15

産後の抑うつ状態の複雑な予測

Confounding, moderation, and mediation[1]

1　３つの変数の関係：再考

1.　Confounding, moderation, and mediation[2]

本書を読み進めると，研究データを解析する際に 2 つの変数を扱う場合と，3 つ以上の変数を扱う場合があることが明らかになる。現実の研究場面ではこうした複雑な体系を扱うことのほうが通常である。そこで，研究における仮説設定と基準変数・説明変数の考え方を再度振り返ってみよう。

まずもっとも簡単なモデルから考える。2 変数がある場合，評価が同時点で行われれば我々は両者間に相関があることは認識できるが，どちらが原因でどちらが結果であるかという因果関係（causality）には言及できない。例えば，妊娠後期に不安と抑うつを評価したような場合がこれに該当する（図 15-1）。いずれかが基準変数あるいは説明変数と断定するわけにはいかない。「不安が原因で抑うつを引き起こす」とも言えるし，「抑うつが原因で不安を引き起こす」とも言えるし，さらには「第三の要因が不安と抑うつを別個に引き起こしている」可能性もある。これらのうちどれが正しいかは，横断面調査では確定できない。

ただし，相関関係の存在から，因果関係を理論的に推定できることも，例外的ではあるが存在する。例えば，「女性性得点（femininity score）」と「生物学的性差」を同時点で測定した場合，少なくとも前者が説明変数であることはない。もうひとつの例外は，共分散構造分析の非逐次モデルである。

[1] 北村俊則著「臨床で働きながら研究をしよう：統計の裏わざと SPSS の使い方」改訂版原稿（未定稿）
[2] Confounding variables, moderation variables, mediation variables は交絡変数，調整変数，媒介変数と訳されることも多いが，日本語の定訳ではないと思われるので，また用語による誤解を避けることから言語のまま記載する

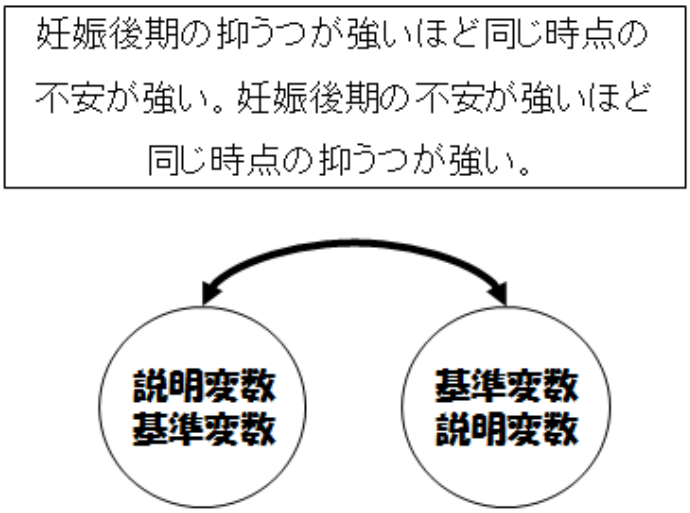


図 15-1. 基準変数と説明変数が相互に入れ替わる例

因果関係に言及出来得る研究デザインは，一方の変数をまず評価し，時間差を置いてもう一方の変数を評価する場合である。例えば，産後 5 日目の抑うつ感情と産後 1 ヵ月目の抑うつ状態を評価したような場合がこれに該当する（図 15-2）。尺度の特徴によって，カイ 2 乗検定，t 検定，一元配置分散分析，相関係数などで解析を行う。しかし，両者に関連があったとしても即ち因果関係が認められたとは言い難い。両者の見かけ上の関係は疑似関係である可能性が否定できないからである。

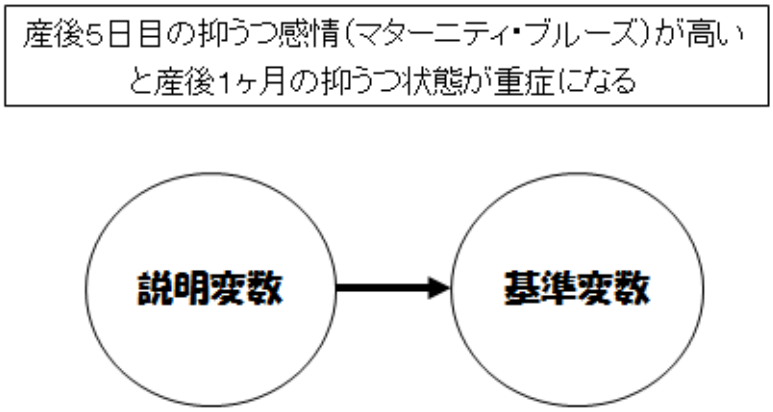


図 15-2. ひとつの説明変数と基準変数

行動や心理現象が 2 変数の関係で決定することはむしろまれである。ひとつの基準変数に複数の説明変数が存在することを想定した解析は重回帰分析であった。産後うつ病を児童期の父からの養育と母からの養育が予測するというのがこの例である（図 15-3）。しかし，（多くの場合）ひとつの説明変数（X_1）ともうひとつの説明変数（X_2）の間に相関が存在するため，この影響を省いたうえでの説明変数の説明力を偏回帰係数として求める。これは X_1 が Y と X_2 の関係に交絡（confounding）しているといえる。

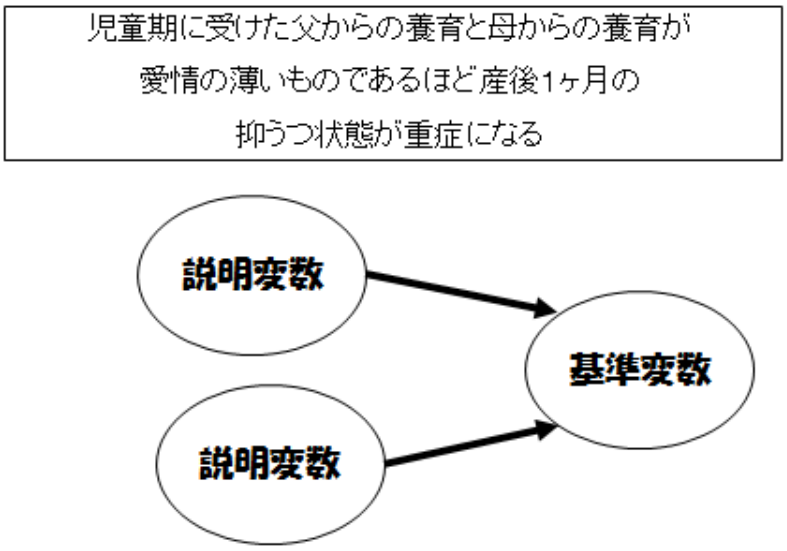


図 15-3. 複数の説明変数と基準変数

別の三者関係についても考察しよう。ある変数（A）がまず次の変数（B）に影響し，これがさらに次の変数（C）に影響することが考えられる。A と C との関係は，B を省いて（観察しないで）考えると有意のものが認められる。しかし，それは直接の関係ではなく，B という中間の伝達作業を行う変数による間接的なものである。妊娠期間中の不安が産後 5 日目の抑うつ感情に影響し，産後 5 日目の抑うつ状態が産後 1 ヵ月目のうつ病に影響するというのがその例である（図 15-4）。妊娠期間中の不安から産後 1 カ月のうつ病への影響は間接的なものである。これが mediation である。しかし，もし産後 5 日目の抑うつ状態を評価測定していなければ，妊娠期間中の不安から産後 1 か月目のうつ病への影響は直接的なものとして見えてしまう。

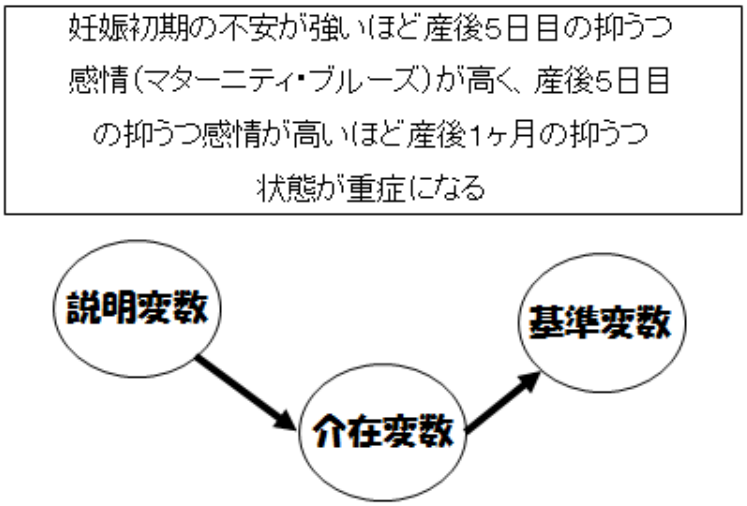


図 15-4. 説明変数と介在変数と基準変数

第 3 の変数の影響のもうひとつのタイプが moderation である。第 3 の変数が基準変数に直接影響するしないにかかわらず，第 3 の変数の有無（あるいは程度）が，説明変数と基準変数の関係の程度を規定するものである。たとえば，妊娠後期の不安が強いほど産後 1 ヵ月の抑うつ状態が強くなる関係が見られたとしよう。しかし，

もし児童期に受けた養育が十分な愛情に満たされたものであったケースのみを選んで再解析すると，妊娠後期の不安と産後 1 ヵ月の抑うつ状態は何の関係もないことが確認されたとしよう。つまり，妊娠後期の不安が強いほど産後 1 ヵ月の抑うつ状態が強くなる関係は，児童期に十分な愛情に満たされた養育を受けなかったケースに限定したものであった（図 15-5）。この場合，児童期に受けた養育を moderator[3] という。Moderator の存在に気付かずに調査を行うと，説明変数と基準変数の間に何の関連も発見できなかったり，あるいは逆方向の関係が見出されることもある。もちろん，moderator が直接に基準変数へ影響を及ぼすこともありうる。

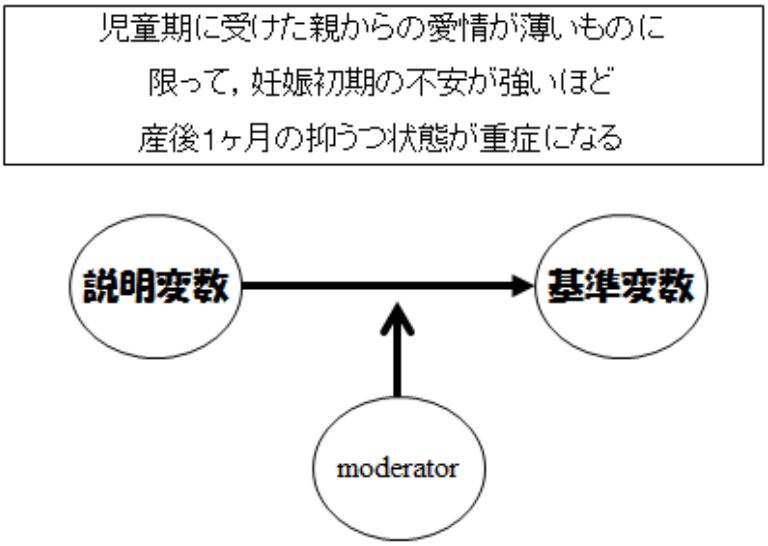


図 15-5. 基準変数と説明変数と moderator

2. メンタルヘルス領域の研究の特徴

メンタルヘルス領域の研究で，ある現象の発生やその程度を説明するのにひとつの要因で行うことは困難である。例えば気分が低下し抑うつ感情が強くなることを想定してみよう。体験的に見ても，抑うつ感情が唯ひとつの変数でほぼ決定されることはありえない。ところが，調査研究を行うときは，一時期に多数の変数を扱うことが困難であることが普通である。さらに，そもそも他の要因が複雑に関与することを想定し，関与要因を挙げることはさらに困難な作業である。

つまり，メンタルヘルス領域の研究者に求められる資質は，confounding, moderation, mediation などの可能性を熟考して研究デザインを作る能力，得られた結果を confounding, moderation, mediation などの観点から再考する能力，他の研究者の報告を confounding, moderation, mediation などの観点から批判的に読む能力なのである[4]。

[3] 調整変数と訳すことが多い

[4] Baron, M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology, 51,* 1173-1182.
Holmbeck, G. N. (1997). Toward terminological, conceptual, and statistical clarity in the study of mediators and moderators: Examples from the child-clinical and pediatric psychology literatures. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 65,* 599-610.
Kraemer, H. C., Stice, E., Kazdin, A., Offord, D., & Kupfer, D. (2001). How do risk factors work together? Mediators, moderators, and independent, overlapping, and proxy risk factors. *American Journal of Psychiatry, 158,* 848-856.

2 moderator

1. 定義

説明変数 A が基準変数 C にどれほどの影響を与えるかの程度に変数 B が影響しているとき，変数 B を moderator という。イメージを図示してみよう（図 15-6）。ここにひとつの説明変数とひとつの基準変数があるとしよう。対象となっている者は一定と特性（例えば性差）で 2 群に分かれている。一方の群では説明変数が基準変数を有意に予測している。一方，別の群では説明変数が基準変数を説明する力が非常に弱い。この際に，両群を分ける特性を moderator と呼び，こうした事象を moderation と呼んでいる。

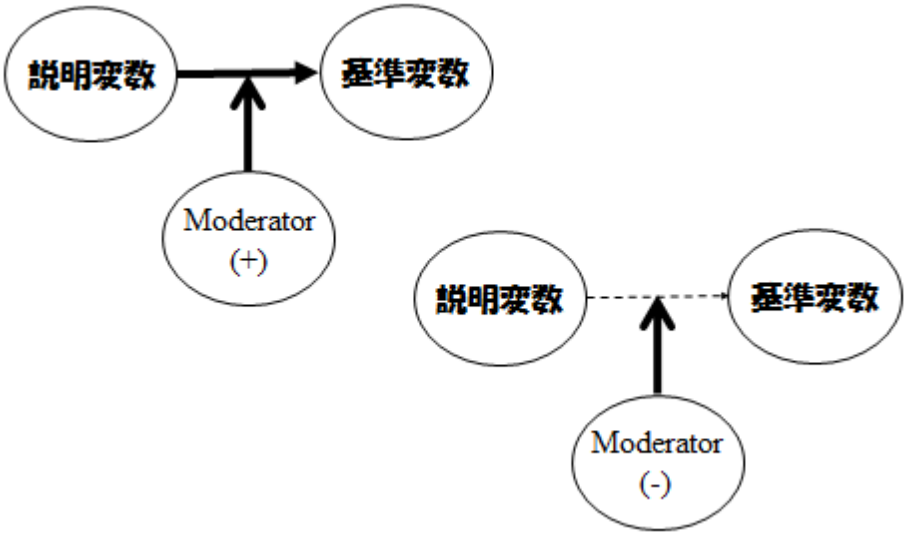


図 15-6. Moderation のイメージ

例を見てみよう。Kitamura et al. (1993)[5] は妊娠うつ病について moderator の存在を確認した（図 15-7）。彼らは妊娠期間中（特に妊娠初期）にうつ病の罹患率が約 15% であることを見出し，次にその発症危険因子を検討した。まず妊娠したという状況を急性ストレスと想定し，次にそれでの夫への信頼が低いことを慢性ストレスと考えた。しかし，配偶者から情緒的サポートを与えられれば，こうした急性・慢性のストレス状況であってもうつ病の発生が抑制されると考えた。

[5] Kitamura, T., Sugawara, M., Sugawara, K., Toda, M. A., & Shima, S. (1996). Psychosocial study of depression in early pregnancy. *British Journal of Psychiatry, 168,* 732-738.

