

対人過敏・自己優先尺度（第2版）の作成

——社会人と学生での検討^{1), 2)}——

村中 昌紀・亀山 晶子
山川 樹・坂本 真士

問題と目的

近年、これまで日本においてうつ病の特徴として一般に知られていた病像（メランコリー型の特徴をもつ抑うつ）とは異なり、他罰性が強い、週末や休日は元気になるなどの特徴をもつ、未熟型うつ病（阿部，2011）、現代型うつ病（松浪・山下，1991）、ディスチミア親和型うつ病（樽味，2005）が相次いで提唱されている。本稿ではそれらの抑うつ症候群を「新しいタイプの抑うつ症候群」（以降，新タイプ抑うつ）と総称する。この新タイプ抑うつは、一般に「新型うつ」と呼ばれることもあるが、本稿では「新型うつ」という語は用いない。その主な理由は、(1)「新型うつ」はマスコミが広げた用語であり、学術的にコンセンサスを得た用語ではないこと（日本うつ病学会，2020）、(2)「新型うつ」は報道等によって偏ったイメージが付与されている可能性があること、である。

新タイプ抑うつに関連する心理学的特徴として坂本・村中・山川（2014）は、対人過敏傾向（Interpersonal Sensitivity；以降IS）と、自己優先志向（Privileged Self；以降PS）を提唱している。対人過敏傾向（IS）とは他者からの評価を過度に気にしたり、他者からの評価に過度に反応したりする傾向であり、自己優先志向（PS）とは自己の快を他者や集団との関係よりも優先させて追求しようとする傾向である。そして、ISとPSを測定する尺度として、対人過敏・自己優先尺度（IPS）が開発されている（村中・山川・坂本，2017；Sakamoto, Muranaka, & Yamakawa, 2017; Yamakawa, Muranaka, & Sakamoto, 2015）。IPSは、ISを測定する16項目と、PSを測定する9項目からなる。これらの2つの因子はそれぞれ3つずつの下位因子を有する。すなわち、IS因子の下に「評価への敏感さ」「評価への過剰な反応」「回避」という下位因子が、PS因子の下に「独善」「被害者意識」「成果依存」という下位因子が、それぞれ存在する（村中他，2017）。

IPSについては、これまでに抑うつと正の関連が報告されている。例えば、IS、PS共に、現在の抑うつの重症度と中程度の正の相関を示している（村中他，2017）。また、IPSを使用

した縦断調査(村中・山川・坂本, 2019)では, IPSが抑うつ脆弱性要因であることが示されている。すなわち, およそ1か月の間隔をあげ2回の縦断調査を行った結果, 1回目に測定したIS, PSが共に2回目の対人ストレスイベントを増加させ, そのことで2回目の抑うつの重症度も高まっていたことが示されている。

このようにIPSを用いた研究によって, IS, PSと抑うつとの間に有意な正の関連があることが示されていた。新タイプ抑うつについての社会的関心は高まっており, 数多くの書籍が出版されているものの, 実証的な研究は, すでに触れた先行研究の他に中野(2016), 坂部・山崎(2019)やKato et al.(2019)などごく少数に限られている。このような状況において, 上記のような知見を残したIPSは新タイプ抑うつの発症を解明するための有望な尺度と言える。しかしながら, 今後もIPSを用いてより詳細に検討を進めるためには, 以下の3点を検討することが望まれる。

第1は, 下位因子を用いた検討である。現在は, ISとPSを2次因子にまとめて新タイプ抑うつの発症に関する仮説モデルの検討を行っているが, 今後, IPSを用いて新タイプ抑うつの発症過程に関するより詳細な検討を行うためには, ISとPSのそれぞれの下位尺度を用いて検討することが望ましい。しかし, IPSの6つの下位因子のうち, 「回避」と「成果依存」は項目数が少なく項目を追加し再検討する必要性が指摘されている(村中他, 2017)。そこで, 下位尺度の得点を単純合計として用いる際に, より測定が安定するよう項目数を増やすことが求められる。その上で, 下位因子の特徴として性別や年代ごとの統計的性質を資料として整理することで後の研究で参照することができるだろう。

