

ヴルームの期待モデルと仕事関連の基準:メタ分析 ウェンデルアン・ファン・エールデ、ヘンク・ティエリー

本メタ分析では、ヴルーム(1964 年)のオリジナルの期待モデルおよび仕事関連の基準に関する 77 の研究の相関を統合する。5 つのタイプの基準変数 ―パフォーマンス、努力、意図、選好、選択― に関連して、このモデルと、単一の要素 ―誘意性、用具性、期待― との予測に言及した相関が含まれる。被験者内相関と被験者間相関は、別々に含まれる。全体として、平均相関は、以前のナラティブ・レビューで報告されたものよりもやや低い。特定のカテゴリにおいて、概念の測定に関連するモデレーターが階層線形モデルで分析されたが、これらのモデレーターでは不均一を説明できない。結果では、差別化された概要を示す。期待理論の妥当性のために相関材料を使用することが議論される。

期待理論(ヴルーム、1964 年)は、仕事のモチベーションの研究において主要な位置を占めてきた。特に、ヴルーム(1964 年)の誘意性・用具性・期待モデル(VIE モデル)は、数多くの実証研究の対象となっている。それは、組織行動(ネイラー、プリッチャード、イルゲン、1980 年)、リーダーシップ(ハウス、1971 年)、報酬(ローラー、1971 年)といった領域における理論的革新の豊富な源泉として機能してきた。期待理論に関するレビュー(ミッチェル、1974 年、1982 年、プリッチャード、キャンベル、1976 年、シュワブ、オリアン・ゴットリーブ、ヘネマン、1979 年、ワナウス、ケオン、ラタック、1983 年)では、いくつかの概念的問題と実証的問題に取り組み、将来の研究のための重要な提案を与えた。

最近の出版物では、研修のモチベーション(マチュー、タネンバウム、サラス、1992 年)、離職(サマーズ、ヘンドリクス、1991 年)、集団のパフォーマンスにおける生産性の低下(シェパード、1993 年)、自己設定目標(タブス、ボーネ、ダール、1993 年)、目標のコミットメント(クライン、ライト、1994 年、タブス、1993 年)、目標レベル(メント、ロック、クライン、1992 年)に関連して、期待理論への関心が再び見られる。また、期待理論は他のモチベーション理論と組み合わせるべきだ、と主張する人もいる(例えば、カンファアー、1987 年、カーナン、ロード、1990 年、クライン、1989 年、ランディー、ベッカー、1990 年)。従って、期待理論の妥当性をはっきりさせることが重要である。30 年にわたる研究は、その主要な教義を支持するのか?以前のレビューが結論づけているように、実証的には十分に支持されていないにせよ、この理論はまだ「有望」なのか?期待理論を他のアプローチと組み合わせることは有用か、もしそうなら、これはどのように行われるべきか?

統計分析の、多くの異なる様々な解釈、運用化、適用目的、方法が使用されてきた。その結果の比較と組み合わせを可能にするために、ヴルームの基本モデルとその要素を参照した。この論文の目的は、期待理論に関する文献を体系的に分析し、実証的結果をメタ分析的に統合することである。これは、期待理論と仕事関連の基準変数との関係をはっきりさせるため

に行われた。

ランディールとベッカー(1990 年)は、期待モデルの予測を改善するための鍵は、成果の数、成果の誘意性、研究のために選択された特定の従属変数、といった変数にあるかもしれない、と示唆した。シュワブら(1979 年)は、VIE モデルと 2 つの基準変数 ―努力とパフォーマンス― との関係性を調べた。彼らは、統計分析の際、32 の被験者間の研究に見られる、この関係性のいくつかのモデレーターを含めた。今回の論文では、彼らの知見の一部を更新する。更に、VIE モデルの要素、すなわち誘意性、用具性、期待、そして**力モデル**(または **EV**)および**誘意性モデル**(または **VI**)を伴う研究、並びに被験者内相関分析の結果、およびパフォーマンスと努力以外の基準変数に関する研究を含む。合計で、77 の研究の効果サイズをメタ分析的に統合した。

