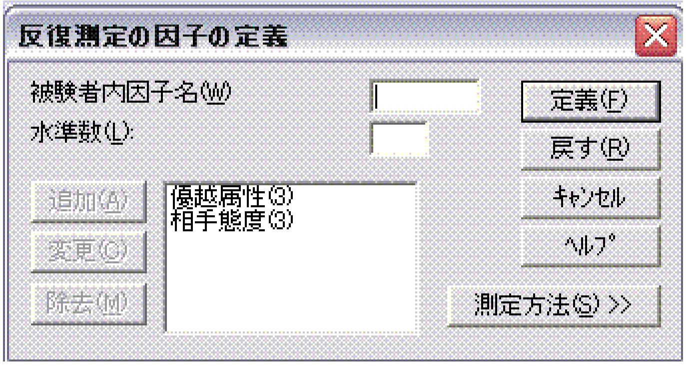
11 http://www.psy.ritsumei.ac.jp/~hoshino/spss/simple11.html 原典は Howell(2002)，p490-493．森・吉田(1990)はここまで求めていない．

3-11.二元配置の分散分析(2 変数とも対応あり)

○反復測定の場合

■変数を増やすだけである．以下のように指定する．

・まず，「反復測定の因子の定義」で 2 つの変数の名前と水準を指定する．

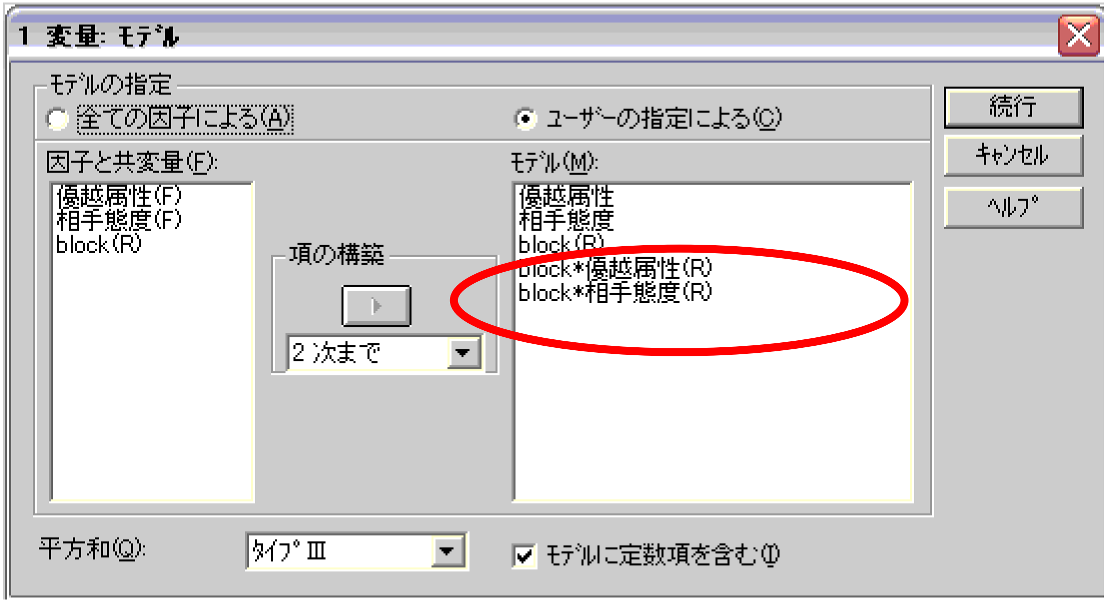


・次に，「反復測定」の被験者内変数のボックスに，測定変数を入れる．優越属性，相手態度の順に水準が表示されている．この例では，(1,2)には優越属性の水準 1=容姿，相手態度の水準 2=敵対的つまり「容姿敵対」を入れる．あとは必要なオプションを指定して実行する．

○反復測定の場合

・「一変量」のところでの変数の指定の仕方は，混合計画の時と同じ．

・モデルの指定を，以下のようにする，



・主効果の多重比較については，誤差項の指定が必要．シンタックスを貼り付けた後に変更する．検定する要因と変量要因の交互作用が，誤差項となる．

注：対応のある要因同士の交互作用が有意で単純主効果の検定を行う場合，森・吉田(1990)は混合計画の場合と同様にプールされた誤差平方和を用いる方法を紹介している．一方，Howell(2002)は，球面性の仮定の問題から，一方の要因の水準ごとに，他方の要因についての一元配置の分散分析を行うことを推奨している．