第2はIPSの全項目数である。IPSは合計25項目よりなるが, 大学以外の現場, たとえば企業や医療現場などでも実施する際には, 回答者への負担を考慮して項目数はなるべく少ない方がよい。そこで, 6つの下位因子のそれぞれに含まれる項目数に注意を払いながらも, 全体としての項目数を減らすことが望まれる。

第3は, 尺度の適用対象の拡大である。これまでIPSに関する知見は, 大学生を対象とした調査によってもたらされていた。しかしながら, 新タイプ抑うつは主に産業労働領域で問題となることが多いことから(戸田・野村, 2008), 企業で働く社会人を対象とした研究が不可欠である。そのためには, 社会人サンプルにおける妥当性の検討が必要だが, 手始めとして, 学生サンプルと社会人サンプルとの間で, 因子構造が共通しているかを確認する必要がある。

方法

先述の3点を検討するために, 本研究ではIPSの改良と統計的性質の検討を行う。具体的には, 以下の3つの段階によって行う。

まず, 第1に新たに一部の項目を入れ替えたIPS第2版(IPS-2)を作成し, それを社会人において実施し, IPSをもとに作られた因子構造を確認しながらIPS-2の項目を確定させる

(分析1)。第2に、社会人で見られた因子構造が、大学生においても再現されるかを確認する。すなわち、IPS-2を大学生に対しても実施し、社会人と同一の因子構造が得られるかどうかを多母集団同時分析により確認する(分析2)。第3に、社会人と学生とで同一の因子構造が確認されたならば、確定したIPS-2に関する資料を提供するために、性別ごと(学生・社会人サンプルとも)および年代ごと(社会人サンプルのみ)の記述統計量を算出する。

IPS-2の作成 25項目からなるIPS(村中他, 2017)をもとに、各因子の項目数に偏りのないよう、改訂を行った。具体的には、項目数が9と多い「評価への敏感さ」からは因子負荷量が低い4項目を削減する一方、項目数が2や3と少ない「回避」、「成果依存」、「独善」には新たに11項目を追加した。なお、追加項目については著者らが概念的な意味の妥当性を検討し、十分な協議を行い、すでに作成した項目との関係も考え概念の一部に内容が偏らず概念をカバーすることにも注意した。結果として、計32項目をIPS-2の候補として作成した。回答者には5段階評定(1.まったくあてはまらない-5.あてはまる)で回答を求めた。

調査対象者と手続き 社会人データは、調査会社を通してweb上で調査を実施した。その結果、東京、千葉、埼玉、神奈川在住の20歳から59歳までの社会人(正社員である会社員)522名から有効回答を得た(男性260名、女性262名;平均年齢=37.4歳, $SD = 11.2$ 歳)。調査対象者の内訳をTable 1に示す。なお、調査会社を利用しているため、競合となる調査業、

Table 1 社会人サンプルの内訳

職業	対象地域	年代	性別	<i>n</i>
調査業、 広告業を除く 正社員である会社員	東京	20代	男性	84
			女性	84
		30代	男性	72
			女性	74
	神奈川	40代	男性	52
			女性	52
		50代	男性	52
			女性	52

広告業はサンプルから除外されている。一方、学生データは、都内の私立大学に通う男女大学生に対して、授業終了後に質問紙調査を実施した。分析対象者は340名(男性150名、女性185名、性別欠損5名;平均年齢=18.70歳, $SD = 1.22$ 歳)であった。なお、本研究は、筆頭著者が調査実施当時に所属していた機関において、研究倫理委員会の承認を得て実施された(承認番号28-30)。

結果

分析1 社会人サンプルにおける2次因子構造の確認とIPS-2の項目選定 まず、社会人サンプルにおいて、村中他(2017)と同じ2次因子構造モデルの確認的因子分析を行った。分析はMplus ver.7を用いて行い、推定方法はロバスト最尤法を用いた。具体的には、まずIPS-2作成時の32項目を6つの下位因子のいずれかに含めて2次因子構造の確認的因子分析を行い、因子負荷量が.40以下の項目を削除した。その結果、22項目の2次因子構造のモデルが示され、その適合度はCFI = .912, RMSEA = .050であった(Figure 1)。因子に含まれる項目数は、IS因子とPS因子が各11項目となり、下位因子についてはIS因子の「評価への敏感さ」が3項目、「評価への過剰な反応」と「回避」が各4項目、PS因子の「成果依存」が3項目、「被害者意識」と「独善」が4項目であった。