期待理論の概念の測定

このモデルとその要素(ヴルーム、1964 年)は抽象的であり、異なる解釈の影響を受けやすい。一般に、研究者は、構成概念が何を意味し、それらをどのように測定するか、について意見が分かれる。概念の異なる運用化のいくつかを以下に概説する。

誘意性

ヴルーム(1964 年)は、この概念を、成果に対するすべてのあり得る感情的な方向性として定義しており、誘意性は、成果の重要性、魅力、望ましさ、期待される満足度として解釈される。何人かの著者が、その運用化を実証的に比較した(イルゲン、ネベカー、プリッチャード、1981 年、ペコティッチ、チャーチル、1981 年、シュワブら、1979 年、タブス、ボーネ、パエス、1991 年)。彼らの研究の結果は、運用化の違いは必ずしも一貫した効果を引き起こすとは限らないことを示している。効果が一貫している限り、魅力、望ましさ、期待される満足度として運用化された誘意性は、重要性として運用された誘意性よりも多くの分散を説明する。場合によっては、パフォーマンスの誘意性は、特定の成果に関連するパフォーマンスの用具性を疑問視し、更に用具性をこれらの成果の誘意性で重み付けすることによって得られるのではなく、直接測定された。多くの場合、肯定的なアンカーのみのスケールが使用されたが、この理論では、誘意性は否定的な値も取り得ると述べている。目標設定の研究の場合、誘意性は時に、異なるレベルの努力に対して合計された。理論的な意味が不明瞭であるため(例えば、クライン、1991 年)、これらの研究は、今回のメタ分析から除外された。私たちは、誘意性の運用化の緩和効果を、魅力、重要性、望ましさ、その他の運用化、としてコード化することにより検討した。

用具性

ヴルーム(1964 年)は、この概念を、成果と成果の関連性として定義しており、用具性は、1 つ成果ともう 1 つの成果との関係性としてだけでなく、成果を得る確率としても解釈され

てきた。この構成概念を巡っては、最も論争が少ないように思え、いずれの解釈も区別なくメタ分析に現れる。

成果の数

ヴルーム(1964 年)のモデルでは、誘意性によって重み付けされた、いくつかの成果の用具性は合計されるべきである、と述べている。殆どの研究では、これらの成果は、格付けにあたって、研究者によって選択され、被験者に提示された。この手順は、被験者と無関係な成果が生まれる一方で、関連する成果を取りこぼしているかもしれないリスクを増す。ヴルームの見解では、無関係な成果は、用具性スコアが 0 であるべきだし、従って、基準との関係性には何の効果もないはずである。しかし、おそらく、以前は気づかなかった成果が測定誤差をもたらすため(パーカー、ダイアー、1976 年)、その基準の予測を減少させる傾向のある成果は多い(ミッチェル、1982 年)。明らかに、本当に無関係な成果と、ある人がまだ考慮していなかった成果との間には違いがあるはずである。成果が実際に関連性を持つことを確認する一つの方法は、被験者に、成果のリストから最も関連性のある成果を選択させることである(例えば、オム、1980 年、キニッキ、1989 年、パーカー、ダイアー、1976 年)。被験者が自身の知覚した成果に名前を付ける機会が与えられることは滅多にない(松井、池田、1976 年)。シュワブラ(1979 年)は、努力またはパフォーマンスを予測するために、10～15 の成果を使用した(被験者間の)研究は、成果が少ない研究、または多い研究よりも強い効果サイズをもたらすことを示した。今回のメタ分析では、モデレーターとして成果の数を含めた。

期待

ヴルーム(1964 年)は、期待を、 $e \rightarrow p$ と表記される、成果またはパフォーマンス(p)に繋がる行動または努力(e)の主観的な確率として定義した。実際、期待は、ある行動とある成果との間の認識された関係または相関としても測定されてきた。更に、期待は、努力がパフォーマンスの成果に繋がる主観的な確率、または $e \rightarrow o$ で表記される第 2 レベルの成果(o)として解釈されてきた。後者の見方は、期待と用具性($p \rightarrow o$)を混同する。オリジナルの定義がより高い効果サイズに関係するかどうかをはっきりさせるために、私たちは、行動の期待($e \rightarrow p$)と、第 2 レベルの成果の期待($e \rightarrow o$)をコード化した。

