

共同志向性と配偶者の応答性知覚が夫婦の主観的幸福感に及ぼす影響 ——行為者—パートナー相互依存性調整モデルによる検討——^{1),2)}

宮崎 弦 太

論文要旨

共同志向性が強い人は、他者の福利に関心を持ち、他者のニーズに基づき恩恵を提供しようとしやすい。これまでの研究から、共同志向性が強い人ほど、本人とそのパートナーの主観的幸福感が高いことが明らかになっている。本研究は、205組の夫婦のペアデータを用いて、共同志向性と本人および配偶者の幸福感との関連が、配偶者の応答性知覚によって調整されるかどうかを検討した。行為者—パートナー相互依存性調整モデルを用いた分析から、妻の共同志向性と本人の主観的幸福感との正の関連は、妻が夫の応答性を高く知覚しているときのみ認められ、妻が夫の応答性を低く知覚しているときは認められないことが明らかになった。一方、夫が妻の応答性を高く知覚しているときに、夫の共同志向性と妻の主観的幸福感との間に負の関連が認められた。夫が妻の応答性を低く知覚しているときはこのような関連は認められなかった。これらの結果は、共同志向性と夫婦の主観的幸福感との関連を理解するうえで、配偶者の応答性を知覚できるかどうかといった関係性の特徴を考慮することが重要であることを示唆している。

キーワード【共同志向性、主観的幸福感、配偶者の応答性知覚、夫婦カップル、行為者—パートナー相互依存性調整モデル】

問題と目的

夫婦関係や恋人関係、友人関係といった親密な人間関係では、様々な恩恵 (benefits) の提供が行われ、私たちは、相手のためになると考えるサービスや情報、モノなどをお互いに提供しあっている。例えば、自分が仕事で失敗をして自信を失っているときに、配偶者は自分には良いところがたくさんあると伝えてくれるかもしれない。また、自分が好きなアーティストのライブに行きたいと考えているときに、友人がそのチケットを入手してくれるかもしれない。親密な関係相手からの恩恵の提供が私たちの幸福に寄与することは想像に難くない。

恩恵提供と幸福との関連に関する心理学の重要な知見として、対人関係のなかで行われる恩恵提供には、恩恵を提供される側だけでなく、恩恵を提供する側の幸福を高める効果があることが報告されている (例えば、Dunn, Aknin, & Norton, 2014; Inagaki & Orehek, 2017)。さらに、恩恵提供がその提供者の幸福にもたらす影響は、恩恵提供がどのような動機によって

行われたかによって異なることも明らかになっている (Crocker, Canevello, & Brown, 2017; Le, Impett, Lemay, Muise, & Tskhay, 2018)。本研究では、私たちの生活に欠かすことのできない親密関係における恩恵のやりとりについて、どのようなときに、どのような動機で恩恵提供を行うことが本人とパートナーの幸福と結びつきやすいかを検討する。本研究は、幸福の指標として本人が経験する主観的幸福感 (subjective well-being) に注目し、主観的幸福感を快楽主義的 (hedonic) な観点から定義する。この観点では、日常生活においてネガティブ感情よりもポジティブ感情を多く経験し、自分の人生に対して満足している人ほど、主観的幸福感が高いことを意味する (Diener, 1984; Maddux, 2018)。

恩恵提供における共同的動機と主観的幸福感

恩恵提供者の幸福と関わる動機として、共同的動機 (communal motivation) に注目した研究がこれまでに多く行われている (レビューとしては、Le et al., 2018)。共同的動機とは、他者の福利 (welfare) に関心を持ち、他者のニーズ (needs) に基づき恩恵を提供するというルール (共同規範—communal norms) を対人関係の中で遵守しようとする動機である (Clark & Mills, 2012; Le et al., 2018)。共同的動機が強い場合、他者の福利を促進するために、他者にニーズが生じた場合には、見返りを求めることなくそのニーズを満たすために行動しようとする (例えば、Clark & Mills, 2012)。Le et al. (2018) は、共同的動機と関わる概念を3つに整理したうえで、それぞれと主観的幸福感の指標 (例えば、人生満足度、ポジティブ感情、ネガティブ感情) との関連についてメタ分析を行っている。1つ目は、対人関係全般における共同的動機の個人差を表す共同志向性 (communal orientation—Clark, Ouellette, Powell, & Milberg, 1987) である。共同志向性には、他者の福利への強い関心とともに、他者も自己の福利に関心を持つことを期待する側面が含まれる (Clark et al., 1987)。2つ目は、特定のパートナーのニーズに応答しようとする動機を表す関係固有の共同的動機 (communal strength—Mills, Clark, Ford, & Johnson, 2004) である。共同志向性および関係固有の共同的動機と本人の主観的幸福感にはそれぞれ正の関連が認められている ($r = .12, 95\% \text{ CI } [.08, .16]$; $r = .16, 95\% \text{ CI } [.13, .20]$)。一方、3つ目として取り上げられた、自己のニーズを無視した他者のニーズに対する過剰な関心を表す非緩和共同性 (unmitigated communion—Fritz & Helgeson, 1998) は、本人の主観的幸福感と負の関連が認められている ($r = -.06, 95\% \text{ CI } [-.09, -.03]$)。以上より、自己のニーズとのバランスを保ちながら、他者の福利に関心を持ち、他者のニーズを満たすために恩恵提供を行うことは、提供者の高い主観的幸福感と結びついているといえる。

共同的動機は、その本人だけでなく、パートナーの主観的幸福感とも関連している。Le et al. (2018) では、行為者—パートナー相互依存性モデル (Actor-Partner Interdependence Model: APIM—Kenny, Kashy, & Cook, 2006) を用いた研究に対するメタ分析も行われている。

APIM は、二者関係を構成するそれぞれのメンバー（例えば、夫婦関係における夫と妻）から収集したペアデータに対して用いられる分析である。二者関係を構成するメンバー同士の心理・行動に相互依存性があることを考慮し、本人と関わる変数が本人に及ぼす影響（行為者効果 [actor effect]）とそのパートナーに及ぼす影響（パートナー効果 [partner effect]）が同時に検討される。APIM を用いた研究のメタ分析の結果、共同志向性および関係固有の共同的動機は、本人の主観的幸福感（共同志向性、 $r=.16$, 95% CI [.06, .26]; 関係固有の共同的動機、 $r=.15$, 95% CI [.11, .18]）、そしてパートナーの主観的幸福感（共同志向性、 $r=.09$, 95% CI [.03, .14]; 関係固有の共同的動機、 $r=.04$, 95% CI [.01, .08]）の両方と正の関連が認められている（Le et al., 2018）³⁾。

共同的動機が本人の主観的幸福感を高めるプロセスに関しては、共同的動機が強いほど、他者に恩恵を提供したときに本来感（felt authenticity）を経験しやすいことが明らかになっている（Kogan et al., 2010; Le & Impett, 2015）。本来感は、自己の内的な信念や感情と一致した行動を行ったときに経験される「自分らしい」という感覚であり、その経験は高い主観的幸福感と結びつく（例えば、伊藤・小玉, 2005; Sheldon, Ryan, Rawsthorne, & Ilardi, 1997）。例えば、Kogan et al. (2010) では、現在の恋人関係に固有の共同的動機が強い人ほど、自己利益を犠牲にして恋人のためになることをしたときに、本来感を経験しやすく、それによってポジティブ感情を感じやすいことが示されている。共同的動機が強い場合、自分が恋人のために行った行動（自己犠牲的行動）が、恋人の幸福に関心を持つという自己の信念と一致した行動となりやすいため、その経験によって主観的幸福感が高まったと考えられる（Kogan et al., 2010）。

一方、共同的動機がパートナーの主観的幸福感を高めるプロセスについては、まだ十分に明らかになっていない。Le et al. (2018) は、共同的動機に基づく恩恵提供が行われた場合、そのパートナーにとって自分のニーズに適合した恩恵提供が行われやすいため、主観的幸福感が高まる可能性を論じているが、この主張はまだ実証されていない。これとは別のプロセスとして、自分への恩恵提供時に自分のパートナーが本来感を経験していると知覚することが、その知覚者の主観的幸福感を高めるというプロセスも考えることができる。上記のように、共同的動機が強い場合、パートナーに対する恩恵提供は、その提供者に本来感を経験させやすい（Kogan et al., 2010; Le & Impett, 2015）。恩恵提供者が経験する本来感を知覚することで、そのパートナーは、相手の恩恵提供は自分への本当の関心に基づき行われたものと推測しやすくなり、主観的幸福感が高まることが予測される。この予測と関連する知見として、Impett, Le, Kogan, Oveis, & Keltner (2014) は、恋人関係でパートナーが自己犠牲的な行動をしたときに、パートナーが自分の感情を抑えていたと知覚するほど、相手が経験している本来感を低く知覚しやすくなり、それによって、ポジティブ感情を感じにくく、ネガティブ感情を感じやすくなることを明らかにしている。

以上より、Le et al. (2018) のメタ分析から算出された効果量は弱いものの、恩恵提供に関わる動機である共同的動機と主観的幸福感との関連については一貫した知見が得られている。対人関係全般または特定の親密関係において、他者が幸福であるかどうかに関心を持ち、他者が必要なサポートや情報、モノなどを、その他者が必要とするときに見返りを求めることなく提供しようとするのは、恩恵提供をする本人とそのパートナーの高い主観的幸福感と結びついているといえる。