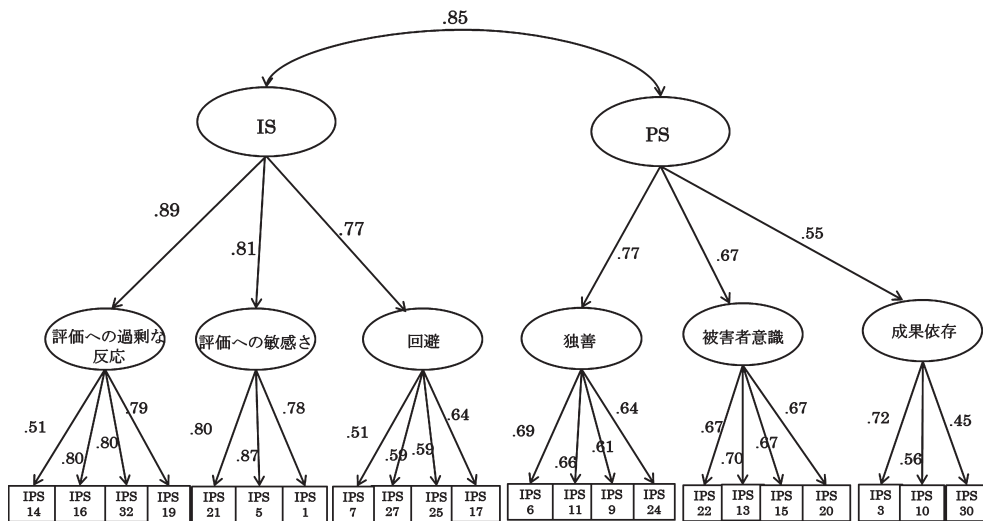


Figure 1. 社会人サンプルにおける対人過敏・自己優先尺度(第2版; IPS-2)の2次因子構造モデル

注1 項目の番号は、実施した32項目によるIPS-2における項目の番号である。項目の内容については、Table 3を参照されたい。

注2 IPS14は逆転項目として処理している。

分析2 社会人と学生における多母集団同時分析 分析1で作成した22項目を用いて、社会人と学生の各母集団で2次因子構造モデルが同じであるか否かを確認するため、構造方程式モデリングによる多母集団同時分析を行った。分析にはAmos ver.25による完全情報最尤推定法を用いた。なお、多母集団同時分析の前提として、各母集団においてモデルが適合していることを確認した。その結果、学生サンプル単体での確認的因子分析の適合度はCFI = .925, RMSEA = .048であり、問題はなかった。

Table 2 社会人と学生の多母集団同時分析モデル比較

モデル	制約	適合度指標				尤度比検定			
		χ^2	df	CFI	RMSEA	AIC	$\Delta \chi^2$	Δdf	p
モデル1	制約なし (配置不変)	959.10	404	0.91	0.04	1251.10			
モデル2	因子負荷量等値	1003.40	424	0.91	0.04	1255.40	44.30	20	.000
モデル3	モデル2+因子間相関等値	1006.92	425	0.91	0.04	1256.92	47.82	21	.000
モデル4	モデル3+因子分散共分散等値	1008.38	427	0.91	0.04	1254.38	49.28	23	.000
モデル5	モデル4+誤差分散等値	1071.55	447	0.90	0.04	1277.55	112.45	43	.000
モデル6	モデル5+攪乱変数等値	1136.21	453	0.89	0.04	1330.21	177.11	49	.000

注) 尤度比検定の $\Delta \chi^2$, Δdf は, モデル1との差

狩野・三浦(2002), 豊田(2003, 2007), 小杉・清水(2014)を参考に, 多母集団同時分析のステップとして, 配置不変性(集団で因子構造が同じ), 測定不変性(集団で因子構造, 因子パターンが同じ)を検討した。具体的には, 制約のないモデル1を配置不変とし, モデル1に因子負荷量, 分散, 共分散といった各パラメータの等値制約を追加し, 等値制約のないモデル1から順に制約を増やしたモデル(モデル2-モデル6)を作成した。各モデルの適合度指標と尤度比検定結果³⁾をTable 2に示した。分析の結果, モデル1からモデル2の間で尤度比検定が有意となり, かつ, 適合度指標からもモデル1が最もAIC値⁴⁾が低かった。そこで最終的なモデルとして, モデル1が採択された。すなわち, 社会人と学生において, IPS-2の22項目での配置不変性が確認され, 社会人だけでなく学生でも今回の22項目があてはまり, その2次因子構造が同じであると言える。最終モデルの因子負荷量や因子間相関についてはTable 3に示した。なお, 社会人と学生で測定不変性は確認されなかったことから, 社会人と学生ではIPS-2の因子構造のみが同じであり, 因子負荷量など各パラメータは異なると言える。そのため, 社会人と学生の因子平均の比較は行わなかった。