4.連続量の導入

4-1.共分散分析

■従属変数に影響を与えるような交絡変数の影響を除去したうえで，要因の効果を検討するための方法．

■条件付平均の比較を行なうので，誤差分散が小さくなり，検出力が高くなる．また，共変量に関して差があるグループ間での比較を，より公平に行なうことができる．

■やり方は単純で，分散分析の画面にある「共変量」に，交絡変数をいれてやるだけでいい．以下では，対応の無い要因が 1 つ，交絡変数が 1 つの場合について説明を行う．
・回帰の等質性の確認を行うために交互作用項を分析に投入するので，共変量については平均値でセンタリングしておく(これは連続量のかかわる交互作用を分析する場合一般に当てはまる)．

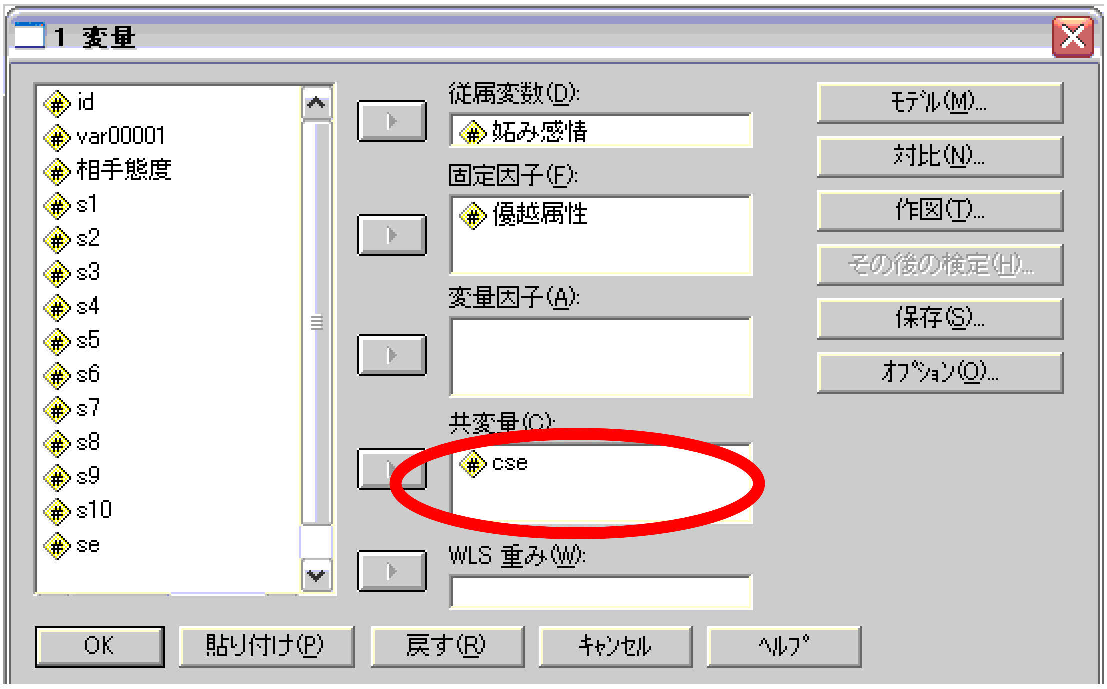
Tips：GLM の手続で重回帰分析

- 先述の通り，重回帰分析は GLM の特殊形．ゆえに，固定因子をなくして共変量のところに複数の連続変数を入れれば，GLM の手続きで重回帰分析が行える，
- また，固定因子を増やしたり交互作用をモデルで指定したりすれば，より複雑なモデルによる分析も可能．固定因子についてはエフェクトコーディングされた結果．
- 個々の偏回帰係数が出力されないのは不便だが，3 水準以上のカテゴリ変数がある場合や連続変数が多い場合に，後述する simple slope analysis を簡単に行えるというメリットがある(重回帰だといちいち積の項を作らねばならないので)．予測変数の数が多い場合は，一旦 GLM で simple slope analysis を行って，有意だったもののみ回帰分析で傾き等を算出するほうが効率がよい(そもそもあまり予測変数が多すぎるのは問題だが･･･)