共同的動機と主観的幸福感との関連を調整する要因

しかし、共同的動機と主観的幸福感の関連は必ずしも単純ではない可能性がある。McNulty (2016) は、親密関係における認知・感情・行動が関係の幸福 (relationship well-being) にもたらす影響について、特定の心理・行動は関係の幸福を常に促進あるいは抑制するのではなく、パートナーやその関係性の特徴といった文脈的な要因 (contextual factors) によって影響が異なる場合があることを主張している。例えば、親密なパートナーから加害を受けたときにそれを赦すことは、良好な関係を維持するうえで有用である (例えば、Wieselquist, 2009)。しかし、パートナーがネガティブな行動を多く行っている関係では、パートナーを赦すことが関係満足度の低下をもたらす場合がある (McNulty, 2008)。親密関係の良さが個人の幸福に多大な影響をもたらす (例えば、Baumeister & Leary, 1995; Proulx, Helms, & Buehler, 2007) ことを考えると、共同的動機と主観的幸福感の関連についても文脈的要因を考慮することは重要と考えられる。

実際、最近の研究から、共同志向性と本人の主観的幸福感との関連が、パートナーの応答性知覚 (perceived partner responsiveness) という関係性の特徴によって調整されることが報告されている。宮崎 (印刷中) は、共同的動機に基づく恩恵提供はその提供者に、自分のパートナーから搾取されたり、心理的に傷つけられたりするリスクをもたらすこと (Clark & Grote, 2003; 宮崎, 2015) に注目し、それらのリスクに影響する要因として、パートナーの応答性知覚を取り上げている。パートナーの応答性知覚とは、特定の親密関係において自分がパートナーから理解され (understood)、高く評価され (validated)、関心を持たれている (cared for) ことをどのくらい知覚しているかを指す (Reis, Clark, & Holmes, 2004)。例えば、パートナーである恋人の応答性を知覚できない関係では、自分は恋人の幸福のために恋人のニーズを満たそうとして行動しているにもかかわらず、恋人は自分の行動の意図を理解せず、自分の行動を評価していないと感じる機会が生じやすいと考えられる。そのような関係では、共同志向性が強い人ほど、自分ばかりがパートナーの幸福やニーズに関心を持って恩恵提供をしているというパートナーからの搾取や、自分の行動や考えがパートナーから理解されたり、評価されたりしていないと感じ、心理的に傷つけられる経験をしやすいするため、主観的幸福感は低くなると予測された。調査の結果、恋人の応答性を高く知覚している場合は、

先行研究と一貫して、共同志向性が強い人ほど、過去1ヵ月間にポジティブ感情を経験しやすく、また、過去1ヵ月間で恋人に行った恩恵提供に対して本来感（自分らしさ）を経験しやすいことが示された。一方、恋人の応答性を低く知覚している場合は、共同志向性がポジティブ感情および恋人への恩恵提供に対する本来感と関連していなかった（宮崎, 印刷中）⁴⁾。

以上より、親密関係において共同的動機に基づき恩恵提供を行うことと本人の主観的幸福感との関連は単純ではないことがわかる。共同的動機に基づく恩恵提供には、パートナーから搾取されるリスクや自己が心理的に傷つけられるリスクがある（Clark & Grote, 2003; 宮崎, 2015）。そのため、パートナーの応答性を知覚でき、共同的動機に基づく恩恵提供を安心して行うことができる関係性なのかどうかによって、共同志向性と本人の主観的幸福感との正の関連が調整されていることが示唆される。この知見は、近年多数の研究が行われている共同的動機と主観的幸福感の関連についても、共同的動機に基づく恩恵提供がどのような関係性のもとで行われているかという文脈的要因を考慮することが重要であることを示している。

ただし、宮崎（印刷中）の研究には限界がある。まず、恋人のいる個人を対象にした調査であったため、共同志向性と本人の主観的幸福感との関連しか検討されておらず、共同志向性とパートナーの主観的幸福感との関連がパートナーの応答性知覚によって調整される可能性が検討されていない。また、恋人の応答性知覚が低い場合に、共同志向性が本人の主観的幸福感を抑制することが予測されていたが、共同志向性の負の影響は認められなかった。上記の調査サンプルでは恋人の応答性知覚の平均値が高かった（7件法において、 $M=5.21$ 、 $SD=1.24$ ）。そのため、恋人の応答性知覚が相対的に低い場合であっても、共同的動機に基づく恩恵提供に対して相手からの搾取や自己が傷つけられる経験をしにくかったため、共同志向性の負の効果が認められなかったと推測されている（宮崎, 印刷中）。

本研究の目的と仮説

本研究は、毎日の生活の中で多様な恩恵のやり取りが数多く行われる関係として夫婦関係を取り上げ、そのペアデータを集集する。共同志向性と本人および配偶者の主観的幸福感（人生に対する満足度の高さ、日常生活におけるポジティブ感情の経験の多さとネガティブ感情の経験の少なさ）との関連が配偶者の応答性知覚によって調整されるかどうかを検討することで、宮崎（印刷中）の知見を拡張する⁵⁾。本研究では、行為者—パートナー相互依存性調整モデル（Actor-Partner Interdependence Moderation Model—Garcia, Kenny, & Ledermann, 2015）に基づき、本人による配偶者の応答性知覚が、共同志向性と本人の主観的幸福感との関連だけでなく、パートナーである配偶者の主観的幸福感との関連も調整しているかどうかを検討する。加えて、共同志向性と本人およびパートナーの主観的幸福感との関連を媒介する変数として、先行研究（例えば、Kogan et al., 2010; Impett et al., 2014; 宮崎, 印刷中）に基づき、恩恵提供に対して本人が経験する本来感と配偶者が経験する本来感の知覚の2つを取り

上げる。

共同志向性と本人の主観的幸福感との関連（行為者効果）についての仮説 1 は、宮崎（印刷中）と同様の仮説である。つまり、共同志向性と本人の主観的幸福感との関連は、本人による配偶者の応答性知覚によって調整されることを予測する（仮説 1-1）。本人による配偶者の応答性知覚が高い場合は、共同志向性が強い人ほど本人の主観的幸福感が高いという正の関連が認められるが、本人による配偶者の応答性知覚が低い場合は、共同志向性が強い人ほど本人の主観的幸福感が低いという負の関連が認められる、と予測される。また、主観的幸福感に対する本人の共同志向性×本人による配偶者の応答性知覚の交互作用効果は、本人による恩恵提供に対する本来感によって媒介される、と予測する（仮説 1-2）。具体的には、本人による配偶者の応答性知覚が高い場合、共同志向性の強い人は他者のニーズや幸福に関心を持つという自己の信念と合致した行動を安心して行えるため、配偶者への恩恵提供に対して本来感を経験しやすく、それを媒介して、本人の主観的幸福感が高くなるという正の間接効果が認められるだろう。一方、本人による配偶者の応答性知覚が低い場合、共同志向性の強い人は自己の信念と合致した行動を安心して行えないため、配偶者への恩恵提供に対して本来感を経験しにくく、それを媒介して、本人の主観的幸福感が低くなるという負の間接効果が認められる、と予測される。

共同志向性とパートナーの主観的幸福感との関連（パートナー効果）についての仮説 2 は、本研究で新たに設定する仮説である。本研究では、共同志向性とパートナーの主観的幸福感との関連も、本人による配偶者の応答性知覚によって調整されることを予測する（仮説 2-1）。つまり、本人による配偶者の応答性知覚が高い場合は、共同志向性が強い人ほどパートナーの主観的幸福感が高いという正の関連が認められるが、本人による配偶者の応答性知覚が低い場合は、共同志向性が強い人ほどパートナーの主観的幸福感が低いという負の関連が認められる、と予測される⁶⁾。上述のように、パートナーの自己犠牲的行動に対する感情体験（感情の抑圧）を知覚することで、パートナーが恩恵提供に対して経験している本来感を知覚し、それが知覚者の主観的幸福感に影響することが明らかになっている（Impett et al., 2014）。そのため、パートナーの主観的幸福感に対する本人の共同志向性×本人による配偶者の応答性知覚の交互作用効果は、パートナーによる配偶者の恩恵提供に対する本来感の知覚によって媒介される、と予測する（仮説 2-2）。具体的には、本人による配偶者の応答性知覚が高い場合、共同志向性の強い人は安心して恩恵提供を行いやすいため、そのパートナーは配偶者の行動に対して本来感を知覚しやすく、主観的幸福感が高くなるという正の間接効果が認められると予測される。一方、本人による配偶者の応答性知覚が低い場合、共同志向性の強い人は安心できない関係で「無理をして」恩恵提供を行いやすいと考えられるため、そのパートナーは配偶者の行動に対して本来感を知覚しにくく、主観的幸福感が低くなるという負の間接効果が認められると予測される。

