

博士論文

文化心理学的視座による
ワーク・ライフ・バランスの検討

—中高年期におけるスピルオーバーと健康の日米比較—

東京女子大学大学院人間科学研究科

林 治子

博士論文

文化心理学的視座によるワーク・ライフ・バランスの検討
－中高年期におけるスピルオーバーと健康の日米比較－

A Cultural Psychological Perspective on
Work-Family Spillover and Health in Midlife :
A Japan - US Comparative Study

2017 年 11 月 24 日

東京女子大学大学院人間科学研究科

林 治子

目 次

序	
第 1 章 ワーク・ライフ・バランスへの文化心理学的アプローチ	……1
第 1 節 ワーク・ライフ・バランスへの社会的関心	……2
1-1. ワーク・ライフ・バランスとは何か	
1-2. ワーク・ライフ・バランスを巡る社会的背景	
第 2 節 ワーク・ライフ・バランスへの心理学的検討	……8
2-1. 「ワーク」と「ライフとしての家庭」	
2-2. 二つの領域間の葛藤	
2-3. 葛藤からワーク・ファミリー・スピルオーバーへ	
2-3-1. スピルオーバーとは何か	
2-3-2. ワーク・ライフ・バランスとネガティブ・スピルオーバー	
2-3-3. ポジティブ・スピルオーバー	
2-3-4. ネガティブ・スピルオーバーと ポジティブ・スピルオーバーの緩衝効果	
2-3-5. スピルオーバーのアウトカムとなる二つの指標	
第 3 節 ワーク・ライフ・バランスへの文化心理学的視点	……19
3-1. 社会・文化と心のダイナミックス	
3-2. 文化的自己観とワーク・ライフ・バランス	
第 4 節 本論文の目的	……26
第 2 章 日本におけるワーク・ファミリー・スピルオーバーの構造(研究 1)	……30
第 1 節 問題の背景と目的	
第 2 節 方法	
第 3 節 結果と考察	
第 3 章 ワーク・ファミリー・スピルオーバーが Well-being に及ぼす影響 —拡張効果と緩衝効果の日米比較—(研究 2)	……38
第 1 節 問題の背景と目的	

第2節 方法	
第3節 結果と考察	
3-1. 生活満足感を予測するスピルオーバー	
3-2. 夫婦関係の良好さを予測するスピルオーバー	
3-3. 主観的健康感を予測するスピルオーバー	
第4章 ワーク・ファミリー・スピルオーバーが Ill-being に及ぼす影響	
—拡張効果と緩衝効果の日米比較—(研究3)	……66
第1節 問題の背景と目的	
第2節 方法	
第3節 結果と考察	
3-1. 抑うつ傾向(CES-D)を予測するスピルオーバー	
3-2. インターロイキン6(IL-6)を予測するスピルオーバー	
第5章 ワーク・ファミリー・スピルオーバーが	
Well-beingと Ill-being に及ぼす影響	
—日本における縦断データを用いた検討—(研究4)	……85
第1節 問題の背景と目的	
第2節 方法	
第3節 結果と考察	
第6章 総合的考察	……92
第1節 研究結果の概要および文化心理学的な考察	
1-1. 日本におけるスピルオーバーの構造	
1-2. Well-beingと Ill-being を予測するスピルオーバーの日米差	
1-3. 文化心理学的視点によるワーク・ライフ・バランスの考察	
第2節 研究の限界と今後の展望	
引用文献	……107
謝辞	

序

『中庸の徳たるや、其れ至れるかな。民鮮なきこと久し。』 — 論語：雍也第六の二十九より

何事をするにもやり過ぎてはいけない。そうかといって遠慮しすぎるのも良くない。

過不足なく、程々にバランスよく行動することが最高の人徳になる。

しかし、そのような人を見かけなくなってしまったものだ。

嘗て三十数年前に筆者が職に就いたとき、就労者は「職場」と「家庭」という二つの場を往來する中で、いかに上手く気持ちを切り替えるか、その素朴な疑問に一冊の本が知恵を授けてくれた。手にした佐藤綾子氏の著書には、「制服に着替えるや職業人になりきる」「自宅に戻りエプロンをつけるや主婦になりきる」と記されていた。社会生活の中で、自らに求められる役割に専念するために、一つの動作をきっかけとして、自らが持つ幾つかのペルソナ（仮面）を付け替え、気持ちを切り替えるというアイディアであった。就労者にとって職場と家庭という空間的かつ物理的な分離ができて、心理的な分離は難しいと考えられるからであろう。近年の情報技術で、仕事もモバイルすることが可能となり、家事労働の AI 化が進み、これら領域間の境界線は益々曖昧なものになっている。しかし、「程々にバランスよく」職場や家庭で自分の役割を熟すことは、簡単に達成できるものでもない。なぜなら、「こころ」の問題が絡んでいるからである。

ワーク・ライフ・バランス憲章が策定されて約 10 年間、ワーク・ライフ・バランスという考え方や働き方に意識が向けられ、官民一体となり、欧米に追従する形でさまざまな施策が推進されてきた。ワーク・ライフ・バランスは、就労者が仕事と仕事以外の生活に調和がもたらされるような働き方を見直すなど「個人レベル」での取り組みと、労働環境の改善など「組織レベル」での取り組みとが相乗効果を生み出し、個人の Well-being を高めると同時に、組織の生産性も向上させることを目指し、労使ともに好循環を生み出そうとするものでもある（内閣府，2007）。しかし、講じられてきた多様な働き方の選択肢は、必ずしも活用度の高いものではなく、その推進は必ずしも順調に機能しているとはいえない（e.g., 西岡, 2012）。

好循環への推進が加速しない理由の一つとして、就労者個人レベルでの施策の受け入れ方やバランスの捉え方など、さまざまな施策が講じられても、そこには人間が主観的に捉える心の働きという視点が十分に考慮されてこなかったことが挙げられよう。ワーク・ライフ・ balan

スが提唱されるようになった背景は、産業化による経済成長を促す利潤の拡大を求める働き方が、就労者に長時間労働を課し、家庭生活までもを浸食していったことや女性就業率の高まりなどで就労者個人の Well-being が低迷したことによる。時代が変遷する中で、2016 年 9 月には、一億総活躍社会の実現に向けた最大のチャレンジとして「働き方改革」が提示され、日本の企業や暮らし方の文化を変えるものとして注目を浴びている（厚生労働省, 2016）。時代が要請するワーク・ライフ・バランス推進の難しさは、長年にわたり、日本における仕事への成功を導く「よき働き方」「社会的に望ましい働き方」が、就労者の心に埋め込まれているからこそ、なかなか心の中から消え去ることができないとも考えられよう。

就労者にとっての Well-being な状況やよい働き方が何であるかは、主観的かつ個人的なものであり、千差万別なものであるからこそ、誰しもが「よい」と感ずる条件を指定することは難しい。それは、人がそこに生きる中での経験によって、暗黙のうちに形成されてしまうものであるからこそ、同一の物差しで測ることも難しいのであろう。就労者個々の Well-being 向上を目指したワーク・ライフ・バランスにも同じ課題を見いだすことができる。

それでは、このようなワーク・ライフ・バランスの主観的な側面を研究対象とすることは不可能なのであろうか。文化心理学からのアプローチはそれを可能とするものである。一人ひとりの経験が心理プロセスを形成していくという問いに答えるべく、文化心理学は社会や文化の中で生きる個人の経験を基に生成される事象の意味を検討してきた。人間は意味を作り出す存在であるとブルーナーが指摘したのは、実験で条件を統制しても、個々の経験に基づいて判断されていたことを実感したからである (Bruner, 1990)。主観的な経験が異なる社会・文化では、そこで生きるための心理プロセスも異なるであろう。Markus and Kitayama (1991) は、文化で異なる自己の概念を文化的自己観と名づけ、これを基軸に暗黙のうちに認める文化的バイアスや心の理解を目指してきた。この文化比較で見いだされた文化差は、欧米で見いだされる心理プロセスが、異なる文化において同条件で生成するとは限らないことを示したものである。社会や文化の中で、日常的に経験されることの蓄積によって産出された心理変数と社会や文化とのダイナミックスに着目することで、ワーク・ライフ・バランスに取り組む社会や文化と、そこに生きる就労者との関係を炙り出すことができるのではないかと思索したのである。

ワーク・ライフ・バランスという言葉に日本語で適訳がなく、心の基盤や心の働きが異なる文化で同じバランスという言葉を用いたとしても、まったく同じ意味とはならない現実を示すことにもなるであろう。就労者個人がどのような状態をバランスがとれている、調和していると感じるかということと同様に、その文化に生きて経験することで暗黙のうちに承認する価値、

すなわち、仕事や家庭という生活領域間の比重や役割意識など人間の心の拠り所となる文化的な価値や意味づけを考慮せずに、欧米での施策や取り組みを日本人のワーク・ライフ・バランス推進に導入したとしても、十分に機能しない可能性があるだろう。

本論文では、ワーク・ライフ・バランスの心理プロセスに文化差があることを予想し、ワーク・ライフ・バランスを「ワーク」と「ライフとしての家庭」という生活領域間の連関から捉える心理変数「スピルオーバー」(Pleck, 1995)に着目し、文化心理学的な視点から再考する。日本が目指すワーク・ライフ・バランス実現に向けて、社会や文化と人を好循環に機能させるためには、心理変数を文化間で比較し、その結果を文化心理学的枠組みから考察することが有効であると考え、日本の仕事や家庭という生活文化に埋め込まれた文化的な価値や状況を窺い知ろうと試みるものである。