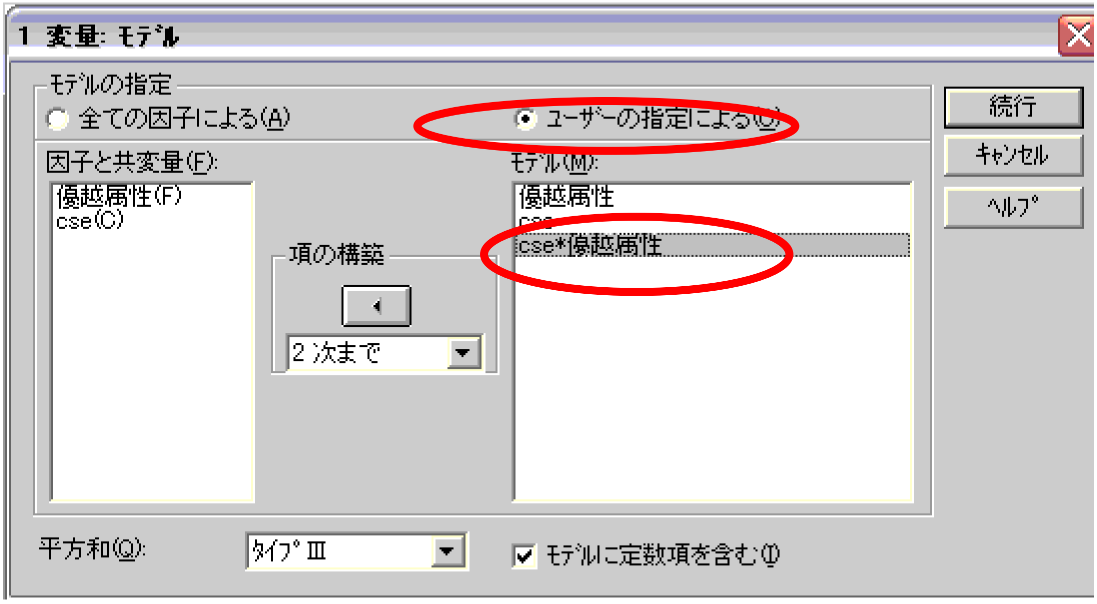
■方法

・「分析」－「一般線形モデル」－「一変量」を選択．

・今回は従属変数に妬み感情，要因に優越属性を投入し，cse (se をセンタリングしたもの) を共変量ボックスに投入．



・これだけで共分散分析は実行できるのだが，共分散分析には大事な前提がある．「要因の各水準で，偏回帰係数が等しい」という回帰係数の等質性の仮定である．これは要因（優越属性）と共変量（cse）の交互作用が有意でないということに相当する．有意であれば仮定が満たされないことになり，共分散分析を行うことができない．上記の段階から，交互作用を検討するためには，まず「モデル」ボタンをクリックする．すると，以下のような画面が現れる．これは，要因や共変量のうち，どんな効果を組み込むか選択する画面である．



まず，「モデルの指定」の「ユーザーの指定～」にチェック（デフォルトは全ての）．そして，因子や共変量を選択肢，さらに，要因と共変量の交互作用項を追加．普通の共分散分析を行う場合には，最後の項がない．ちなみに，ここでは平方和のタイプも選択できるが，タイプⅢのままにしておけばよい．

■結果

・まず，優越属性*cse の交互作用が有意であったか否かを見る．下から，優越属性*cse の交互作用は有意でないことがわかる．これが確認できれば，優越属性*cse をのぞいたモデル，つまり共分散分析を行うことができる．先ほどの「モデルの指定」で“全ての要因による”を選択すれば，自動的にそうなる（もちろん，モデルボックスから優越属性*cse を外しても結果は同じ）．

被験者間効果の検定

従属変数: 妬み感情

ソース	タイプ III 平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
修正モデル	31.310[a]	5	6.262	1.983	.103
切片	300.270	1	300.270	95.103	.000
優越属性	20.497	2	10.248	3.246	.050
CSE	1.433	1	1.433	.454	.505
優越属性 * CSE	3.873	2	1.936	.613	.547
誤差	123.135	39	3.157		
総和	530.000	45			
修正総和	154.444	44			

a. R2乗 = .203 (調整済みR2乗 = .101)

・以下は，共分散分析の結果．今回は共変量 cse の効果は有意ではなかった．一方，優越属性の効果は有意であった．

被験者間効果の検定

従属変数: 妬み感情

ソース	タイプ III 平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
修正モデル	27.437[a]	3	9.146	2.952	.044
切片	375.559	1	375.559	121.236	.000
CSE	2.593	1	2.593	.837	.366
優越属性	26.113	2	13.056	4.215	.022
誤差	127.007	41	3.098		
総和	530.000	45			
修正総和	154.444	44			

a. R2乗 = .178 (調整済みR2乗 = .117)

・下に，平均値と推定周辺平均を表示した．値が異なるのがすぐにわかる．共分散分析は調整平均（cse が 0 の場合）を利用しているので，得点等は推定周辺平均のほうを検討する．

推定値

従属変数: 妬み感情

			95% 信頼区間	
優越属性	平均値	標準誤差	下限	上限
容姿	3.835[a]	.456	2.915	4.756
学歴	1.956[a]	.470	1.007	2.906
豊かさ	2.875[a]	.480	1.905	3.844

a. モデル : CSE = .0000 での共変量で推定します。

・多重比較：共分散分析ではその後の検定ボタンでの多重比較はできないので，二元配置のところでやったように，オプションー平均値の表示の“主効果の比較”にチェックを入れる方法を使う．今回は Bonferroni を選択している．以下の結果から，cse の影響を除いても容姿条件と学歴条件の差が有意であることがわかる．