方法

調査参加者

Web 調査を委託した調査会社の調査モニターから、現在配偶者と同居しており、本人と配偶者がペアで調査に参加可能と回答した 30 代から 40 代の成人 515 名とその配偶者のペア 515 組から回答を得た。共同志向性が本人の主観的幸福感に及ぼす行為者効果およびパートナーの主観的幸福感に及ぼすパートナー効果の効果量の平均値 (Le et al., 2018) に基づき、識別可能データでそれぞれの効果を $\alpha = .05$ 、検定力 = .80 で検出するために必要なサンプルサイズを APIMPowerR app (Ackerman & Kenny, 2016) を用いて算出したところ、行為者効果については 304 組 (効果量の 95%CI の上限の場合は 114 組、下限の場合は 2178 組)、パートナー効果については 964 組 (効果量の 95%CI の上限の場合は 398 組、下限の場合は 8719 組) が必要とされた。研究資金の制約により平均的なパートナー効果の検出に必要とされる数は設定できなかつたため、制約の範囲内で収集可能な 500 組をサンプルサイズとして設定した。なお、夫婦ペアによる回答であることをより確実なものとするため、金政・浅野・古村 (2017) に基づき、調査に回答した夫婦ペアのうち、結婚期間の回答に夫婦間で 12 ヶ月以上の差があったペア、お互いの年齢の回答に夫婦間で 1 歳よりも大きな差があったペア、子どもの数の回答が夫婦間で異なっていたペア、そして、Directed Question Scale (「この項目は「ややそう思う」を回答してください」) に誤反応をした者がいたペアを分析から除外した。加えて、本研究では、性別の回答が夫婦で同性となったペアについても、一方の回答者が配偶者の分も回答している可能性があるかと判断し、分析から除外した。その結果、分析対象は 205 組となった (夫の平均年齢 = 40.70 歳、 $SD = 6.58$; 妻の平均年齢 = 38.81 歳、 $SD = 5.84$; 結婚期間の平均 = 11.08 年、 $SD = 6.50$)。

調査期間

調査は 2018 年 12 月に実施した。

手続き

調査モニターとその配偶者に対して、調査会社が運営する web サイト上で調査を実施した。回答開始ページにおいて、この調査では調査モニターと配偶者に「自分自身と自分の夫婦関係に関する質問」に順番に回答してもらうことを説明した。その際、調査への協力は本人と配偶者の自由意志によるものであること、答えたくない項目や答えにくい項目に無理に回答する必要はないこと、回答を始めた後も回答を中止できること、調査への回答によって個人が特定されることはないことを説明した。また、配偶者とペアで調査に参加することに

関して、回答は1人で行い、お互いの回答を見たり、見せたりしないことを教示するとともに、調査の各ページに回答した後は前ページに戻ることができないため、お互いの回答を見ることはできないことを明記した。調査モニターの回答が終了し、配偶者が回答を始める前に、配偶者に対しても同じ説明を繰り返した。

調査では、共同志向性、配偶者との関係（結婚期間、子どもの有無と数、配偶者との親密性、配偶者の応答性知覚、配偶者への応答性、関係満足度）、最近1ヵ月で自分が配偶者に行った恩恵提供に対する感情（以下、自分の恩恵提供に対する感情）、最近1ヵ月で配偶者が自分に行った恩恵提供に対する配偶者の感情の知覚（以下、配偶者の恩恵提供に対する感情知覚）、配偶者から受けた恩恵提供に対する感情、主観的幸福感の指標である人生満足度と最近1ヵ月の感情状態、本人の性別と年齢、配偶者の年齢、の順に測定した⁷⁾。質問項目の順序は、各尺度の中でランダム化した。すべての質問項目を電子付録 (<https://osf.io/bxgfd/>) に記載した。

調査は、東京女子大学人を対象とする研究に関する倫理審査委員会の承認を得て行われた（承認番号 A2018-32）。

測度

共同志向性 Clark et al. (1987) の共同志向性尺度を邦訳した尺度（宮崎・池上, 2016）について、一部の項目のワーディングを修正したもの（宮崎, 印刷中）を使用した。「私は他の人の気持ちを考えて物事を決める」などの14項目について、自分の人付き合いに対する考え方や感じ方にどのくらいあてはまるかを7件法（1, 全くあてはまらない—7, とてもあてはまる）で測定した。

配偶者の応答性知覚 宮崎（印刷中）と同様、Maisel & Gable (2009) の3項目（例えば、「配偶者は、私のことを理解してくれている」）について、配偶者との関係に関する考え方や感じ方にどのくらいあてはまるかを7件法（1, 全くあてはまらない—7, とてもあてはまる）で測定した。

配偶者への応答性 配偶者の応答性知覚の測定項目を自分の配偶者への応答性を測定するために改変した3項目（例えば、「私は、配偶者のことを理解している」）について、配偶者との関係に関する考え方や感じ方にどのくらいあてはまるかを7件法（1, 全くあてはまらない—7, とてもあてはまる）で測定した。

配偶者への恩恵提供に対する感情 最近1ヵ月で自分が配偶者のために何かをしたという経験を想起し、その経験に対する現在の感情を宮崎（印刷中）と同じ6項目によって測定した。本来感を測定する1項目（「自分らしい」）とその他の5項目（「喜んでいる」、「自信を持っている」、「不安である」、「後悔している」、「悔いが残る」）について、7件法（1, まったく感じていない—7, とても感じている）で測定した。

配偶者の恩恵提供に対する感情の知覚 最近1ヵ月で配偶者が自分のために何かをしてくれたという経験を想起し、その経験に対する配偶者の現在の感情を推測するように求めた。恩恵提供に対する感情と同じ6項目について、7件法（1. まったく感じていないと思う—7. とても感じていると思う）で測定した。

主観的幸福感 人生満足度尺度の邦訳版（「私は自分の人生に満足している」などの5項目—Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985; 大石, 2009）と The Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) の邦訳版（「やる気がわいた」などのポジティブ感情10項目と「恐れた」などのネガティブ感情10項目—Watson, Clark, & Tellegen, 1988; 川人・大塚・甲斐田・中田, 2011）を用いた。人生満足度尺度は7件法（1. 全くそう思わない—7. 非常にそう思う）で測定した。人生満足度の測定項目の中に Directed Question Scale（「この項目は「ややそう思う」を回答してください」）を含めた。PANAS は、最近1ヵ月に体験した感情について、6件法（1. 全くなかった—6. いつもそうだった）で測定した。

結果

基礎的分析

仮説検証に用いる各変数について、Cronbach の α 係数、平均値と標準偏差を夫と妻ごとに算出し、Table 1 に示した。また、変数間の単純相関の結果を Table 2 に示した。

Table 1 各変数の α 係数と記述統計

	夫			妻		
	α	<i>M</i>	<i>SD</i>	α	<i>M</i>	<i>SD</i>
1. 共同志向性	.80	4.12	0.78	.75	4.37	0.64
2. 配偶者の応答性知覚	.86	5.04	1.29	.84	4.89	1.33
3. 配偶者への応答性	.84	5.32	1.11	.85	5.06	1.29
4. 恩恵提供に対する本来感	—	4.69	1.23	—	4.79	1.19
5. 配偶者の本来感の知覚	—	4.57	1.22	—	4.47	1.23
6. 人生満足度	.90	4.33	1.34	.89	4.38	1.29
7. ポジティブ感情	.80	3.00	0.67	.81	2.89	0.66
8. ネガティブ感情	.90	2.50	0.88	.86	2.62	0.78

注) 尺度構成は各尺度の全項目を用いて行った。ポジティブ感情とネガティブ感情（6件法）以外の尺度はいずれも7件法であった。

Table 1 に示されるように、夫と妻のいずれの尺度についても十分な信頼性が認められた。宮崎（印刷中）の恋人関係のデータと同様、配偶者の応答性知覚の平均値は夫と妻のいずれにおいても相対的に高かった。

Table 2 変数間の単純相関

	1	2	3	4	5	6	7	8
1. 共同志向性	.05	.19**	.19**	.07	.05	.16*	.17*	-.00
2. 配偶者の応答性知覚	.08	.67***	.77***	.34***	.34***	.46***	.19**	-.18**
3. 配偶者への応答性	.13	.74***	.56***	.33***	.33***	.47***	.08	-.26***
4. 恩恵提供に対する本来感	.05	.49***	.53***	.16*	.58***	.20**	.33***	-.04
5. 配偶者の本来感の知覚	.03	.40***	.44***	.48***	.33***	.21**	.22**	-.06
6. 人生満足度	.12	.56***	.59***	.43***	.30***	.38***	.28***	-.42***
7. ポジティブ感情	.30***	.16*	.14*	.30***	.12	.30***	.40***	.15*
8. ネガティブ感情	.01	-.39***	-.36***	-.21**	-.13	-.28***	.22**	.34***

注) 上三角には夫、下三角には妻、対角線には夫と妻間の相関係数を記載した。

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ 。

Table 2 に示されるように、共同志向性と主観的幸福感の指標との関係について、夫では共同志向性と人生満足度およびポジティブ感情の間に正の相関が認められ、妻では共同志向性とポジティブ感情の間に正の相関が認められた。また、共同志向性を除いた各変数について、夫と妻の間で正の相関が認められた。

配偶者の応答性知覚が配偶者自身の応答性をどのくらい反映しているのかを確認するため、本人による配偶者への応答性を統制したうえで、本人による配偶者の応答性知覚とパートナーによる配偶者への応答性との偏相関を算出した⁸⁾。その結果、夫による配偶者の応答性知覚と妻による配偶者への応答性、妻による配偶者の応答性知覚と夫による配偶者への応答性のいずれについても、中程度の正の偏相関が認められた（それぞれ、 $r = .47, p < .001$; $r = .48, p < .001$ ）。