Table 3 採択されたモデルの因子負荷量と因子間相関

項目番号	項目	因子負荷量	
		社会人	学生
因子1:評価への過剰な反応			
32	私は周囲から批判されると、そのことが長い間頭にこびりついて離れない	.80	.89
16	私は周囲に非難されるとそのことを忘れられない	.80	.74
19	私は周囲に動揺させられると、簡単に忘れることが出来ない	.79	.76
14	私は周囲から批判されてもすぐに気分を切り替えられる*	.51	.43
因子2:評価への敏感さ			
5	私は周囲から何か言われぬか、変な目で見られないか気になる	.87	.86
21	私は周囲に対して、自分のイメージが悪くならないかと恐れている	.80	.83
1	私は自分の言動について批判されているのではないかと、気にする	.78	.70
因子3:回避			
27	私は失敗を避けようとして、何もしていないことが多いと思う	.59	.65
7	自分が関連するやっかいな問題の解決は先延ばしするほうだ	.51	.53
25	いやな気持ちになってまで自分にに関する問題に取り組むよりは、気持ちを楽にすることを優先したい	.59	.67
17	つらい思いをしてまで自分にに関する問題に取り組んでも、うまくいかないと思う	.64	.55
因子4:独善			
6	私の考えを受け入れない人々には我慢できない	.69	.62
11	私は自分の思い通りに行かないと不機嫌になる	.66	.71
24	私は自分の考えに意見されるのが嫌いだ	.64	.41
9	私は自分の考え通りにできないことをさせられるのは苦痛だ	.61	.63
因子5:被害者意識			
22	私の問題は、周囲や状況のせいでは生じていると思う	.67	.57
13	私は日々の生活の中で、不公平な扱いをされていると思う	.70	.62
15	私の周りには意地悪な人が多いと思う	.67	.64
20	私はたびたび訳もなく責められていると思う	.67	.68
因子6:成果依存			
3	成績や業績が劣れば、学生や社会人としての価値が低いと思う	.72	.76
10	私は人の価値は成績や業績で決まると思う	.56	.72
30	成績や業績が優れている人は立派な人だと思う	.45	.33
2次因子から1次因子への負荷量			
IS			
	評価への過剰な反応	.90	.78
	評価への敏感さ	.81	.82
	回避	.77	.55
PS			
	独善	.77	.67
	被害者意識	.69	.75
	成果依存	.54	.48
2次因子間相関		.85	.69

* 逆転項目

IPS-2の性別ごとおよび年代ごとの記述統計量の算出

学生，社会人それぞれのデータセットにおいて，IPS-2の6つの下位尺度得点（それぞれの下位因子ごとの項目の単純合計），および2次因子（IS，PS）の合成得点（それぞれの下位尺度得点の単純合計）の記述統計量を算出した。学生データにおける記述統計量をTable 4，社会人データの結果をTable 5に示す。なお，現時点ではISとPSの性差や年代差に関する仮説はない。そのため，性別および年代に関する有意差検定を行わなかった。

Table 4 学生データにおける2次因子の合成得点ならびに下位尺度得点の記述統計量*

	男性 (n = 150)		女性 (n = 185)	
	M	SD	M	SD
対人過敏傾向 (IS)				
評価への過剰な反応	13.30	3.49	13.22	3.76
評価への過敏さ	11.21	4.17	10.64	3.08
回避	12.48	2.93	12.08	3.62
合計	36.99	7.59	35.94	8.17
自己優先志向 (PS)				
独善	10.93	2.70	35.94	8.17
被害者意識	8.55	2.71	9.28	3.40
成果依存	8.88	2.29	8.72	2.60
合計	28.36	5.45	28.71	6.42