ペアごとの比較

従属変数: 妬み感情

					差の 95% 信頼区間[a]	
(I) 優越属性	(J) 優越属性	平均値の差 (I-J)	標準誤差	有意確率[a]	下限	上限
容姿	学歴	1.879*	.648	.018	.260	3.498
	豊かさ	.960	.670	.478	-.712	2.633
学歴	容姿	-1.879*	.648	.018	-3.498	-.260
	豊かさ	-.918	.699	.589	-2.664	.827
豊かさ	容姿	-.960	.670	.478	-2.633	.712
	学歴	.918	.699	.589	-.827	2.664

推定周辺平均に基づいた

*. 平均値の差は .05 水準で有意です。

a. 多重比較の調整: Bonferroni.

4-2.連続量を含む交互作用の分解

■連続量が絡む交互作用が有意になり，要因と共変量の単純効果を検討したいことはよくある．

例：調節変数が性格特性に関する連続量である，共分散分析をしようとしたら回帰係数の等質性の仮定が棄却されてしまった，事前ー事後デザインでの実験の分析など．

■分析の前提として，連続量を投入する場合は，変数をセンタリングする必要がある．こ

れは，連続量と交互作用の間の相関を抑制し，多重共線性の問題を避けるため．但し．ジョンソン=ネイマン法の有意区間の計算では，解釈のし易さという観点からセンタリングされていない変数を用いることが勧められている(Aiken & West, 1996, p134).

4-2-1.ジョンソン・ネイマン法：

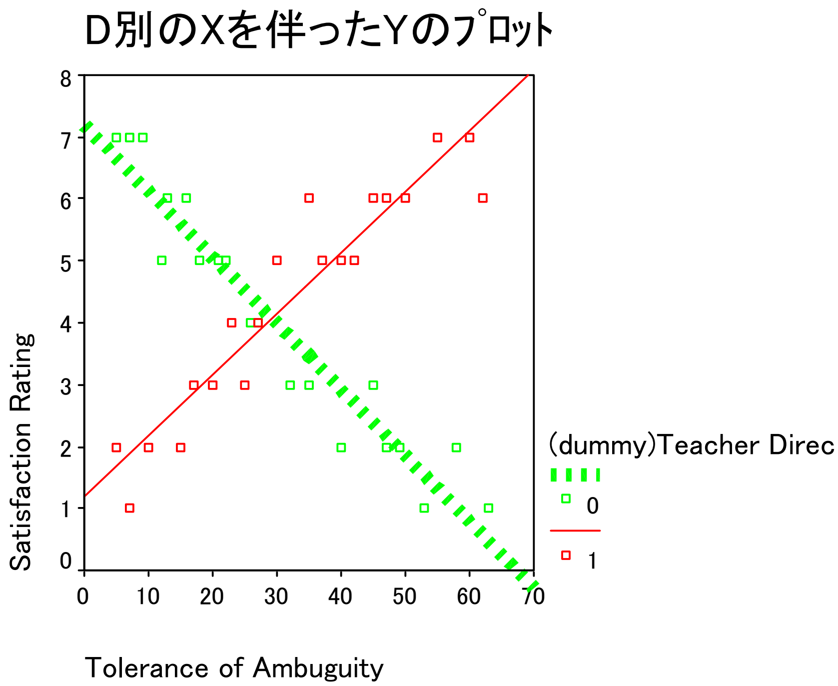
：1 つが 2 値のカテゴリ変数(d)，1 つが連続量(X)の場合の方法

■連続量のどの範囲において要因の単純効果が有意になるか検討する方法．region of significance（有意区間）を計算する．

■何よりもまず，交互作用のプロットを作って，その形を見る必要がある(交互作用が ordinal であるか disordinal であるか)．さらに，2 つの回帰直線が交差する点を計算する．

```
graph
 /scatterplot(bivar)=X with Y by d .
```

今回では，次項に示すようなものが出来上がっている．



■d の効果が有意となる範囲の境界値は

$$X = \frac{-B \pm \sqrt{B^2 - AC}}{A}$$ で求められる．

＊この ABC の値の求め方について，いくつかの方法がある．

■Huitema(1980)の方法

$$A = \frac{-F_\alpha}{N-4}(SS_{res})\left(\frac{1}{\sum x_1^2} + \frac{1}{\sum x_2^2}\right) + (b_1 - b_2)^2$$

$$B = \frac{F_\alpha}{N-4}(SS_{res})(\frac{\overline{X}_1}{\sum x_1^2} + \frac{\overline{X}_2}{\sum x_2^2}) + (a_1 - a_2)(b_1 - b_2)$$

$$C = \frac{-F_\alpha}{N-4}(SS_{res})(\frac{n_1+n_2}{n_1 n_2} + \frac{\overline{X}_1^2}{\sum x_1^2} + \frac{\overline{X}_2^2}{\sum x_2^2}) + (a_1 - a_2)^2$$