ヴルーム(1964 年)は、期待を複数のレベルを持つものとして概念化したが、このタイプの測定は、例外というよりも 1 つのルールであるため、私たちは、1 つのレベルの期待の測定を含めることにした。しかし、合計された期待スコアは、オリジナルの概念化から離れすぎていると考え、これらを含めることはしなかった。

基準の測定

争点となっているのは、VIE モデルによって予測される仕事のモチベーションをどのように測定すべきか、ということである。ヴルーム(1964 年)が述べたように、「このモデルで、潜在的に観測可能なイベントと直接関連している唯一の概念は力の概念であり、[そこでは]人の行動は、それぞれが方向と大きさを持つ力の場の結果である、と仮定される」(p.20)。力は比喻である。文献では、力は努力、意図の観点から操作化されてきたし、或いはパフォーマンスの尺度から、またはイベントの参加といった活動への関与から導き出されてきた。パフォーマンスも従属変数として機能する。VI モデルの基準変数は、通常、選好(魅力)、意図、選択として運用化されてきた。

基準尺度に関するもう一つの問題は、口頭での自己報告が妥当な力の尺度かどうか、である。おそらく、自己報告は、力に最も密接に関係するが、期待理論の尺度と、この基準との関係性は、VIE 変数と同時に測定された場合、一般的な方法バイアスと、測定誤差の共有分散とによって、見かけ上、誇張されるリスクがある(オム、1980 年)。今回のメタ分析で、私たちは、以下の基準尺度を区別した¹。(a)生産性、パフォーマンス向上、タスク・パフォーマンス、グレード、上司によるパフォーマンスの評価、自己評価、の客観的尺度を含むパフォーマンス、(b)費やした時間、上司による努力の評価、タスクに費やした努力や職務の申し込みの自己報告、意図された努力、といった、タスクに費やした努力の客観的な尺度を含む努力、(c)意図(ある職務を申し込む、またはある職務を辞める)、(d)職務、職業、組織、の魅力または選好の格付けを指す選好、(e)選択、実際の自発的な離職、職務の選択、組織の選択。選好の尺度にはオプションの格付けが含まれているのに対し、選択には実際の選択肢が含まれていることに注意されたい。これらのカテゴリ内で、基準変数の測定、つまり自己評価、上司による評価、言い換えると客観的な尺度、をコード化した。

期待理論の予測の分析:被験者間分析と被験者内分析

通常、VIE モデルが適用される場合、次の方法が使用される。被験者は、予測変数の期待と、予測変数に到達した成果の用具性と誘意性とを評価し、次に 3 つの VIE 変数を力スコアに結合する。基準尺度が取得され、被験者間の分析に従って、被験者のスコアが基準尺度と相関される。この方法は、このモデルに関するヴルーム(1964 年)の考え方と異なる点に注意することが重要である。ヴルームは、個人の力を、その個人の中に秘める他の力に対して相対的に作用するもの、と称した。そのため、VIE 変数と基準との関係は、被験者内分析に従って発現するはずである。このモデルは個人の意思決定モデルであり、自己比較的に見る必

1 著者らは、しばしばこの予測の測定と基準変数との間の時間について言及していないが、殆どの研究は横断的だった。パフォーマンスと努力のカテゴリでは、時間の経過に伴う基準尺度を集計することが時々あった。基準カテゴリーの選択では、時間を越えた相関が利用可能であり、データ・セットに含まれた。

要がある(ミッチェル、1974 年)。異なる個人のスコアを 1 つのグループとして分析しても、そのグループ内の変動量に関する情報しか得られない(例えば、タブスら、1993 年)。なぜ、これほど多くの実証研究が不適切な被験者間の方法論を使用しているのかは不明だが、被験者内検証の煩雑さが、このような事態を招いたのかもしれない。また、一部の研究者が明らかに目的としていた、よいパフォーマンスを発揮しそうな誰かをどのように予測するか、は、尤もな懸念事項である。しかし、ヴルームのモデルは元々このように使用されることを意図していなかった、というのが私たちの見解である。