仮説の検証

Figure 1 のモデルに基づき、主観的幸福感の各指標（人生満足度、ポジティブ感情、ネガティブ感情）を目的変数、共同志向性を説明変数、配偶者の応答性知覚を調整変数とする行為者—パートナー相互依存性調整モデル (Garcia et al., 2015) による分析を行った。分析の際は、説明変数と調整変数はそれぞれの平均値によって中心化した。このモデルには、共同志向性と配偶者の応答性知覚が本人の主観的幸福感に及ぼす影響（行為者効果）とパートナーである配偶者の主観的幸福感に及ぼす影響（パートナー効果）に加え、共同志向性の行為者効果とパートナー効果を本人による配偶者の応答性知覚が調整するという仮説に対応する交互作用 (Figure 1 内の太い矢印) が含まれている。共同志向性の行為者効果とパートナー効果をパートナーによる配偶者の応答性知覚が調整することを表す交互作用については、探索的な検討のためにモデルに含めた。4つの交互作用に夫と妻で等値制約をかけたモデル (Model 2) と等値制約をかけないモデル (Model 1) について尤度比検定によりモデル比較を行い、Model 2 で適合度が有意あるいは有意傾向に悪化した場合は Model 1 を採用した。Model 1 は、夫と妻で交互作用効果が異なることを意味するモデルであった。

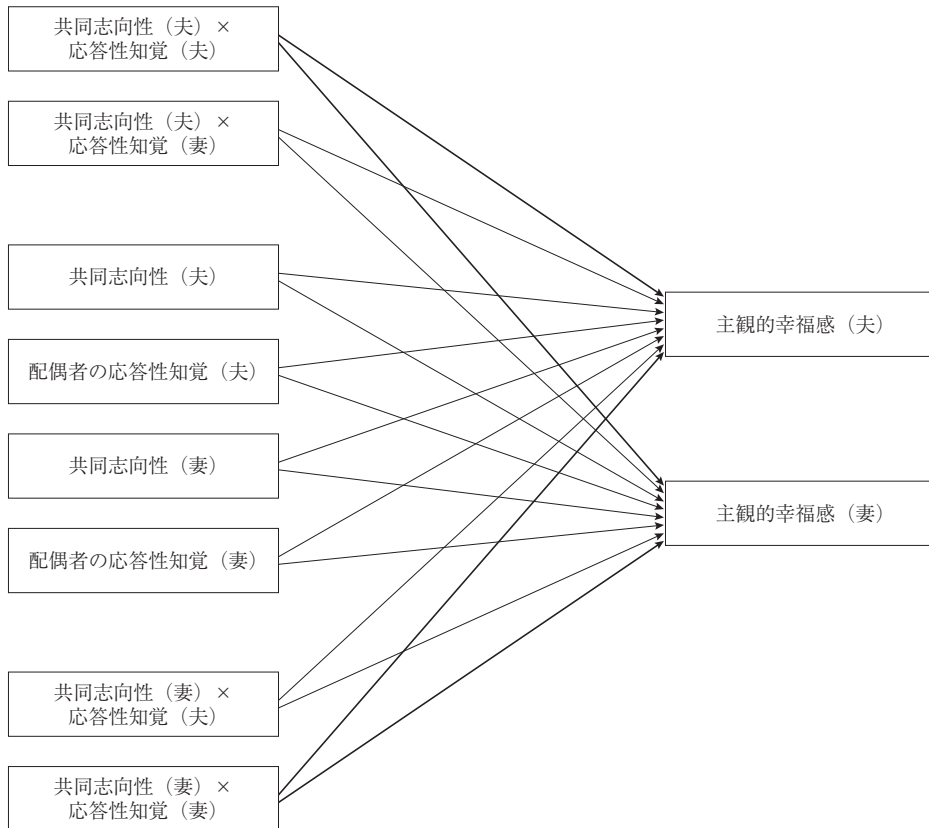


Figure 1 仮説検証に用いた行為者—パートナー相互依存性調整モデル

注) 全ての説明変数間および目的変数の誤差変数間に相関が仮定されているが、簡略化のため図内での記述は省略した。

分析には Mpuls 8 (Muthén & Muthén, 1998–2017) を用いた。仮説 1-1 と 2-1 を検証する際には、主観的幸福感の指標に対する仮説検証を 3 回繰り返すことによる検定の多重性を補正するため、Bonferroni 法により有意水準を $.05 \div 3 = .0166$ として検定を行った。主観的幸福感の各指標に対する結果を Table 3 に示した。

Table 3 に示されるように、妻のポジティブ感情に対して、共同志向性の正の行為者効果が認められた ($b = .31, p < .001$)。さらに、妻のポジティブ感情にのみ、本人の共同志向性 × 本人による配偶者の応答性知覚の交互作用が認められた ($b = .16, p = .013$)。下位検定のため、妻による配偶者の応答性知覚の高低 ($\pm 1SD$) ごとの妻の共同志向性の単純傾きを算出した (Figure 2)。妻による配偶者の応答性知覚が高い場合 ($+1SD$) は、妻の共同志向性は本人のポジティブ感情を強めていた ($b = .53, p < .001, 98.3\% CI [.27, .78]$) が、応答性知覚が低い場合 ($-1SD$) は共同志向性の影響は認められなかった ($b = .09, p = .405, 98.3\% CI [-.17, .36]$)。夫のポジティブ感情、夫と妻の人生満足度およびネガティブ感情に対しては、共同志向性の行為者効果、また、行為者効果に対する本人による配偶者の応答性知覚の調整効果

Table 3 主観的幸福感の各指標に対する行為者-パートナー相互依存性調整モデルによる分析結果 (配偶者の応答性知覚)

	人生満足度				ポジティブ感情				ネガティブ感情			
	夫		妻		夫		妻		夫		妻	
	<i>b</i>	98.3%CI	<i>b</i>	98.3%CI	<i>b</i>	98.3%CI	<i>b</i>	98.3%CI	<i>b</i>	98.3%CI	<i>b</i>	98.3%CI
共同志向性 (夫)	.12	[-.14, .38]	.02	[-.22, .25]	.12	[-.02, .26]	-.06	[-.19, .08]	.03	[-.16, .23]	.03	[-.13, .19]
共同志向性 (妻)	-.01	[-.32, .29]	.15	[-.13, .42]	.00	[-.17, .17]	.31***	[.15, .47]	-.07	[-.30, .15]	.04	[-.14, .23]
配偶者の応答性知覚 (夫)	.34***	[.14, .55]	.13	[-.06, .32]	.09	[-.03, .20]	-.09	[-.20, .01]	-.09	[-.24, .07]	-.11	[-.23, .02]
配偶者の応答性知覚 (妻)	.16	[-.04, .36]	.45***	[.27, .63]	-.02	[-.13, .10]	.14**	[.04, .25]	-.05	[-.20, .10]	-.16**	[-.28, -.03]
共同志向性 (夫) × 応答性知覚 (夫)	.01	[-.17, .20]	-.02	[-.20, .16]	-.02	[-.16, .12]	.07	[-.06, .20]	-.02	[-.21, .16]	.18*	[.03, .33]
共同志向性 (夫) × 応答性知覚 (妻)	-.13	[-.32, .06]	-.04	[-.23, .14]	-.06	[-.21, .08]	-.14*	[-.28, -.01]	.02	[-.17, .21]	-.13	[-.29, .02]
共同志向性 (妻) × 応答性知覚 (夫)	-.04	[-.23, .14]	-.13	[-.32, .06]	-.08	[-.24, .09]	-.08	[-.23, .08]	.14	[-.09, .37]	-.01	[-.19, .17]
共同志向性 (妻) × 応答性知覚 (妻)	-.02	[-.20, .16]	.01	[-.17, .20]	.13	[-.04, .30]	.16*	[.01, .32]	-.09	[-.31, .14]	.02	[-.16, .21]
Model 適合度	χ^2		ρ		χ^2		ρ		χ^2		ρ	
1 (等値制約なし)	0.00		—		0.00		—		0.00		—	
2 (夫と妻で交互作用等値)	0.94		.919		8.47		.076		8.66		.070	

注) 係数は非標準化推定値。CI は信頼区間を示す。Model 2 の自由度は 4。人生満足度は Model 2、ポジティブ感情とネガティブ感情は Model 1 を採用した。
 * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ 。

は認められなかった。よって、仮説 1-1 は、妻のポジティブ感情について部分的に支持された。

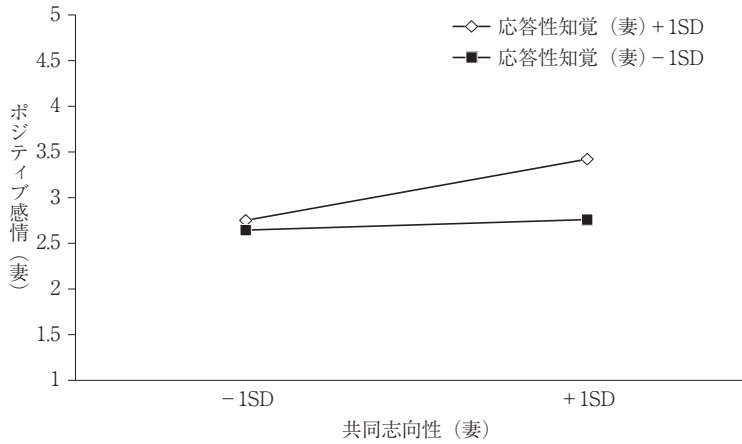


Figure 2 妻のポジティブ感情に対する妻による配偶者の応答性知覚の高低 (±1SD) ごとの妻の共同志向性の単純傾き

共同志向性がパートナーの主観的幸福感に影響するというパートナー効果は、いずれの指標についても認められなかった。ただし、妻のネガティブ感情にのみ、夫の共同志向性×夫による配偶者の応答性知覚の交互作用が認められた ($b=.18, p=.004$)。下位検定のため、夫による配偶者の応答性知覚の高低 (±1SD) ごとの夫の共同志向性の単純傾きを算出した (Figure 3)。夫による配偶者の応答性知覚が高い場合 (+1SD) は、夫の共同志向性がパートナーである妻のネガティブ感情を強めていた ($b=.26, p=.015, 98.3\% \text{CI} [.00, .52]$) が、応答性知覚が低い場合 (-1SD) は夫の共同志向性の影響は認められなかった ($b=-.20, p=.041, 98.3\% \text{CI} [-.44, .04]$)。これは、仮説 2-1 とは反対の結果であった⁹⁾。