ここで

- $\sum x_1^2, \sum x_2^2$ ＝2 群それぞれの連続量 X の平方和(分散の標本数倍)
- $\overline{X}_1, \overline{X}_2$ ＝X の平均値(mean1,2)
- a_1, a_2 ＝標準化されていない偏回帰係数(slope1,2)
- b_1, b_2 ＝切片(int1,2)
- SS_{res} ＝2 群それぞれの回帰を行った時の誤差平方の和(sumresid)
- F_α ＝F (1,N-4)の臨界値(fcrit)

これらの変数を SPSS で計算するために求める必要がある．ほとんどはカテゴリ変数の水準ごとに分析をすれば求められる．

■また,Pedhazur(1982)では，

$$A = \frac{-F_\alpha}{N-4}(SS_{res})(\frac{1}{SS_{x(1)}} + \frac{1}{SS_{x(2)}}) + (b_1 - b_2)^2$$

$$B = \frac{F_\alpha}{N-4}(SS_{res})(\frac{\overline{X}_1}{SS_{X(1)}} + \frac{\overline{X}_2}{SS_{X(2)}}) + (a_1 - a_2)(b_1 - b_2)$$

$$C = \frac{-F_\alpha}{N-4}(SS_{res})(\frac{n_1+n_2}{n_1 n_2} + \frac{\overline{X}_1^2}{SS_{X(1)}} + \frac{\overline{X}_2^2}{SS_{X(2)}}) + (a_1 - a_2)^2$$

としている．
ここで，Huitema の方法と違うのは，分母にあるのが

$SS_{X(1)}, SS_{X(2)}$ ＝カテゴリ変数の水準内で回帰を行った時の，X の平方和

であること．

■一方，Aiken & West(1996)，Jaccard &Turrisi（2003）で紹介されている Portoff（1964）の方法では，

$$A = \frac{-2F_\alpha}{N-4}(SS_{res})(\frac{1}{SS_{x(1)}} + \frac{1}{SS_{x(2)}}) + (b_1 - b_2)^2$$

$$B = \frac{2F_\alpha}{N-4}(SS_{res})(\frac{\overline{X}_1}{SS_{X(1)}} + \frac{\overline{X}_2}{SS_{X(2)}}) + (a_1 - a_2)(b_1 - b_2)$$

$$C = \frac{-2F_\alpha}{N-4}(SS_{res})(\frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2} + \frac{\overline{X}_1^2}{SS_{X(1)}} + \frac{\overline{X}_2^2}{SS_{X(2)}}) + (a_1 - a_2)^2$$

で，F_αは自由度(2,N-4) のα%水準の臨界値であるとしている．

*分析のためのシンタックス，以下に示したのは Pedhazur(1982)の方法．ss1 の値を変えれば Huitema(1980)の方法になる．

```
compute term1=(fcrit/(n1+n2-4))*sumresid.
compute terma=term1*(-1).
compute a=((terma)*((1/ss1)+(1/ss2)))+(slope1-slope2)**2.
compute b=(term1*((mean1/ss1)+(mean2/ss2)))+((int1-int2)*(slope1-slope2)).
compute
c=(terma)*(((n1+n2)/(n1*n2))+((mean1**2)/ss1)+((mean2**2)/ss2))+((int1-int2)**2).
compute RegionU=((b*(-1))+(sqrt((b**2)-(a*c))))/a.
compute RegionL=((b*(-1))-(sqrt((b**2)-(a*c))))/a.
List RegionU RegionL.
```

Frass & Newman (1997)より抜粋．

・このシンタックスを実行すると，有意区間が産出される．意味としては，X＜Region L RegionU＜X の範囲で，d の効果が 5%水準で有意になる．

■解釈上の注意点

・有意区間の上限値・下限値は同時的ではない(一方がありえない値をとることがある．その場合，サンプルの分布の範囲を超えるものは無意味であると看做す)．

・算出した有意区間に，サンプルの何%が該当するかを検討する必要→含まれる割合が少ない場合，実質的な意味がない．

☆実際にやってみましょう練習問題④

・peda.sav を開く.

・rating が従属変数(満足度). 連続量が x(曖昧耐性), d はグループを示すダミー変数(0=支配的教師, 1=非支配的教師), de は両者の交互作用である. また, e はエフェクトコーディング(後述)を行ったダミー変数(-1=支配的教師, 1=非支配的教師)である. 変数 x がセンタリングされていないので, センタリングする. そして, センタリングした変数 xc と d, e それぞれとの積の項を作成する(それぞれ dxc,exc).