本論文は、第1章から第6章までの構成とする。第1章では、欧米で先行したワーク・ライフ・バランス施策への日本の取り組みと現状や、ワーク・ライフ・バランスと心身の健康(Well-being と Ill-being)に関する心理学的研究を概観し、施策が十分に機能していない一因に、社会や文化と人との相互構成過程という文化心理学の視点が考慮されていない可能性を指摘したうえで、研究目的を述べる。続いて、第2章から第5章までは、4つの一連の実証研究を紹介する。第2章では、スピルオーバーのモデル構造が日米で同一であることを確認し(研究1)、第3章では、スピルオーバーが Well-being (心理的に健康な状態)に及ぼす影響を仕事と家庭領域間スピルオーバーの方向性(仕事から家庭へ、家庭から仕事へ)と誘意性(ポジティブとネガティブ)から日米比較し、文化による違いと類似性を検証する(研究2)。第4章では、研究2同様の方法で、スピルオーバーが Ill-being (健康リスクとなる状態)に及ぼす影響を検証する(研究3)。この研究3では、病院診療で用いる評価尺度や生理指標を用い、客観的な数値での検討を行う。第5章では、縦断データを用いて、日本で4年後の心身の健康にスピルオーバーが及ぼす影響を検証する(研究4)。第6章では、4つの実証研究から得られた結果を統合し、文化心理学の理論的枠組みに準拠した考察を加え、最後に、本研究の意義と限界を述べ、今後の展望を示す。

第 1 章

ワーク・ライフ・バランスへの文化心理学的アプローチ

ワーク・ライフ・バランス（以下、WLB と略す）は、就労者個人の Well-being¹達成を目指す現代社会の課題であり、その取り組みは欧米諸国から始まった。長時間労働など働き方が問題視されている日本においても、政府により WLB に関する憲章および行動指針が策定され、就労者個人における仕事と仕事以外の生活の充実、組織と個人における好循環を目指し、政府や地域、企業や民間団体などで取り組みが加速している。しかしながら、その推進は必ずしも順調に機能しているとはいえない（e.g., 西岡, 2012; 内閣府, 2015a）。WLB に関わる要因が多様であることがその所以であると同時に、先行する欧米での WLB 施策や捉え方を単純に日本へ導入することが、実現を難しくしている理由の一つに考えられるかもしれない。

そのことは、WLB が就労者の Well-being を実現するための施策や制度など「社会システム」の問題であると同時に、社会システムに反応する人間の「心理プロセス」の問題ともいえる。就労者個人がどのような状態をバランスのとれた、Well-being の高い状態と捉えるかといった心理プロセスは、個人の日常的な経験から構築される。日常生活を構成する歴史的かつ社会・文化的背景と心理プロセスとの関連を検討してきた文化心理学の立場からみれば、WLB の様相も文化によって異なることが予想される（e.g., Markus & Kitayama, 1991）。WLB が順調に推進されるためには、欧米に準じた「社会システムの充実」と、社会・文化的背景の異なる「個人の主観的な充足感」を鑑みることが必要であろう。本論文では、WLB を文化心理学的な枠組みから再考し、WLB 研究への貢献を図ることを目的とする。

本章では、社会システムの充実を目指す WLB の視点から、欧米社会と日本社会における WLB 施策やその取り組みの現状について述べ、個人の主観的な充足感を目指す WLB に関する心理学的研究を概観し、近年の文化心理学的視点から WLB の文化比較研究を行う必要性を指摘する。

¹ WHO（1948）の健康の定義によると、Well-being（ウェルビーイング）とは、「身体的、精神的、社会的に完全に良好な状態」であり、単に、疾病や障害がないということではない。田中・外川・津田（2011）の再定義によれば、「個人の心理社会生物学的側面での生活に対する自分自身の評価の良好さを示す程度」とされる。

第1節 ワーク・ライフ・バランスへの社会的関心

1-1. ワーク・ライフ・バランスとは何か

WLB は、「ワーク・ライフ・バランス」と日本語に訳すことなく用いることも多いが、「仕事と生活の調和」と訳されている。内閣府によれば、WLB とは、「老若男女誰しも、仕事、家庭生活、地域生活、個人の自己啓発などさまざまな活動について、自らが希望するバランスで展開できる状態」を意味する（内閣府, 2007）。この施策は、企業とその労働者、国民、国や地方公共団体による取り組みを通じて、国民一人ひとりがやりがいや充実感を抱きながら働き、仕事上の責任を果たすとともに、家庭や地域生活などにおいても、子育て期、中高年期といった人生の各段階に応じて多様な生き方が選択・実現できる社会を目指すものである（Fig.1-1）。ここでのバランスは、仕事と仕事以外の生活の唯一の均衡を示すものではなく、これらの生活領域の関係を成立させる基盤として、個人の欲求や期待に基づいた調和、或は両立を実現させるための条件や環境を意味する（鷺見, 2011）。WLB は、性別、年齢、国籍などが異なる多様な個人の生き方や、ダイバーシティ社会を映し出す多様な生活、さらに、子育てや介護といったさまざまな制約を抱えた家庭生活、そこに生きる就労者の Well-being を支える課題でもある。WLB の推進は、社会的には、産業を支える労働力の確保や社会における活力の維持につながり、個人的には、誰もが仕事やそれ以外でのさまざまな活動を自分の希望するバランスで実現できる状態を目指し、労使ともに Win-Win の関係を築き、好循環にすることを目的としたものでもある。

WLB の意味には、「仕事やそれ以外の生活が自らも充実していると感じられること」も含まれる（Fig.1-1）。このことは、WLB が就労者を取り巻く環境、社会システムの充実という側面ばかりでなく、そのシステムをどう受け入れ、どのような状態をバランスが取れ、Well-being と感じられるのかといった個人の主観的な側面を示すものでもある。WLB は、社会的かつ組織的な環境基盤を整備すると同時に、就労者自らの取り組みが好循環するといった「社会システムの充実」と、そこに生きる「個人の主観的な充足感」の双方を含有する概念である。

この WLB に類似した概念として、1980 年代からアメリカで普及した「ファミリー・フレンドリー（以下、FF と略す）」がある。FF は、「仕事と家庭の両立」に基づいた考え方で、企業が主体となり、家庭の事情に応じて育児休暇や介護休暇などを取得できる制度や柔軟な働き方のことで、フレックス・タイム制度を導入するなど、家庭を維持するための職場での環境整備に重点が置かれている（若島ら, 2009）。当初、FF は仕事と家庭生活との役割葛藤から生まれ

た家庭に軸を置いた概念であったが、現在ではアメリカもヨーロッパ同様に、広い意味での仕事と就労者個人の Well-being の両立を謳ったものとして、同義に扱われるようになっている(脇坂, 2007)。

本論文では、仕事「ワーク」と、家庭生活を含む仕事以外の生活「ライフ」とのバランスとして、WLB を用いる。

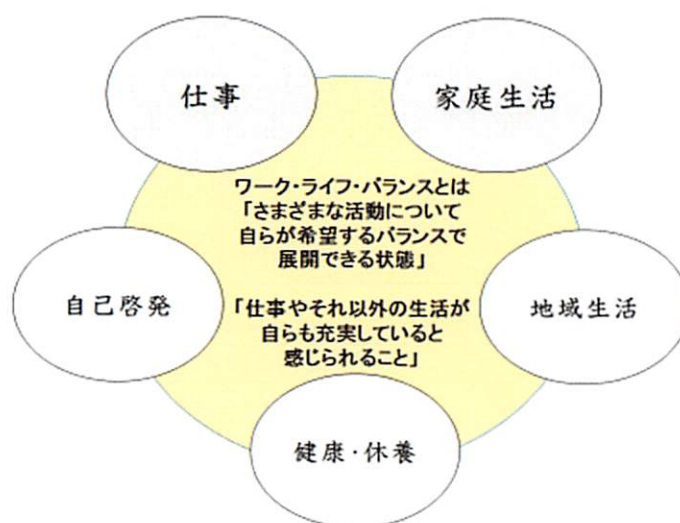


Fig.1-1. Concept of Work-Life-Balance (内閣府, 2007; 島津, 2011)

1-2. ワーク・ライフ・バランスを巡る社会的背景

欧米における取り組み

WLB への取り組みは欧米で先行し、ヨーロッパでは社会労働環境における課題として、1990年代後半からイギリスで用いられるようになった施策である (Frone, Russell & Cooper, 1992)。

ヨーロッパでは、欧州連合 (以下、EU と略す) が中心となり、EU 加盟国における WLB 政策が推進されてきた。EU の WLB 政策の特徴は、雇用の安定と就労者のキャリア・アップにつながるような柔軟な労働市場の確保を最優先課題とし、週 48 時間の労働時間指定を法制化、それ以上に働くことが法律でも禁じられていることである (労働政策研究・研修機構, 2008)。

EU 各国の取り組みは各国の事情を鑑みて行われ、イギリスでは、政府主導により WLB が推進されてきた。イギリスでの長時間労働と生産性の低さ、健康への悪影響を改善するために、フレックス・タイム制度や在宅勤務、ジョブ・シェアリング (フルタイム一人分の仕事を二人

で作業分担すること）の導入など、柔軟な働き方推進により、就労者の就労態度や意欲に好影響が及ぼされている（武石, 2010）。また、ドイツでは、伝統的な性役割分担が根強く残存していたが、連邦政府主導で新たな家族政策を推進したことで、さまざまな家族形態が社会全般に受容されつつあり（魚住, 2007）、多様な家族像を踏まえた WLB 施策が重要な課題として位置づけられている。このような家族形態の多彩化に応じた新たな労働概念が打ち出されたことで、企業での雇用労働と家庭や社会での雇用関係にない労働とが同じ価値とみなされ、労働時間口座制による家族や社会のための柔軟な時間の使い方を可能にしていた（武石・松原, 2014）。それでも、未就学児の保育場所の不足から、仕事と育児の関係改善が大きな問題として残存している（労働政策研究・研修機構, 2011）。さらに、オランダでは、伝統的に子どもを母親自らの手で育てることをよしとする社会通念があったが（太田, 2013）、近年では、子育て期の女性就業率の高まりから、参加型の労働基盤を作ることで、男女ともに就労満足感が増加し、労働環境も好転している。ここでは、子育て中の女性も含めて、できるだけ多くの就労者に長時間に及ばない労働時間を配分し、正規か非正規かといった雇用形態の違いにも同一賃金・同一待遇で処す柔軟な働き方へ改善したことが成功につながった（権丈, 2011）。このように仕事意欲を促進させる方策は、生産性を向上させることにつながることは必至であり、だからこそ、政府主導で法整備をしっかりと進めていくことが、WLB 推進の基本にあることが、これらの例からも見て取れる（労働政策研究・研修機構, 2008）。