被験者間か、被験者内かの論争のもう一つの問題は、被験者間分析における応答セット・バイアスや、被験者間の分散にまつわるその他のソースが、被験者間分析で説明される分散量を、被験者内分析よりも低くする原因となるかどうか、である(ミッチェル、1974 年)。これに対して、ニッカーソンとマクレランド(1989 年)は、被験者間分析が、まさしく応答セット・バイアスのために、より大きな相関をもたらし可能性があることを、シミュレーションによって示した。しかし、実際には、被験者内分析は通常、やや強い相関をもたらし(ミッチェル、1982 年)。今回のメタ分析では、被験者内分析と被験者間分析を区別した。

方式

ステップ 1 手順

メタ分析を統合し、期待モデルと仕事関連の基準との関係を調べた²。このメタ分析の主な目標は、VIE 変数と仕事関連の基準との関係の全体的な強さを正確に要約することである。2 番目の目標は、特定の変数が、この関係を変更するかどうか、をはっきりさせることである。

期待理論に関する実証研究の探索は、以下のデータベースを使用して行った。アメリカ心理学会の PsycLIT(1973~1993 年)、University Microfilms 社(1987-1992 年)の Abstracted Business Information(ABI/Inform として知られている)、ERIC、すなわち教育リソース情報センター(1981~1991 年)。これらのコンピュータ検索は、脚注連鎖探索によって補完された。論文は、特にモルツ(1990 年)からの参照によってトレースされた。約 180 の論文が調査され、そのうち 77 が今回のデータ・セットに含まれている。

検索された研究は、以下の基準を満たす場合に、メタ分析に含めた。(a)VIE モデルの少なくとも 1 つの要素が独立変数として機能する場合、(b)このモデルのオリジナルの方程式が使用されている場合、(c)VIE 変数と仕事関連の基準との関係性が相関で表現されている場合、または利用可能な情報から相関が再構築された場合(比較のために、ヒット率のパーセンテージは除外された)、(d)被験者が、社員または学生のいずれかである、正常な成人である場合。

2 メタ分析における研究の個々の効果サイズの表は、それに対応する著者から入手できる。

表 1
メタ分析の結果(ステップ 1)

変数	誘意性	用具性	期待	モデル		
				EV	VI	VIE
パフォーマンス						
被験者間						
k	11	12	21	15	15	29
均質性: $\chi^2(k-1)$	16.54	33.70***	60.03***	17.60	11.82	59.91***
平均 r	0.21	0.16	0.22	0.26	0.15	0.19
N	1,490	1,532	2,618	3,004	1,668	3,361
95%信頼区間						
下側	0.16	0.07	0.17	0.22	0.10	0.16
上側	0.26	0.17	0.25	0.30	0.20	0.22
被験者内						
k				3	2	4
均質性: $\chi^2(k-1)$				0.14	0.62	14.45**
平均 r				0.33	0.09	0.23
N				403	593	731
95%信頼区間						
下側				0.24	0.01	0.16
上側				0.41	0.17	0.29
努力						
被験者間						
k	7	8	15	14	8	16
均質性: $\chi^2(k-1)$	7.10	8.41	21.95	19.26	20.50**	22.81
平均 r	0.29	0.15	0.19	0.28	0.25	0.23
N	669	726	1,494	3,127	890	1,427
95%信頼区間						
下側	0.21	0.08	0.14	0.25	0.19	0.18
上側	0.36	0.22	0.24	0.32	0.32	0.27
被験者内						
k	2	1	2	5	2	4
均質性: $\chi^2(k-1)$	0.01		6.01**	9.75*	4.08*	3.80
平均 r	0.54	0.42	0.45	0.52	0.42	0.57
N	120	27	120	320	175	295
95%信頼区間						
下側	0.40	0.05	0.29	0.44	0.29	0.64
上側	0.65	0.69	0.58	0.59	0.54	0.49