・センタリングとコーディングの効果見るために, x, d, de, e, xe, xc, dxc,exc の相関係数を計算する,

・まず, d の各群ごとに回帰分析を行い, 必要な情報を集め, テキストファイルに “,” 区切りで入力しておく. テキストファイルの 1 行目に変数名を入力しておくと後が楽.

・fcrit の値はエクセルで求められる=FINV(確率, 自由度 1, N-4).

・データの新規作成を選択し, 入力したテキストファイルからデータを読み込む.

・最後に, シンタックス(JN.sps)を実行する,

4-2-2.simple slope analysis：

・任意の地点での要因の単純効果を検討する方法.

・Aiken & West(1996)は平均±1*SD* での検討を薦めているらしいが, どこで検討するかはあくまで恣意的である. 鵜呑みにせず, 研究目的と照らし合わせてどの地点で検討を行うか考える必要がある.

Ex.抑うつ傾向が特に強い人に対してある介入が効果的かどうか検討したい場合

→+１*SD* で検討することに意味があまり無い.

・また,「ある地点で有意か否か」というのは,「どこから有意か」と比べて情報が少ないことに注意.

→2 水準の 1 カテゴリ１連続量の場合, ジョンソンーネイマン法を使うほうがよい.

→simple slope でも, 平均と±1*SD* の効果を示すだけではなく, 1 つの連続量の値によって他のものの効果(推定周辺平均の差や偏回帰係数)がどのように異なるかを示したほうがよい.

・SPSS では,simple slope analysis は回帰でも GLM でも実施できる. しかし,カテゴリ変数を dummy coding(0 と 1)している場合, SPSS の重回帰モデルの分析と分散分析(GLM)の結果が一致しない. 一方, effect coding(-1,0, 1 あるいはー1, 1)を行うと, バランスドデザインの場合に, GLM と結果が一致する. コーディングに関しては後述.

■考え方

・交互作用を含む分析をモデル化すると, 以下のようになる. X は要因, Z は連続量(センタリング済み), XZ は積の項を示している.

$$Y = \alpha + \beta_1 X + \beta_2 \mathrm{Z} + \beta_3 \mathrm{ZX} + \varepsilon$$

・上式は

$$Y = \alpha + (\beta_1 + \beta_3 \mathrm{Z})\mathrm{X} + \beta_2 \mathrm{Z} + \varepsilon$$

と変換することができる．この式から，β_1は，Z=0(ここでは平均値)の時の，X の 1 ポイントの効果(つまりは 2 群の差)であることがわかる．そして，β_3は Z の変化によって X の効果(2 群の差)がどの程度増強/抑制されるかということを示している．そして，β_1の有意性検定は，差の有意性の検定と同義である．

・このことを利用すれば，0 となる地点を変更してやれば，任意の地点での 2 群の差を求め，その有意性検定することができる．

ie.センタリングする前の連続量を A とすると，　上記では$Z = A - \bar{A}$.としている．

もし，＋1SD 地点での X の効果を検定したければ$Z = A - (\bar{A} + 1SD)$.で新たに変数を作成して，X との積の項を作り，主効果と積の項を分析に投入する.

・X も連続量である場合，β_1は Z が 0 のときの，X の 1 単位の変化が Y に及ぼす影響となる．この場合も，Z が 0 となる地点を変更してやれば，任意の地点での X の 1 単位の変化が Y に及ぼす影響の大きさを検討できる．

■方法（平均±1*SD* で検討する場合）

＜回帰の場合＞

・±1SD の値でセンタリングした変数(Z_{low}，Z_{high})を作成する．

・次に，Z_{low}とZ_{high}　それぞれと e の積の項を作成する(GLM で行う場合は不要)．

・Z_{low}とZ_{high}　ごとに独立変数に主効果，積の項を入れて分析を行う．

・要因にかかる係数の値およびその検定結果を参照する．ちなみに，交互作用にかかる係数と有意性は不変．

＜GLM の場合＞

方法その 1

・Y を従属変数，X がカテゴリ変数，Z が標準化された連続変量だとして，Y を X と Z の主効果および交互作用で説明するモデルを作成し，「オプション」で X の主効果の比較にチェックを入れた状態で「貼り付け」ボタンを押すと，以下のようなシンタックスが表示される。

```
UNIANOVA
  Y  BY X  WITH Z
  /METHOD = SSTYPE(3)
  /INTERCEPT = INCLUDE
  /EMMEANS = TABLES(X) WITH(Z=MEAN) COMPARE ADJ(LSD)
  /CRITERIA = ALPHA(.05)
  /DESIGN = X Z X*Z .
```