*性別欠損者5名は除いて算出を行った。

Table 5 社会人データにおける2次因子の合成得点ならびに下位尺度得点の記述統計量

	20歳代				30歳代				40歳代				50歳代			
	男性 (n = 84)		女性 (n = 84)		男性 (n = 72)		女性 (n = 74)		男性 (n = 52)		女性 (n = 52)		男性 (n = 52)		女性 (n = 52)	
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD
対人過敏傾向 (IS)																
評価への過剰な反応	12.71	3.11	14.45	3.68	12.43	2.95	13.58	3.72	12.92	2.83	12.67	3.64	12.77	3.20	12.87	3.31
評価への過敏さ	9.69	3.07	11.01	3.03	9.13	2.96	9.77	3.18	9.37	2.48	8.90	2.80	8.23	2.99	9.13	2.67
回避	12.06	2.54	12.15	3.28	11.92	2.67	11.39	3.11	12.54	2.89	11.50	2.92	11.23	2.47	11.54	2.39
合計	34.46	7.42	37.62	7.70	33.47	7.67	34.74	8.40	34.83	6.57	33.08	8.00	32.23	7.12	33.54	6.56
自己優先志向 (PS)																
独善	11.40	2.96	11.73	3.20	11.42	2.95	10.89	3.41	12.37	2.68	11.58	2.76	11.60	2.65	12.06	2.62
被害者意識	10.63	3.00	9.30	3.34	10.39	3.08	9.47	3.55	10.94	3.37	10.88	3.38	10.48	2.95	10.08	2.87
成果依存	9.19	2.23	9.00	2.46	9.00	2.05	8.78	2.46	8.50	2.27	8.73	2.06	8.75	2.06	8.87	1.93
合計	31.23	5.95	30.02	6.01	30.81	6.66	29.15	7.07	31.81	6.29	31.19	6.13	30.83	5.37	31.00	5.40

考察

本研究では，新タイプ抑うつとの正の関連が考えられる対人過敏傾向・自己優先志向を測定する尺度（IPS）の改訂を行った。具体的には因子構造の共通性を社会人と学生において確認した後，各下位尺度および2次因子の合成得点に関して性別と年代ごとの記述統計量を

報告した。その結果、改訂版であるIPS-2は社会人においても学生サンプルと同様に、先行研究と同じ2次因子構造を持つことが示された。このことは、IPSの因子構造が頑強であることを示しているといえる。加えて、IPSでは項目数が少なく、下位尺度として扱えなかった下位因子に対して項目が追加されたことにより、IPSの孕んでいた問題点が改善された。一方、尺度全体では項目数を3つ減らすことができたため、回答時の負担が軽減された。

次に今後の展望について3点述べる。第1は、IPS-2の妥当性に関してさらに研究を進める必要性である。IPSは先行研究により妥当性が確認されているため、22項目中15項目をIPSから引き継いでいるIPS-2の妥当性もある程度は担保されていると考えられる。ただし、IPSを用いた研究はおもに学生サンプルを対象に行われていたことから、IPS-2については社会人を対象に妥当性を検証する必要があるだろう。加えて、IPSから項目数の削減に成功したIPS-2ならば、臨床群を対象とした検討も行いやすくなったため、医療現場における研究も求められる。

第2は、性差や年代差に関する検討の必要性である。本研究では、性差や年代差に関する特定の仮説がないことから統計的検定は行わず、資料として性別および年代別の平均と標準偏差を報告するにとどめた。今後とも性別や年代差に関する知見を蓄積していく必要はあるが、IPSを用いた研究の知見に基づくと(e.g., 坂本他, 2014) ISやPSは単純に性別や年齢によって影響を受けるというよりも、対人的な経験によって影響を受ける部分が多いと思われる。従って、ライフイベントによる影響(たとえば学生から社会人への身分の変化)をとらえた調査などを行って、変化を見ることも重要である。

第3は、IPS-2によって使用可能となった下位因子間の関係を検討する研究である。たとえば、IPS-2の6下位因子のうち、対人相互作用によって抑うつが発症・増強していく過程において、比較的初期から影響を与える要因と、対人関係がこじれてから影響を与える要因は異なるかもしれない。一例として、評価へ敏感で過剰な反応をしやすい人は、他者から受けた低い評価に対し反発しやすいが、その反発に対して他者からさらにネガティブな評価を受けることで被害者意識が強く働き、関係をさらに悪化させる過程が考えられる。このような過程は人によって異なる可能性があり、新タイプ抑うつ事例の評価するツールとして利用できるかもしれない。