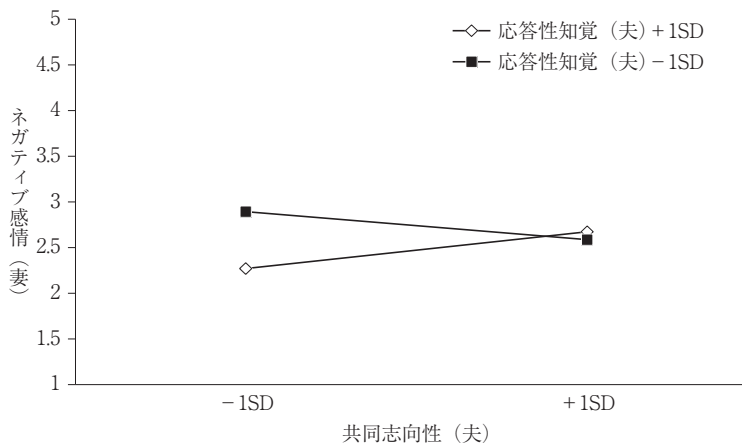


Figure 3 妻のネガティブ感情に対する夫による配偶者の応答性知覚の高低 (±1SD) ごとの夫の共同志向性の単純傾き

媒介変数として測定した配偶者への恩恵提供に対する本来感と配偶者の恩恵提供に対する本来感の知覚についての結果を Table 4 に示した¹⁰⁾。媒介変数については、それぞれが独立した仮説に関わる変数であるため、有意水準の補正は行わなかった。

分析の結果、配偶者への恩恵提供に対する本来感について、本人の共同志向性×本人による配偶者の応答性知覚の交互作用は認められなかった。また、配偶者の恩恵提供に対する本来感の知覚についても、パートナーの共同志向性×パートナーによる配偶者の応答性知覚は認められなかった。したがって、仮説1-2と2-2はいずれも支持されなかった。

補足分析

上記の分析では、共同志向性の行為者効果とパートナー効果について、それぞれの効果が本人による配偶者の応答性知覚によって調整されるかどうかを検討した。本人による配偶者の応答性の知覚は、配偶者の実際の応答性（パートナーによる配偶者への応答性）を反映していたが、本人による配偶者への応答性を統制した場合の両者の関連は中程度にとどまっていた。そこで、配偶者への応答性を調整変数とした分析を行うことで、配偶者による実際の応答性にも、配偶者の応答性を知覚することと同様の調整効果が認められるかどうかを検討した。

調整変数を配偶者への応答性に変えたうえで、Figure 1 と同じモデルで分析を行った。分析の際は、説明変数と調整変数はそれぞれの平均値によって中心化した。また、上記の分析と同様、主観的幸福感の指標について分析を行う際は、Bonferroni法により有意水準を $.05 \div 3 = .0166$ として検定を行った。主観的幸福感の各指標に対する結果を Table 5 に示した。

Table 5 に示されるように、主観的幸福感のいずれの指標についても、共同志向性の行為者効果とパートナー効果はパートナーによる配偶者への応答性によって調整されていなかった¹¹⁾。

次に、媒介変数として測定した2つの変数についての結果を Table 6 に示した¹²⁾。上記の分析と同様、この2つの変数については有意水準の補正は行わなかった。

Table 6 に示されるように、配偶者への恩恵提供に対する本来感について、共同志向性の行為者効果がパートナーによる配偶者への応答性によって調整されていた（夫と妻のいずれも、 $b = .19, p = .014$ ）。夫と妻のそれぞれについて下位検定を行ったところ、パートナーによる配偶者への応答性が高い場合（夫： $b = .24, p = .109, 95\% \text{ CI } [-.05, .53]$; 妻： $b = .17, p = .202, 95\% \text{ CI } [-.09, .44]$ ）と低い場合（夫： $b = -.24, p = .079, 95\% \text{ CI } [-.51, .11]$; 妻： $b = -.20, p = .081, 95\% \text{ CI } [-.52, .03]$ ）のいずれも、本人の共同志向性の影響は認められなかった。

配偶者の恩恵提供に対する本来感の知覚については、共同志向性のパートナー効果はパートナーによる配偶者への応答性によって調整されていなかった¹³⁾。

Table 4 媒介変数に対する行為者—パートナー相互依存性モデルによる分析結果 (配偶者の応答性知覚)

	配偶者への恩恵提供に対する本来感				配偶者の恩恵提供に対する本来感の知覚			
	夫		妻		夫		妻	
	<i>b</i>	95%CI	<i>b</i>	95%CI	<i>b</i>	95%CI	<i>b</i>	95%CI
共同志向性 (夫)	.02	[-.19, .23]	.14	[-.05, .32]	-.04	[-.24, .17]	.13	[-.07, .33]
共同志向性 (妻)	-.05	[-.30, .20]	.03	[-.19, .25]	.08	[-.33, .16]	-.03	[-.27, .20]
配偶者の応答性知覚 (夫)	.29**	[.12, .46]	.05	[-.10, .20]	.25**	[.09, .42]	.16	[-.00, .32]
配偶者の応答性知覚 (妻)	.05	[-.12, .21]	.38***	[.24, .52]	.10	[-.06, .26]	.26**	[.10, .41]
共同志向性 (夫) × 応答性知覚 (夫)	.01	[-.14, .16]	-.04	[-.18, .11]	.02	[-.13, .17]	.11	[-.05, .26]
共同志向性 (夫) × 応答性知覚 (妻)	.04	[-.11, .20]	-.06	[-.21, .09]	-.07	[-.22, .09]	-.05	[-.20, .11]
共同志向性 (妻) × 応答性知覚 (夫)	-.06	[-.21, .09]	.04	[-.11, .20]	-.05	[-.20, .11]	-.07	[-.22, .09]
共同志向性 (妻) × 応答性知覚 (妻)	-.04	[-.18, .11]	.01	[-.14, .16]	.11	[-.05, .26]	.02	[-.13, .17]
Model 適合度	χ^2		χ^2		χ^2		χ^2	<i>p</i>
1 (等値制約なし)	0.00		—		0.00		—	—
2 (夫と妻で交互作用等値)	4.91		.297		3.24		.519	

注) 係数は非標準化推定値。CI は信頼区間を示す。Model 2 の自由度は 4。いずれの変数についても Model 2 を採用した。
p* < .05, *p* < .01, ****p* < .001。

Table 5 主観的幸福感の各指標に対する行為者一パートナー相互依存性調整モデルによる分析結果 (配偶者への応答性)

	人生満足度				ポジティブ感情				ネガティブ感情			
	夫		妻		夫		妻		夫		妻	
	<i>b</i>	98.3%CI	<i>b</i>	98.3%CI	<i>b</i>	98.3%CI	<i>b</i>	98.3%CI	<i>b</i>	98.3%CI	<i>b</i>	98.3%CI
共同志向性 (夫)	.10	[-.16, .36]	.01	[-.22, .24]	.13	[-.01, .28]	-.06	[-.19, .08]	.06	[-.13, .25]	.01	[-.15, .17]
共同志向性 (妻)	.02	[-.29, .32]	.10	[-.17, .38]	-.00	[-.18, .17]	.30***	[-.14, .47]	-.09	[-.31, .14]	.06	[-.13, .25]
配偶者への応答性 (夫)	.43***	[-.22, .64]	.10	[-.09, .29]	.02	[-.11, .14]	-.10	[-.22, .01]	-.20*	[-.36, -.04]	-.15*	[-.28, -.01]
配偶者への応答性 (妻)	.20*	[-.01, .39]	.53***	[-.36, .70]	.04	[-.07, .14]	.11*	[-.02, .21]	-.02	[-.15, .12]	-.16**	[-.27, -.04]
共同志向性 (夫) × 応答性 (夫)	-.02	[-.20, .16]	-.09	[-.27, .09]	-.10	[-.25, .05]	-.08	[-.21, .06]	-.02	[-.14, .10]	.08	[-.04, .20]
共同志向性 (夫) × 応答性 (妻)	-.08	[-.27, .10]	.02	[-.16, .20]	.05	[-.08, .19]	-.01	[-.14, .12]	-.03	[-.16, .10]	-.03	[-.15, .10]
共同志向性 (妻) × 応答性 (夫)	.02	[-.16, .20]	-.08	[-.27, .10]	.03	[-.17, .22]	-.11	[-.29, .08]	-.03	[-.15, .10]	-.03	[-.16, .10]
共同志向性 (妻) × 応答性 (妻)	-.09	[-.27, .09]	-.02	[-.20, .16]	.06	[-.10, .23]	.17*	[-.02, .32]	.08	[-.04, .20]	-.02	[-.14, .10]
Model 適合度	χ^2		χ^2		χ^2		χ^2		χ^2		χ^2	
1 (等値制約なし)	0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00	
2 (夫と妻で交互作用等値)	2.09		.720		13.15		.011		0.91		.923	
	<i>p</i>		<i>p</i>		<i>p</i>		<i>p</i>		<i>p</i>		<i>p</i>	
	—		—		—		—		—		—	