しかし、このような政府主導の取り組みも EU 諸国で同一の体制をとっているわけではなく、それぞれの国の事情に合わせて、異なった点も多々ある。その違いが明確であるのは、フランスであろう。フランスでは、ヨーロッパの他の国々とは一線を画し、WLB と銘打った政策が展開されているわけではない。ここでは、すでに週 35 時間の法定労働時間や 30 日間の長期有給休暇が規定されていることで（労働政策研究・研修機構, 2015b）、女性就業率も 85%前後に達する状況にあり、すでに社会システムが WLB を前提として成立しているために、改めて政策を推進する必要性がないということであろう。また、フランスでは、食事時間や休憩時間も実労働時間に算入され、一日の労働時間が 6 時間を超える場合、20 分の休憩時間も実労働時間に算入されるなど、必然的に長時間労働が行えない法制度が整備されている（労働政策研究・研修機構, 2004）。このことは、フランスが従来から私的な領域の家族政策にまでも積極的に関わってきたこと（神尾, 2007）が、起因していると考えられよう。改めて、働くことへの価値観や意味づけが、働く環境や働き方にも影響していることがわかる。このようにヨーロッパの中でも、どのような生き方に重点を置くのかによって、その政策は多様であることがうかがえる。

アメリカでは、ヨーロッパで政府や連邦政府主導のもと、法整備による労働環境の改善が推進されているのに対して、就労者の労働保護規制や労働条件規制が希薄であり、連邦レベルによる法政策は、必ずしも積極的に推進されているわけではない（黒澤, 2011）。法的規制によるWLBの展開は、福利厚生の一環として企業等の組織における任意の取り組みにより民間主導で行われている（内閣府, 2006）。1980年代以降、就労者のみならず企業業績にもよい影響を与える手段として、柔軟な働き方をはじめとするWLBを支援する諸制度や取り組みを自主的に導入する企業が増え、その約10年後にその導入が本格化したといわれている（Galinsky, Friedman, & Hernandez, 1991）。このように企業や個人に委ねられているアメリカでのWLBの推進は、アメリカでの関心がFFにあり、企業戦略の一環であるため、企業レベルと個人レベルのそれぞれに、WLB実現のためのさまざまな訓練プログラムが用意されたことになる（内閣府, 2011）。たとえば、個人レベルにおいては、ストレス・マネジメントやタイム・マネジメントなど、自らが取り巻く環境をコントロール、マネジメントできるようなスキルを学習し、自らどう働きかけていくかという点が強調され、自己意識を高めていく訓練ともいえる。さらに、この姿勢には、アメリカの企業で成果主義が掲げられていることも関連している（幸田, 2010）。

こうした欧米諸国間での施策を見比べてみると、各国の事情や価値体系に基づき、WLBの方策は一樣ではないことが理解できる。この方策は、ヨーロッパでは、社会保障政策や少子化対策の一環としての推進であったり、アメリカでは、企業業績を伸ばすための経営戦略としての推進であったり（黒澤, 2011）、背後にある狙いは異なるかもしれないが、いずれも働くことに付随する環境の整備と家族政策や家族ケアが密接に結びついてこそ、就労者も社会全体もWell-being向上がもたらされるという点では一致しているといえよう。

日本における取り組み

日本でのWLBへの取り組みは、ヨーロッパに倣い政府主導で、WLB実現に向けた行動指針や毎年の数値目標が提示され、これらを軸にした各種調査・分析やキャンペーン等を通じて、今日多くの取り組みが展開されている。しかし、現実には、就労者個人の仕事と生活の優先度において、現状と理想に乖離があることも報告されている（労働政策研究・研修機構, 2015a）。具体的には、仕事と生活のバランスの現状において、「仕事に重点型 47.6%」「バランス型 37.5%」「生活に重点型 8.5%」と、現在もなお、仕事に重点を置く者、置かざるを得ない者の割合が一番高い。これに対し、理想は「仕事に重点型 13.9%」「バランス型 59.8%」「生活に重点型 17.2%」と、圧倒的にバランスよい生活を希望する者が多い。このような現状と理想の乖離は、

過去1年間に、より長時間の就労経験がある人ほど、また、年次有給休暇の取得率が低い人ほど大きくなっている。また、年次有給休暇を取り残してしまう理由の上位には、「業務量が多く休んでいる余裕がない（休むと後で自分がきつくなる）45.1%」「職場の人に迷惑がかかる41.9%」「休みの間、代替してくれる人がいない32.8%」と、物理的な理由と同じ割合で、周囲への配慮や役割意識の強さから取得できていないことがわかる。

個人が希望する働き方と実際の働き方が大きく矛盾するのは、日本社会における働き方に暗黙のルールが存在することや、仕事と家庭の価値の重みづけによるものと考えられるだろう。WLB推進の阻害要因として「長時間労働」と「有給休暇取得率の低さ」が問題視されているが、日本社会ではそれが「勤勉さ」や「就労意欲」の指標といった価値をもつ（e.g.,日本経済新聞, 2016）。一人ひとりの「勤勉さ」は、高度経済成長を成し遂げた企業文化や働き方の暗黙のルールであり、成功を遂げた暗黙のルールを消し去ることは容易ではない。長時間労働は、今も企業文化として存在し、大きな阻害要因となっている。このような長時間労働が常態化するのには、日本の「助け合い文化」が職場に根強く残っており、職場で手助けを必要としている状況に出くわしたときには、誰かが助けることを当然視するという心理的構えが、結果的に自分のプライベートよりも仕事を優先することにつながり、残業は勤勉、就労意欲の高さとして、肯定的に評価される文化的な価値が今でも存在することは明らかである（ニッセイ基礎研究所, 2016）。

一方、働き方が多様化し、女性の就業率が高まる中では、仕事と仕事以外の生活の双方をバランスよく生きる必要があり、むしろ暗黙のルールが就労者の就業意欲や生産性を低下させ、延いては、組織の競争力を低下させることにもつながることが指摘されている（黒田, 2017）。政府は、こうした阻害要因を払拭し、負の連鎖を断ち切る取り組みとして、「カエル・ジャパン・キャンペーン²」（内閣府, 2015b）、「ポジティブ・オフ運動³」（観光庁, 2015）を繰り広げている。2015年には、「企業のストレスチェック」が義務化されたことで（厚生労働省, 2015）、健康経営に対する機運がにわかに高まり、実態を伴う健康経営になるかどうか、企業の取り組みに本気度が試されている。続いて、2016年9月には、一億総活躍社会実現に向けた大きな鍵として「働き方改革」が提示され、前述した二つの阻害要因の対策に加え、非正規雇用者の同一労働・同一賃金の問題等も改善されようとしている。

² 長時間労働を是正しながらも労働効率をアップさせることを目標に、働き方や仕事のやり方を自ら「カエル=変える」ことを推奨するキャンペーン。

³ 休暇を前向きに取得することを推奨し、労働一辺倒の生活様式に余暇を楽しみ、自己啓発の時間に充てるなど、充足感のある時間を作らせようとする運動。

しかしながら、こうした政策の成否は、そこに生きる人々の働き方に対する価値や考え方、培われてきた規範や習慣などに大きな影響を受ける。日本の高度経済成長を支えてきた働き方は、本来の勤務時間を凌ぐような超過勤務であり、これがポジティブな成果を生み出してきた。こうした歴史的、文化的な価値、日本における成功に結びついた「よき」働き方を変えることは難しい。なぜならそれは、明文化されず、暗黙のうちに人々の間で共有されてきたものであるからである。たとえば、就労者がWLBの重要性を認識し、仕事以外の生活も重要であると考えることにより、その結果として、育児や介護の中心的担い手（現時点では多くの場合が女性）が、非正規雇用といった特定の働き方を選択することで、バランスを図ることもあると指摘されてきた（鬼丸, 2009）。それだけに、一億総活躍社会を掲げる働き方改革には、前向きな働き方の推進が望まれる。すなわち、多種多様に用意された選択肢を享受するか否かは、就労者個人の判断に委ねられているのが実情でもあろう。たとえば、育児や介護のために休業制度や時間短縮勤務制度が整備され、選択肢の自由が与えられたとしても、昇進遅延への不安や自分に課せられた職務を周囲の同僚などに譲渡する際には、申し訳なさや遠慮が先走ることから、最終的に制度を利用するか否かは個人の判断に委ねられているものの、必ずしも賞賛されるべき活用度の高い制度にはなっていない（西岡, 2012）という報告もある。

ワーク・ライフ・バランスの意義

WLBが欠如することは個人の問題だけでなく、子育てや介護、家事といった家庭での無償労働の増加、労働力不足の深刻化をまねく社会の問題でもある。WLBの実現のために、社会システムとして企業や組織が育児休暇や介護休暇など多様な制度を整備し、就労者個人が自分の希望に応じて、自由にその制度を選択できる機会が与えられたとしても、そこで就労者がその状況をどう受け入れ、どう対処するかは一様ではない。このように見ると、WLBの実現を目指すには、前述したように政府や組織などの施策を講ずるとともに、WLBそれ自体をどのように人間が認識し、価値づけるのか、といった主観的な状態や心理的な意味を検討することが必要であろう。

第2節 ワーク・ライフ・バランスへの心理学的検討

2-1. 「ワーク」と「ライフとしての家庭」

WLBは、仕事領域である「ワーク」と、家庭領域を含む仕事以外の生活領域「ライフ」という人間が生きる場の分離を前提とする。「ライフ」の中でも家庭という場は、仕事以外の生活領域の中で、中心をなすものである。したがって、本論文では、生活領域における狭義の意味の「家庭（ファミリー）」という言葉も、WLBを考えるうえで、広義の「ワーク」として同義に扱うこととする。