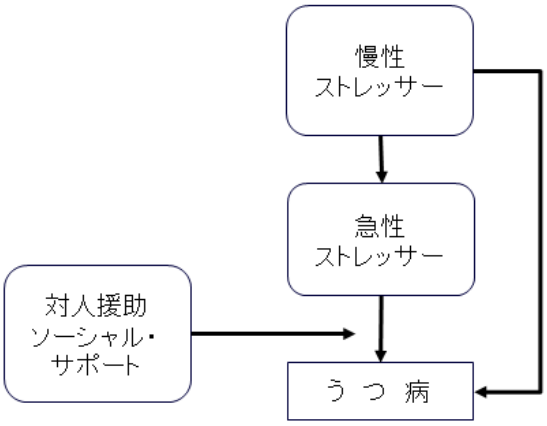


図 15-7. ストレッサーとうつ病の関係に与えるソーシャルサポートの影響

実際の結果を見てみよう。そもそも夫への信頼度が高い女性は，妊娠を伝えた際の夫の反応が肯定的でも否定的でも妊娠期間中のうつ病の罹患率は低かった。ところが，夫への信頼度が低い女性のみ見てみると，妊娠を伝えた際の夫の反応が肯定的（「良かった！」など）な場合は妊娠期間中のうつ病の罹患率は低いが，夫の反応が否定的（「困った」など）な場合は急激に上昇していた（図 15-8）。

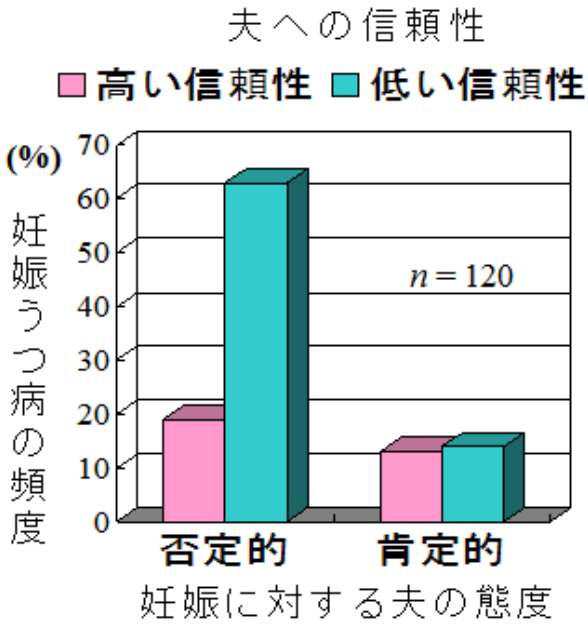


図 15-8. 妊娠に対する夫の反応，夫への信頼性と妊娠うつ病の頻度

つまり，妊娠という状況の中で夫から与えられた「困った」などという否定的対応（social undermining）によってうつ病が発生するが，こうした効果が認められるのは，それまでの夫への信頼度が低い女性に限定されていたのである。「夫の否定的反応（説明変数）⇒うつ病（基準変数）」という関係の強さを「夫への信頼度」という moderator が規定しているのである[6]。

[6] moderator 研究の批判的考察は Zammit, S., Owen, M. J., & Lewis, G. (2010). Misconceptions about gene-environment interactions in psychiatry. *Evidence-based Mental Health, 13*, 65-68.

2. 統計手法

Moderation の有無と程度を統計的に確認するには，説明変数，moderator，基準変数がそれぞれどのような尺度であるかによって変わる[7]（表 15-1）。

表 15-1. 尺度の種類と moderator の計算方法

説明変数	Moderator	基準変数	統計手法
名義尺度	名義尺度	比尺度・間隔尺度	２元配置分散分析（説明変数 x moderator）＋交互作用
比尺度・間隔尺度	名義尺度	比尺度・間隔尺度	(1) 説明変数と基準変数の相関係数を moderator でのグループに分けて求め，その後に両者を比較 (2) 説明変数と基準変数の回帰式を，相関係数を moderator でのグループに分けて求め，その後に両者の回帰係数を比較
名義変数	比尺度・間隔尺度	比尺度・間隔尺度	(1) 説明変数の基準変数への影響力が moderator と一次式の（直線）関係にあれば ⇒ 重回帰分析＋（説明変数 x moderator というダミー変数を加える） (2) 説明変数の基準変数への影響力が moderator と二次式の（曲線）関係にあれば ⇒ moderator を適切な区分点で分けて名義尺度に変換してから二元配置分散分析（説明変数 x moderator）＋交互作用
比尺度・間隔尺度	比尺度・間隔尺度	比尺度・間隔尺度	同上

[7] Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology, 51,* 1173-1182.

3. 実例を見てみよう：二元配置分散分析

Moderation のいくつかのパターンのうち，基準変数が比尺度・間隔尺度，説明変数が名義尺度，moderator も名義尺度という例を用いて，実際の計算を見てゆく。架空のサンプルとして PND, parity and past history というデータセットを用いる[8]。全体で 247 名の褥婦を対象とし，産後 1 ヶ月健診時のエジンバラ産後うつ病自己評価尺度（Edinburgh Postnatal Depression scale: EPDS）の得点を求めた。これが基準変数である（変数名：EPDS）。EPDS は最低点がゼロで，得点が高くなるほど抑うつ状態の程度が重症になる。これを予測する変数として分娩歴（parity）とうつ病既往歴（past history of depression）を採用した。SPSS データでは，分娩歴（変数名：PARITY）について「経産婦」を “1”，「初産婦」を “2” と入力し，うつ病既往歴（変数名：PASTDEP）について「なし」を “1”，「あり」を “2” と入力してある。分娩が初めてか 2 回目以降かが説明変数である。そしてうつ病既往歴が moderator である。

	ID	EPDS	PARITY	PASTDEP
1	1	0	2	1
2	2	8	1	1
3	3	2	2	1
4	4	9	2	2
5	5	0	2	1
6	6	15	2	2
7	7	5	2	1
8	8	18	2	2
9	9	4	2	1
10	10	2	1	2
11	11	11	2	2
12	12	7	1	1
13	13	9	2	2

産後 1 ヶ月の抑うつ重症度が分娩歴で差が出てくるかをまず見てみよう。そのためには，一元配置分散分析で初産婦と経産婦の間に EPDS 得点の平均値の有意の差があるかを確認する。次のシンタックス文で解析を実行する。

```
2  ONEWAY EPDS BY PARITY
3    /STATISTICS DESCRIPTIVES
4    /PLOT MEANS
5    /MISSING ANALYSIS.
6
```

[8] 北村メンタルヘルス研究所ホームページからダウンロード可能

結果を見てみる。記述統計では，経産婦が　100　名，初産婦が　147　名いて，EPDS 得点の平均が前者で 4.68，後者で　7.16　であった。

記述統計

WAVE 2 EPDS TOTAL SCORE

	度数	平均	標準偏差	標準誤差	平均値の 95% 信頼区間		最小	最大
					下限	上限		
経産婦	100	4.68	2.361	.236	4.21	5.15	0	8
初産婦	147	7.16	6.546	.540	6.10	8.23	0	30
合計	247	6.16	5.401	.344	5.48	6.83	0	30

そして両群間には有意（$p < 0.001$）の差があり，初産婦のほうが抑うつが重症であることが示された。

分散分析

WAVE 2 EPDS TOTAL SCORE

	平方和	df	平均平方	F	有意確率
グループ間	367.000	1	367.000	13.208	.000
グループ内	6807.842	245	27.787		
合計	7174.842	246			

それをグラフで見たのが次の図（図 15-9）である。

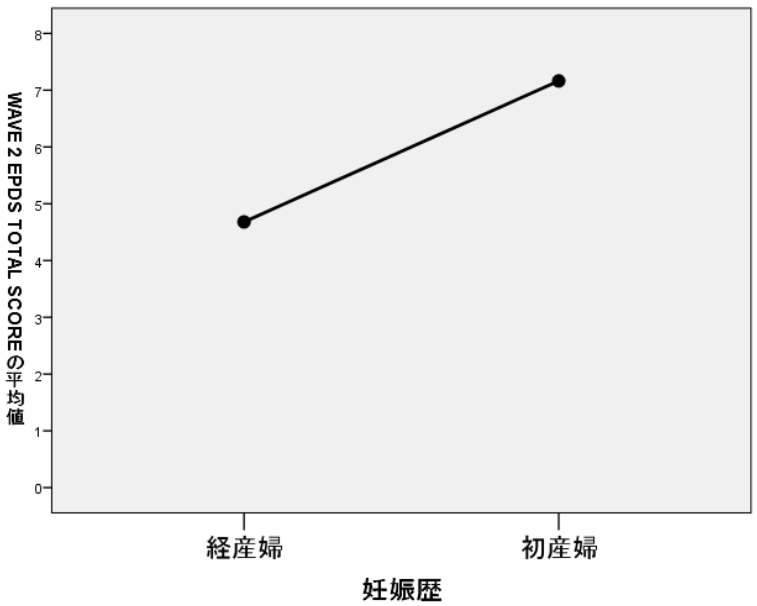


図 15-9. 妊娠歴（経産・初産）と産後抑うつ状態の重症度

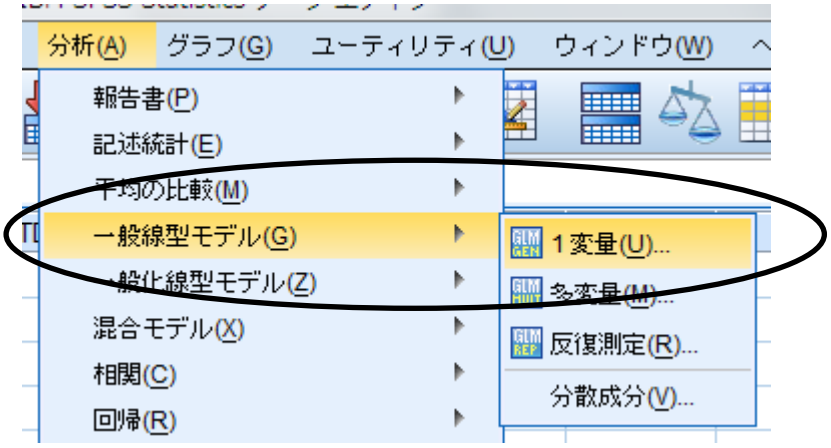
経産婦にも初産婦にも過去にうつ病を経験したものが含まれている。クロス表を作ってみると，経産婦100名のうち40名が，初産婦147名のうち67名にうつ病の既往が認められた。うつ病の既往の比率は両群で大きな差はないようであった。

分娩歴 と うつ病の既往 のクロス表

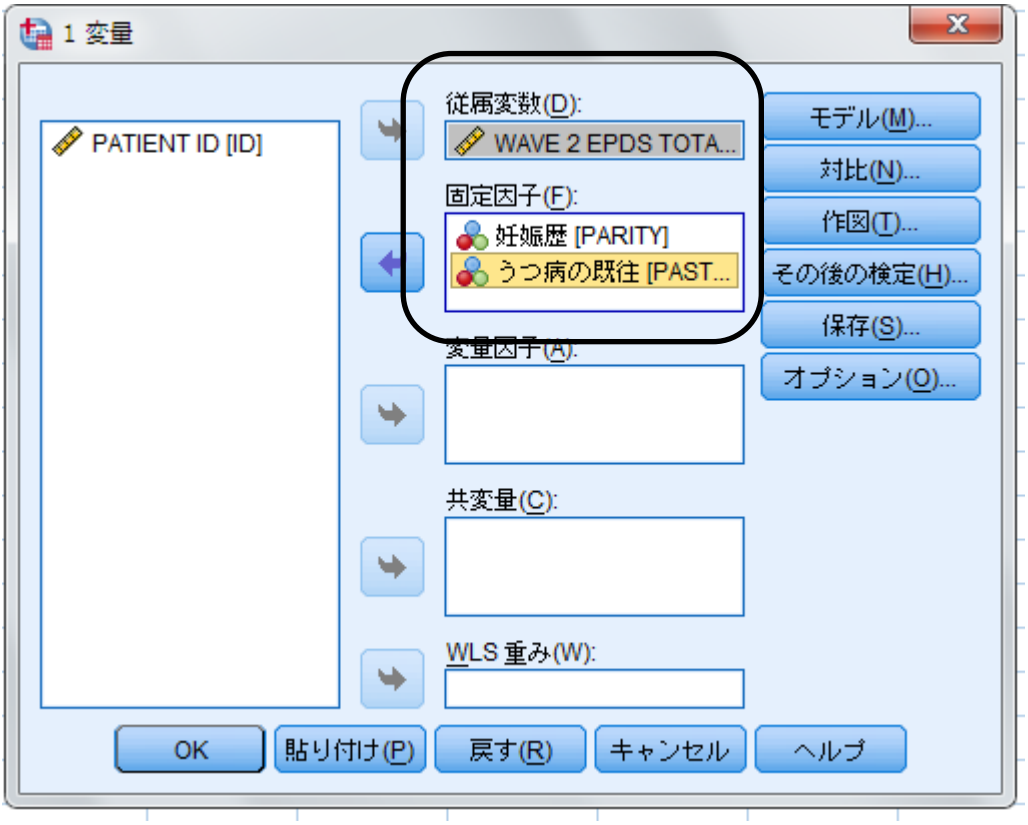
度数

		うつ病の既往		合計
		既往歴なし	既往歴あり	
分娩歴	経産婦	60	40	100
	初産婦	80	67	147
合計		140	107	247

そこでいよいよ，うつ病の既往の有無が moderator として作用しているかを探索する。まず，SPSS の「分析(A)」のプルダウン・メニューから「一般線形モデル (G)」を選び，その中から「１変量」を選択する。



ここをクリックすると，「１変量」のダイアログ・ボックスが現れる。そこで変数欄から EPDS を選んで「従属変数 (D)」の欄に移動し，PARITY と PASTDEP を選んで「固定因子 (F)」に移動する。実は説明変数と mediator は互換しても結果に変わりは出ない。そこで両方を一緒に固定因子として指定することができる。分散分析では PARITY と PASTDEP はともに基準変数を説明しうる変数であるので同じと考える。こうした説明変数を分散分析では要因と呼ぶ。二元配置分散分析は 2 要因の分散分析といわれる。



次に「作図（T)」をクリックし，「１変量：プロファイルのプロット」のダイアログ・ボックスを開ける。ここで「因子（F)」にある PARITY を「横軸（H)」に，PASTDEP を「線の定義変数（S)」に移動する。

その上で「追加（A)」をクリックすると，「作図（T)」に PARITY*PASTDEP という合成変数が出現する。

「続行」をクリックして「１変量」のダイアログ・ボックスに戻り，次に「オプション（O)」をクリックして「１変量：オプション」のダイアログ・ボックスを出す。ここでは，「表示」にある「記述統計（D)」にチェックを入れる。

ここで「続行」をクリックして「１変量」のダイアログ・ボックスに戻り，「貼り付け（P)」をクリックするとシンタックス文が出現する[9]。

[9] ２グループ間の比較であるから，多重比較は行わない．

```
UNIANOVA EPDS BY PARITY PASTDEP
  /METHOD=SSTYPE(3)
  /INTERCEPT=INCLUDE
  /PLOT=PROFILE(PARITY*PASTDEP)
  /PRINT=DESCRIPTIVE
  /CRITERIA=ALPHA(.05)
  /DESIGN=PARITY PASTDEP PARITY*PASTDEP.
```

これを実行することで解析が行われる。結果を見てみよう。被験者間因子の表では，分娩歴とうつ病の既往のそれぞれで，各値に該当するケース数が示されている。

被験者間因子

		値ラベル	度数
分娩歴	1	経産婦	100
	2	初産婦	147
うつ病の既往	1	既往歴なし	140
	2	既往歴あり	107

次に記述統計を見る。経産婦と初産婦のそれぞれで，既往歴の有無で分けたグループの基準変数（EPDS 得点）の平均値と標準偏差が示されている。経産婦と初産婦を合体した場合のうつ病の既往歴「なし」群と「あり」群の同じ値も示されている。過去にうつ病の既往のない女性（3.96）に比較して，過去にうつ病の既往のあった女性(9.03)のほうが，今回の分娩後の抑うつ重症度は明らかに強くでていた。しかし，経産婦と初産婦では事情が異なるようにも見える。

記述統計

従属変数:　WAVE 2 EPDS TOTAL SCORE

分娩歴	うつ病の既往	平均	標準 偏差	度数
経産婦	既往歴なし	6.30	1.078	60
	既往歴あり	2.25	1.515	40
	合計	4.68	2.361	100
初産婦	既往歴なし	2.21	1.490	80
	既往歴あり	13.07	5.191	67
	合計	7.16	6.546	147
合計	既往歴なし	3.96	2.424	140
	既往歴あり	9.03	6.731	107
	合計	6.16	5.401	247

被験者間効果の検定を見てみる。まず，説明変数である PARITY の行を見る。すると df = 1，F = 75.581 で有意確率 = 0.000 と有意であることが認められた[10]。最初に確認したように，経産婦に比べて初産婦のほうが産後1ヶ月の抑うつ重症度は高い。次に，PASTDEP の行を見る。ここも df = 1，F = 75.581 で有意確率 = 0.000 と有意であることが認められた。つまり，うつ病の既往歴のない女性に比べ，うつ病の既往のある女性のほうが産後1ヶ月の抑うつ重症度は高いのである。いずれも基準変数に対する主効果（main effect）と呼ばれる。つまり，分娩歴およびうつ病既往歴の産後うつ病重症度に対する主効果はどちらも有意のものである。

ここまで，産後1ヶ月のうつ病重症度に対する分娩歴とうつ病の既往歴の影響を別個に検討した。つまり，出産歴の産後うつ病重症度に与える影響を検討する際，各ケースのうつ病の既往の有無は無視して計算したのである。同様に，過去のうつ病既往の有無が産後うつ病重症度に与える影響を検討する際，各ケースの出産歴は無視して計算した。

被験者間効果の検定

従属変数:　WAVE 2 EPDS TOTAL SCORE

ソース	タイプ III 平方和	df	平均平方	F	有意確率
修正モデル	5062.728[a]	3	1687.576	194.157	.000
切片	8223.938	1	8223.938	946.169	.000
PARITY	656.934	1	656.934	75.581	.000
PASTDEP	671.641	1	671.641	77.273	.000
PARITY * PASTDEP	3218.483	1	3218.483	370.288	.000
エラー	2112.114	243	8.692		
合計	16541.000	247			
修正総和	7174.842	246			

a. R2 乗 = .706（調整済み R2 乗 = .702）

しかし，産後うつ病の重症度に与える影響について，分娩歴とうつ病既往歴は本当に無関係で，相互に独立しているといえるのであろうか。分娩歴とうつ病既往歴の相互関係で産後うつ病の重症度は変動するのではないだろうか。それがある場合，統計学では「産後うつ病の重症度について分娩歴とうつ病既往歴の間に交互作用（interaction）がある」と言う。

そこを見るのが PARITY*PASTDEP の行である。ここでは df = 1，F = 370.288 で有意確率 = 0.000 と有意であった。産後うつ病の重症度について分娩歴とうつ病既往歴の間に有意の交互作用（interaction）があることが認められた。交互作用を視覚的に見てみよう。15-10 図を見ると，うつ病既往歴のない女性（三角と直線）では初産婦より経産婦のほうが産後うつ病重症度はやや高いが，うつ病既往歴のある女性（丸と破線）では経産婦に比して初産婦のほうが明らかに重症であった。ここから，分娩歴が産後うつ病に与える影響の方向性についてうつ病の既往の有無が大きく関与していることが分かる。産後うつ病の危険がもっとも高いのは「うつ病の既往のある初産婦」であると結論付けられるのである。既往歴があっても分娩経験のある女性は産後うつ病が重症になる危険性は低く，既往歴のない初産婦のそれと同等である。そうなると，「初産婦のほうが産後うつ病の危険性が高い」という単純な結論が不適切であることが明らかとなる。

[10] 論文に記述する際は F 値を小数点以下 3 桁まで書くことはしない.