変数	誘意性	用具性	期待	モデル		
				EV	VI	VIE
意図						
被験者間						
k	2	3	3		10	4
均質性: $\chi^2(k-1)$	7.58**	27.77***	18.45***		6.86	33.04***
平均 r	0.44	0.17	0.38		0.40	0.34
N	444	572	513		1,234	1,033
95%信頼区間						
下側	0.36	0.09	0.30		0.35	0.28
上側	0.51	0.25	0.45		0.45	0.39
被験者内						
k	1	4		1	4	3
均質性: $\chi^2(k-1)$		12.87**			4.35	9.28**
平均 r	0.25	0.32		0.42	0.33	0.49
N	92	1,356		50	1,316	262
95%信頼区間						
下側	0.05	0.27		0.16	0.28	0.38
上側	0.45	0.36		0.36	0.37	0.57
選好						
被験者間						
k		1			5	
均質性: $\chi^2(k-1)$					2.31	
平均 r		0.40			0.36	
N		771			1,220	
95%信頼区間						
下側		0.34			0.31	
上側		0.45			0.41	
被験者内						
k		13			17	1
均質性: $\chi^2(k-1)$		83.08***			105.67***	
平均 r		0.63			0.65	0.74
N		1,053			1,498	129
95%信頼区間						
下側		0.59			0.62	0.65
上側		0.66			0.68	0.81

変数	誘意性	用具性	期待	モデル		
				EV	VI	VIE
選択						
被験者間						
k	1	1	4	1	1	3
均質性: $\chi^2(k-1)$			16.02**	1.39		17.61***
平均 r	0.27	0.21	0.31	0.56	0.29	0.14
N	121	121	440	41	121	565
95%信頼区間						
下側	0.09	0.03	0.23	0.30	0.12	0.06
上側	0.43	0.37	0.39	0.73	0.45	0.22
被験者内						
k		3	1	1	4	4
均質性: $\chi^2(k-1)$		18.08***			1.83	15.57**
平均 r		0.22	0.22	0.49	0.34	0.23
N		2,050	1,521	41	605	2,406
95%信頼区間						
下側		0.18	0.17	0.22	0.26	0.19
上側		0.25	0.26	0.70	0.41	0.26

注 EV=期待×誘意性、VI=誘意性×用具性、VIE=誘意性・用具性・期待。太字は10以上の相関を含む不均一カテゴリを示す。

* $p<0.05$ ** $p<0.01$ *** $p<0.001$

効果サイズを 10 のカテゴリーに分類した。まず、被験者内相関と被験者間相関を区別し、これら 2 つの研究グループを 5 つの基準変数カテゴリーに分割した。各効果カテゴリー内で、6 つのタイプの VIE 変数 — 誘意性、用具性、期待、EV モデル、VI モデル、VIE モデル — を調べた。

1 つの効果カテゴリーに関連する複数の効果サイズが利用可能である場合は、より包括的な基準を選択した(例えば、同僚と協力する能力ではなく、全体的なパフォーマンス)。同じ一般基準に適用される複数の効果サイズが利用可能である場合は、これらを独立サンプルごとに平均化した(フィッシャーの z 変換を使用)。研究内の独立した下位グループは、別々に分析した。複数の論文に登場する 1 つのグループは、メタ分析に 1 回だけ含まれていた。ローゼンタール(1978 年、1991 年)のメタ分析手法を用いて、効果サイズを比較し、組み合わせた(他の 2 つのメタ分析アプローチとの比較については、ジョンソン、マレン、サラス、1995 年を参照)。相関は、フィッシャーの z に変換され、自由度($n-3$)によって重み付けされた。これらの重み付けされたフィッシャーの z は、各効果カテゴリー内の研究間で合計され、研究の総自由度で割ることで、効果カテゴリーごとに加重平均したフィッシャーの z を求めた。このフィッシャーの z を r に変換し直して、効果カテゴリーに対する加重平均相関を取得した。多くの研究が信頼性係数について言及していなかったため、相関を測定誤差で補正することはできなかった。続いて、結果の均質性について、 χ^2 を効果カテゴリーごとに計算した(ヘッジズ、オルキン、1985 年、ローゼンタール、1991 年)。不均一な結果を持つカテゴリーでは、非同一クラスター分析(マレン、1989 年)を使用して外れ値を特定した。その数は十分に少なかったため、意味のある外れ値は含めることにした。最後に、加重平均について 95%信頼区間を計算した。