農耕社会から産業社会、更に情報化社会へと時代が変遷するとともに、工場やオフィスなどの仕事の「場」が、家庭から移動することにより（秋元, 1999）、土地を生産手段としていた農耕社会では、仕事場と家庭という生活が同じ場にあり、家庭に生活する者は家業としての仕事を担い、すべて労働は仕事とみなされていた。ところが、産業革命以降の産業・工業社会により、家庭とは異なる空間に工場や会社という労働の場が作られ、労働の対象は土地から物へと移り、人間の労働に対する考え方や家族観も変化していった（匠, 1998）。つまり、家に付随した農地での労働から、工場という職場での労働への移動は、労働力を投入すれば収穫量は増えるといった労働効率という概念を生み、賃金を増やせば就労者は働くといった労働観を誕生させることになったということであろう。このような経済成長を促す利潤の拡大を追求する動きは、企業間の競争を激化させ、就労者に長時間労働などを課すことになり、生活領域の中で仕事の割合が大きくなり、家庭生活が浸食されていくことにもつながった（鷺見, 2000）。すなわち、産業化は労働の場での利潤を拡大する働き方を助長し、その結果、著しい経済成長を遂げることには成功したが、就労者にとっては、仕事への比重が大きくなるほどに、家庭生活の比重が小さくなり、その歪みは就労者個人に向けられていったのである（目黒, 1991）。

このように「ワーク」と「ライフ」という二つの領域は分離していることで（Barnett, 1998）、時間や注意、希少資源を競合し合うものとして特徴づけられてきた（Greenhaus & Beutell, 1985）。言い換えれば、「ワーク」と「ライフ」は、個人がそれぞれの領域で、さまざまな社会的役割を担うことになるため（妙木, 2005）、それぞれの領域で問題は独立して生じるが、実際には、その二つの連関（Linkage）として起こる問題のほうが多くなる。

2-2. 二つの領域間の葛藤

「ワーク」と「ライフ」という二つの領域の連関を考える際に、最初に注目されるのは葛藤 (Conflict) である。特に、「ライフ」の中でも、家庭生活 (ファミリー) での社会的役割は大きい。しかも、個人がもつ資源には限りがある。すなわち、二つの異なる領域で役割を同時に担うことで、仕事での役割要請と家庭生活で受ける役割要請とが対立し、相互にぶつかり合い、葛藤が生じる (Greenhaus & Beutell, 1985)。この仕事と家庭生活の葛藤 (ワーク・ファミリー・コンフリクト) は、特に、両立できない場合、仕事が家庭生活を阻害するものとして扱われてきた。就労者が仕事と家庭生活での役割をどのように管理するかは、Well-being の最大の問題であり、社会的役割を管理することの難しさがストレッサーとなり、Well-being や健康と同じように課された役割にも影響するものである (Frone, 2003)。

Greenhaus and Beutell (1985) は、二つの領域間で生じるワーク・ファミリー・コンフリクトが「仕事から家庭 (WF コンフリクト)」と「家庭から仕事 (FW コンフリクト)」の二方向性をもつことに加え、「時間」「ストレイン」「行動」の三つの形態をもち、六次元から構成されることを示している。

WF コンフリクトは、仕事での役割負担が原因となり、家庭生活の質が低下するものである。逆方向の FW コンフリクトは、家庭生活での役割負担が原因となり、仕事の質を低下させるものである。これら方向性の異なるワーク・ファミリー・コンフリクトは、役割間の異形態として、相互関連はあるものの、異なる誘発因とアウトカムをもち、それぞれが独立していることが認められている (Kossek & Ozeki, 1998; Byron, 2005)。さらに、三つの形態のうち、「時間」に基づくコンフリクトは、ある役割に費やす時間が長くなるために、他の役割に費やす時間が短縮され、役割遂行が妨げられる場合に生じるものである。たとえば、加藤・金井 (2007) は、共働き家庭における女性で、「FW コンフリクト」と「時間」のコンフリクトが満足感の低下や精神的健康の低下と関連していることを明らかにした。「ストレイン」に基づくコンフリクトは、ある役割によって生じられる疲れや苛立ちなどのストレスが、他の役割遂行を妨げる場合に生じるものである。Adams and Jex (1999) によれば、就業不満足感と健康への不満とがストレインと関連し、WF コンフリクトを生じさせていたことを報告している。「行動」のコンフリクトは、ある役割で期待される行動が、他の役割で期待されない行動とみなされる場合に生じるものである。たとえば、吉田・南 (2001) は、未就学児をもつ有業母親の家事や育児の頻度が高いことが、母親の就業行動にネガティブな影響を与えている可能性を示した。

さらに、近年では、未就学児をもつ有業母親を対象としたワーク・ファミリー・コンフリク

トの研究から、より幅広い対象者へと研究は及び、日本人中高年では、WF コンフリクトが高いと不健康になり、男性より女性で強く関連しており、特に、経済的弱者の女性でよりその傾向が強く、経済的な格差が WF コンフリクトと健康の悪影響を強めていることも報告されている (Kobayashi et al., 2017)。また、Oshio, Inoue, and Tsutsumi (2017) は、WF コンフリクトが高いと主観的幸福感が低いことに加え、喫煙や飲酒、レジャーや運動といった健康行動との関連は限定的であることを示している。こうしたワーク・ファミリー・コンフリクトは、バランスを阻害している要因が何であるか、対応策を考える際の鍵となるものであり、このコンフリクトが就労者の Well-being に悪影響を及ぼし、役割ストレスとなることが、ここからも理解できよう (Kahn, Wolfe, Quinn, & Snoek, 1964)。

このように多重役割を担うことによって生じるワーク・ファミリー・コンフリクトは、WLB を崩すもの、ワーク・ライフ・アンバランスの問題として検討され (Frone et al., 1992)、次第に、両領域の関連を明らかにすることが検討され始めた (Bielby, 1992)。1980 年から 1990 年代には、仕事領域に対する家庭役割の影響も含む両領域間の相互関係について研究が進むようになった。そこでは、個人内における複数の生活領域の相互影響と、その関係がもたらす結果に関心が高まり、仕事と家庭生活の領域間での役割や負担の葛藤などが問題の中心に据えられ、それぞれの役割の連関は、領域間の接点で生起すると考えられ、領域間の問題として関心が払われるようになっていったといえる (驚見, 2000)。

これまで述べてきた生活領域間の葛藤は、多重役割理論による役割遂行という観点から競合するものであったが、人間が環境、すなわち、ここでは領域をどのように捉えるかという境界理論からも考えてみる必要があるだろう。境界理論によれば、本来、人間は時間経過の境界や技術的な境界など、生活のさまざまな領域で境界を持つが、そこには、それぞれ領域の枠組みをなくした目に見えない心のフェンスがあり (Nippert-Eng, 1996; Zerubavel, 1991)、他の領域からの要求にどこで順応するか (柔軟性: Flexibility)、また、別の領域にどのあたりで入り込むか (漏洩度: Permeability)、領域の完全なる分離から統合へと向かう調整幅がある中で、連続性をもつことになる (Hall & Richer, 1988)。また、それらは境界の強さにより、どちらが優越するかという点で違いも見られることが明かになっている (Nippert-Eng, 1996; Zerubavel, 1991)。これは環境と人間との相互作用の結果であり、仕事領域と家庭領域の境界を心理的にどのように受け止めているかを示すものである。したがって、境界が曖昧であるという現象から、WLB を捉えるならば、仕事領域と家庭領域のつながりを捉える必要があろう。こうした二つの生活領域の連関が、領域間のスピルオーバーの考えを生むこととなる。

2-3. 葛藤からワーク・ファミリー・スピルオーバーへ

2-3-1. スピルオーバーとは何か

近年、WLBにおいて、仕事と家庭といった二つの生活領域の連関の捉え方の中で、「スピルオーバー⁴」という概念に注目が集められている。

「スピルオーバー」とは、一つの領域役割に関与した状況や感情が、もう一つの領域役割にまで持ち込まれ、拡大、影響を与えることをいう (Pleck, 1995)。このスピルオーバーは、仕事と家庭領域間の「方向性 (Directionality)」と「誘意性 (Valence)」といった二つの軸をもつ (Grzywacz & Marks, 2000)。Table1-1 に示したように、領域の方向性には、「仕事から家庭へ=WF」「家庭から仕事へ=FW」の二側面、誘意性には、「ネガティブ=NS」と「ポジティブ=PS」の二側面があり、それぞれ組み合わせた 4 要因から成る (Moen & Shin-Kap, 2001; Mortimer & Lorence, 1995)。これら 4 要因は、Table1-1 で示したように、仕事から家庭へのポジティブ・スピルオーバー (以下、WFPS と略す)、仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバー (以下、WFNS と略す)、家庭から仕事へのポジティブ・スピルオーバー (以下、FWPS と略す)、家庭から仕事へのネガティブ・スピルオーバー (以下、FWNS と略す) である。たとえば、仕事役割 (仕事量の増加など) のストレスが溢れ出し、親役割 (子育て意欲の低下など) にネガティブな効果を及ぼすことや、配偶者役割 (夫婦円満など) が満たされ、仕事役割 (仕事への集中力増加など) にポジティブな効果を及ぼすといった連関をみることができる。

Table1-1. Samples of question on Work-Family positive/ negative Spillover.