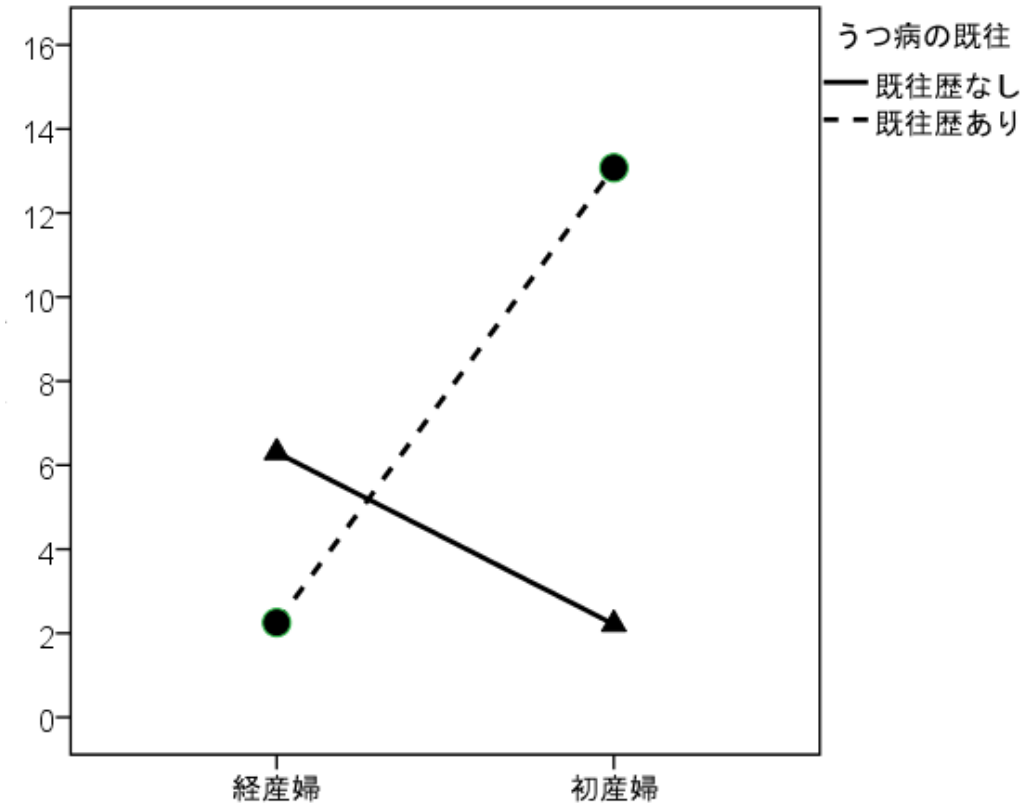


図 15-10. 妊娠歴（経産・初産）・うつ病の既往歴と産後抑うつ状態の重症度

ところで，全く同じデータセットで，うつ病の既往歴を説明変数とし，分娩歴を moderator とすることも可能であり，SPSS 上の統計解析も，結果も同一になる。プロファイルのプロットのダイアログ・ボックスで，縦軸と横軸が交換されるだけのことである。

3. 実例を見てみよう：重回帰分析

Moderation のいくつかのパターンのうち，基準変数，説明変数，moderator がともに比尺度・間隔尺度である例を用いて，実際の計算を見てみよう。ここでは重回帰分析を用いる。架空のサンプルは PND, parity and past history である。

表 15-2. 重回帰分析で使用する変数

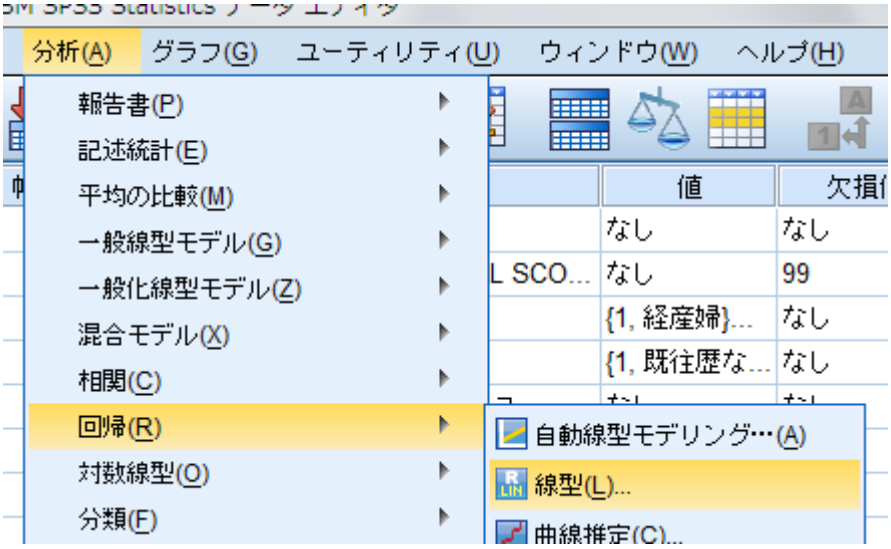
変数名	ラベル	内容	役割
EPDS	WAVE 2 EPDS TOTAL SCORE	産後１ヶ月目の抑うつ重症度	基準変数
STRESS	産後１ヶ月間のストレス	分娩後からのストレスを「なし“0”」から「強度 “10”」で評価	説明変数
MARITAL_ROW	夫婦喧嘩の平均回数	通常の夫婦喧嘩の月平均回数	moderator

ここでは，産後１ヶ月の抑うつ重症度が基準変数（EPDS），産後１ヶ月の間に起きたストレスの程度（STRESS）が説明変数であると設定した。この両者の関連性の程度を，日常的に発生している夫婦喧嘩の月あたりの平均回数（MARITAL_ROW）が moderate するものだと仮定した。

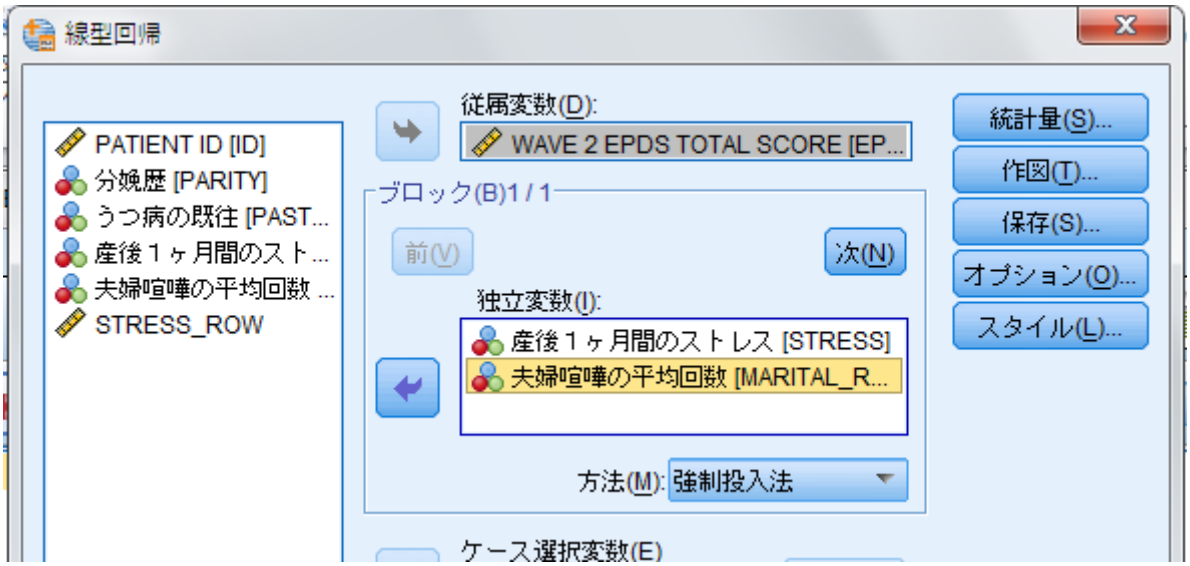
まず，COMPUTE というシンタックスで STRESS と MARITAL_ROW の積（掛け算）を示す変数を作る。これが STRESS_ROW である。

```
COMPUTE      STRESS_ROW=STRESS*MARITAL_ROW.
```

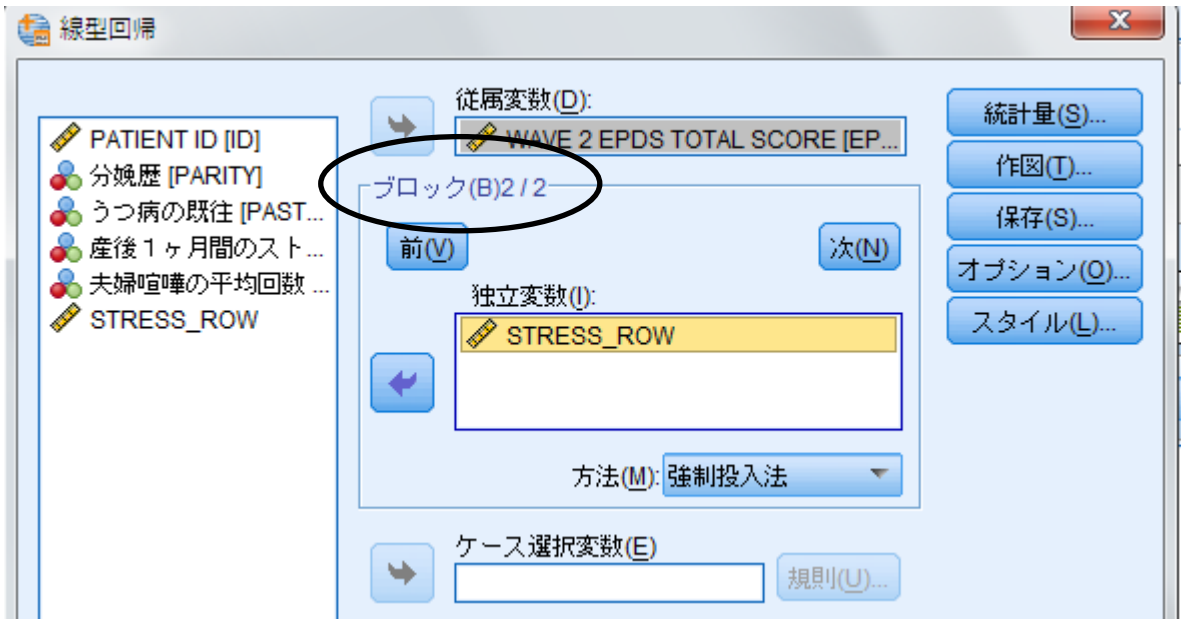
次に通常の重回帰分析を行う。まず，「分析（A）」をクリックし，プルダウン・メニューから「回帰（R）」を選び，さらに「線形（L）」をクリックする。



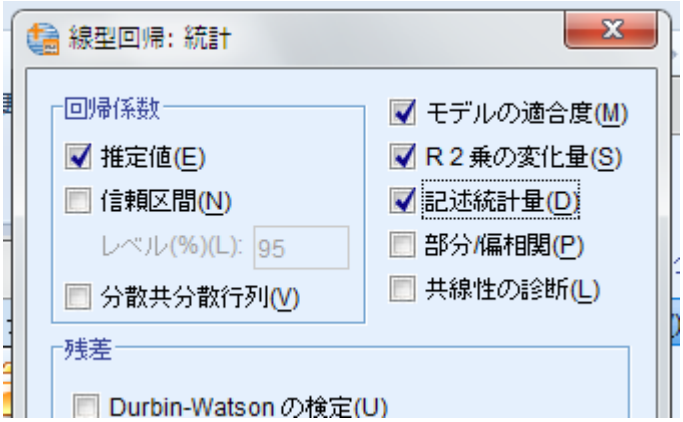
「線形回帰」のダイアログ・ボックスがでたら，変数欄から EPDS を選んで「従属変数（D）」に移動し，STRESS と MARITAL_ROW を「独立変数（I）」に移動する。そして「次（N）」をクリックする。



すると「ブロック（B)」が 1/1 から 2/2 に変わる。ここで変数欄から先ほど作成した STRESS_ROW を「独立変数（I)」に移動する。「方法（M)」は「強制投入法」とする。



「統計量（S)」をクリックし，「線形回帰：統計」のダイアログ・ボックスを出す。ここでは「推定値（E)」，「モデルの適合度（M)」，「R2 乗の変化量（S)」，「記述統計量（D)」を選択する。



「続行」をクリックし，線形回帰のダイアログ・ボックスに戻り，「貼り付け（P)」をクリックしてシンタックス文を作成する。

```
REGRESSION
  /DESCRIPTIVES MEAN STDDEV CORR SIG N
  /MISSING LISTWISE
  /STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA CHANGE
  /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
  /NOORIGIN
  /DEPENDENT EPDS
  /METHOD=ENTER STRESS MARITAL_ROW
  /METHOD=ENTER STRESS_ROW.
```

結果を見てみる。まず記述統計では，使用したすべての変数の平均，標準偏差が表示される。相関には全変数の相互の相関係数が現れる。

記述統計

	平均	標準偏差	ケースの数
WAVE 2 EPDS TOTAL SCORE	6.16	5.401	247
産後１ヶ月間のストレス	6.70	3.043	247
夫婦喧嘩の平均回数	6.82	2.989	247
STRESS_ROW	50.9028	31.11202	247

相関

		WAVE 2 EPDS TOTAL SCORE	産後１ヶ月間のストレス	夫婦喧嘩の平均回数	STRESS_ROW
Pearson の相関	WAVE 2 EPDS TOTAL SCORE	1.000	.683	.674	.856
	産後１ヶ月間のストレス	.683	1.000	.573	.848
	夫婦喧嘩の平均回数	.674	.573	1.000	.838
	STRESS_ROW	.856	.848	.838	1.000
有意確率（片側）	WAVE 2 EPDS TOTAL SCORE	.	.000	.000	.000
	産後１ヶ月間のストレス	.000	.	.000	.000
	夫婦喧嘩の平均回数	.000	.000	.	.000
	STRESS_ROW	.000	.000	.000	.
ケースの数	WAVE 2 EPDS TOTAL SCORE	247	247	247	247
	産後１ヶ月間のストレス	247	247	247	247
	夫婦喧嘩の平均回数	247	247	247	247
	STRESS_ROW	247	247	247	247

モデルの要約は今回の重回帰分析が 2 つのブロックで行われていることを示している。第 1 モデルでは産後１か月間のストレスと夫婦喧嘩の平均回数が説明変数として投入されていて，次のブロックで産後１か月間のストレスと夫婦喧嘩の平均回数の積（掛け算）が説明変数として投入されている。いずれのモデルも R^2 変化量は有意の大きさであった。産後 1 か月間のストレスと夫婦喧嘩の平均回数の積が有意に産後 1 ヶ月の抑うつ状態の程度を予測するという事実は，2 つの説明変数が独立して産後 1 ヶ月の抑うつ状態を予測することに加え，交互作用（interaction）をもって産後 1 ヶ月の抑うつ状態を規定しているということである。