注) 係数は非標準化推定値。CI は信頼区間を示す。Model 2 の自由度は 4。人生満足度とネガティブ感情は Model 2、ポジティブ感情は Model 1 を採用した。

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ 。

Table 6 媒介変数に対する行為者—パートナー相互依存性モデルによる分析結果 (配偶者への応答性)

	配偶者への恩恵提供に対する本来感				配偶者の恩恵提供に対する本来感の知覚			
	夫		妻		夫		妻	
	<i>b</i>	95%CI	<i>b</i>	95%CI	<i>b</i>	95%CI	<i>b</i>	95%CI
共同志向性 (夫)	.00	[-.21, .21]	.11	[-.07, .29]	-.03	[-.23, .18]	.10	[-.10, .30]
共同志向性 (妻)	-.09	[-.33, .16]	-.04	[-.25, .18]	-.07	[-.31, .17]	-.07	[-.30, .17]
配偶者への応答性 (夫)	.18	[-.01, .35]	.07	[-.08, .22]	.30***	[-.13, .47]	.16	[-.01, .32]
配偶者への応答性 (妻)	.27***	[-.12, .42]	.44***	[-.31, .57]	.13	[-.02, .28]	.34***	[-.19, .48]
共同志向性 (夫) × 応答性 (夫)	-.02	[-.16, .12]	-.05	[-.19, .09]	-.19*	[-.34, -.05]	.06	[-.08, .21]
共同志向性 (夫) × 応答性 (妻)	.19*	[-.04, .34]	-.05	[-.19, .10]	.11	[-.04, .26]	.05	[-.10, .20]
共同志向性 (妻) × 応答性 (夫)	-.05	[-.19, .10]	.19*	[-.04, .34]	.05	[-.10, .20]	.11	[-.04, .26]
共同志向性 (妻) × 応答性 (妻)	-.05	[-.19, .09]	-.02	[-.16, .12]	.06	[-.08, .21]	-.19*	[-.34, -.05]
Model 適合度	χ^2	<i>p</i>	χ^2	<i>p</i>				
1 (等値制約なし)	0.00	—	0.00	—				
2 (夫と妻で交互作用等値)	7.51	.112	4.53	.339				

注) 係数は非標準化推定値。CIは信頼区間を示す。Model 2の自由度は4。いずれの変数についてもModel 2を採用した。
p* < .05, *p* < .01, ****p* < .001。

考察

本研究では、夫婦関係を対象としたペア調査によって、共同志向性という他者との恩恵のやりとりの動機に影響する個人特性と本人および配偶者の主観的幸福感との関連が、配偶者の応答性を知覚できるかどうかという配偶者との関係性によって調整されることを検討した。本研究で得られた知見の一部は先行研究と一貫しており、また、限定的ではあったが仮説を支持する結果も得られた。

まず、共同志向性と本人の主観的幸福感の単純相関の結果として、他者の福利への強い関心から、他者のニーズに基づき恩恵を提供しようとし、また、他者も自分の福利に関心を持つことを期待しやすい人、つまり、共同志向性の強い人ほど、人生満足度が高く、過去1ヵ月のポジティブ感情の経験が多かった。この結果は、Le et al. (2018) のメタ分析や、日本人の成人を対象とした宮崎 (印刷中) と同様であった。効果量は小さいものの、共同志向性と本人の主観的幸福感との間に関連が認められることは頑健な結果といえる。配偶者の応答性知覚をモデルに加えた分析では、配偶者の応答性知覚は一貫して本人の主観的幸福感と正の関連があったが、共同志向性は妻のポジティブ感情にのみ正の関連 (正の行為者効果) が認められた。パートナーの応答性知覚の影響を統制した分析において、共同志向性と本人のポジティブ感情の間のみ関連が認められたという知見は、宮崎 (印刷中) と一貫している。パートナーの応答性知覚は、親密関係と幸福・健康の関連を考えるうえで特に注目されている関係の特徴 (Reis, 2012; Slatcher & Selcuk, 2017) であり、パートナーの応答性を高く知覚するほど、主観的幸福感が高いということは頑健に示されている (Alonso-Ferres, Imami, & Slatcher, 2020; Selcuk, Gunaydin, Ong, & Almeida, 2016; Tasfiliz et al., 2018)。そのため、パートナーの応答性知覚の影響を超えて、共同志向性という恩恵提供の動機と関わる変数の影響が認められたことは、親密関係と主観的幸福感との関連を検討するうえで、関係相手が自分に対してどのくらい受容的に応答しているかだけでなく、自分が関係相手の幸福やニーズにどのくらい関心を持っているかも重要な要因となることを示唆している。

次に、仮説を支持する結果として、妻のポジティブ感情に限定されていたが、本人の共同志向性と本人の主観的幸福感との正の関連が、本人による配偶者の応答性知覚が高い場合にのみ認められるという調整効果が示された。これは、宮崎 (印刷中) と同様の結果であった。夫が自分のことを理解し、肯定的に評価し、そして、自分に対して関心を持っていると知覚していて、夫から自分が搾取されたり、心理的に傷つけられたりするリスクが低いと感じられる夫婦関係において、他者の福利に関心を持ち、他者のニーズに応じて恩恵提供しようとする特性は妻の幸福と結びつきやすいといえる。なお、補足分析として行った配偶者への応答性を調整変数とした分析では、本人の共同志向性×パートナーによる配偶者への応答性の

交互作用は認められなかった。そのため、共同志向性と本人の主観的幸福感との関連を調整する要因としては、自分がパートナーの応答性を知覚できるかどうかことが重要であることが示唆される。本人の共同志向性×本人による配偶者の応答性知覚の交互作用が妻にのみ認められたことは予想外の結果であったが、類似した結果は、日本人の夫婦関係を対象にした別の研究でも得られている（宮崎・伊藤・木田・戸谷・山田, 2020）。女性のほうが男性よりも、他者志向的な特性を持つことを社会的に期待されやすい（例えば、Anthony, Holmes, & Wood, 2007）。そのため、妻のほうが夫よりも、社会的な期待ではなく、配偶者の幸福への関心から恩恵提供を行ったと感じるために、配偶者が自分に対して応答的であるという安心感がより必要であるのかもしれない。

本研究では仮説に反する結果も得られている。まず、本人による配偶者の応答性知覚が低い場合に、共同志向性と本人の主観的幸福感との間に負の関連が認められるという予測は支持されなかった。宮崎（印刷中）と同様、本研究でも、調査参加者の応答性知覚の平均値が相対的に高かったため、共同志向性の強い人が幸福感の低下を経験するほどのネガティブな夫婦関係が少なかったことが原因の1つと推測される。また、人生満足度とネガティブ感情については、夫と妻のいずれにおいても本人の共同志向性×本人による配偶者の応答性知覚の交互作用は認められなかった。人生満足度は、本人による配偶者の応答性知覚との正の関連のみが認められたことから、自分の人生に対する全般的な評価には、配偶者との関係の良否に関わる要因の影響が強かったと考えられる。ただし、別の研究（宮崎ほか, 2020）では、妻の人生満足度に対して本人の共同的動機×本人による配偶者の応答性知覚の交互作用が認められており、主観的幸福感の指標による結果の違いについてはさらなる検討が必要である。

次に、配偶者への恩恵提供に対する本来感について、本人の共同志向性×本人による配偶者の応答性知覚の交互作用は認められなかった。これは、恋人関係を対象とした宮崎（印刷中）とは異なる結果であった。恋人関係よりも夫婦関係のほうが、毎日の生活の中で頻繁に、かつ、多様な恩恵のやり取りが行われていると考えられる。そのため、過去1ヵ月に自分が行った恩恵提供の中から1つを選んでその本来感を測定するという方法では、夫婦関係の中で普段行われている恩恵提供の特徴が十分に反映されなかった可能性がある。なお、補足分析の結果、恩恵提供に対する本来感について、本人の共同志向性×パートナーによる配偶者への応答性の交互作用が認められたことを考えると、夫婦関係という共同的動機に基づく恩恵提供が期待されやすい関係において、共同志向性の強い人が配偶者への恩恵提供に対して本来感を感じるためには、配偶者が実際に応答的であるかどうかことがより重要であるのかもしれない。

本研究では、共同志向性のパートナー効果はほとんど認められなかった。その中で、夫の共同志向性と妻のネガティブ感情との関連が、夫による妻の応答性知覚によって調整される

という効果が認められた。ただし、その効果は予測とは反対であった。つまり、夫が妻の応答性を高く知覚している場合に、夫の共同志向性が強いほど、過去1ヵ月の妻のネガティブ感情の経験が多かった。これと類似した結果として、宮崎ほか(2020)では、夫が妻の応答性を高く知覚していると、家庭で家事を行うときの夫の共同的動機が強いほど、妻の人生満足度が低いことが明らかになっている。これらは、夫が妻の高い応答性を知覚し、リスクを恐れずに安心して「妻のために」行う恩恵提供のほうが、妻の幸福に悪影響をもたらす可能性があるという皮肉な結果である。夫が「自分(私)のため」ということを強調して恩恵提供を行うことで、その恩恵提供に満足できなくても、それを受け入れざるを得ないという心理が生じるのかもしれない(宮崎ほか, 2020; 吉田, 2015)。この知見については、結果の再現性やその影響プロセスについてさらなる検討が必要であるが、強い共同的動機がパートナーの主観的幸福感を低下させる可能性もあるという点で興味深い知見である。