		領域の方向性	
		from Work to Family	from Family to Work
誘意性	ポジティブ	<u>Work-Family Positive spillover:</u> WFPS (例) 仕事でやっていることが家庭での問題を対処するのに役立つ	<u>Family-Work Positive spillover:</u> FWPS (例) 家庭があることでリラックスでき、翌日の仕事への備えにもなる
	ネガティブ	<u>Work-Family Negative spillover:</u> WFNS (例) 家に居るときでも、仕事上での心配事や問題が気になる	<u>Family-Work Negative spillover:</u> FWNS (例) 家でのストレスが職場でのいらつきにつながる

⁴ 「溢れさせること、溢れたもの、超過、流出」などの意味があるが、定訳はない。したがって、本論文では、スピルオーバーという表現を用いる。

仕事と家庭という生活領域の連関を説明する仮説モデルには、このスピルオーバー「流出 (Spillover)」以外に、「補償 (Compensatory)」や「分離 (Segmentation)」等も提唱されてきた (Evans & Bartolme, 1984)。「補償」は、一つの領域役割での不満を解消するために、もう一つの領域役割では満足を求め、両領域間で均衡を保つことを指す。さらに、「分離」は、両領域での役割が各々独立していることを指す (鷺見, 2011)。これらと比べて、スピルオーバーは、長時間労働が私的な活動時間を圧迫することや、育児や介護のために働き方を変えざるを得ないなどといった、二つの領域が相互に影響を及ぼし合っている状態をとらえることができる (Kossek & Ozeki, 1998)。

さらに、個々人が生活する中で生起する様々な感情は、仕事と家庭領域間のポジティブやネガティブなスピルオーバーを経験することとも関連し (Allen, 2012; Michel, Clark, & Jaramillo, 2011)、スピルオーバーそれ自体も、仕事や家庭を取り巻く周囲の環境と人との相互作用として経験されるものである (Grzywacz & Marks, 2000)。

2-3-2. ワーク・ライフ・バランスとネガティブ・スピルオーバー

ネガティブ・スピルオーバーは、「人がもつ時間や能力は有限であり、役割が増えることで、一つの役割に割く時間や能力が不足する」という欠乏仮説を支持するものである (Goode, 1960)。個人が担う役割や義務が増大すると、個人資源の限界を超えて心理的苦痛や負担感が増加し、幸福感や精神的健康の低下をもたらすといった阻害要因となる (e.g., Crouter, 1984)。すなわち、役割間葛藤や役割過重に特徴づけられ、ストレッサーになるような出来事に共起するものとして扱われている (Small & Riley, 1990; Bolger, DeLongis, Kessler, & Wethington, 1989)。これは、WLB の崩れ、ワーク・ライフ・アンバランスにつながるものである。

WLB におけるスピルオーバー研究は、当初、ネガティブな影響に関心が寄せられていたこともあり、WFNS 研究を中心に展開されてきた。1980 年代から欧米で行われてきた研究では、特に、WFNS が増大すると身体的・精神的健康や家族関係にネガティブな影響を及ぼすことが数多く報告されてきた (e.g., Mortimer & Lorence, 1995; Kohn & Schooler, 1983)。たとえば、WFNS が増大すると男女ともに身体的症状が増し、男性では不安が高まること (Kinnunen & Mauno, 1998)、長時間勤務やコントロール下でない仕事に従事すると、ネガティブ感情や仕事での消耗が生じ、子育て意欲が減退すること (Kinnunen & Pulkkinen, 1998) が明らかにされてきた。また、失業による経済力や社会的地位の低下や過剰負担、職場での心理的ストレスは、自尊感情やコントロール感、家族関係にネガティブな影響を及ぼすことなども報告されている

(Menaghan, 1991)。さらに、ヨーロッパにおける WFNS と仕事の要求度や家庭で費やされる時間との関係を性別で検討した Ollo-López and Goñi-Legaz (2015) は、男性より女性で強く関連している性差があるものの、同時にソーシャル・サポートや人材教育が WFNS を低減させる要因として有効であると結論づけている。この分析によると、ヨーロッパ諸国での WFNS は共通な問題でもあり、ヨーロッパの中で WFNS の度合いを比べると、東ヨーロッパや地中海沿岸諸国では WFNS が高いのに対し、北欧諸国では WFNS が低いことが示された。高福祉政策をとっている北欧で WFNS が低いことは、納得できる結果と言ってもよいだろう。このようにみると、役割間葛藤と同様に、仕事から家庭へのネガティブな影響がスピルオーバーにおいても広く認められてきたといえよう。

日本においても欧米同様に、ネガティブ・スピルオーバーの研究が、女性労働力人口の増加に伴い（厚生労働省, 2007a）、多重役割意識、性役割意識や役割間葛藤との関連から、未就学児などの子どもを持つ共働き世帯を調査対象に検討されてきた。たとえば、スピルオーバーと抑うつとの関係において、親役割が増大する学齢期や就学前の子どもをもつ共働き夫婦では、WFNS が増大し、その結果、夫も妻も抑うつ傾向が高まる（小泉・菅原・北村, 2001; 福丸, 2000）。ここでの WFNS は、仕事でのストレスや労働時間の増加によって生起し、夫婦間における意見の一致度を減少させることや子育てストレスを高めることを介して、抑うつにつながるという連関を明らかにしている（小泉・菅原・前川・北村, 2003）。また、西村（2006）は、大規模データの分析から、スピルオーバーが生起する仕事と家庭領域の方向性に注目して分析を行なったところ、FWNS よりも WFNS の発生頻度が高いこと、FWNS は男性で、WFNS は女性で頻度が高いことを報告した。加えて、男女ともに子どもの年齢が低いほど、WFNS も FWNS も高いことが示され、性別や生活段階による生活満足度との関連に相違がみられることを指摘している。さらに、富田・加藤・金井（2006）は、子どもをもつ共働き夫婦を対象に、性役割観について検討した結果、ネガティブ・スピルオーバーは、概ね男性より女性のほうが高く、女性で性役割意識による影響がみられたとしている。松浦ら（2008）は、子どもをもつ共働き世帯の妻を対象に、WFNS が精神的健康にネガティブな影響を及ぼすことを明らかにしたうえで、自己志向が WFNS と精神的健康のネガティブな関係を緩衝することを示した。

日本においても、未就学児などの子どもをもつ就労中の母親は、仕事の負担感など職場に付随するストレスが抑うつを高め、精神的健康や生活満足感を低下させるといったネガティブ・スピルオーバーの影響が、欧米と同様にあるという結果を示してきた。

2-3-3. ポジティブ・スピルオーバー

WLB 研究では、葛藤や過剰から引き起こされるネガティブな側面の軽減に注視されてきたが、ポジティブ心理学の台頭 (Seligman, 1998) に伴い、WLB に関してもポジティブ・スピルオーバー研究の重要性が欧米で指摘され始めた (e.g., McNall, Nicklin, & Masuda, 2010; Tsai, 2008)。

ポジティブ・スピルオーバー⁵は、「人がもつ時間や能力は拡張的であり、役割が増えると収入や経験、自己実現や抛り所が増える」という増大仮説を支持するものである (Sieber, 1974; Marks, 1977)。すなわち、社会的な多重役割を担うことがその人の精神的健康を支え、従事する役割の増大が安定や向上、豊富な経験や人間的な成長を促し、身体的・精神的健康につながるものである (Kirchmeyer, 1992)。換言すれば、ポジティブ・スピルオーバーは、仕事と家庭間の資源充実を意味し、WLB 実現にもつながるものとされる (Milkie & Peltola, 1999; Kirchmeyer, 1992)。

スピルオーバーのアウトカムとして、満足感や健康との関連を検討した研究では、WFPS の増大は、精神的健康を高め (Grzywacz, 2000)、職場での満足感は人生に対する満足感を高めることが明らかになっている (Rain, Lane, & Steiner, 1991)。また、やりがいのある仕事をもつ女性は、子どもとの問題を和らげ、心理的な苦痛を減少させているという報告もある (Barnett & Marshall, 1992)。さらに、FWPS が高い人は、就労者とその配偶者ともに結婚満足感も高いことが報告されている (Tang, Huang, & Wang, 2017)。すなわち、WFPS も FWPS もいずれも好循環しており、WLB につながっているといえる。

日本においても WLB における多重役割のポジティブな効果 (柏木, 2007) や社会や家庭での役割に主体的に関与することの重要性や精神的健康への促進効果が報告されている (金井, 2007)。職場や家庭での役割や状況に、前向きに対処する心のあり方が、より良い結果を生むという点でも、ポジティブ・スピルオーバー研究の重要性が明らかにされてきたのである。従来、社会的な多重役割を担うことは役割間葛藤といったネガティブな結果を引き起こすと問題視されてきたが、同じような状況であったとしても、就労者個人の精神的健康を支え、従事する役割による資源の拡大や増大が安定や向上をもたらし、豊富な経験や人間的な成長をも促すこともあることが (Barnett, 1996; Sieber, 1974)、これらの結果から示唆されたといえよう。

⁵ ポジティブ・スピルオーバーの同義語に、ワーク・ファミリー・エンリッチメント (Work-family enrichment)、ワーク・ファミリー・エンハンスメント (Work-family enhancement)、ワーク・ファミリー・ファシリテーション (Work-family facilitation) がある。

また、ワーカホリック症候群と呼ばれる過剰かつ強迫的な働き方をする人は、WFNS と心理的ストレス反応を男女ともに経験しやすい傾向にあり、従事する仕事への過度な職務態度が、仕事の家庭への持ち帰りを余儀なくされ (WFNS)、延いては、心理的ストレスを高めていたことも報告されている (島津, 2014)。このような負の連鎖を断ち切るためにも、島田・島津 (2012) は、従来の WLB 施策が、今後、スピルオーバーのポジティブな効果に目を向ける重要性を強調している。多重役割を担うことが就労者個人の資源拡大につながり、健康を促進するばかりでなく、組織側にとってもポジティブな効果にもつながると言及する。つまり、仕事と家庭領域の好循環が、労使関係に Win-Win 構築を促し、延いては就労者個人の WLB も実現することを意味するものでもあろう。ポジティブ・スピルオーバーは、就労者個人の就労意欲の醸成や集中力の増大が企業の利益にもつながり、最終的には離職率も軽減されるといった就労者個人と所属する組織との相乗効果を予期させるものである。

2-3-4. ネガティブ・スピルオーバーとポジティブ・スピルオーバーの緩衝効果

スピルオーバーの誘発因

前述したように、方向性と誘意性からなるスピルオーバー4 要因については、それぞれのスピルオーバーを生じさせる誘発因との関連と、スピルオーバーがどのように身体的・精神的健康や満足感に影響を及ぼすかといったアウトカムとの関連が研究されてきた。

スピルオーバーそれぞれの誘発因との関連では、仕事での負担 (量的負担や情緒的負担など) が WFNS を高め、仕事での資源 (職場での裁量権やサポートなど) が WFPS を高めること、家庭での負担 (家事の役割負担や不平等感など) が FWNS を高め、家庭での資源が (家庭での裁量権やサポートなど) が FWPS を高めることが明らかにされてきた。

また、スピルオーバー4 要因の誘発因となる人口統計学的要因を中高年期という幅広い世代の日本就労者男女を対象に検討した林・唐澤 (2009) は、男性は若年層で、主観的社会階層評価の低い者ほど WFNS の頻度が高く、女性は高学歴の常勤者ほど WFNS の頻度が高かったこと、若年層男女で FWNS の頻度が高かったことを示した。加えて、主観的社会階層評価が高い既婚の日本就労者男女は WFPS も FWPS も高いが、FWPS は若年層の男性で高いという結果も示した。なお、この分析においては、子どもの有無はスピルオーバーの誘発因とはならなかった。これらの結果は、スピルオーバーを4 要因で検討することにより、同じ誘発因であっても、そのかわり方が個々で異なることを示唆するものであり、人口統計学的要因はスピルオーバーの誘発因として、複雑に絡み合っていることが明らかになった。

