精神的健康の2次元構造（主観的ウェルビーイング、精神症状）の因果関係

○伏島あゆみ¹・津田 彰²・田中芳幸³

(¹久留米大学大学院心理学研究科・²久留米大学文学部・³京都橘大学健康科学部)

キーワード：主観的ウェルビーイング、精神症状、complete state model

Estimation of Causal Effects Relationship between subjective well-being and mental illness symptoms on the complete state model

Ayumi FUSEJIMA¹, Akira TSUDA², and Yoshiyuki TANAKA³

(¹Kurume University Graduate School of Psychology, ²Department of Psychology, Kurume University, ³Kyoto Tachibana University)

Key words: subjective well-being, mental illness symptoms, complete state model

問題と目的

近年、ポジティブ感情や人生満足感から構成される主観的ウェルビーイング（以下、WB）を精神的健康のポジティブな側面として扱う研究が台頭してきた。The complete state model (Keyes & Lopez, 2002)では、精神的健康をWBと精神症状の2次元から捉える。これらの次元間には中程度の負の相関関係が認められているが（外川ら, 2011）、2次元間にどのような因果関係があるのか明らかでない。この関係性を明らかにすることで、2次元のいずれを高めることが精神的健康全体の向上や促進により有用であるかという示唆が与えられる。

因果関係の推定のために、縦断（パネル）調査では、交差遅れ効果モデル（Finkel, 1995）を用いた分析が行われている。交差遅れモデルは、1時点目の変数のそれぞれの値が、1時点目から2時点目における両変数の変化に与える影響を検証するモデルである。3時点以上のデータであると、循環的な因果関係の有無も検討できる（高比良ら, 2006）。しかしながら、交差遅れモデルでは、調査時点間の間隔が因果関係を生じさせるのに適切な期間が判断できない。そこで、同時的な因果関係を想定した同時効果モデル（Finkel, 1995）を援用することで、因果関係の分析が行われている（豊田, 1998）。

本研究では、精神的健康の2次元構造（WB、精神症状）における因果関係を明らかにすることを目的とした。WBをいきいき度尺度（田中ら, 2006）、精神症状をGHQ-28（大坊ら, 1987）によって測定した3時点の縦断調査をもとに、交差遅れモデルおよび同時効果モデルを用いて次の因果関係を推定した。1) WBが精神症状に影響する、2) 精神症状がWBに影響する、3) WBと精神症状は双方向の因果関係にある。

方法

調査対象 5つの大学の学生243名（平均19.1歳）（男性46名（19.4歳）、女性197名（19.1歳））

調査時期 2010年10-12月（1時点目：T1）、2011年5-6月（2時点目：T2）、2011年10-12月（3時点目：T3）の3回。

測定項目 主観的ウェルビーイング：いきいき度尺度（PLS）（田中ら, 2006）14項目、14-56点の得点範囲。精神症状：GHQ-28（大坊ら, 1987）28項目、0-28点の得点範囲。本稿では「精神症状のなさ」とし、全ての項目を逆転項目として扱った。得点が高いほど「精神症状が少ない」と評価した。

統計的解析 構造方程式モデリングによりモデルの検証を行い、変数間の因果関係を表す交差遅れ効果および同時効果について検討した。高比良ら（2006）を参考に、両モデルともに等値制約を課した（図）。

結果と考察

WB (PLS) と精神症状 (GHQ-28) の基本統計量と相関係数

PLSの平均値(SD)は、33.2~33.8(±6.0~6.6)、GHQ-28は18.1~18.8(±6.1~6.9)といずれも3時点でもほぼ同値で推移した。2変数の相関係数は、 $r=0.53\sim0.57$ ($p<.001$)とどの時点でも中程度の正の相関関係であった。

※表示されている標準化推定値は全て有意($p<.05$)である。なお、同じアルファベットのパスおよび誤差共分散は等しい、という等値制約を課している。

図. 精神的健康の2次元の因果関係（上：交差遅れモデル、下：同時効果モデル）

モデルの適合度 各適合度指標の値は、交差遅れモデル、同時効果ともほぼ同値であった（図）。RMSEAが若干高かったものの0.10を超えていないため許容範囲とし、両モデルとも変数間の因果関係を解釈できると考えた。

変数間の因果関係 いずれのモデルにおいても、T2およびT3のWBと精神症状のなさはT1およびT2の同一変数によってそれぞれ強く規定されていた($\beta=0.45\sim0.69$, $p<.001$)。WBと精神症状のなさはともに時点間で大きく変動することではなく、時点を通して安定的であった。大学生の精神的健康は実習等のイベントを除いて年間を通じて比較的安定して推移しており（糠野, 2004）、およそ6ヶ月という期間でも大きく変動することはないという報告もある。

交差遅れモデルにおいて、交差遅れ効果の標準化推定値はいずれも有意な正の効果であった。WBの高さが精神症状を少なくさせ($\beta=0.18\sim0.19$, $p<.001$)、精神症状の少なさがWBを向上させる($\beta=0.10\sim0.11$, $p<.05$)という双方向に同程度影響するという因果関係が示された。さらに、その双方向の関係は、「WBの高さが精神症状の少なさにつながり、その精神症状がさらにWBを向上させる」、「精神症状の少なさがWBの向上につながり、そのWBがさらに精神症状を少なくさせる」といった循環的な因果関係であることが示された。

同時効果モデルでも、同時効果の標準化推定値はいずれも有意な効果であった。T2およびT3において、WBの高さが精神症状を少なくさせ($\beta=0.27\sim0.28$, $p<.001$)、精神症状の少なさがWBを向上させる($\beta=0.22$, $p<.01$)という、交差遅れモデルと同様の結果が得られた。

本研究によって、精神的健康におけるWBと精神症状は、交差遅れ効果モデルでは6ヶ月の間隔を経ても循環的に影響し合うこと、同時効果モデルでは同時的にも双方向に影響し合う因果関係であることが明らかとなった。この因果関係において、WBと精神症状の2次元のうち、どちらの変数が起点となるかについては判断できないが、いずれも起点になりうると考えるのが妥当であろう。

※ 本研究は、科学研究費補助金基盤研究(B)（代表・津田彰）の助成を受けて行われた研究の一部である。