ここまでの議論をまとめると、親密関係における恩恵のやりとりについて、どのようなときに、どのような動機で恩恵提供を行うことが本人とパートナーの幸福と結びつきやすいかについて、次のようにいえるだろう。他者の幸福に関心を持ち、他者のニーズを満たすために恩恵提供をしようとすることは、本人の高い主観的幸福感(特に、ポジティブ感情の経験の多さ)と結びついている。ただし、両者の関連は、親密なパートナーとの関係性によって調整され、また、夫婦関係における役割によっても異なる可能性がある。具体的には、パートナーのニーズに基づく「パートナーのため」の恩恵提供を安心して行うことができる夫婦関係のほうが、そのような恩恵提供が自己にリスクをもたらしやすい関係よりも、対人関係全般で共同的動機に基づく恩恵提供を行いやすい特性を持った妻は幸福になりやすいことが示唆される。恩恵提供における動機とパートナーの主観的幸福感との関連は明確ではないが、共同的動機の強さがパートナーの低い幸福感(特に、ネガティブ感情の経験の多さ)と結びつく場合があり、その違いにも配偶者の応答性知覚が関わっている可能性がある。共同的動機と主観的幸福感との関連は、どのような関係でも同じように認められるわけではなく、パートナーの応答性を知覚できるかどうかという文脈的要因によって変動しているといえる。

本研究は、共同志向性と本人およびパートナーの主観的幸福感との関連が、配偶者の応答性を知覚できるかどうかという関係性の特徴によって調整される場合があることを明らかにした点で、共同的動機と主観的幸福感に関する先行研究(例えば、Le et al., 2018; 宮崎, 印刷中)を拡張したといえる。しかし、本研究には複数の限界が存在する。まず、本研究の結果は、夫婦ペアを対象とした横断調査に基づくものであるため、共同志向性と本人およびパートナーの主観的幸福感との関連について、その影響の方向性は明らかでない。本研究で認められた妻のポジティブ感情への影響について、妻が配偶者の応答性を高く知覚している場合に、過去1ヵ月にポジティブ感情を多く経験することが本人の共同志向性を促進するという心理プロセスを想定することは困難であるが、影響の方向性を明確にするためには縦断調査

を行うことが必要である。次に、本研究では、共同志向性と本人およびパートナーの主観的幸福感との関連について、両者を媒介する変数は明らかにできなかった。今後の研究では、恩恵提供に対する感情やパートナーの感情の知覚以外の変数も取り上げ、共同志向性が本人およびパートナーの主観的幸福感と関連する心理的なプロセスを明らかにする必要がある。さらに、本研究では、研究資金の制約から、共同志向性のパートナー効果の検出に必要なサンプルサイズを設定できなかった。また、回答の不備などの理由により、研究実施前に想定していたサンプルサイズよりも分析対象ペアが大幅に減少した。Le et al. (2018) のメタ分析および本研究の結果から示されるように、共同志向性の主観的幸福感に対する行為者効果およびパートナー効果の効果量は小さい。応答性知覚との交互作用効果も含め、共同志向性の効果を検出するためには、大きなサンプルサイズが必要になるといえる。

近年、他者に恩恵を提供することが提供者の主観的幸福感と関連することが多くの研究で報告されており（レビューとしては、Dunn et al., 2014; Inagaki & Orehek, 2017）、その中で、恩恵提供を行う動機が主観的幸福感と関連することが明らかになっている（Crocker et al., 2017; Le et al., 2018）。本研究の知見は、人間関係における恩恵提供と主観的幸福感との関連を考えるうえで、恩恵提供における動機だけでなく、それがどのような関係で行われているかという文脈的要因も考慮することが重要であることを示した点で意義があるといえる。

引用文献

- Ackerman, R. A., & Kenny, D. A. (2016). APIMPower: An interactive tool for Actor-Partner Interdependence Model power analysis [Computer software]. Available from <https://robert-a-ackerman.shinyapps.io/apimpower/>
- Alonso-Ferres, M., Imami, L., & Slatcher, R. B. (2020). Untangling the effects of partner responsiveness on health and well-being: The role of perceived control. *Journal of Social and Personal Relationships*, 37, 1150–1171.
- Anthony, D. B., Holmes, J. G., & Wood, J. V. (2007). Social acceptance and self-esteem: Tuning the sociometer to interpersonal value. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92, 1024–1039.
- Baumeister, R. F., & Leary, M. R. (1995). The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. *Psychological Bulletin*, 117, 497–529.
- Clark, M. S., & Grote, N. K. (2003). Close relationships. In T. Millon & M. Lerner (Eds.), *Handbook of psychology, Volume 5: Personality and social psychology* (pp. 447–461). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Clark, M. S., & Mills, J. (2012). A theory of communal (and exchange) relationships. In P. A. M. Van Lange, A. W. Kruglanski, & E. T. Higgins (Eds.), *Handbook of theories of social psychology* (Vol. 2, pp. 232–250). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Clark, M. S., Ouellette, R., Powell, M. C., & Milberg, S. (1987). Recipient's moods, relationship type, and helping. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53, 94–103.
- Crocker, J., Canevello, A., & Brown, A. A. (2017). Social motivation: Costs and benefits of selfishness and otherishness. *Annual Review of Psychology*, 68, 299–325.

- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95, 542–575.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71–75.
- Dunn, E. W., Aknin, L. B., & Norton, M. I. (2014). Prosocial spending and happiness: Using money to benefit others pays off. *Current Directions in Psychological Science*, 23, 41–47.
- Fritz, H. L., & Helgeson, V. S. (1998). Distinctions of unmitigated communion from communion: Self-neglect and overinvolvement with others. *Journal of Personality and Social Psychology*, 75, 121–140.
- Garcia, R. L., Kenny, D. A., & Ledermann, T. (2015). Moderation in the actor–partner interdependence model. *Personal Relationships*, 22, 8–29.
- Impett, E. A., Le, B. M., Kogan, A., Oveis, C., & Keltner, D. (2014). When you think your partner is holding back: The costs of perceived partner suppression during relationship sacrifice. *Social Psychological and Personality Science*, 5, 542–549.
- Inagaki, T. K., & Orehek, E. (2017). On the benefits of giving social support: When, why, and how support providers gain by caring for others. *Current Directions in Psychological Science*, 26, 109–113.
- 伊藤 正哉・小玉 正博 (2005). 自分らしくある感覚 (本来感) と自尊感情が well-being に及ぼす影響の検討 教育心理学研究, 53, 74–85.
- 金政 祐司・浅野 良輔・古村 健太郎 (2017). 愛着不安と自己愛傾向は適応性を阻害するのか? ——周囲の他者やパートナーからの被受容感ならびに被拒絶感を媒介として—— 社会心理学研究, 33, 1–15.
- 川人 潤子・大塚 泰正・甲斐田 幸佐・中田 光紀 (2011). 日本語版 The Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) 20 項目の信頼性と妥当性の検討 広島大学心理学研究, 11, 225–239.
- Kenny, D. A., Kashy, D. A., & Cook, W. L. (2006). *Dyadic data analysis*. Guilford Press.
- Kogan, A., Impett, E. A., Oveis, C., Hui, B., Gordon, A. M., & Keltner, D. (2010). When giving feels good: The intrinsic benefits of sacrifice in romantic relationships for the communally motivated. *Psychological Science*, 21, 1918–1924.
- Le, B. M., & Impett, E. A. (2015). The rewards of caregiving for communally motivated parents. *Social Psychological and Personality Science*, 6, 758–765.
- Le, B. M., Impett, E. A., Lemay, E. P., Jr., Muise, A., & Tskhay, K. O. (2018). Communal motivation and well-being in interpersonal relationships: An integrative review and meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 144, 1–25.
- Lemay, E. P., Jr., Clark, M. S., & Feeney, B. C. (2007). Projection of responsiveness to needs and the construction of satisfying communal relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92, 834–853.
- Maddux, J. E. (2018). Subjective well-being and life satisfaction: An introduction to conceptions, theories, and measures. In J. E. Maddux (Ed.), *Subjective well-being and life satisfaction*. (pp. 3–31). New York, NY: Routledge.
- Maisel, N. C., & Gable, S. L. (2009). The paradox of received social support: The importance of responsiveness. *Psychological Science*, 20, 928–932.
- McNulty, J. K. (2008). Forgiveness in marriage: Putting the benefits into context. *Journal of Family Psychology*, 22, 171–175.
- McNulty, J. K. (2016). Highlighting the contextual nature of interpersonal relationships. In J. M. Olson & M. P. Zanna (Eds.), *Advances in experimental social psychology* (Vol. 54, pp. 247–315). New York, NY:

Academic Press.