ネガティブとポジティブの相互関係

スピルオーバー4 要因を用いることは、領域の方向性と誘意性との相互関連を検討できることにある。前述したように、誘意性が同じ WFNS と FWNS は悪循環を生み (Grzywacz et al., 2002)、WFPS と FWPS が好循環を生み (Grzywacz et al., 2007)、WLB につながることは明らかになっている。また、職場で裁量権があることや、家族からのサポート受容があることは、仕事と家庭領域間において、ネガティブ・スピルオーバーを低減すると同時にポジティブ・スピルオーバーを増大させる働きがあり、逆に、仕事のストレスや夫婦の意見不一致といった障壁は、ネガティブ・スピルオーバーを増大させると同時に、ポジティブ・スピルオーバーを低減させる働きもあることが報告されている (Grzywacz & Marks, 2000)。

しかしながら、従来のスピルオーバー研究で用いられてきた 4 要因は、分類上、方向性二側面と誘意性二側面とで構成され、表わされてきたものであるが、誘意性のポジティブな側面とネガティブな側面は、必ずしも相等しい概念であるとはいえないという指摘もある (Witt & Calson, 2006; Frone, 2003)。つまり、ポジティブ・スピルオーバーの増大は Well-being も高めることに直結し、ネガティブ・スピルオーバーの増大が Well-being を減少させるという単純なものではないということであろう。

Greenhaus and Powell (2006) によれば、ネガティブ・スピルオーバーが低い状況よりも高い状況で、ポジティブ・スピルオーバーは、ネガティブなアウトカムとの関係をより効果的にバッファ (緩衝) することを示唆した。たとえば、長時間労働により家族との会話が少ないという状況は、同時に、長時間労働で得た収入は、家族とのより良い関係づくりの代償でもある。これらの緩衝効果をみるということは、家族と良い関係でいるためには、就労者が家族との活動時間が少ないときに、就労者としての役割をより強くバッファすることになるというものである。このことは、ポジティブ・スピルオーバーがネガティブ・スピルオーバーのアウトカムに対する悪影響を消去 (Elimination) するものである (Gareis, Barent, Ertel, & Berkman, 2009)。このような同一領域内でのスピルオーバーのポジティブな側面とネガティブな側面の緩衝効果 (WFPS と WFNS、FWPS と FWNS の関係が及ぼす影響) についての報告は極めて少ない。WLB を就労者個人の主観的な充足感という観点から捉えるならば、スピルオーバーのポジティブとネガティブという心理プロセスについても検討することは必至だろう。

このスピルオーバーの緩衝効果について、アメリカ人中高年者を対象とした分析結果では、FWPS が満足感や精神的健康と FWNS のネガティブな関係をバッファ (緩衝) する効果があることを報告している (Grzywacz & Bass, 2003; Gareis et al., 2009)。つまり、FWPS を高く

保つことにより、FWNS が高くても、満足感や精神的健康を低下させない働きをもつことになるという結果である。これらの結果は、アウトカムによって、関連するスピルオーバーが異なることも示している。このことは、スピルオーバーの方向性と誘意性について、個人にとっての意味が異なることを表していると考えられる。

2-3-5. スピルオーバーのアウトカムとなる二つの指標

スピルオーバーが影響を及ぼすアウトカムとの関連では、WFNS や FWNS といったスピルオーバーのネガティブな側面が、身体的・精神的健康や満足感に悪影響を及ぼすこと、WFPS や FWPS といったポジティブな側面が、健康や満足感に良い影響を及ぼすことが明らかにされてきた。たとえば、42 歳のフィンランド人を対象として、スピルオーバー4 要因を用いて異なるアウトカムへの影響を検討した研究では、WFNS は職場での Well-being を低下させるばかりでなく、生活全般の Well-being も低下させること、WFPS は、職場でも生活全般でも Well-being を高めることを示した。一方、FWNS は家庭での Well-being を低下させ、FWPS はいずれの Well-being との関連が示されなかった (Kinnunen, Feldt, Geurts, & Pulkkinen, 2006)。このことは、職場での満足感や不満足感は生活全般の Well-being にも影響を及ぼすが、家庭での不満足感は限定的な影響でしかないといえる。福祉が充実している北欧で、心身ともに健康でより良く生きることは、職場が要ということであろう。

また、アメリカ人の精神的健康を保つためには、ネガティブ・スピルオーバーを最小化し、ポジティブ・スピルオーバーを促進させることが重要である (Grzywacz, 2000) と指摘し、島田・島津 (2012) は、日本人の精神的健康を保つためには、心理的ストレス反応の低減に、ポジティブ・スピルオーバーの向上を図るより、ネガティブ・スピルオーバーの低減が先決であると言及している。さらに、ポジティブ・スピルオーバーと健康リスクとなる抑うつなど精神的健康との間には負の相関が見られ、ポジティブ・スピルオーバーよりネガティブ・スピルオーバーが心理的ストレス反応とより強い関連をもつことが報告されている (Shimada, Shimazu, Bakker, Demerouti, & Kawakami, 2010)。これは、抑うつなど健康リスクに対しては、スピルオーバーのネガティブな側面がより強く反応したという結果であろう。

このようにアウトカムによるスピルオーバーの影響する側面が異なるのであれば、WLB を考えるうえでの心身の健康は、Ill-being の欠如が Well-being であるといった単純なものでもないだろう (Ryff et al., 2006)。Well-being という状況ばかりでなく、Ill-being という側面への影響も合わせて検討してみることで、従来、心理学で扱われてきた多くのスピルオーバー研

究での葛藤や不均衡が生ずる問題へのアプローチを超えて、職場や家庭生活を健康で意義ある日々をもたらす健康的かつ予防生成的なアプローチを可能にするだろう。

こうした状況を考慮し、スピルオーバーがもたらす効果を見る指標としてのアウトカムとしては、ポジティブなアウトカムとなる Well-being、ネガティブなアウトカムとなる Ill-being への影響を検討することが必要であろう。そうすることで、就労者の WLB 実現を促進すると同時に、就労者の政策要領を施策するうえで、重要な手掛かりを提供すると考えられる。本研究では、Well-being を「心理的に健康な状態」、Ill-being を「健康リスクのある状態」と定義する。スピルオーバー研究において、複数の指標で検討することが、その複層的な理解につながることになるだろう。

第3節 ワーク・ライフ・バランスへの文化心理学的視点

社会システムの充実という側面の WLB と、個人の主観的な充足感という側面の WLB を捉えることは、まさに、文化心理学が試みてきた社会・文化と心のダイナミックスを捉えることである。本節では、社会・文化と心の相互構成過程と文化的自己観といった文化心理学の視点を説明し、そのうえで、予測される WLB の文化差について述べ、WLB への文化心理学的アプローチの妥当性を検討する。

3-1. 社会・文化と心のダイナミックス

文化心理学は、人間の心理プロセスと、その人間が生きる文化とのダイナミックスを検討してきた (e.g., Shweder, 1984)。心理プロセスは、現実行動を生成し、またそれに伴う認知、感情、思考といった心のプロセスを産出するシステムである。それは、生物としての人間が、主体的に社会に適応し、生きていくことを意味する (北山, 1994)。従来の心理学研究では、人間は社会により形作られ、影響され、コントロールされる受動的な存在として概念化され、ある条件下で、どのように人間が社会・文化的影響を受けるかが検討されてきた。デュルケームの社会学は、このような社会決定論として解釈されることが多い。パーソンズにしても、ヘーゲルの「精神」にしても、フーコーの「権力」にしても、その中で、人間が能動的な主体とされてきたとは言い難いであろう。そこでは、主体の性質は、人間の本質的性質であるとして、人類に普遍的なものと考えられてきた。

これに対して、文化心理学では、人間は与えられた情報に対して、主体的に意味を作り出す Meaning Making (Bruner, 1990) であり、人間が生きる社会・文化に主体的に適応する存在であることを示した。Shweder (1984) は、人間についての概念が文化によって異なることを指摘し、Markus and Kitayama (1991) は、こうした心性単一性に対して、文化に共有された人間の主体についての社会的通念として文化的自己観を提示し、主体は社会や文化に参加することによって形成され、維持されるという文化と自己の相互構成過程を論じた。

Markus and Kitayama (1991) の論文「Culture and the self」が大きなインパクトを与えたのは、人間の心理プロセスの多くは、社会的に共有された行動パターンに即した反応の繰り返しであり、人間がそこにある文化的意味や慣習と連動し、その社会に能動的に適応しようと努める結果と捉えることである。したがって、「文化的自己観は現実を構成したその結果として、心理プロセスを獲得することになる」(北山, 1994, 1997)。

この文化的自己観は、北米の中流階層をはじめとする欧米文化で優勢とされる「相互独立的自己観」と、日本を含む東洋文化で優勢とされる「相互協調的自己観」の二つに大別されている (Fig.1-2)。「相互独立的自己観 (Independence)」における自己は、他者や周囲の物事と区別され、切り離された実体であるという文化的前提である。これに対して、「相互協調的自己観 (Interdependence)」における自己は、他者や周囲の物事と結びつき、高次の社会的ユニットの構成要素となる関係志向の実体であるという文化的前提である。相互独立的自己観が優勢とされるアメリカ人の自己は、自由・自立・自己決定・個人の権利・コントロール・自尊心などに支えられている。すなわち、自己決定や自己選択に意味があり、重要な要素となる。一方、相互協調的自己観が優勢とされる日本人の場合は、他者との肯定的な関係性が重んじられ、そのことが自尊心を高めることにつながると言及している (e.g., Markus & Kitayama, 1991; 北山, 1997; 北山・唐澤, 1995; 北山・宮本, 2000; 内田・北山, 2001)。