モデルの要約

モデル	R	R2 乗（決定係数）	調整済 R2 乗（調整済決定係数）	推定値の標準誤差	変化の統計量				
					R2 乗変化量	F 変化量	df1	df2	有意確率 F 変化量
1	.765[a]	.585	.581	3.494	.585	171.872	2	244	.000
2	.870[b]	.757	.754	2.679	.172	171.914	1	243	.000

a. 予測値：(定数)、夫婦喧嘩の平均回数，産後１ヶ月間のストレス。

b. 予測値：(定数)、夫婦喧嘩の平均回数，産後１ヶ月間のストレス，STRESS_ROW。

標準化β係数とその有意水準は次のように表示されている。論文に記入する際は，第２モデルのみ書き込むのでもよく，あるいは第 1 モデルと第 2 モデルを別個に記入してもよい。

係数 [a]

モデル		標準化されていない係数		標準化係数	t	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	（定数）	-4.277	.606		-7.061	.000
	産後１ヶ月間のストレス	.784	.089	.442	8.780	.000
	夫婦喧嘩の平均回数	.759	.091	.420	8.346	.000
2	（定数）	1.249	.627		1.992	.047
	産後１ヶ月間のストレス	-.512	.120	-.289	-4.256	.000
	夫婦喧嘩の平均回数	-.508	.119	-.281	-4.263	.000
	STRESS_ROW	.232	.018	1.336	13.112	.000

a. 従属変数 WAVE 2 EPDS TOTAL SCORE

	第１ステップ	第２ステップ
産後１ヶ月間のストレス	.44	ー.29
夫婦喧嘩の平均回数	.42	ー.28
産後１ヶ月間のストレス　X　夫婦喧嘩の平均回数		1.34
df	(2, 244)	(1, 243)
R^2 変化量	.59***	.17***
調整済 R^2	.58***	.75***

*** $p < .001$

こうした所見は数値で示してあるためイメージしにくい。そこでグラフにして表示したい場合は，説明変数も moderator も共に，一定の閾値で上下（高低）に分割し，あたかも名義変数であるかのようにして，グラフ化することが勧められる。閾値として用いるのは中央値か平均値である。ここでは中央値で２群に分ける操作をしてみる。

まず記述統計などで両変数の中央値を計算する。

統計

		産後１ヶ月間のストレス	夫婦喧嘩の平均回数
度数	有効数	247	247
	欠損値	0	0
中央値		8.00	8.00

次に各ケースを中央値以下か中央値を越える値かで 2 群に分ける合成変数を，値の再割り付けの手法で作成する。ここでは STRESS_CATEGORY と RQW_CATEGORY である。 その上で，ストレスの高低，夫婦喧嘩の高低で分けた 4 つのセルにおける EPDS 総合点を求める。

```
RECODE    STRESS(LOWEST THRU 8=1)(9 THRU HIGHEST=2)INTO STRESS_CATEGORY.
RECODE    MARITAL_ROW(LOWEST THRU 8=1)(9 THRU HIGHEST=2)INTO ROW_CATEGORY.

FREQUENCIES VARIABLES=STRESS_CATEGORY ROW_CATEGORY
  /STATISTICS=MEDIAN
  /ORDER=ANALYSIS.

TEMPORARY.
SELECT IF     (STRESS_CATEGORY=1 AND ROW_CATEGORY=1).
DESCRIPTIVES VARIABLES=EPDS
  /STATISTICS=MEAN.
TEMPORARY.
SELECT IF     (STRESS_CATEGORY=1 AND ROW_CATEGORY=2).
DESCRIPTIVES VARIABLES=EPDS
  /STATISTICS=MEAN.
TEMPORARY.
SELECT IF     (STRESS_CATEGORY=2 AND ROW_CATEGORY=1).
DESCRIPTIVES VARIABLES=EPDS
  /STATISTICS=MEAN.
TEMPORARY.
SELECT IF     (STRESS_CATEGORY=2 AND ROW_CATEGORY=2).
DESCRIPTIVES VARIABLES=EPDS
  /STATISTICS=MEAN.
```

それをグラフ化したのが次の図 15-11 である。ストレスはある程度産後抑うつ状態を悪化させるが，それは夫婦喧嘩が多い場合に限定していることが見てとれる。

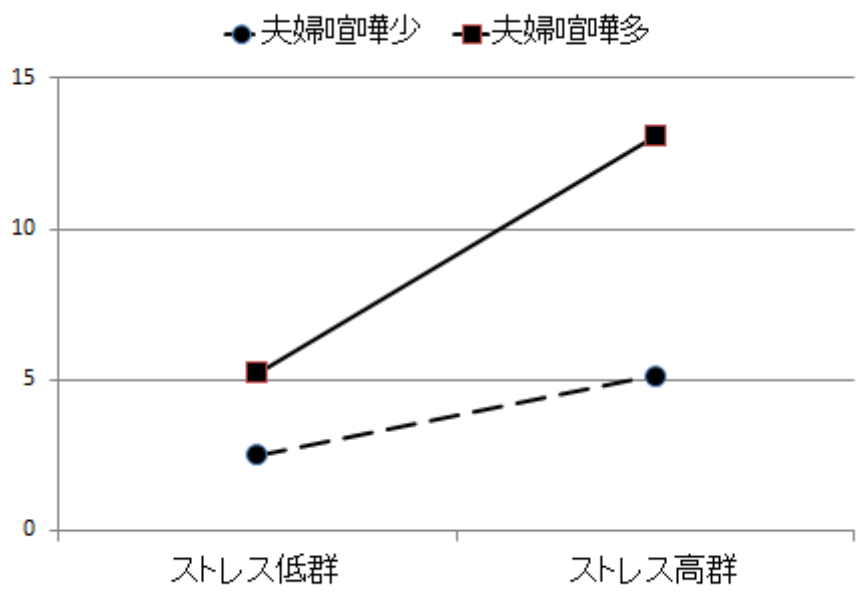


図 15-11. ストレスの高低と夫婦喧嘩の高低に分けた際の産後抑うつ状態の重症度

4. 実例を見てみよう：moderator が名義尺度の場合の共分散構造分析

Moderation のいくつかのパターンのうち，基準変数と説明変数が比尺度・間隔尺度，moderator が名義尺度という例を用いて，実際の計算を見てゆく。先ほどの例で，産後１か月健診時のエジンバラ産後うつ病自己評価尺度の得点を基準変数（変数名 EPDS）とする。これを予測する説明変数を産後１ヶ月の間に起きたストレスの程度（STRESS）とする。いずれも比尺度であるので，両者の関係は相関係数で求める。この関係に，うつ病既往歴（変数名：PASTDEP）が影響を与えることを考えてみる。うつ病既往歴は「なし」を “1”，「あり」を “2” としている。そこでうつ病既往歴の有無で対象者を 2 群に分け，その上で，各群における産後抑うつ状態の重症度とストレスの程度の相関を求める。シンタックスは以下のようになる。

```
TEMPORARY.
SELECT IF          (PASTDEP EQ 1).
PEARSON CORR       STRESS WITH EPDS.
TEMPORARY.
SELECT IF          (PASTDEP EQ 2).
PEARSON CORR       STRESS WITH EPDS.
```

計算をすると，産後うつ病既往のない群では $r = 0.82$ ($p < 0.001$)，ある群では $r = 0.69$ ($p < 0.001$) となった。この２つの相関係数に有意の差があるかを見ればよい。相関係数同士の差の検定は第 7 章で勉強した。

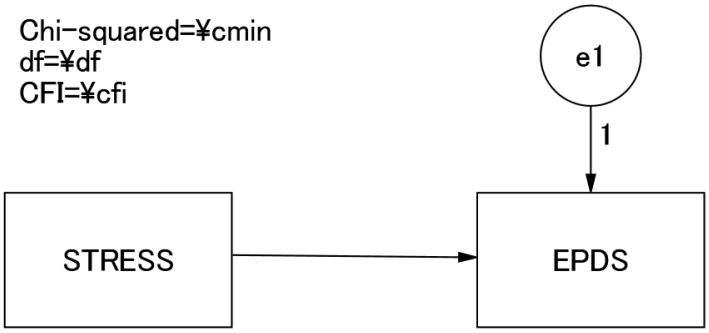
$$Z_{r_{既往なし}} = \frac{1}{2}\ln\left(\frac{1+0.82}{1-0.82}\right) = 5.0556$$

$$Z_{r_{既往あり}} = \frac{1}{2}\ln\left(\frac{1+0.69}{1-0.69}\right) = 2.7258$$

$$Z_0 = \frac{|\,Z_1 - Z_2\,|}{\frac{1}{\sqrt{n-3}}} = \frac{5.0556 - 2.7258}{\frac{1}{\sqrt{247-3}}} = \frac{3.0831}{\frac{1}{15}} = 46.2465$$

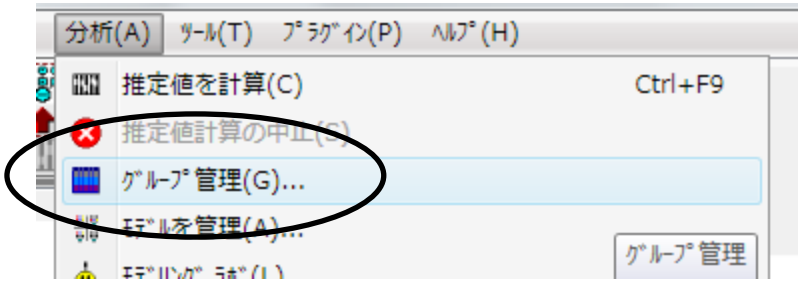
であり，5% の臨界値（1.96）を超えるので帰無仮説は棄却され，従って両相関係数は有意に異なる。

さらに複雑なモデルにおいて moderation を確認するには共分散構造分析の多母集団同時解析が有用である。上記の例でこれを行ってみよう。まず，STRESS が EPDS を予測するという単純なパス図を描く。

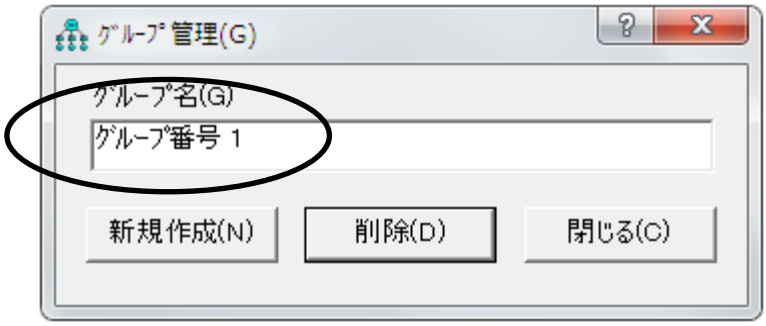


通常の共分散構造分析ではケースを１群のものとして計算が行われる。しかし，今回は上記のパス図のパス係数（STRESS ⇒ EPDS）が既往歴の有無で差があるかを確認したい。両群で STRESS ⇒ EPDS のパス係数が同一であれば，既往歴の有無が moderator としてストレスから抑うつ状態への影響の程度に関与していないことになる。一方，両群で STRESS ⇒ EPDS のパス係数が異なるものであれば，既往歴の有無が moderator としてストレスから抑うつ状態への影響の程度に関与していることになる。

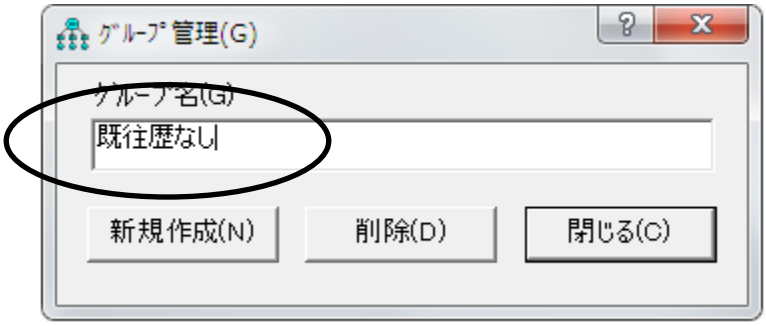
通常 AMOS はひとつの標本全体を対象に解析を行う。しかし，上記の解析をおこなうには， 1 データセットであるが，2 グループから構成されていることを AMOS に指示する。この操作が「グループ管理」である。その方法は，AMOS の「分析 (A)」のプルダウン・メニューから「グループ管理 (G)」を選んでクリックする。



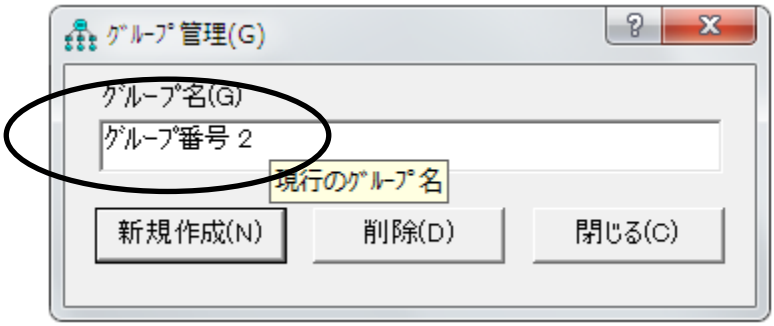
すると「グループ管理 (G)」のダイアログ・ボックスが現れる。デフォルトでは「グループ番号 1」と出てくる。



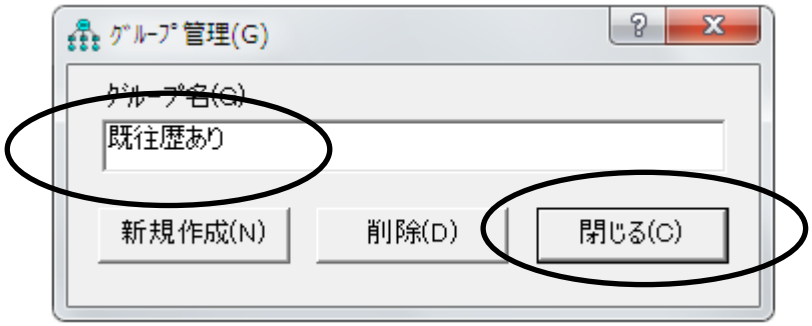
ここに「既往歴なし」を打ち込む。そして「新規作成 (N)」をクリックする。



そうすると「グループ番号 2」と表示される。

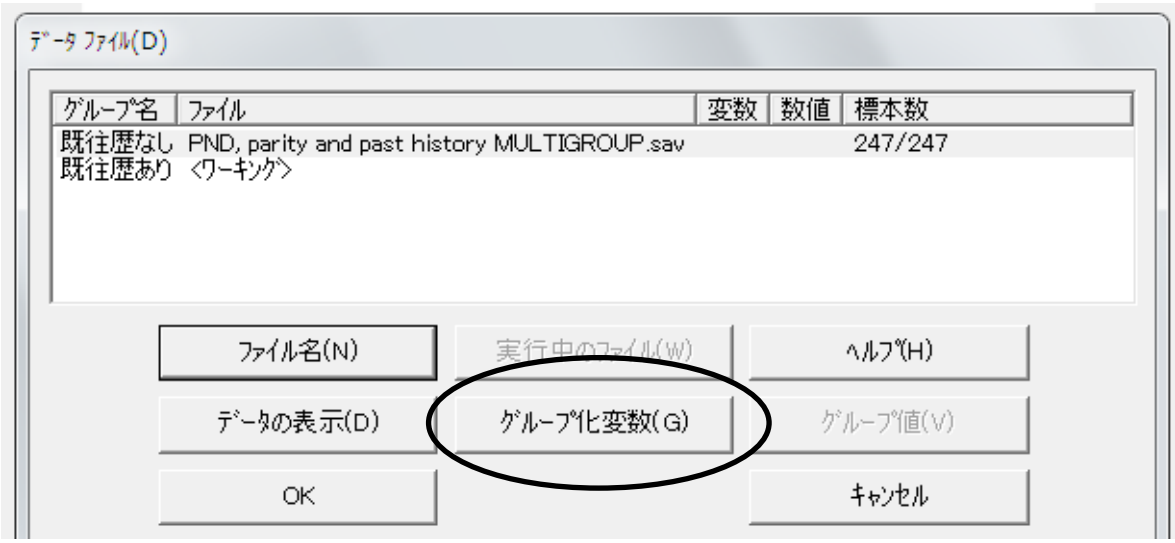


先ほどと同じように，ここに「既往歴あり」と打ちこむ。

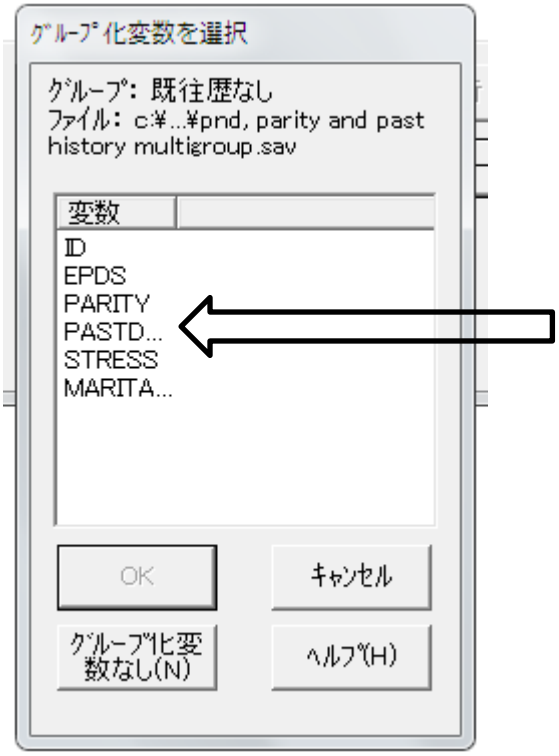


これで既往歴の有無で２グループが作られた。「閉じる (C)」をクリックして「グループ管理 (G)」のダイアログ・ボックスを閉じる。すると情報領域でパス図切り替えボタンの直下に自動的に「既往歴なし」と「既往歴あり」の 2 行が作られている。しかし，ここまででは，各グループにどのケースが属するかの指示が与えられていない。