ステップ 2 手順

メタ分析ではっきりしたいくつかのカテゴリーは、 χ^2 検定で示されるとおり、不均一だった。不均一なカテゴリーの解釈の 1 つは、その効果サイズは、効果サイズの同じ母集団に由来しているわけではなく、モデレーターが体系的に、より高いまたはより低い効果サイズを説明できる、というものである。ロウデンプッシュとブリュック(1985 年)による階層線形モデル(HLM)の手順を、モデレーターを調べるために使用した(ブリュック、ロウデンプッシュ、1992 年、ホックス、1994 年、ロウデンプッシュ、ブリュック、1985 年、メタ分析に適用された HLM のもう 1 つの例については、ホックス、デ・レーウ、1994 年を参照)。メタ分析のモデレーターは、効果サイズ(フィッシャーの z)のサンプリング分散が既知である $[1 \div (n-3)]$ ため、「既知の分散」問題を呈す。このモデルは、モデレーターの影響により、分散の原因として非系統的なサンプリング誤差(研究内-レベル 1)を系統的分散(研究間-レベル 2)から分離する。この分析の結果、モデレーター変数によって説明される効果サイズにおける不均一の割合と、残存した不均一の量および有意性に関する情報が提供された。10 以上の効果サイズを含む、不均一なカテゴリーで、モデレーター分析を実施した。これらの

表 2
非加重平均相関:誘意性×用具性×期待(VIE)と基準変数

変数	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1.誘意性	—	7	8	1	2	4	11	9	3		1
2.用具性	0.30	—	6	1	3	5	12	9	7	14	4
3.期待	0.22	0.20	—	1	6	9	21	17	3		5
4.EV モデル	9.94	0.52	0.52	—	1	1	18	19	1		2
5.VI モデル	0.84	0.84	0.21	0.90	—	7	16	10	14	22	5
6.VIE モデル	0.61	0.58	0.65	0.94	0.87	—	33	20	7	1	7
7.パフォーマンス	0.18	0.17	0.17	0.27	0.17	0.19	—	8	2		1
8.努力	0.34	0.24	0.26	0.32	0.29	0.29	0.46	—	1		1
9.意図	0.39	0.29	0.40	0.42	0.37	0.42	0.43	0.73	—		4
10.選好		0.71			0.66	0.74				—	
11.選択	0.27	0.27	0.38	0.53	0.28	0.25	0.35	0.41	0.37		—

注 EV=期待×誘意性、VI=誘意性×用具性。相関は、フィッシャーの z 変換で平均化した。右側の三角エリアの数字は、左側の三角エリアに対応する観察の数である。

条件を満たした 5 つのカテゴリーを表 1 に示す。

次の 5 つのモデレーター変数は、ダミー・コード化された。基準尺度(自己報告、上司の評価、客観的尺度)、成果の数、被験者のタイプ(ブルーカラーの社員、ホワイトカラーの社員、学生)、期待の運用化(第 1 レベルの成果の期待と第 2 レベルの成果の期待)。誘意性の運用化(魅力、重要性、望ましさ、その他)。これらのモデレーターが異なる研究内のすべての相関は、フィッシャーの z 変換後に含まれた。

結果

ステップ 1

メタ分析の最初のステップの結果を表 1 に示す。表 2 は、使用された変数の非加重平均相関を示す。表 1 のセルは不均一に埋められており、殆どの研究が被験者間相関を報告している点に注意されたい。この相関は、VI とパフォーマンスの間の被験者内平均相関の $r=0.09$ から、VI と選好の間の被験者内平均相関の $r=0.65$ まで、広い範囲に及ぶ。

被験者内の方法は、カテゴリーの 75%を占める被験者間分析よりも高い平均相関を示した。しかし、被験者間の成果と被験者内の成果の信頼区間の 75%は重複している。更に、表 1 は、ヴルーム(1964 年)のモデルが、単一の構成概念である誘意性、用具性、期待よりも高い相関をもたらさないことを示している。従って、私たちは、このタイプの分析における単一の基準変数の加重平均を得るために、基準カテゴリー(表 1 参照)にわたり VIE 変数の平均結果を 1 つにまとめることにした。被験者内の平均相関は、努力($z=6.02$ 、 $p<0.01$)および選好($z=11.70$ 、 $p<0.01$)の基準尺度において、被験者間よりも有意に高い。