・ここで，EMMEANS サブコマンドの WITH（Z=MEAN）は，Z が MEAN=平均値の地点で単純効果を検討するということを意味している。したがって，この MEAN の値を色々指定してやることで，様々な地点での X の効果を検討することができる。 Z が 1，-1 の時の値を検討する場合には，下のようにシンタックスを書き換える。

```
UNIANOVA
  Y  BY X  WITH Z
  /METHOD = SSTYPE(3)
  /INTERCEPT = INCLUDE
  /EMMEANS = TABLES(X) WITH(Z=-1) COMPARE ADJ(LSD)
  /EMMEANS = TABLES(X) WITH(Z=1) COMPARE ADJ(LSD)
  /CRITERIA = ALPHA(.05)
  /DESIGN = X Z X*Z .
```

とする，これで，Z=-1(低)と Z=1(高)の地点での X の効果を検討していることになる。出力の推定周辺平均の「推定値」の表には，Z が指定した値であるときの推定値等が，「ペアごとの比較」欄には検定結果が表示されている。

・なお，要因が 2 つ以上(仮に X と A)あり，それらの交互作用について単純効果を検討したい場合には，TABLES の後ろあたりに COMPARE(X)だとか COMPARE(A)といれて，どちらの単純効果を検定したいのかを指定する。

方法その 2

・±1SD の値でセンタリングした変数(Z_{low}，Z_{high})を作成する.

・GLM の分析ボックスで X を固定効果，Z_{low}，Z_{high} をそれぞれ共変量のボックスにいれ，モデル指定で交互作用を指定する.

・X の効果の有意性を確認する．やはり交互作用は不変.

☆実際にやってみましょう練習問題⑤

・peda.sav を用い，X の±1SD のポイントで d もしくは e にかかる係数が有意か否かを確認する.

・X の任意の値において，d にかかる係数が有意になるか否かを確認する.

Tips： 3 水準以上あるカテゴリ変数と連続量の交互作用の検定

カテゴリ変数が 3 水準以上である場合，ダミー変数 2 つ以上と連続量の交互作用の項ができる．この場合，それぞれにかかる係数を見ても，交互作用全体の評価ができない．全体としてのダミー変数と連続量の交互作用の有意性を検定するためには，主効果だけを入れたモデルをステップ 1，交互作用に関わる要素を入れたモデルをステップ 2 で投入する階層的重回帰分析を行う．そして，分散説明率の変化の有意性を検討する.

4-3.変数のコーディング：dummy coding と effect coding

・回帰分析では，質的変数をコーディングしてダミー変数として分析に投入する.

・代表的なコーディングには，dummy coding(参照群：0，ターゲット群：1)と effect coding(対照群：-1,対比しない群： 0,ターゲット群：1)がある．例えば，地域という変数に府中，立川，国立という 3 水準があった場合，

Dummy coding

	d1	d2
府中	1	0
立川	0	1
国立	0	0

Effect coding

	e1	e2
府中	1	0
立川	0	1
国立	−1	−1

となる．

・dummy coding の場合，それぞれダミー変数にかかる係数が解釈しやすい．例えば，d1 は府中と国立の差を現す(全ての交互作用項を書くとわかる)．しかし，dummy coding では，主効果の項と交互作用の項との間に相関が生じてしまう→多重共線性が心配

・一方，effect coding の場合，e1 にかかる係数は全平均と府中の差を現す．Effect coding を行うと，主効果と交互作用の相関を抑制することができる．また，バランスドデザインの下で，SPSS での回帰と GLM の結果が一致する．

4-4.媒介分析

・ある変数 A の B に対する効果は，変数 C を媒介しているかもしれない→媒介分析

→プロセスの検討

Ex.MS 操作が内集団バイアスに及ぼす影響は，集団の実体性認知を媒介している(Castano et al, 2002).

→代替説明の排除

Ex.MS 操作の効果は，不快感情に媒介されない．

・媒介が成立する条件(Baron & Kenny，1986).

まず，下記の式を立てる．

$y=\beta_{10}+\beta_{11}X+\varepsilon_1$・・・(1)

$Me=\beta_{20}+\beta_{21}X+\varepsilon_2$・・・(2)

$y=\beta_{30}+\beta_{31}X+\beta_{32}Me+\varepsilon_3$・・・(３)

ただし,Y=従属変数，X=独立変数，Me=媒介変数

ここで，

① (1)式で X が Y を予測 b_{11} が有意

② (2)式で X が Me を予測 b_{21} が有意

③ X の影響を統制しても，Y の影響が有意，つまり b_{32} が有意

④ X の影響が，Me を投入した後に有意に小さくなっている．b_{11} と比べて，b_{31} の値が有意に小さくなっている･･･Sobel test,Aroian test ,Goodman test のいずれかを行う．