上記に示した方向の研究を進めるべく、今後も本研究で開発した尺度を使用した研究が望まれる。

脚注

- 1) 本研究は、平成28～令和元年度科学研究費補助金(基盤研究(B), 課題番号16H03741, 研究代表者 坂本真士)の助成を受けた。
- 2) 本研究の一部は、日本健康心理学会第29回大会(2016)および日本ストレス学会第32回学術総会(2016)で発表された。

- 3) 尤度比検定とは、モデル間の χ^2 値の差と自由度の差を用いて、差が有意であるかを検討する方法である。すなわち、多母集団同時分析においてモデル1から制約を増やした際に有意に適合度が変化した場合、制約の少ない方のモデルが採択される。有意に適合度が変化しなければ制約の多いほうのモデルが採択される(小杉・清水, 2014)。
- 4) AICはモデル比較において値が低いモデルほどあてはまりが良いとされる指標である。

引用文献

- 阿部 隆明 (2011). 未熟型うつ病と双極スペクトラム 金剛出版
- 狩野 裕・三浦 麻子 (2002). グラフィカル多変量解析 (増補版) 現代数学社.
- Kato, T.A., Katsuki, R., Kubo, H., Shimokawa, N., Sato-Kasai, M., Hayakawa, K., ...Kanba, S. (2019). Development and validation of the 22-item Tarumi's modern-type depression trait scale: Avoidance of social roles, Complaint and low Self-esteem (TACS-22). *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 73, 448-457.
- 小杉 考司・清水 裕士 (2014). M-plus と R による構造方程式モデリング入門 北大路書房
- 松浪 克文・山下 喜弘 (1991). 社会変動とうつ病 社会精神医学, 14, 193-200.
- 村中 昌紀・山川 樹・坂本 真士 (2017). 対人過敏・自己優先尺度の作成——「新型うつ」の心理学的特徴の測定—— 心理学研究, 86, 622-632.
- 村中 昌紀・山川 樹・坂本 真士 (2019). 対人過敏傾向・自己優先志向が対人ストレスイベント、抑うつに及ぼす影響についての縦断的検討 パーソナリティ研究, 28, 7-15.
- 中野 美奈 (2016). 他者用「新型うつ」関連傷つきやすさ尺度作成の試み：管理職社員を対象とした予備調査 心理臨床学研究, 34, 207-212.
- 日本うつ病学会 (2020). うつ病 Q&A Q4. 新型うつ病が増えていると聞きます。新型うつ病とはどのようなもののでしょうか？ 日本うつ病学会 Retrieved from <https://www.secretariat.ne.jp/jsmd/ippan/qa.html> (2020年5月22日)
- 坂部 創一・山崎 秀夫 (2019). インターネット利用が新型うつ傾向へ及ぼす悪影響と予防策の縦断研究 環境情報科学論文集, 33, 139-144.
- 坂本 真士・村中 昌紀・山川 樹 (2014). 臨床社会心理学における“自己”：「新型うつ」への考察を通して 心理学評論, 57, 405-429.
- Sakamoto, S., Muranaka, M., & Yamakawa, I. (2017). Features of interpersonal cognition in people with high interpersonal sensitivity and privileged self: Personality features of “modern-type” depression. *Psychology*, 8, 1390-1402.
- 樽味 伸 (2005). 現代社会が生む“ディスチミア親和型” 臨床精神医学, 34, 687-694.
- 戸田 裕之・野村 総一郎 (2008). 最新のうつ病の概念 特集 うつの時代——うつ病を改めて理解する 公衆衛生, 72, 344-349.
- 豊田 秀樹 (編) (2003). 共分散構造分析 [疑問編] ——構造方程式モデリング—— 朝倉書店
- 豊田 秀樹 (編) (2007). 共分散構造分析 [Amos編] ——構造方程式モデリング—— 朝倉書店
- Yamakawa, I., Muranaka, M., & Sakamoto, S. (2015). Validity and reliability of the Interpersonal Sensitivity/Privileged Self Scale: Solving a new type of depression. *Psychology*, 6, 1013-1021.