文化心理学では、こうしたダイナミクスを比較文化という手法で検討してきた。世界を洋の東西という巨視的に捉えることは、文化を理解する一つの軸となる。共通する要素の多い集団間を比較する、大きな歴史的かつ社会・文化的背景の異なる地域や文化を比較することが、心理プロセスの相違と、それを可能にしている文化の要素の関係をかなりの部分において明らかにし得るものであれば、文化間比較は有効な手段であるといえよう。

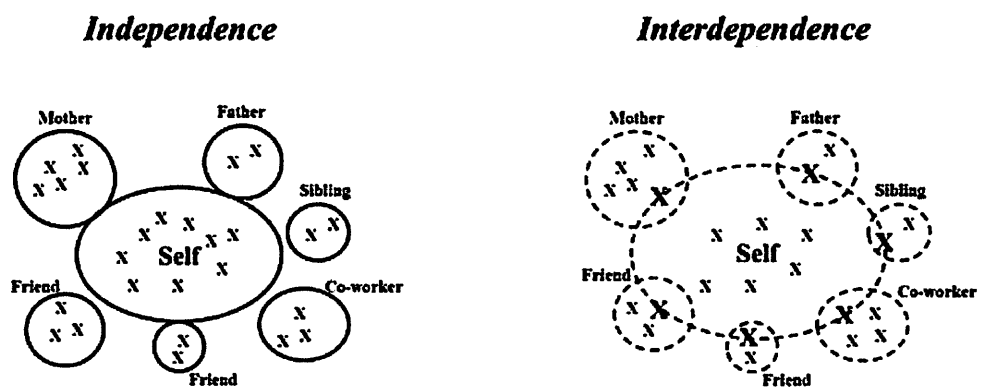


Fig.1-2. Cultural Self: Independence and Interdependence (Markus & Kitayama, 1991)

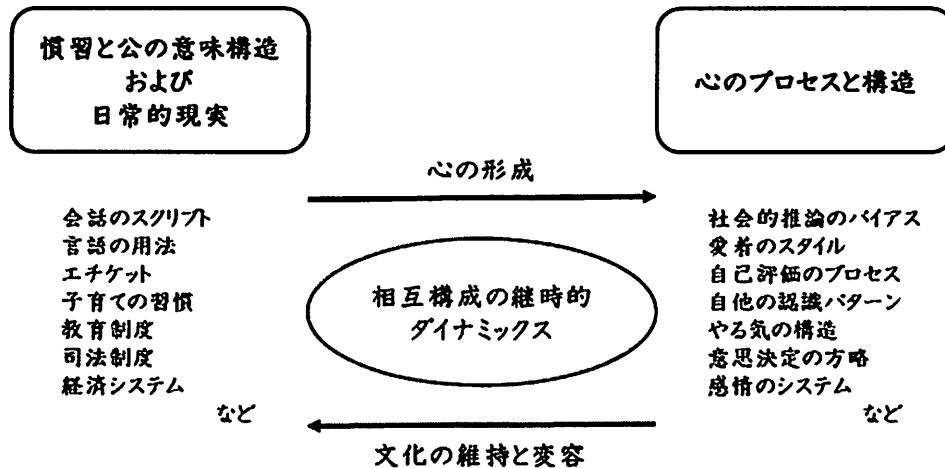


Fig.1-3. 文化心理学の考え方:「慣習と意味の構造」と「心のプロセス構造」の相互構成的関係 (北山, 1997)

こうした人間の生きる社会・文化的背景と心理プロセスとの関連を検討することは、文化心理学からのアプローチによって可能となる。これまで多くの文化比較研究によって、それぞれの文化にある相違が心理プロセスにまで及び、その文化的に共有された信念がそれぞれの日常生活、社会システムを構築し、そこに生きる人々を形作ること (Fig.1-3) が明らかになっている (e.g., Markus & Kitayama, 1991; 北山, 1997; 北山・唐澤, 1995)。

3-2. 文化的自己観とワーク・ライフ・バランス

文化心理学において、人間は文化システム (会話、子育ての習慣、法制度など) に適応し、進化してきた動物であるとし、その行動を制御する心理プロセスは、その文化を取り込む形で形づくられるため、否応なく文化の性質から影響を受けることになる (唐澤, 2006)。こうした文化的性質が心理反応を喚起する性質のことを、Kitayama and Markus (1999) は、生態的知覚理論 (Gibson, 1979) のアイデアを借り、文化的アフォーダンスと呼んでいる。文化的性質は、日常生活の中で暗黙のうちに認識されている。相互独立的自己観と相互協調的自己観におけるそれぞれの文化的性質とそこで生じる心理的反応について、Table1-2 のように示されてきた。

たとえば、Markus, Uchida, Omoregie, Townsend, and Kitayama (2006) は、オリンピック報道における新聞、雑誌、テレビの報道内容を日米で比較した。アメリカでは、個人の自立性が報道されたのに対して、日本の報道では、他者への感謝とその関係性が強調されていた。同様に、雑誌とテレビの CM 広告の分析では、東アジアとアメリカでは協調性と独自性 (uniqueness) の頻度に違いがあった (Kim & Markus, 1999; Han & Shavitt, 1994)。アメリカでは、広告に登場する人物がたった一人、“to be different”, “help yourself” といったように、他者と異なること、独自性を示すフレーズが多く見いだされるのに対して、東アジアでは、登場人物は複数であり、「和」や「関係性」が強調されることが多く見いだされている。

この分析を WLB で適応するのであれば、日本における WLB は欧米に比べて、ワークとライフの境界が曖昧または脆弱であり、また外的事象が内的要因を阻害する感が強く、ワークがライフよりプライオリティが低くなると考えられるであろう。

Table1-2. 相互独立的自己観と相互協調的自己観における文化的性質とそこで生じる心理的反応
(kitayama & Markus, 1999)

相互独立的自己観	人のモデル	相互協調的自己観
内的判断により外的事象に変化を生じさせる	中心傾向	外的事象の事情にあわせて自らを変える
内的判断	行為の基準	外的事象の事情
内的意図性のシンボリックな完結	行為の意味	外的事象のシンボリックな完結
<i>inside-out</i>	行為の視点	<i>outside-in</i>
効能感・誇り・怒り・欲求不満	主な感情	思いやり・尊敬・親しみ・恥・罪
自己高揚	自己評価	自己批判
相互賞賛 “Paternalize”	対人関係	相互思いやり “Maternalize”
態度と行動の一貫性	素朴理論	本音と建て前
幸福の追求		理想像としての幸福とその二面性
知能の実体論		知能の増加論
個人の認知重視		社会的情緒重視

自己と他者の境界と仕事と家庭の境界

相互独立的自己観が優勢な欧米では、個とはお互いが独立した存在であり、それによって自己の内的側面が重要視される。それに対して、相互協調的自己観が優勢な日本では、お互いが協調的であり、それによって外的事象が重要となる。

自己と他者の境界の脆弱さは、日本における外的事象の重要性、職場という公的な場での役割志向性から予測することができるだろう。日本的自己における自己の定義は、ある社会、グループがあつて可能となり、そこでの役割を担うことが重視され、また自他協調の形態が強調される。WLBの認識においては、外的要因である「仕事」が内的要因である「家庭」に阻害されることをより強く感じることになる。近代西洋にあつても、これら二つの次元は存在するが、社会的役割は「公的」の領域に、情緒は「私的」の領域にそれぞれ時間的にも空間的にも比較的はっきりと分割されている。したがって、相互独立的自己は社会的文脈によらない自己の内的属性をその中心的構成要因とする一方、相互協調的自己は、この両者が同様に中心的であるため、双方とも公私を問わず常に要請されることになる。その結果として、その絶え間ない調整が必要になると考えられていることは、その境界を曖昧なものとするようになるであろう。

「仕事」と「家庭」の優位性：他者からの期待と自己探求

個人の内的要因、個人の選択に重きをおく欧米文化では、自分の生活や家族が第一義的な場と考えるならば、仕事は外的要因となり二義的になる。たとえば、子どもに親が選択した課題をどのくらい一生懸命行うのか検討した研究では、アジアの子どもでは、自己決定した課題よりも親が決定した課題で、より長く遂行する傾向がみられた (Iyengar & Lepper, 1999)。このことは、自分のために課題を行うことに動機付けられるというよりは、他者のために課題を行うことに強く動機づけられることを示すものであろう。言い換えれば、仕事という社会的役割を担うことに対して、他者との関係性を重んじる日本人にとっては、仕事場が責任を果たすうえでの第一義的な場となり、家庭は二義的な場と考えられる。また、個の空間を大事にする欧米文化では、自分のパーソナルスペースを重視し、また広く取る (ホール, 1970) が、アジアの文化では、自分のパーソナルスペースが狭くなっていることも指摘されている。このことは、仕事、職場という社会的場面と、家庭や夫婦といったプライベートな場面の意味づけが文化によって異なることを示すものであろう。

文化心理学研究におけるポジティブとネガティブの連関

文化的自己観の分析とともに、幾多もの文化比較研究において、それぞれの文化におけるポジティブとネガティブの意味の差異についても、検討されてきている。ポジティブ感情とネガティブ感情が双極（Bipolarity）をなすか、それぞれ独立したもの（Independence）であるかについての議論は、独立したものという見方がある一方、相関がありながらも、片方の高さがもう一方を予測するものでもないという見方もある（Diener, Smith, & Fujita, 1995; Russell & Carroll, 1999）。これまでの文化心理学における文化比較研究での感情価のポジティブ感情とネガティブ感情の関係は、アメリカで負の相関を示すばかりでなく、正の相関も示し（Kitayama, Markus, & Kurokawa, 2000; Schimmack, Oishi, & Diener, 2002）、双極をなすものと考えられてきた。