表 3

研究の属性ごとの、効果サイズの階層線形モデル分析の結果

入力された変数	パフォーマンス						選好			
	用具性		期待		VIE		用具性		VI	
	γ	r	γ	r	γ	r	γ	r	γ	r
基準尺度										
自己報告 ^a	0.07	0.06	-0.18	-0.38	0.00	0.06				
上司の評価 ^a	0.12	0.23	-0.17*	0.60**	0.00	-0.08				
<i>dfs</i>	2, 13		2, 18		2, 36					
推定された残差分散	0.01		0.01		0.01					
$\chi^2(k-1)$	33.96**		33.73*		65.51*					
成果										
数	0.01	0.34	0.00	-0.32	0.00	-0.13	0.00	-0.02	0.03	0.28
<i>dfs</i>	1, 14		1, 19		1, 37		1, 11		1, 15	
推定された残差分散	0.01		0.01		0.01		0.05		0.04	
$\chi^2(k-1)$	35.79*		45.44*		63.23*		108.95***		103.96***	
被験者のタイプ										
ブルーカラー ^b	0.11	0.28		-0.01	0.09					
ホワイトカラー ^b	0.25*	0.38	-0.13	-0.46*	0.02	0.16	-0.52***	-0.89**	-0.21	-0.36
<i>dfs</i>	2, 13		1, 19		2, 36		1, 11		1, 15	
推定された残差分散	0.01		0.01		0.01		0.01		0.05	
$\chi^2(k-1)$	23.83**		40.28*		65.13**		10.65		88.63***	

入力された変数	パフォーマンス						選好			
	用具性		期待		VIE		用具性		VI	
	γ	r	γ	r	γ	r	γ	r	γ	r
期待の運用化										
期待→第1レベルの成果 ^c			0.11	0.32	-0.03	-0.04				
<i>dfs</i>			1, 19		1, 37					
推定された残差分散			0.01		0.01					
$\chi^2(k-1)$			42.29*		65.54*					
誘意性の運用化										
魅力 ^d					0.08	0.13			0.27 ^e	0.20
重要性 ^d					0.05	-0.01			0.19 ^e	0.33
望ましさ ^d					0.03	-0.04				
<i>dfs</i>					3, 35				2, 14	
推定された残差分散					0.01				0.05	
$\chi^2(k-1)$					62.54*				130.46***	

注 相関はフィッシャーの z に変換されている。VIE=誘意性×用具性×期待、VI=誘意性×用具性。

a 客観的尺度との比較 b 学生との比較 c 期待→第2レベルの成果との比較 d 他の運用化との比較 e 望ましさとの比較

* $p<0.05$ ** $p<0.01$ *** $p<0.001$

表 4
研究の属性の関連性

変数	1	2	3	4	5
1.基準尺度	—	48	48	44	39
2.成果の数	0.14	—	65	44	56
3.被験者のタイプ	0.29	0.19	—	44	56
4.期待の運用化	0.22	0.03	0.47	—	39
5.誘意性の運用化	0.33	0.51***	0.28	^a	—

注 左側の三角エリアの太字データは R 。他のすべての係数はクラメル の V 。右側の三角エリアの数字は、左側の三角エリアに対応する観察の数である。

a 予測されたセルの頻度が低すぎて、クラメル の V が計算できなかった。

*** $p < 0.001$

ステップ 2

「方法」の章で説明したように、私たちは、少なくとも 10 の効果サイズを含む 5 つの不均一なカテゴリーで、各モデレーター変数を個別に調べた。その結果、表 3 に示す 17 の HLM 分析が得られた。回帰係数(γ)と、ダミー・コード化された変数と効果サイズとの相関とが示されている点に注意されたい。 χ^2 統計量は、モデレーターを調べた後の推定された残差分散が、1 つを除くすべてのカテゴリーで有意であることを明らかにした³。

モデレーター変数間の関連性を表 4 に示す。クラメル の V がベースとしているいくつかのセルには、観測値が殆ど含まれていないが、しかし、二元分割表の最小基準(ウィッケンズ、1989 年)によれば、それで充分である。すべての実用的な目的に対して、 V 統計量は積率相関係数として解釈できる点に注意されたい。