■方法

・①～③については，式の通りに(重)回帰分析を行えばよい．

・ 回帰係数の減少具合の検定については，偏回帰係数 b_{11}(標準偏回帰係数でないことに注意)とその標準誤差 $\sigma_{\beta 11}$，および β_{32} とその標準誤差 $\sigma_{\beta 32}$ を算出し，以下の式で値を算出し，それを標準正規分布表と比較して有意か否かを判断する．

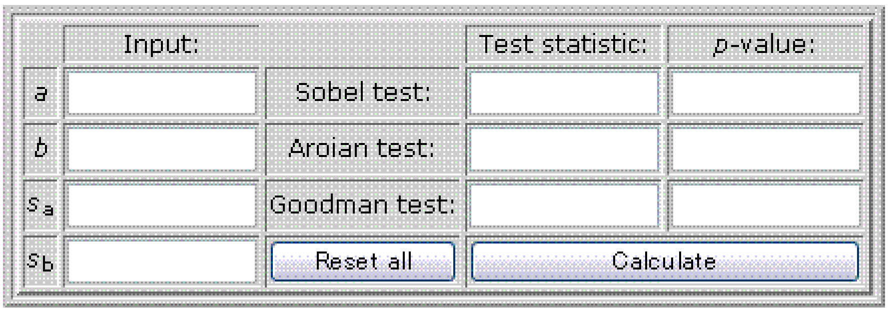
Sobel Test $z = \dfrac{b_{11} * b_{32}}{\sqrt{b_{32}^2 * \sigma_{b11}^2 + b_{11}^2 * \sigma_{b32}^2}}$

Aroian Test $z = \dfrac{b_{11} * b_{32}}{\sqrt{b_{32}^2 * \sigma_{b11}^2 + b_{11}^2 * \sigma_{b32}^2 + \sigma_{b11}^2 * \sigma_{b32}^2}}$

Goodman Test $z = \dfrac{b_{11} * b_{32}}{\sqrt{b_{32}^2 * \sigma_{b11}^2 + b_{11}^2 * \sigma_{b32}^2 - \sigma_{b11}^2 * \sigma_{b32}^2}}$

・1%水準での両側検定の場合，臨界値は±2.576，5%水準での両側検定の場合，臨界値は±1.960.

・なお，Preacher のサイト(http://www.psych.ku.edu/preacher/sobel/sobel.htm）に，便利な計算フォームがある.



a,*b* はパス係数で S_a，S_b は標準誤差(詳細はサイトを参照のこと)

・Preacher は Aroian Test の使用を推奨している．また，サンプル数が 50 以上であれば，Sobel Test と Aroian test の結果はほぼ一致する．

・Baron & Kenny(1986)が"Sobel Test"として広めたものは，実は Aroian test であるらしい．

・参考文献

・Aiken, L.S. & West G.W. (1996) Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions SAGE Thousand Oaks,CA：Sage

・Frass, J. W. & Newman, I (1997) The use of the Johnson-Neyman Confidence Bands and Multiple Regression Models To Investigate Interaction Effects: Important Tools for Educational Researchers and Program Evaluators. Paper presented at the Annual Meeting of the Eastern Educational Research Association.

・南風原朝和(2002)　心理統計学の基礎：統合的理解のために　有斐閣

・Huitema, B.E. (1980). The Analysis of covariance and alternatives. New York: John Wiley & Sons.

・Jaccard, J. & Turrisi, R.(2003) Interaction Effects in Multiple Regression(2nd ed). Sage University Papers Series on Qunatitative Applications in the Social Sciences,07-072.
Thousand Oaks, CA:Sage.

・森敏昭・吉田寿夫(編著) (1990) 心理学のためのデータ解析テクニカルブック 北大路書房
・Pedhazur E. J. (1982) Multiple Regression in Behavioral Research (2nd ed) Holt, Rinehart, and Winston: New York
・柳井晴夫・緒方裕光（編著）(2006) SPSS によるデータ解析：医学，看護学，生物学，心理学の例題による統計学入門　現代数学社

・参考ウェブサイト

・SPSS 入門：値の比較　http://www.psy.ritsumei.ac.jp/~hoshino/spss/
立命館大学，星野祐司先生のサイト．対応のある要因が絡む誤差の調節等に関して，丁寧に解説してくださっている．今回 2 要因以上の分散分析では，先生のサイトを大いに参考にさせていただいた．また，一部のサンプルデータは，先生のサイトからダウンロードさせていただいたものである．

・岡田努の部屋　http://web.kanazawa-u.ac.jp/~tokada/
金沢大の岡田努先生のサイト．SPSS の FAQ や小技など，役に立つ情報盛りだくさん．

・SPSS ときど記　http://www.ec.kagawa-u.ac.jp/~hori/spss/tokidoki0.html
香川大学の堀啓造先生のサイト．圧倒的な情報量を誇る．