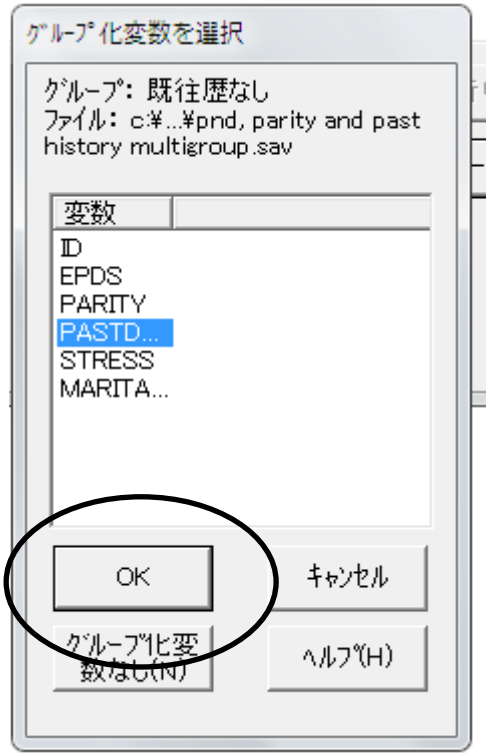
そこで「データ読み込み」アイコンをクリックし，「データファイル (D)」のダイアログ・ボックスを開ける。最初の行を見ると，グループ名に「既往歴なし」があり，ファイル名が記載されている右側に，標本数が 247/247 と記載されている。一方，2 行目の「既往歴あり」のファイル名は〈ワーキング〉となっていて，標本数の記載がない。そこで「グループ化変数 (G)」のアイコンをクリックする。



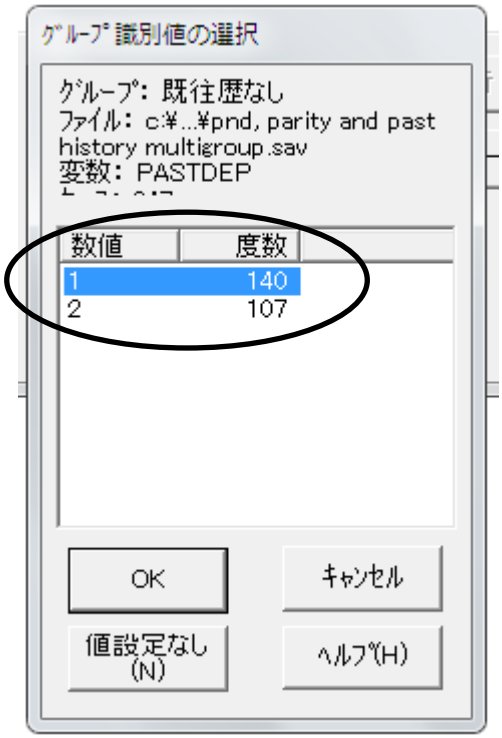
すると「グループ化変数を選択」のダイアログ・ボックスが現れる。ここで「変数」欄からグループを分ける基準となる変数を選ぶ。ここでは PASTDEPED を選ぶ。



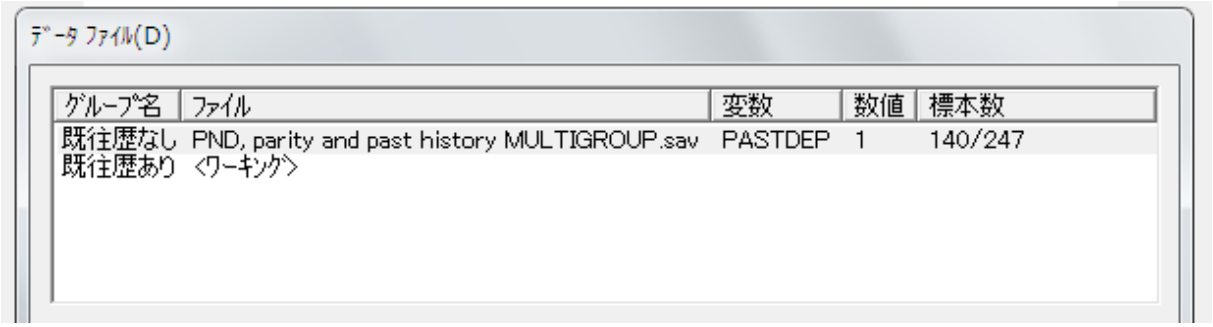
その上で「ＯＫ」をクリックする。



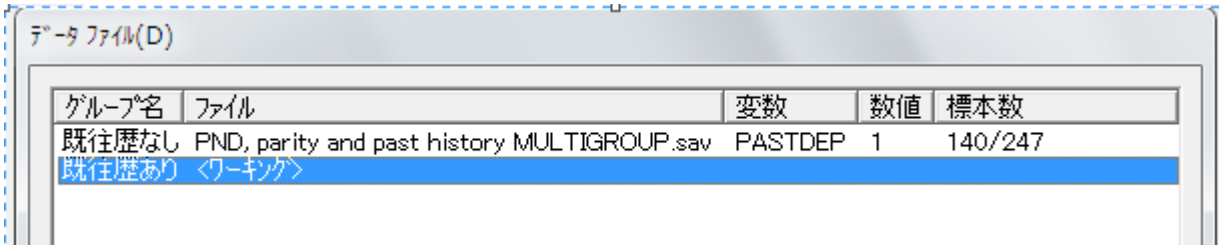
すると,「グループ既往歴なし」が現れる。PASTDEP の値が “1” であるのが既往歴なしに該当するので,” 1”を選択する。



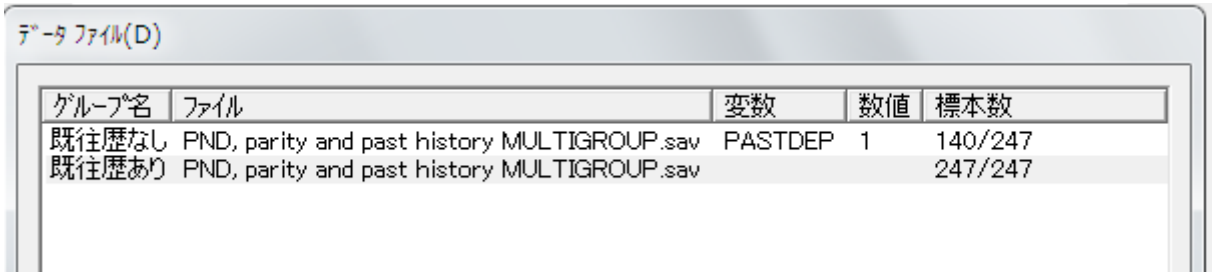
ここでＯＫをクリックすると, 「データファイル (D)」のダイアログ・ボックスの最初の行の「既往歴なし」の標本数が 140/247 に自動的に変わっている。これは全部で 247 ケースある内 140 ケースが「既往歴なし」に該当するという意味である。



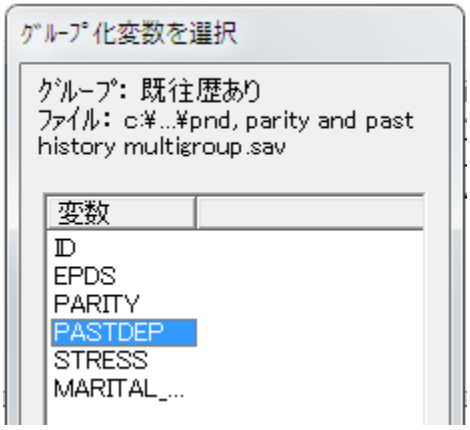
次に 2 行目の「既往歴あり」をクリックする。「ファイル名」をクリックし，同じデータファイルを選択する。



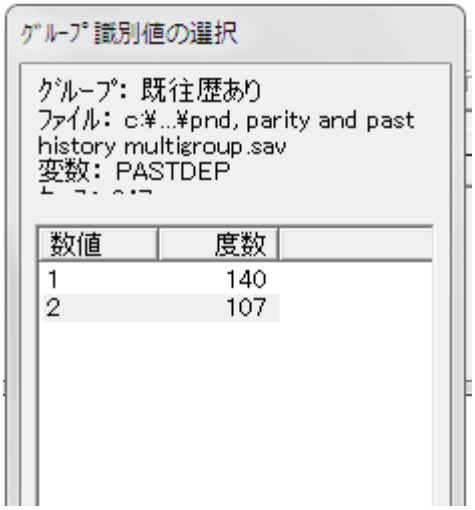
すると次のようになる。ここではまだ「既往歴あり」の標本数が 247/247 になっている。



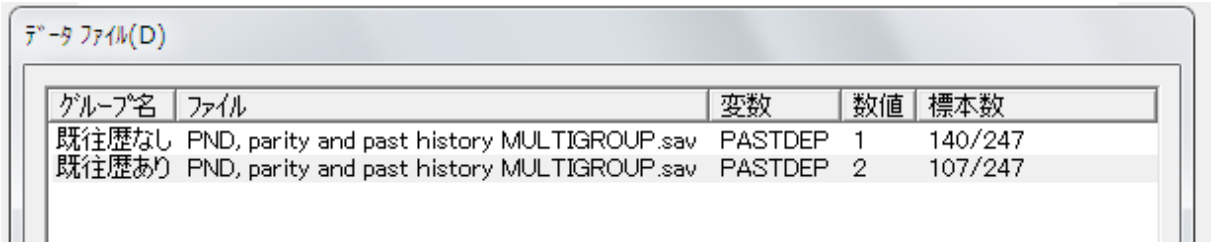
そこで「グループ化変数 (G)」をクリックし，「グループ化変数を選択」を表示し，先ほどと同様に PASTDEP を選ぶ。



その上で，「既往歴あり」のグループの「数値」について “2” を選びＯＫをクリックする。

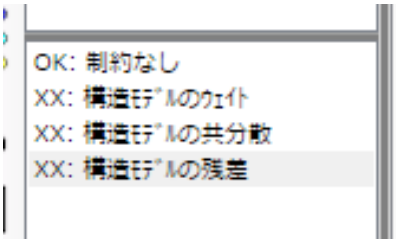


すると「データファイル (D)」のダイアログ・ボックスの 2 行目「既往歴あり」の標本数が 107/247 と自動的に変更されている。

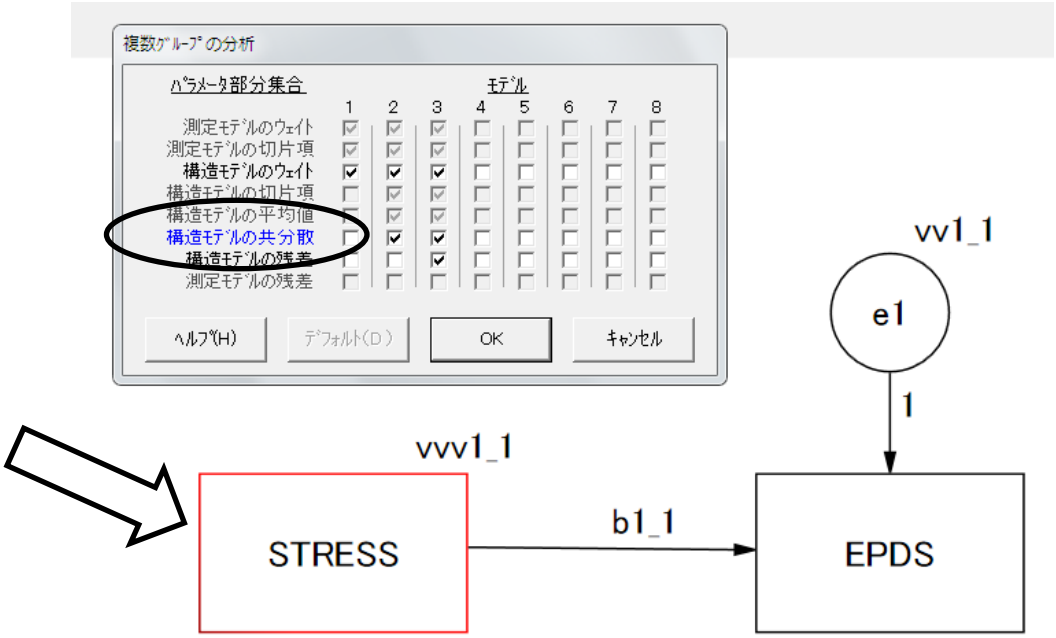


以上でひとつのデータを 2 つのグループに分ける作業が完了した。いよいよ，2 つのグループで同時に共分散構造分析を行うことになる。アイコン領域の「複数グループの分析」（人の横顔が 4 つ並んでいるアイコン）をクリックする。「複数グループの分析」のダイアログ・ボックスが出てくる。ここではデフォルトのまま，ＯＫをクリックする。デフォルトでは 3 つのモデル（モデル 1 ，モデル 2 ，モデル 3）がお奨めで提示されている。

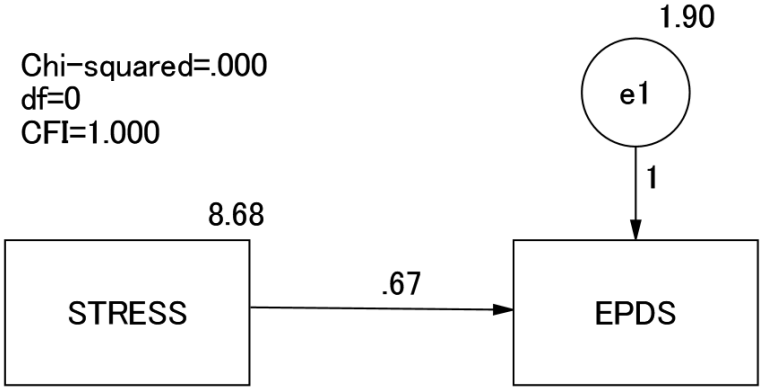
すると情報領域に次のような表示が現れる。ここには「ＯＫ：制約なし」「ＸＸ：構造モデルのウェイト」「ＸＸ：構造モデルの共分散」「ＸＸ：構造モデルの残差」と表示されている。いずれかにカーソルを置いてクリックすると，その指定の解析結果が現れるが，この際，グループごと（今回の解析でれば，既往歴なし群と既往歴あり群）の結果が表示される。



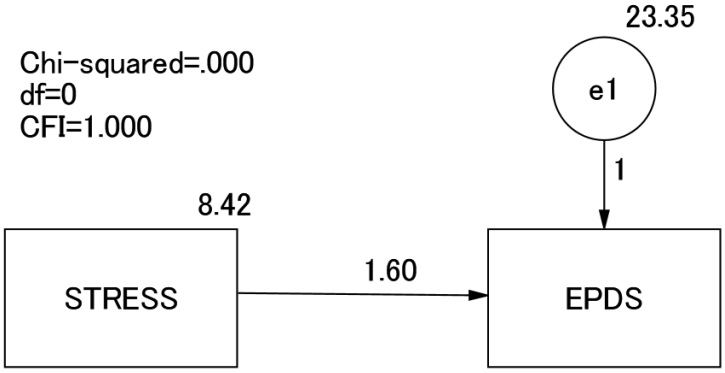
なお，「複数グループの分析」のダイアログ・ボックスの意味が曖昧であれば，モデル名をクリックする。すると AMOS のモデル図の相当部分の色が変わって表示されるので分かりやすい。たとえば，「構造モデルの共分散」をクリックすると，AMOS のモデル中の STRESS の枠の色が赤に変わり，この変数の分散が該当していることが表示される。



まず「制約なし」をクリックしてみる。これは既往歴なし群と既往歴あり群の間で，いずれのパス係数，共分散，残差についても異なる値をとることを許すモデルである。最も制約が弱いので，適合度は当然に良くなるものである。この例でいえば STRESS ⇒ EPDS のパス係数は両群で同一である必要がない。次に示すパスのうち最初が既往歴なし群，その後が既往歴あり群の非標準化出力結果である。これを見ると，STRESS ⇒ EPDS のパス係数のみならず STRESS と e1 の分散も両群間で違う値が示されている。適合度は $\chi^2/df = 0.00$，CFI = 1.000 と最も良好な値を示している。