- Mills, J., Clark, M. S., Ford, T. E., & Johnson, M. (2004). Measurement of communal strength. *Personal Relationships, 11*, 213–230.
- 宮崎 弦太 (2015). 関係相手の応答性に応じた共同規範の調節——愛着不安による調整効果——
実験社会心理学研究, *55*, 60–70.
- 宮崎 弦太 (印刷中). 共同志向性と本人の主観的幸福感との関連——パートナーの応答性知覚の
調整効果—— 心理学研究, <https://doi.org/10.4992/jipsy.93.21332>
- 宮崎 弦太・池上 知子 (2016). 友人関係への依存度と拒絶のサインへの鋭敏性——共同規範と交
換規範による差異の検討—— 立教大学心理学研究, *58*, 23–37.
- 宮崎 弦太・伊藤 雅月・木田 万柚子・戸谷 好美・山田 真亜子 (2020). 家事における共同的動機
と主観的幸福感 日本社会心理学会第 61 回大会
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998–2017). *Mplus user's guide* (8th ed.).
- 大石繁宏 (2009). 幸せを科学する——心理学からわかったこと—— 新曜社
- Proulx, C. M., Helms, H. M., & Buehler, C. (2007). Marital quality and personal well-being: A meta-
analysis. *Journal of Marriage and Family, 69*, 576–593.
- Reis, H. T. (2012). Perceived partner responsiveness as an organizing theme for the study of relationships
and well-being. In L. Campbell & T. J. Loving (Eds.), *Interdisciplinary research on close relationships: The
case for integration* (pp. 27–52). American Psychological Association.
- Reis, H. T., Clark, M. S., & Holmes, J. G. (2004). Perceived partner responsiveness as an organizing
construct in the study of intimacy and closeness. In D. J. Mashek (Ed.), *Handbook of closeness and intimacy*
(pp. 201–225). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Selcuk, E., Gunaydin, G., Ong, A. D., & Almeida, D. M. (2016). Does partner responsiveness predict
hedonic and eudaimonic well-being? A 10-year longitudinal study. *Journal of Marriage and Family, 78*, 311
–325.
- Sheldon, K. M., Ryan, R. M., Rawsthorne, L. J., & Hardi, B. (1997). Trait self and true self: Cross-role
variation in the Big-Five personality traits and its relations with psychological authenticity and subjective
well-being. *Journal of Personality and Social Psychology, 73*, 1380–1393.
- Slatcher, R. B., & Selcuk, E. (2017). A social psychological perspective on the links between close
relationships and health. *Current Directions in Psychological Science, 26*, 16–21.
- Tasfiliz, D., Selcuk, E., Gunaydin, G., Slatcher, R. B., Corriero, E. F., & Ong, A. D. (2018). Patterns of
perceived partner responsiveness and well-being in Japan and the United States. *Journal of Family
Psychology, 32*, 355–365.
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive
and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology, 54*, 1063–1070.
- Wieselquist, J. (2009). Interpersonal forgiveness, trust, and the investment model of commitment. *Journal of
Social and Personal Relationships, 26*, 531–548.
- 吉田 千鶴 (2015). 日本の共働き世帯における夫と妻の幸福度と子供、時間配分 季刊家計経済研
究, *106*, 18–28.

註

- 1) 本研究は科学研究費補助金（若手研究 課題番号：18K13277）の助成を受けて実施された。

本研究の内容の一部は、日本社会心理学会第 60 回大会で発表されている。

- 2) 本研究の調査に含まれていた質問項目、本文中に記載できなかった分析結果についての補足資料、追加分析の結果は電子付録に記した。電子付録は Open Science Framework (<https://osf.io/bxgfd/>) で提供する。
- 3) 非緩和共同性については、行為者効果 ($r = -.03, 95\% \text{CI} [-.09, .03]$) とパートナー効果 ($r = -.01, 95\% \text{CI} [-.08, .06]$) は認められていない (Le et al., 2018)。
- 4) 宮崎 (印刷中) では、共同志向性と本人のポジティブ感情および恩恵提供に対する本来感で同様のパターンの交互作用が見られたため、調整媒介分析が行われている。しかし、共同志向性×応答性知覚がポジティブ感情に及ぼす影響が、恩恵提供に対する本来感によって媒介されているという調整媒介効果は示されなかった。宮崎 (印刷中) のサンプルでは恋人の応答性知覚の平均値が高かったことが、恋人の応答性知覚が相対的に高い場合と低い場合で間接効果 (共同志向性が恩恵提供に対する本来感に影響することを媒介してポジティブ感情に及ぼす影響) に差が認められなかったことの原因の 1 つと考えられている。
- 5) 本研究で夫婦関係を対象としたもう 1 つの理由として、恋人関係よりも夫婦関係のほうが、パートナーの応答性知覚が低い場合も関係の解消がより困難であるため、パートナーの応答性知覚が低い関係をサンプルに含めやすいと考えた。
- 6) この予測は、主観的幸福感に対するパートナーの共同志向性×パートナーによる配偶者の応答性知覚の交互作用効果を予測することと同義である。
- 7) 関係満足度と配偶者から受けた恩恵提供に対する感情は以下の分析では用いていないため、これ以降の記述は省略する。
- 8) パートナーの応答性の知覚には、パートナーの実際の応答性を知覚するというプロセスに加えて、自分自身のパートナーへの応答性を投影するというプロセスが存在する (Lemay, Clark, & Feeney, 2007)。実際、本研究でも配偶者の応答性知覚と本人による配偶者への応答性の間に正の相関が認められている。よって、投影による影響を取り除くために、本人によるパートナーへの応答性を統制変数とする偏相関分析を行った。
- 9) 探索的にモデルに含めた交互作用について、妻のポジティブ感情に対するパートナーの共同志向性×本人による配偶者の応答性知覚の交互作用が認められた ($b = -.14, p = .011$)。下位検定のため、妻による配偶者の応答性知覚の高低 ($\pm 1SD$) ごとの夫の共同志向性の単純傾きを算出した。妻による配偶者の応答性知覚が高い ($+1SD$) 場合、夫の共同志向性はパートナーである妻のポジティブ感情を弱めていた ($b = -.25, p = .006, 98.3\% \text{CI} [-.46, -.03]$)。妻による配偶者の応答性知覚が低い ($-1SD$) 場合、夫の共同志向性は妻のポジティブ感情には影響していなかった ($b = .13, p = .164, 98.3\% \text{CI} [-.10, .36]$)。本文中の結果と合わせると、夫の共同志向性が強いほど妻の主観的幸福感が低い (ネガティブ感情経験が多い; ポジティブ感情経験が少ない) という関連が、夫による配偶者の応答性知覚が高い場合と妻による配偶者の応答性知覚が高い場合に認められたといえる。
- 10) 恩恵提供に対するその他の感情についての結果は、電子付録 (<https://osf.io/bxgfd/>) の Table S1 と S2 に記載した。
- 11) 探索的にモデルに含めた交互作用について、妻のポジティブ感情に対する本人の共同志向性×本人による配偶者の応答性の交互作用が認められた ($b = .17, p = .007$)。下位検定のため、妻による配偶者への応答性の高低 ($\pm 1SD$) ごとの妻の共同志向性の単純傾きを算出した。妻による配偶者への応答性が高い場合 ($+1SD$) は、妻の共同志向性は本人のポジティブ感情を強めてい

た ($b = .52, p < .001, 98.3\% \text{ CI } [.27, .78]$) が、妻による応答性が低い場合 ($-1SD$) は共同志向性の影響は認められなかった ($b = .08, p = .428, 98.3\% \text{ CI } [-.17, .33]$)。これは、本人の共同志向性 \times 本人による配偶者の応答性知覚の交互作用と同じパターンであった。本研究では、本人による配偶者の応答性知覚と配偶者への応答性の間に強い相関が認められたため (Table 1)、両者で同様の交互作用が認められたと考えられる。共同志向性と本人の主観的幸福感との関連を調整する要因として、パートナーの応答性知覚とパートナーへの応答性の影響の違いを明確にすることが今後の研究では必要である。

12) 上記の分析と同様、恩恵提供に対するその他の感情についての結果は、電子付録 (<https://osf.io/bxgfd/>) の Table S3 と S4 に記載した。

13) 探索的にモデルに含めた交互作用に関しては、夫と妻の配偶者の恩恵提供に対する本来感の知覚について、共同志向性の行為者効果が本人による配偶者への応答性によって調整されていた (夫と妻のいずれも、 $b = -.19, p = .010$)。夫と妻のそれぞれについて下位検定を行ったところ、妻による配偶者への応答性が高い場合 ($+1SD$) は、妻の共同志向性は配偶者の恩恵提供に対する本来感の知覚を弱めていた ($b = -.31, p = .043, 95\% \text{ CI } [-.61, -.01]$) が、妻による配偶者への応答性が低い場合 ($-1SD$) は、妻の共同志向性の影響は認められなかった ($b = .18, p = .238, 95\% \text{ CI } [-.12, .48]$)。夫の配偶者の恩恵提供に対する本来感の推測についても同様のパターンであったが、夫による配偶者への応答性が高い場合と低い場合のいずれも、夫の共同志向性の影響は認められなかった (それぞれ、 $b = -.24, p = .051, 95\% \text{ CI } [-.49, .00]$; $b = .19, p = .191, 95\% \text{ CI } [-.09, .46]$)。

ENGLISH SUMMARY

Effects of communal orientation and perceived partner responsiveness on subjective well-being in married couples: Actor-partner interdependence moderation model analyses

MIYAZAKI Genta

People with high communal orientation show concern for others' welfare and provide benefits to others based on their needs. Previous research revealed that people's communal orientation is positively associated with their subjective well-being and their partner's well-being. Using dyadic data from 205 married couples, this study examined whether perceived spouse responsiveness would moderate the effects of communal orientation on a person's own as well as their spouse's well-being. The actor-partner interdependence model with moderation analyses revealed that a wife's communal orientation was positively associated with her subjective well-being only when she perceived her husband's responsiveness to be high. The positive association was not present when she perceived her husband's responsiveness as low. The results also revealed that a husband's communal orientation was negatively associated with his wife's well-being when he perceived his wife's responsiveness as high but not when it was perceived as low. These results suggest the importance of considering relationship qualities, such as whether one can perceive their spouse's responsiveness, in understanding the association between communal orientation in married couples and one's well-being or that of their partner.

Key words: communal orientation, subjective well-being, perceived partner responsiveness, married couples, actor-partner interdependence moderation model