考察

ヴルーム(1964 年)のモデルと仕事関連の基準変数との平均相関は、以前にナラティブ・レビューで報告されたもの(例えば、ミッチェル、1974 年、ワナウスら、1983 年)よりもやや低いことが分かった。ヴルームのモデルでは、このモデルの要素よりも高い効果サイズは得られない。このことは、このモデルが妥当性を欠いていることを示唆する。と同時に、私たちは、多くの研究が、オリジナルの理論的観点から、またデータ分析の観点から、誤って行われたことを認識している。特に、このモデルの積和変数と基準変数との単純な相関を使用することは問題となるかもしれない(エヴァンス、1991 年、メレンベルグ、モレンディーク、デ・ハーン、テル・ホルスト、1990 年)。私たちは、このモデルではなく、VIE 要素を使うことを提言する。

3 しかし、私たちは、この高い相関は、ホワイトカラーの社員に関する 2 つの相関が外れ値であり、モデレーターによるものではないという事実が原因である、と解釈した。

このモデルと要素とにより強く関係している基準変数は、行動(パフォーマンス、努力、選択)ではなく、態度(意図と選好)であるように思える。この結果の原因は、態度に関する基準変数を自己報告する際の尺度に見られる応答バイアスである、と主張することができる。一方、この結果は、VIE 変数が行動には直接関係しておらず、認知に関係しているはずなので、期待理論の妥当性を支持する(ゴルヴィツァー、1993 年、カンファー、1990 年、ヴルーム、1964 年)。

被験者内相関が被験者間相関よりも有意に高くなるのは、努力または選好が基準変数として使用される場合のみである。残念ながら、私たちの一連の研究で利用可能な被験者内相関は殆どなく、事実上すべてが VIE 変数と同時にに行われた自己報告の基準測定に基づいている。従って、これらの相関は応答バイアスによって歪められている可能性がある。

今回のメタ分析のより一般的な制約は、効果サイズが相関しているのに、効果の方向がはっきりしないことである。更に、VIE 変数を用いた実験が処理のタイプによって異なるうえ、フィードバックや目標設定の影響といった、新たに形成された疑問に答えようとしていたため、期待理論に関する数少ない実験をメタ分析的に組み合わせることができない(例えば、ピーターズ、1977 年、ブリッチャード、デ・レオ、1973 年、リーデル、ネベカー、クーパー、1988 年)。

モデレーター変数に関して、シュワブラ(1979 年)は、例えば、概念の運用化が効果サイズのかかなりの分散量を説明することを見出した。しかし、彼らの手順は、負の効果サイズを 0 としてコード化し、 R^2 を組み合わせ(時には独立変数の数で補正される)、サンプル・サイズによって効果サイズを重み付けするかどうかについては言及しなかったという点で、私たちの手順と異なる。私たちは、分析のタイプと基準変数によって整理されたカテゴリーの 3 分の 2 が均一であることを見出した。つまり、サンプリング誤差は分散を説明でき、不均一なカテゴリー内には緩和効果が殆どない。後者は、いくつかのカテゴリーで検出力が低く、従う手順に違いのあることが原因であるかもしれない。それにも拘わらず、社会的影響、アイデンティティ、自己概念(シャミア、1991 年)、情報処理の個人差(ゼデック、1977 年)といった他のモデレーターが、より多くの分散を説明できる可能性がある。

私たちのメタ分析の成果は、理性的な行動の理論における「信念」(フィッシュベイン、アイゼン、1975 年)、自己効力感(バンデューラ、1977 年)といった主観的な期待概念を使用する他のモデルに一般化されるかもしれない。特に、このモデルの妥当性の立証に使用される方法は類似している。要約されたアプローチは、特定の意図や行動のタイプに対する被験者間の予測因子として、様々な認知が使用されるという意味で、理論的には不明瞭である。今回のメタ分析の結果は、動機づけ行動に関する私たちの理解を深めるものではない。VIE 変数は確かに仕事関連の基準に関係するが、ヴルーム(1964 年)がこのモデルを定式化する際に基礎としたように、これらの変数を効用へ変換しても、その関係性が増加するようには見えない。実験計画の活用といった別のアプローチにより、構成概念の有効性がより詳細になるかもしれない。将来の研究者は、この理論の異なる解釈が使用されてきたこと、すべての手法が正確であるとは限らないこと、基準変数の選択が違いを生むこと、を認識すべきで

ある。