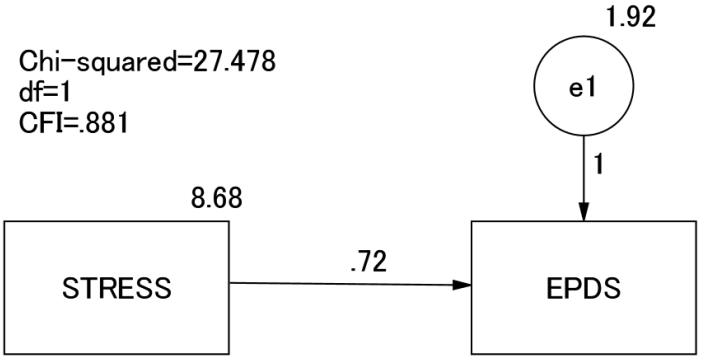


既往歴なし群

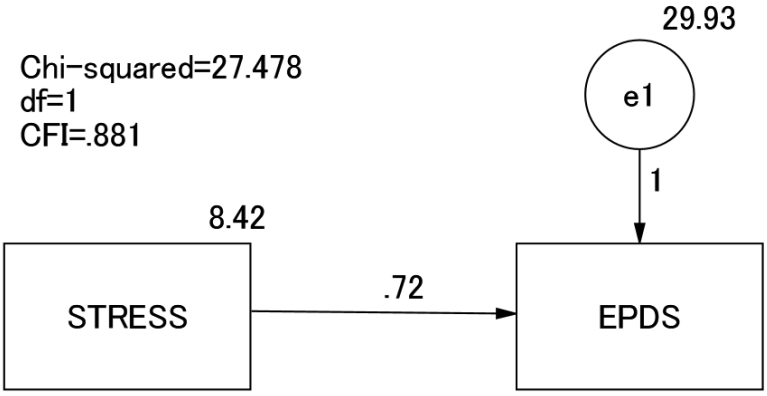


既往歴あり群

次に「構造モデルのウェイト」をクリックしてみる。このモデルは既往歴なし群と既往歴あり群の間で，パス係数が同じ値を取るものという制約（restriction）を課している。そのため「制約なし」のモデルに比べると自由度が 1 つ分増えている。STRESS ⇒ EPDS のパス係数は両群で 0.72 と同じ値を示している。STRESS や e1 の分散は制約を課していないので別々の値になっている。適合度は「制約なし」のモデルに比べると悪くなっている。

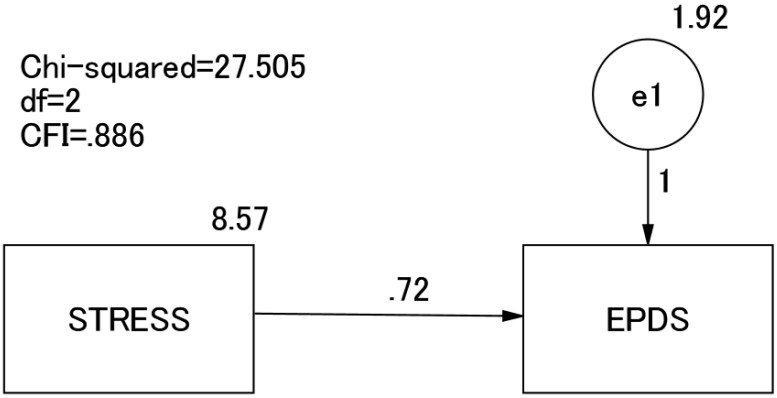


既往歴なし群

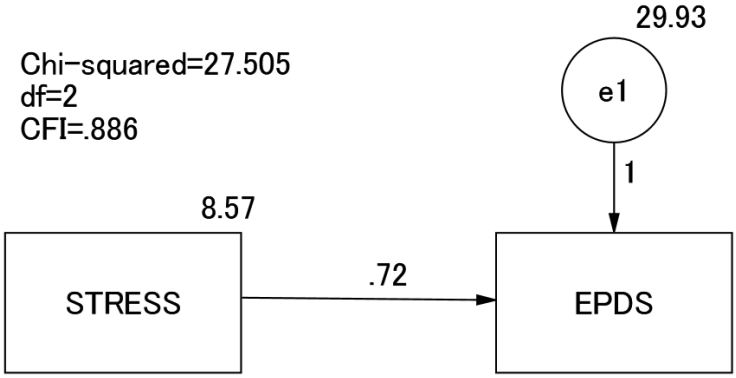


既往歴あり群

「構造モデルの共分散」では，両群の間でパス係数が同じであるという制約があり，さらに STRESS の分散が同じであるという制約が課されている。そのため「構造モデルのウェイト」モデルに比べると自由度がさらに 1 つ分増えている。結果を見ると STRESS の分散がどちらの群でも 8.57 と表示されている。パス係数も両群で同値であるという制約が課せられているので， 0.72 と同じ値が示されている。誤差変数（e1）の分散については制約がないので，両群で自由に設定されている。

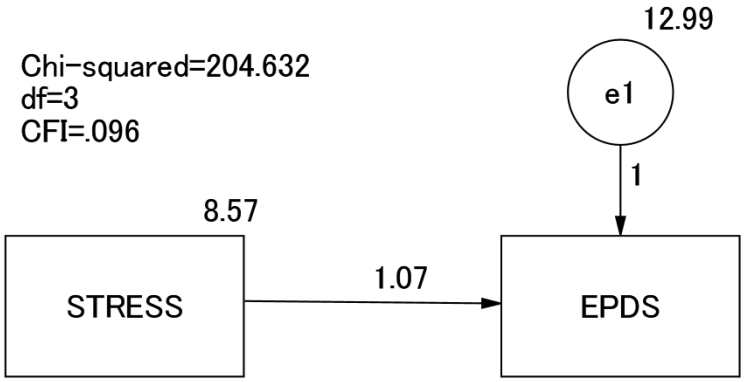


既往歴なし群

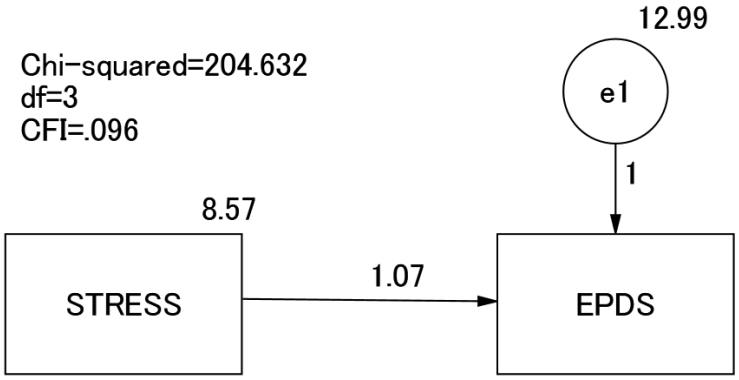


既往歴あり群

「構造モデルの残差」モデルは，これまでの制約に加えて，誤差変数（e1）の分散も両群で同じ値を取るという制約が加えられている。そのため「構造モデルの共分散」モデルに比べると自由度がさらにまた 1 つ分増えている。結果を見ると e1 の分散がどちらの群でも 12.99 と表示されている。パス係数や説明変数の分散についてはそのまま制約が行われている。



既往歴なし群

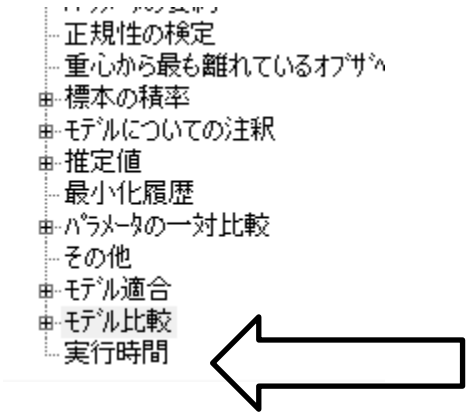


既往歴あり群

こうして見てきたように，2 つの群の間で対応する母数が同値であるという制約を課していくほど自由度は上がるが，適合度が悪くなる可能性がある。両群間の母数の制約が全くないモデルは，当然に適合度は良い。では順次制約を課していくなかで，どこまで制約が可能であるのか。この検討は model trimming と同様に考える[11]。制約を課せば χ^2 値は増加するが，それが有意の増加でなければこれを許可する。そしてば χ^2 値が有意に増加する手前のモデルを採用する。

実際には，AMOS のアイコン領域から「テキスト出力の表示」のアイコンを選びクリックする。すると以下のようなプルダウン・メニューが現れる。ここで「モデル比較」を選び，クリックする。

[11] Model trimming については第 11 章 3 節「モデルの改良と比較」を参照



すると「ネストしたモデルの比較」が現れる。ここでの出力は，まずモデル制約なしが正しいという仮定から始まる。モデル制約がなんら課せられていないモデルと何らかの制約が課せられたモデルを比較し，その場合の自由度の増加量と，それに対応する χ^2 値増加量とその有意水準が示される。今回の解析では，「構造モデルのウェイト」，「構造モデルの共分散」，「構造モデルの残差」という 3 つのモデルが検討されている。まずは次に制約の弱い「構造モデルのウェイト」との比較を見てみる。すると自由度の増加は “1” で，χ^2 値増加量（CMIN）は 27.478 で有意水準（確立）は 0.000 であった。つまり，制約なしのモデルに比べると「構造モデルのウェイト」モデルは有意に適合度が悪化する。従って「構造モデルのウェイト」モデルは棄却され，両群間に母数の制約は置かないのが正しいと結論される。

ﾈｽﾄしたﾓﾃﾞﾙの比較

ﾓﾃﾞﾙ 制約なし は正しいという仮定の下で:

ﾓﾃﾞﾙ	自由度	CMIN	確率	NFI Delta-1	IFI Delta-2	RFI rho-1	TLI rho2
構造ﾓﾃﾞﾙのｳｪｲﾄ	1	27.478	.000	.122	.122		
構造ﾓﾃﾞﾙの共分散	2	27.505	.000	.122	.122		
構造ﾓﾃﾞﾙの残差	3	204.632	.000	.909	.909		

ﾓﾃﾞﾙ 構造ﾓﾃﾞﾙのｳｪｲﾄ は正しいという仮定の下で:

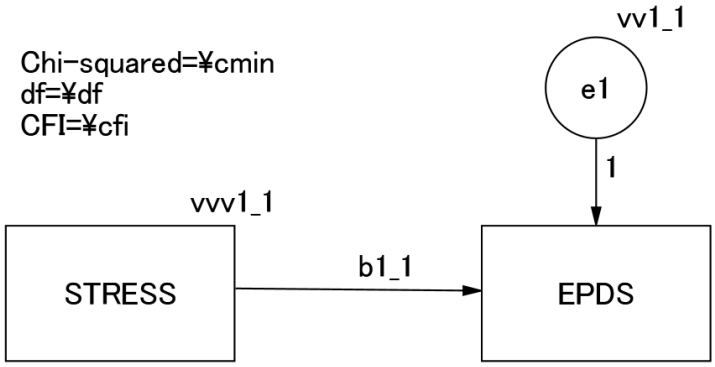
ﾓﾃﾞﾙ	自由度	CMIN	確率	NFI Delta-1	IFI Delta-2	RFI rho-1	TLI rho2
構造ﾓﾃﾞﾙの共分散	1	.027	.869	.000	.000	-.122	-.123
構造ﾓﾃﾞﾙの残差	2	177.154	.000	.787	.791	.362	.365

ﾓﾃﾞﾙ 構造ﾓﾃﾞﾙの共分散 は正しいという仮定の下で:

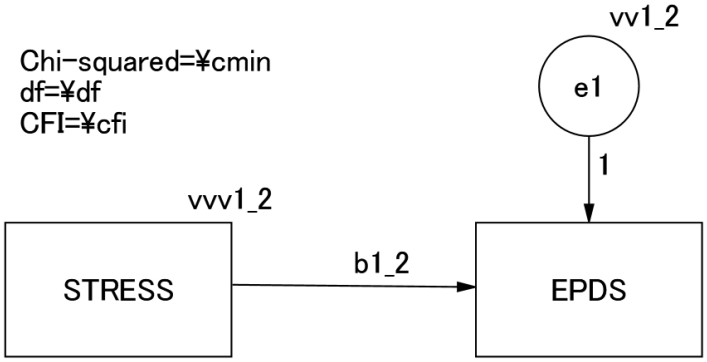
ﾓﾃﾞﾙ	自由度	CMIN	確率	NFI Delta-1	IFI Delta-2	RFI rho-1	TLI rho2
構造ﾓﾃﾞﾙの残差	1	177.127	.000	.787	.794	.484	.488

母数に制約のないモデルが「正解」だとしても，すべての母数が両群間で有意に差があるとはいえない。各母数について，その値が両群間でどれほどの差があり，その有意水準かを確認する必要も出てくる。

そこで，AMOS の画面を「パス図結果切り替えボタン」をクリックし，計算前の状態に戻すと，パス頭上に自動的に母数のラベルが付いている。既往歴なし群と既往歴あり群を交互にクリックして表示されると，核ラベルの産後に “_1” や “_2” といったマークで両群が区別されていることが分かる。



既往歴なし群



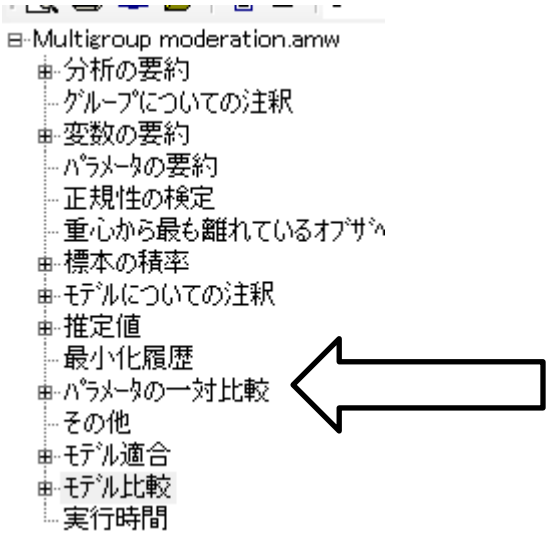
既往歴あり群

つまりモデルの制約とは，2 つのグループの対応する母数が同値であるという規定を解析に際して与えることである。式で表すと次のようになる。

表 15-3. 多母集団同時解析のモデルとパラメータ制約

モデル	パラメータ制約
構造モデルのウェイト	b1_1=b1_2
構造モデルの共分散	b1_1=b1_2　　vvv1_1=vvv1_2
構造モデルの残差	b1_1=b1_2　　vvv1_1=vvv1_2　　vv1_1=vv1_2

こうやって自動的に与えられた母数ラベルを確認したら，アイコン領域から「テキスト出力の表示」のアイコンを選びクリックし，ここで「パラメータの一対比較」を選んでクリックする。



すると母数の群間比較の表がいくつか現れる。当然，これまで解析したすべてのモデルについてこの表が存在する。ここでは制約なしのモデルを見てみる。まず「推定値の分散・共分散行列」，そして「推定値の相関」と「パラメータ間の差に対する検定統計量」が表示される。ここで注目するのは「パラメータ間の差に対する検定統計量」である。この値は母数の両群間の差を z 値で表示している。今回は既往歴の有無がストレスから産後うつ病への影響に moderator として有意に関与しているかを確認することが解析の目的であった。STRESS ⇒ EPDS のパス係数は既往歴なし群では b1_1，既往歴あり群では b1_2 とラベルが付いている。そこでこの 2 つの母数変数の交差するポイントの z 値を確認する。値は 5.563 であった。z 値の両側検定における臨界値は 5% では 1.96 である。5.563 > 1.96 であるから[12]，STRESS ⇒ EPDS のパス係数は両群間で有意に異なっていると結論できる。

パラメータの一対比較（制約なし）

推定値の分散－共分散行列（制約なし）

	b1_1	vvv1_1	vv1_1	b1_2	vvv1_2	vv1_2
b1_1	.002					
vvv1_1	.000	1.085				
vv1_1	.000	.000	.052			
b1_2	.000	.000	.000	.026		
vvv1_2	.000	.000	.000	.000	1.336	
vv1_2	.000	.000	.000	.000	.000	10.271

[12] なお Z = 5.563 に該当するのは $p < 0.001$ である。Armitage, P., & Berry, G. (1987). Statistical methods in medical research (2nd ed.). Oxford: Blackwell.

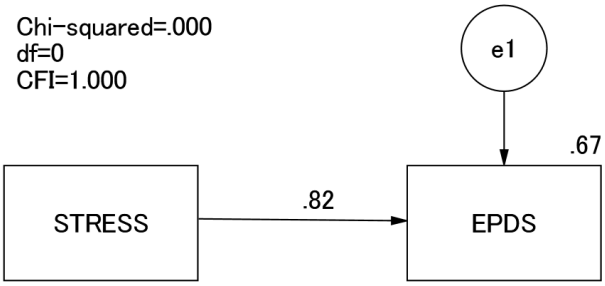
推定値の相関（制約なし）

	b1_1	vvv1_1	vv1_1	b1_2	vvv1_2	vv1_2
b1_1	1.000					
vvv1_1	.000	1.000				
vv1_1	.000	.000	1.000			
b1_2	.000	.000	.000	1.000		
vvv1_2	.000	.000	.000	.000	1.000	
vv1_2	.000	.000	.000	.000	.000	1.000

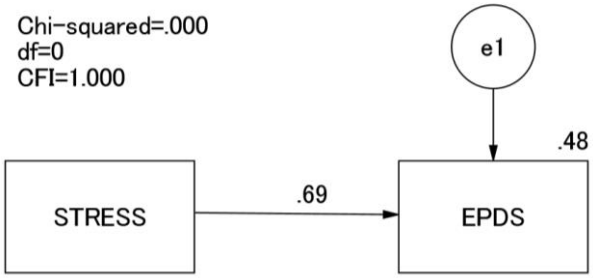
ﾊﾟﾗﾒｰﾀ間の差に対する検定統計量（制約なし）

	b1_1	vvv1_1	vv1_1	b1_2	vvv1_2	vv1_2
b1_1	.000					
vvv1_1	7.681	.000				
vv1_1	5.302	-6.357	.000			
b1_2	5.565	-6.717	-1.079	.000		
vvv1_2	6.698	-.166	5.533	5.844	.000	
vv1_2	7.074	4.353	6.675	6.777	4.381	.000

ところで，これまでの計算は非標準化解で行ってきた。一般的には標準化解のほうがパス図を見るにはイメージがつかみやすい。そこで制約なしのモデルを標準化解で表示してみる。それが次のパス図である。既往歴なし群では STRESS ⇒ EPDS の標準化パス係数が 0.82，既往歴あり群では 0.69 であった。つまり，ストレスから産後抑うつ状態への影響（予測）力は既往歴なし群の方で有意に強く，説明力も前者が 0.67，後者が 0.48 であった[13]。既往歴の有無が moderation を起こしていると結論できる。



既往歴なし群



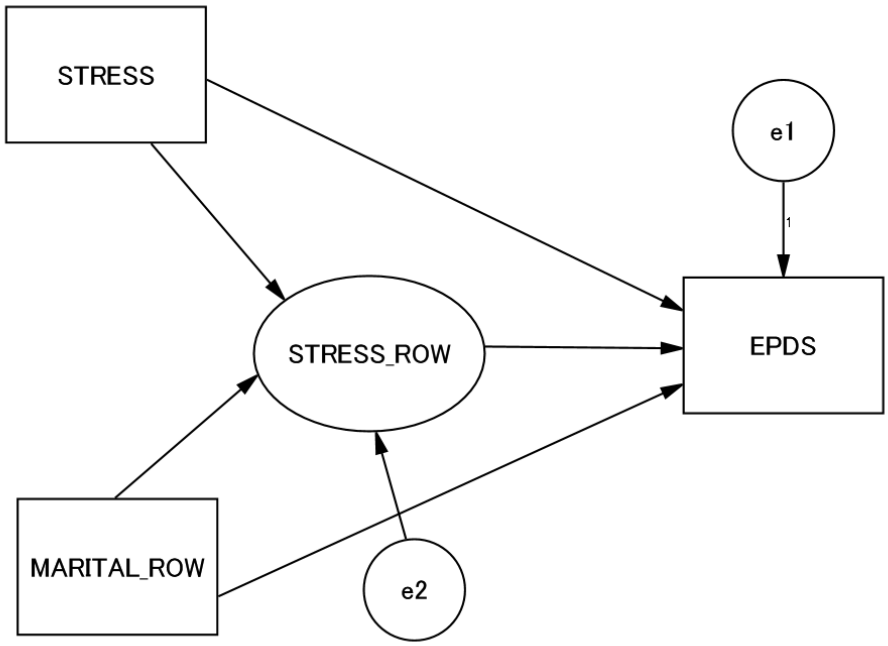
既往歴あり群

[13] なお誤差変数の分散も両群間で有意に異なっていた。

5. 実例を見てみよう：moderator が比尺度・間隔尺度の場合の共分散構造分析

Moderation のパターンのうち，基準変数，説明変数，moderator がともに比尺度・間隔尺度である場合，重回帰分析以外に，共分散構造分析を用いることができる。架空のサンプルは先ほどと同じく，PND, parity and past history である。産後１ヶ月の抑うつ重症度が基準変数（EPDS）で，産後１ヶ月の間に起きたストレスの程度（STRESS）と日常的に発生している夫婦喧嘩の月平均回数（MARITAL_ROW）がこれに影響すると仮定した。

重回帰分析の考え方を共分散構造分析のパス図で表してみる。すると，次のように STRESS と MARITAL_ROW が EPDS に一方向パスを送っている。さらに 2 つの外生変数の交互作用項として STRESS_ROW という潜在構造を設定する。STRESS_ROW は STRESS と MARITAL_ROW で規定され，転じて EPDS を規定するというモデルを構築する。しかし，これだけでは過少適合（自由度が負）であるので，STRESS, MARITAL_ROW, EPDS を観測変数でなく，潜在構造を持った測定モデルを作る必要がある。



6. Moderation の様々な例

ここで moderator と説明変数の役割についていくつかのパターンを考察してみよう。先ほどの例では，産後１ヶ月の抑うつ重症度が基準変数（EPDS），産後１ヶ月の間に起きたストレスの程度（STRESS）が説明変数，日常的に発生している夫婦喧嘩の月平均回数（MARITAL_ROW）が moderate するものだと仮定した。しかし，ひとつの基準変数に関与する変数が 2 つある場合のいくつかのパターンを見ていくと考えてみよう。図に示す便宜上，その 2 つの変数がいずれも「高値グループ」と「低値グループ」に 2 分割されていて，したがって 4 グループの EPDS 得点を示しているというモデルを想定する。

第 1 のパターンでは 4 群の EPDS 得点はほとんど同じ水準になっている。2 つの変数は共に基準変数を予測しないものである（図 15-12）。分散分析では，いずれの変数も有意の主効果を示さないものである。基準変数である EPDS を規定する要因は他に求めなければならない。

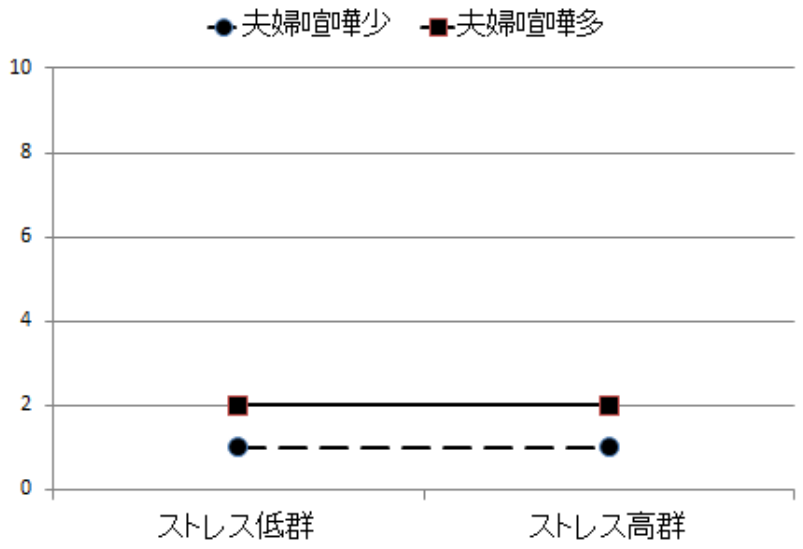


図 15-12. ２つの変数の役割 （Ａ）

第 2 のパターンでは夫婦喧嘩が高値であっても低値であっても，ストレス低群で EPDS 得点は低く，ストレス高群で EPDS 得点が目だって高い（図 15-13）。基準変数に対してこの変数が有意の主効果を示している。しかし，夫婦喧嘩の回数の主効果は認められない。また交互作用も存在しない。基準変数は説明変数で説明でき，moderation は（この研究の範囲では）考察する必要はない。従って，説明変数の説明率を検討することは意味がある。研究の考察でもここが主眼点になるであろう。

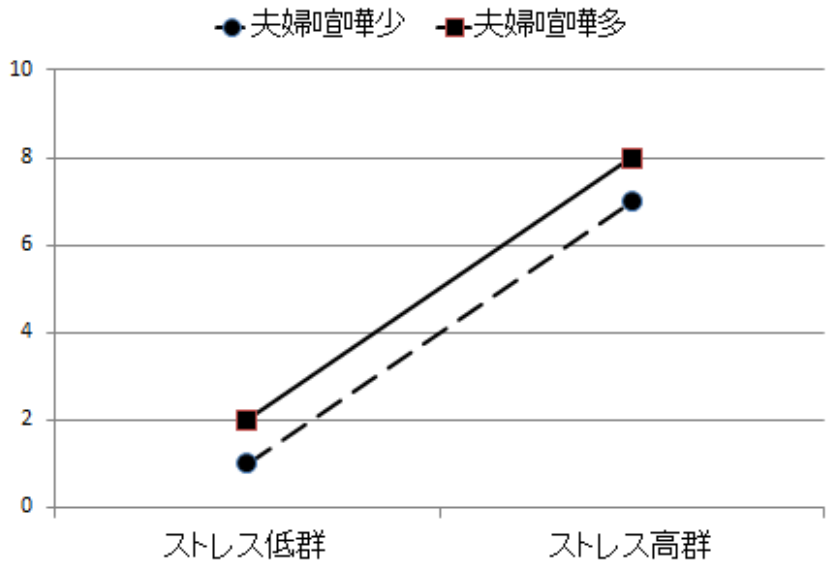


図 15-13. ２つの変数の役割 （Ｂ）

第 3 のパターンではストレスの高低で基準変数は全く変化を示さない。従って，この変数の主効果はない。しかし，夫婦喧嘩の多い女性は夫婦喧嘩の少ない女性に比べて，ストレスの多少に関わらず，産後抑うつ状態の重症度が高い（図 15-14）。

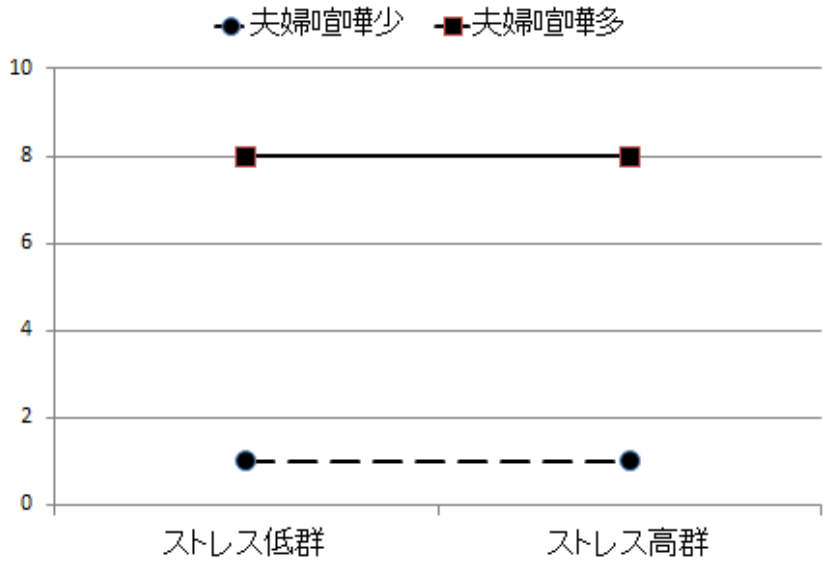


図 15-14. ２つの変数の役割 （C）

第 4 のパターンで EPDS が上昇するのは，夫婦喧嘩が多い女性が産後に高いストレスを受けた場合のみである（図 15-15）。夫婦喧嘩が少なければ，受けたストレスが強くても産後抑うつ状態は強くならない。ストレスが原因だと考えれば，従来から夫婦喧嘩の多い夫婦関係であることが moderator であると考えられる。一方，夫婦喧嘩の多さが原因だと考えれば，そうした状況で産後にうつ病を発症させる moderator が産後のストレスであるとも解釈できる。また，ストレスの強い環境でも夫婦の関係が良いと，それが抑うつ状態発症の緩衝（buffer）となっているとも考えられる。こうした緩衝作用は個人の特性であると考えることが多い。最近はレジリエンスという概念でこれを説明する研究者が多い[14]。

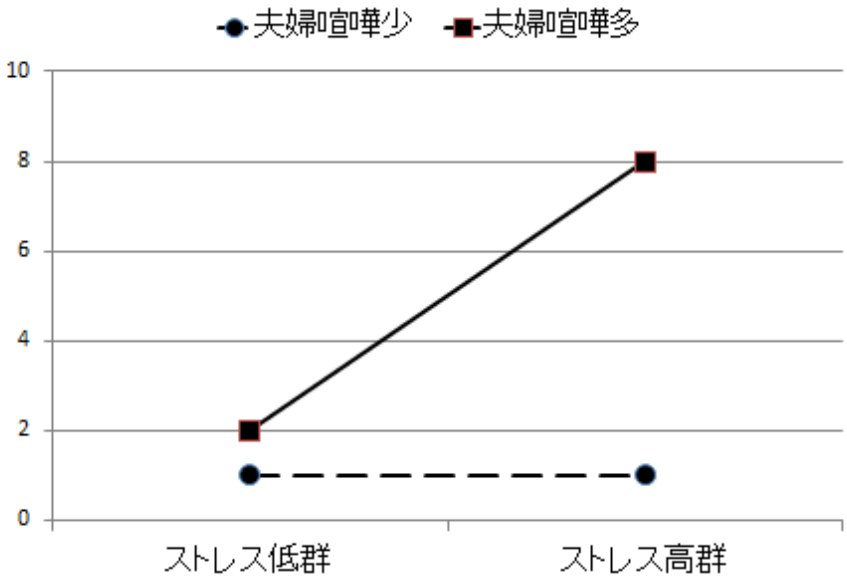


図 15-15. ２つの変数の役割 （D）

[14] Morrison, G. M., Robertson, L., Laurel, B., Kelly J. (2002) Protective factors related to antisocial behavior trajectories. *Journal of Clinical Psychology, 58*, 277-290.
Patterson, J. M. (2002). Understanding family resilience. Journal of Clinical Psychology, 58, 233-246.
Richardson, G. E. (2002). The metatheory of resilience and resiliency. *Journal of Clinical Psychology, 58,* 307-321.

第５のパターンを見てみよう。ここでは夫婦喧嘩が多ければストレスの高低に関わらず産後抑うつ状態が高い価を示す。しかし、夫婦喧嘩が少なくてストレスも低い母親に関しては産後抑うつ状態は明らかに軽くなっている（図 15-16）。夫婦喧嘩が多いか，あるいはストレスが強いかのいずれかがあれば抑うつ状態が強く現れるパターンである。

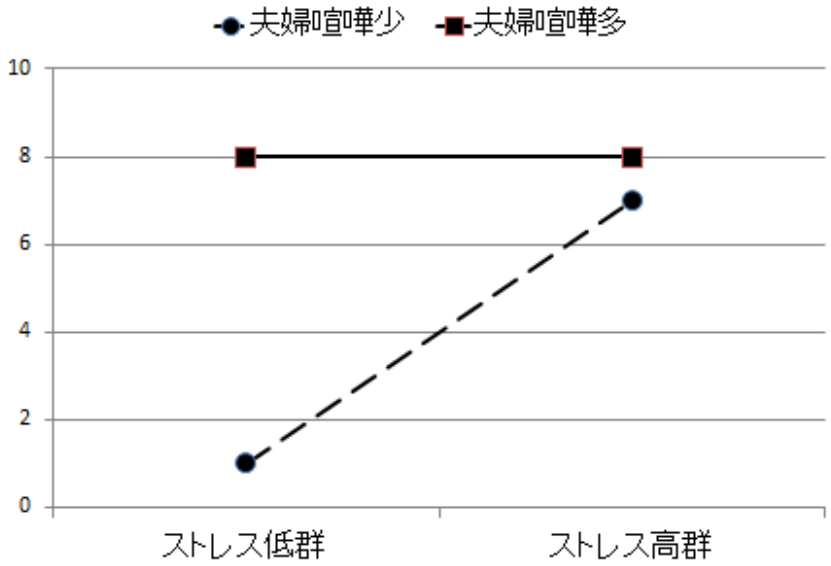


図 15-16. ２つの変数の役割　（Ｅ）

最後に 2 つの変数が基準変数に別方向の影響を与える例を見てみよう。この例では，産後の抑うつ状態が重症であるのは，夫婦喧嘩が少ない女性が強いストレスを経験した場合と，もうひとつは夫婦喧嘩が多くて，なおストレスを経験しなかった場合である（図 15-17）。解釈は難しくなる。そもそも夫婦喧嘩が少ない女性は自発的対処に欠け，依存的になっており，そうした女性はストレスがなければ適応しているが，ストレスに合うと容易に抑うつ的になる。一方，夫婦喧嘩が多い女性は自己主張を積極的に行い，問題解決型対処を取るので，ストレス下で抑うつ的になることはない。しかし，ストレスがない場合は，それまでの夫婦関係の問題が，育児の開始といった状況でかえってうつ病を誘発するように働くのかもしれない。

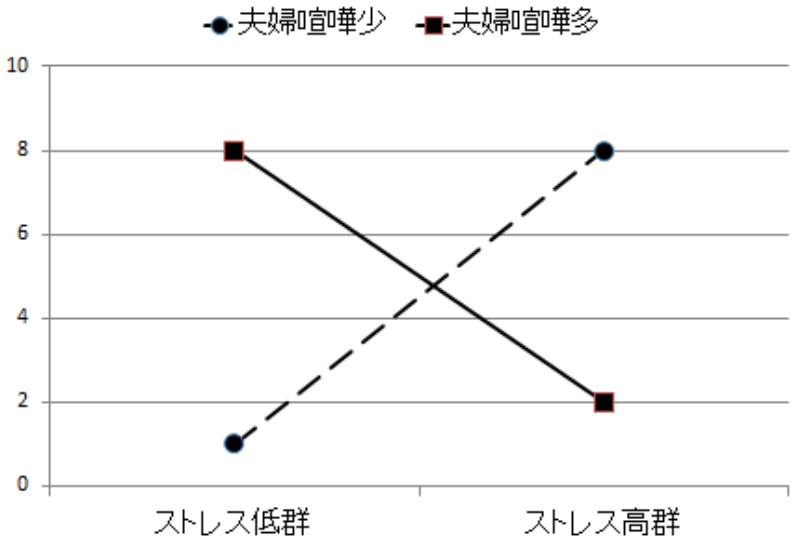


図 15-17. ２つの変数の役割　（Ｆ）

3 mediator

1. 定義と実例

説明変数 A が基準変数 C に与える影響を変数 B が説明できるとき，変数 B を mediator という。

2. 統計手法：古典的手法

説明変数 A が基準変数 C に与える影響について変数 B が mediator として機能していることを証明するには次にステップを踏む。

(1) 説明変数 A が変数 B と有意に相関している
(2) 説明変数 A が基準変数 C と有意に相関している
(3) 変数 B が基準変数 C と有意に相関している
(4) 説明変数 A が基準変数 C に与える影響が変数 B で統制した後に著しく減弱する

最終ステップは基準変数に対し説明変数と mediator を同時に重回帰分析に投入することが勧められている[15]。この時，説明変数の偏回帰係数の有意水準が有意性を失えば complete mediation であり，有意性は失わないものの著しく説明率が減少すれば incomplete mediation である。「説明力が著しく減弱」はどの程度であるかについて明示している研究者は少ない。

サンプルデータで上記の計算を試してみよう。ここで，15 歳以前に父から受けたケアが低いことが説明変数，第 2 波の EPDS 得点を基準変数，妊娠後期の抑うつ状態を mediator とした（図 15-18）。本来であれば，児童期に受けた父からの過干渉，母からの低いケアや過干渉も基準変数の候補であるし，また妊娠後期の不安も mediator の候補である。これらをすべて上記の定義に当てはめるのは冗長であり，かつそうした複数の mediator の事例の解析は別の統計法を用いることが望ましいので，ここでは 3 変数に限定した議論を行う。

(1) 説明変数 A が変数 B と有意に相関している
両者の相関係数は $r = -0.310$ ($p < 0.001$) と有意であった。
(2) 説明変数 A が基準変数 C と有意に相関している
両者の相関係数は $r = -0.194$ ($p < 0.01$) と有意であった。
(3) 変数 B が基準変数 C と有意に相関している
両者の相関係数は $r = 0.317$ ($p < 0.001$) と有意であった。
(4) 説明変数 A が基準変数 C に与える影響が変数 B で統制した後に著しく減弱する

[15] Baron, M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology, 51,* 1173-1182.
Kenny, D. A., Kashy, D. A., & Bolger, N. (1998). Data analysis in social psychology. In D. T. Gilbert, S. T. Fiske, & G. Lindzey (Eds.) The *Handbook of Social Psychology (4th ed.).* pp. 233-265. Boston: McGraw-Hill.

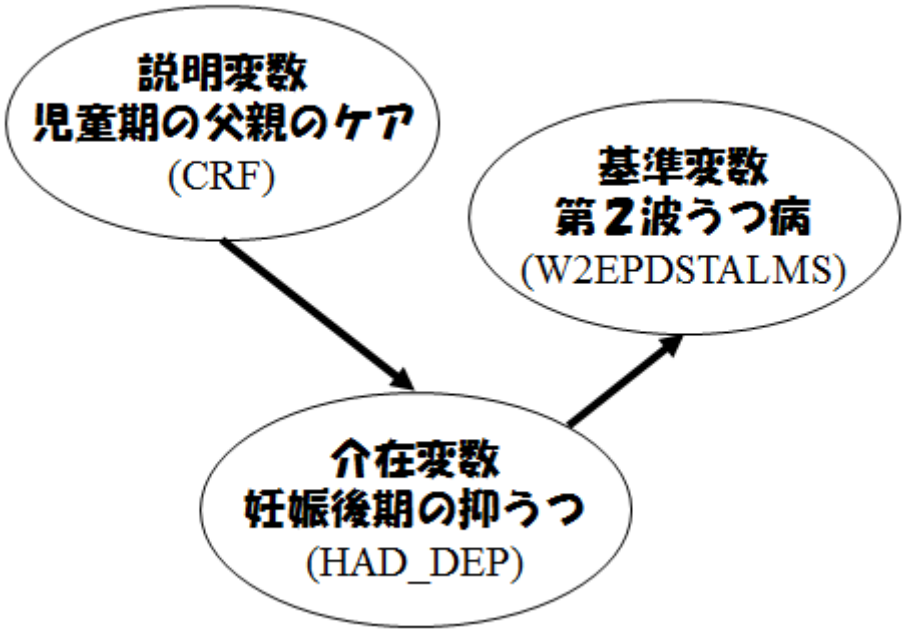


図 15-18. 児童期の父親のケア，妊娠後期の抑うつ，産後うつ病

次のシンタックス文を実行すると，

```
83 REGRESSION
84   /MISSING LISTWISE
85   /STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA CHANGE
86   /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
87   /NOORIGIN
88   /DEPENDENT W2EPDSTALSM
89   /METHOD=ENTER CRF HAD_DEP.
```

結果，1 モデルを用い，自由度調整済み決定係数は $R^2 = 0.091$ で，この有意確率は $p < 0.001$ であった。妊娠後期の抑うつの偏回帰係数は（父のケア得点で統制した後も）標準化ベータ $= 0.262$ ($p < 0.001$) と有意であったが，父のケア得点は（妊娠後期の抑うつで統制した後に）標準化ベータ $= 0.045$ と有意の予測力を失った。

係数[a]

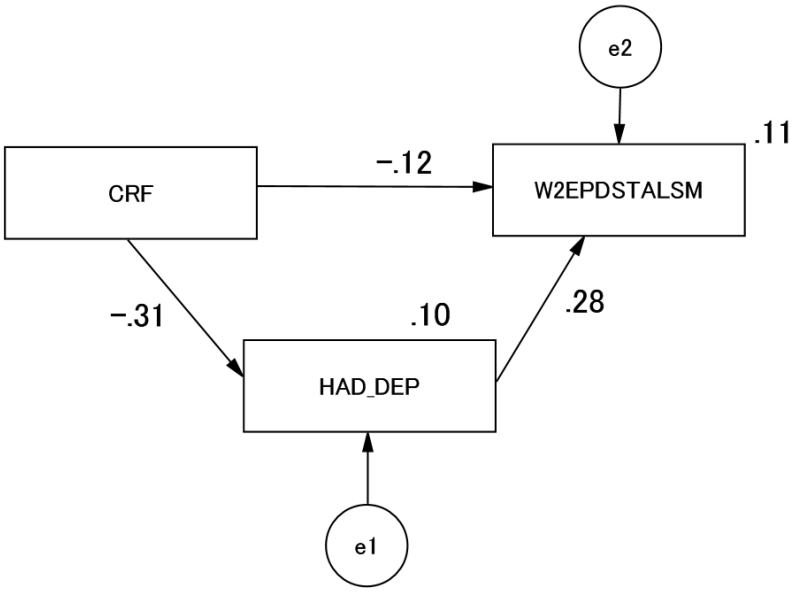
モデル		標準化されていない係数		標準化係数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	（定数）	5.960	1.342		4.443	.000
	CRF CARE OF FATHER	-.078	.045	-.118	-1.742	.083
	HAD_DEP DEPRESSION OF HAD	.390	.101	.262	3.849	.000

a. 従属変数 W2EPDSTALSM ‘WAVE 2 EPDS

従って「父の低いケア⇒産後のうつ病重症度」の影響は妊娠後期の抑うつ状態が媒介しているといえる。これは complete mediation であった[16]。

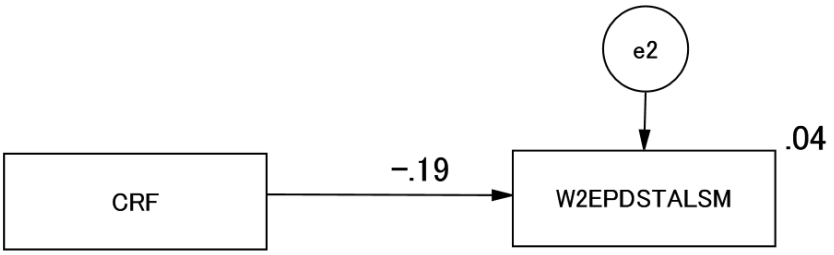
3. 統計手法：共分散構造分析を用いた手法

ここまで述べた古典的手法による mediation の証明は，3 つの変数について適用できる。 変数の数が 3 を超えるとこの手法の応用は非常に困難になる[17]。そこで使えるのが共分散構造分析によるパス解析（あるは構造回帰モデル）である。先ほどのもっとも単純な例を用いて共分散構造分析による mediation の確認方法についてみてみよう。図 8-16 を共分散構造分析のパス図としてあらわしたのが次のものである。

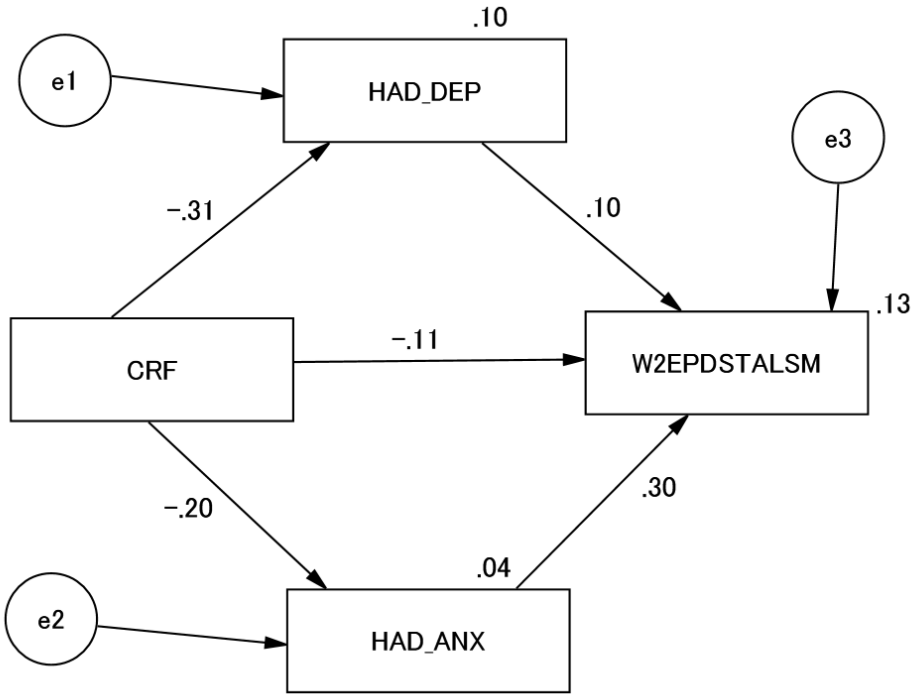


説明変数（児童期の父親のケア：CRF）から媒介変数（妊娠期の抑うつ：HAD_DEP）へのパス係数および媒介変数から基準変数（第２波うつ病：W2WEPDSTALMS）へのパスは有意であった。しかし，説明変数から基準変数への直接のパスは有意水準には達していない。しかし，これだけでは mediation の成立を確認したことにはならない。「説明変数 A が基準変数 C と有意に相関している」という mediation の第 2 基準を満たしていることを確認する作業が残っている。単純にＡからＣへの１本のパスを引き，そのパスが有意であることを確認すればよい。

[16] Mediation を確認する手法を採用したいくつかの論文を紹介する.
Chang, E. C., (2002). Predicting suicide ideation in an adolescent population: Examining the role of social problem solving as a moderator and a mediator. *Personality and Individual Differences, 32*, 1279-1291.
Gittleman, M. G., Klein, M. H., Smider, N. A., & Essex, M. J. (1998). Recollections of parental behaviour, adult attachment and mental health: Mediating and moderating effects. *Psychological Medicine, 28*, 1443-1455.
Higgins, D. J., McCabe, M. P., & Ricciardelli, L. A. (2003). Child maltreatment, family characteristics and adult adjustment: Mediating and moderating processes. *Journal of Aggression, Maltreatment & Trauma, 6,* 61-86.
Simons, R. L., Lorenz, F. O., Wu, C.-I., & Conger, R. D. (1993). Social network and marital support as mediators and moderators of the impact of stress and depression on parental behaviour. *Developmental Psychology, 29*, 368-381.
[17] Holmbeck, G. N. (1997). Toward terminological, conceptual, and statistical clarity in the study of mediators and moderators: Examples from the child-clinical and pediatric psychology literatyres. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 65*, 599-610.



共分散構造分析を用いた場合，これよりもさらに複雑な mediation を検討することも可能である。妊娠後期の不安に加えて妊娠後期の抑うつ（HAD_DEP）を第 2 のとして追加したのが次のパス図である。説明変数である児童期の父親のケアから妊娠期間中の抑うつ得点には有意のパスが確認された。しかし，後者から基準変数（第２波うつ病）へのパスは有意水準に至らなかった。従って妊娠後期の抑うつによる mediation は否定できた。



このようにしていくと非常に複雑な mediation の存在を確認することができる。身体現象の中で mediation と考えられる現象は少なくない。例えば，血流中の血液が異物に触れると第 XII 因子が活性化され，第 XIIa 因子となり，第 XIIa 因子は第 XI 因子を活性化し第 Xia 因子とさせ，これがさらに次々と凝固線溶系の因子の活性化につながり，最後にトロンビンがフィブリノーゲンを経由して血小板の凝固にたどり着き，最終的に血管からの出血が止まる。こうした現象を血液凝固カスケードと言う。このカスケードのどこかに障害があると，出血が止まらなくなる。あるいは血液の凝固が行き過ぎると血栓症が発生する。身体現象における規則的逐次的に起きる「玉突き現象」は心理現象にも当てはまるものである。こうした出来事を証明するには，共分散構造分析を利用した複雑な mediation の存在を確認することが，強力な研究手法になる。カスケード現象のもっとも主要なパスを確認できれば，治療や予防方法の探索にも有用な情報になる。あるいは，結果（例えば出血性疾患やうつ病）が同一であっても，異なる mediation の結果起こるものであれば診断も変わってくる。

▽△

裏技コーナー

Moderation や mediation という用語を使う場合，因果関係を想定している。ただし研究デザインや検討手法から「これが原因だ！」と断言すると必ず批判されるため，表現は慎重になる。しかし，因果関係を想定していることには変わりがない。因果を決める要件の重要なひとつは原因の発生が結果より早くみられるという点である。Mediator は当然，原因が発生したあとで，そして結果が起きる前に現れていると合理的に推定できるものでなければならない。

横断面調査で集めたいくつかの変数で mediation について述べるなら，「説明変数 ⇒ mediator ⇒ 基準変数」の時間的関係が査読者も認めるものを選ぶべきである。説明変数とした変数と mediator とした変数の出現順序が逆の可能性もあるなら，議論は随分と脆弱になる。

そこでもう少し強く因果関係を主張できるデザインは 継時的追跡研究である。この場合，複数の調査時点を設定する。調査時点の間隔は研究内容によって異なる。しかし，何年もの間隔を常に取らなければいけないというものではない。実務的に可能な調査間隔を設定しよう。

また，横断面調査の解析については，必ずと言ってよいほど査読者のデザイン上の批判が出てくる。最初の段階から継時的追跡調査をデザインすることのほうが賢明であろう。

▽△