一方、日本を含むアジアの人では、弁証法的な相反する感情を感じることが多く（Bagozzi, Wong, & Yi, 1999）、日本では独立したものと考えられてきた。また、二つの感情の両方を感じる人（弁証法的な感情を抱く人）は、総じて、アジア人のほうがアメリカ人よりも多かったことを報告している（Nisbett, Peng, Choi, & Norenzayan, 2001; Peng & Nisbett, 1999; Spencer-Rodgers et al., 2009）。現実には陰と陽、良いことと悪いことの連環であり、良いことだけ、または悪いことだけが起こることはないアジアの人は考えており、災い転じて福となるといわれるように、むしろ、中庸の場をとることをよしとする（Ji, Nisbett, & Su, 2001; Peng & Nisbett, 1999）。こうした思考の違いをニスベットの、東洋人のものの見方や考え方は「包括的」であり、欧米人のそれは「分析的」とであると指摘した（Nisbett, 2004）。包括的思考とは、人や物といった対象を認識し、理解する際に、その対象を取り巻く「場」全体に注意を払い、対象とさまざまな場の要素との関係を重視する考え方である。一方、分析的思考とは、何よりも対象そのものの属性に注意を向け、カテゴリーに分類することにより、対象を理解しようとする考え方である。このように、従来の文化心理学の知見では、感情の次元にポジティブとネガティブを認めるだけでなく、関係性の高低の次元が検討されてきた。また陰陽にあるように、ポジティブとネガティブはそれに対立するだけでなく、反転し、融合的に結びつくことを東洋思想が示していることと、同様の結果を検証してきている。

スピルオーバーへの文化心理学的アプローチ

このように考えてみると、スピルオーバーが、日常生活の中で経験されてきた社会システムや制度、価値観を反映するという文化心理学の「社会・文化と人間が相互に構成される」ことを前提に考えるならば、その心理変数で表された日米の文化差は、WLB を考える状況下にある環境や社会システムの違いをも炙り出すことになると思われよう。すなわち、就労者個々の WLB は、何を以てバランスと捉えるか、主観的かつ個人的なものでもあるがゆえに、何をバランスが取れていると感じるかは、その人が生きてきた文化や社会で経験してきたこと（慣習、価値、教育、躰など）による判断とみなすことができる。

そうであるならば、WLB を捉えるスピルオーバーの領域方向性と誘意性が意味するものを文化比較することにより、文化の中で暗黙のうちに承認されてきた価値、意味体系を浮かび上がらせることができるだろう。さらに、そこに生きる人が文化を創り出すという文化心理学の理論的枠組みである社会・文化と人間の相互構成過程を前提として解釈するならば、そこで創り出される文化も人の価値観や意味体系が反映されたものになる。

なお、近年の文化心理学では、客観的評価の得られる生理指標を用いた研究が行われるようになり、感情価としてのネガティブな感情や怒りの表出が多いほど、アメリカでは身体的健康リスクも高くなるが、日本では身体的健康リスクが変わらない、或は低くなることが報告されている（Miyamoto et al., 2013; Kitayama et al., 2015）。これらの結果は、心理指標で示された結果を生理指標という客観値を用いて検証することの有効性が示されたとも考えられよう。従来のように質問紙による主観的な回答を追求することも大事であると同時に、心の病を早期発見できる検査や生理指標を用いて測定した値を基に検討することは、より客観的に健康状態を捉えることができるだろう。質問紙での主観的かつ意識的なレベルが、生理指標の値でいかに示されるか、客観的な評価に基づいて身体的健康を捉えることで、WLB 推進へつながることが期待される。

第4節 本論文の目的

WLBは、就労者の Well-being を実現するための施策や制度など社会システムの問題であると同時に、個人の Well-being の認識といった心理プロセスの問題でもある。本論文では、欧米にはじまった WLB の施策や推進が、日本においては、必ずしも順調に機能していない現実に対して、WLB の心理プロセスに文化差があると予想し、文化心理学的視点から検証する。

本研究では、WLB を仕事と家庭という生活領域間の連関から捉えるスピルオーバーに着目し、日米比較を行い、WLB を文化心理学的枠組みから再考することにより、WLB 研究および政策への貢献を図ることを目的とする。

文化心理学の理論的基盤である文化的自己観 (Markus & Kitayama, 1991) によれば、相互独立的自己観が優勢な欧米では、個とはお互いが独立した存在であり、それによって自己の内的側面が重要視され、また自己のポジティブな状態が重要となる。それに対して、相互協調的自己観が優勢な日本では、お互いが協調的であり、かつ、社会における期待や役割への適応が個人意志よりも優先されることとなる。日本における文化的課題を鑑みれば、1) 自他の境界の曖昧さは、WLB におけるワークとライフの境界、独立性がアメリカよりも脆弱または柔軟となること、2) ワークとライフの境界が曖昧なため、日本ではアメリカよりもスピルオーバーという二つの領域間の波及量は少ないこと、3) ポジティブとネガティブの緩衝効果はアメリカほどみられないこと、4) ライフという個の場よりもワークという公的な場からの影響のほうが日本では強くなること、という予想が可能である。

上記の予想を検証すべく、日米共同プロジェクトで得られた日米比較可能なデータ (MIDJA および MIDUS) を用いて、ワーク領域とライフ領域の連関 (本研究では、仕事と家庭の心理的連関) を捉える心理変数として「スピルオーバー」(Pleck, 1995) に着目し、研究 1～研究 4 を行う。なお、スピルオーバーは「領域方向性(仕事から家庭へ=WF と家庭から仕事へ=FW)」 「誘意性 (ポジティブ=PS とネガティブ=NS)」からなり、領域の優位と波及効果、さらには 4 要因間の交互作用において、文化差を検討することに適した測度である。

研究の概略を Fig.1-4 に示し、以下に各研究の目的を記す。

< 研究 1 >

研究 1 では、日本人就労者を対象に、アメリカ人を対象に確認されたスピルオーバーのモデル構造が日本人でも同定できるか、また、スピルオーバー 4 要因の独立性を検証する。

＜研究 2 および研究 3＞

研究 2 および研究 3 では、スピルオーバーの波及量の文化差およびスピルオーバーの領域方向性二側面と誘意性二側面が、中高年就労者の Well-being（心理的に健康な状態：研究 2 で検証）と Ill-being（健康リスクとなる状態：研究 3 で検証）に及ぼす影響を日米で比較し、相違点と類似点を検討する。

＜研究 4＞

研究 4 では、縦断データを用いて、日本人就労者にとって 4 年後の Well-being と Ill-being にスピルオーバー 4 要因が及ぼす影響を検証する。

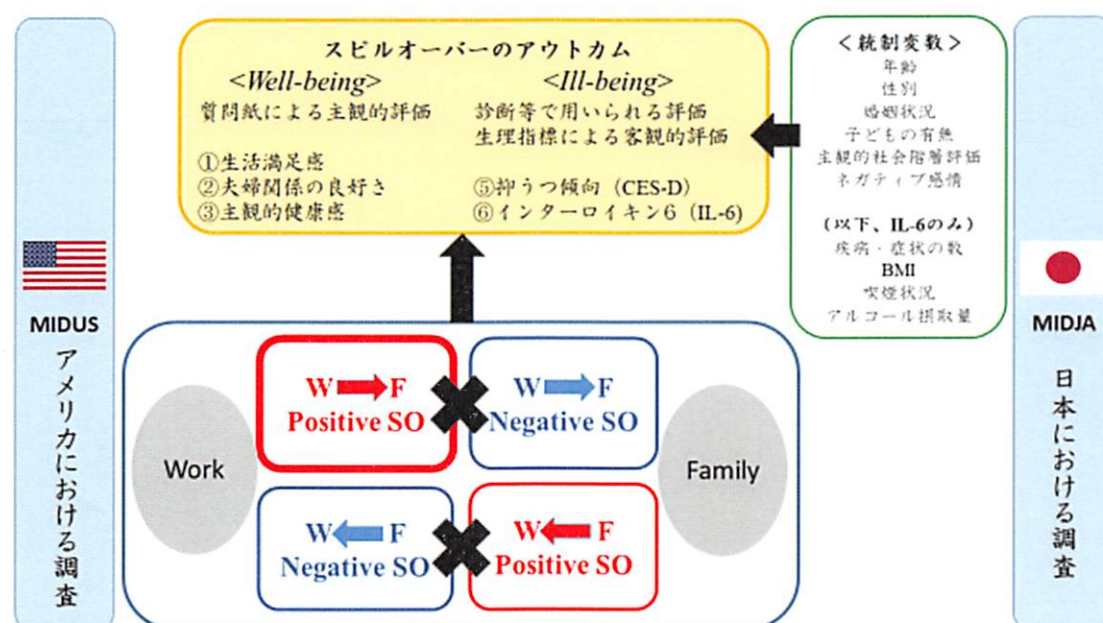


Fig1-4. 仕事と家庭領域間スピルオーバー(SO)が Well-being と Ill-being に及ぼす影響: 研究の変数概略

＜文化比較研究のための調査データおよび調査協力者＞

本論文での研究対象者は、中高年就労者とした。当初は女性労働力の増加に伴い、仕事と家事や子育てとの両立という側面から、WLB と健康や Well-being との関連が研究されてきたが、少子高齢社会による介護休職や離職率の高まり、人生のどの段階においても老若男女の WLB が謳われるようになり（内閣府, 2007）、子どもを持つ女性や共働き世帯に限らず、幅広い年代の就労者における WLB を考えていく必要性が指摘されている（Park, 2002）。

以下に、中高年就労者を対象とした本論文での分析に用いた、日米共同プロジェクト「しあわせと健康」調査データおよび調査協力者の詳細を記述する。

【調査データ】

研究1から研究4までの分析に用いた調査データは、日米共同研究で実施された「日本人のしあわせと健康 (Midlife in Japan: 以下、MIDJA と略す)」調査で得られたものである⁶。MIDJA は、アメリカにおける Successful Midlife Development (MIDMAC) のジョン・D.& キャサリン・マッカーサー財団により実施されている Midlife in the United States (以下、MIDUS と略す) に対応して日本で実施された研究プロジェクトである。アメリカの中老年研究の先駆者であり、中心的存在であったマッカーサー財団によるサクセスフルエイジング・ネットワークでは、医学、心理学、社会学、統計学といった研究者グループにより、全米の中老年期に関する検討がなされてきた (e.g., Brim, Ryff, & Kessler, 2004)。MIDUS の結果を日本でも比較検討できる目的で実施されたものが MIDJA であり、双方の質問項目を対応させることで、日本人のしあわせのあり方やストレス、健康との関連を明らかにすることが可能である。

MIDJA 質問紙は MIDUS で使用された質問紙の項目の中から、プロジェクトの研究責任者らにより選択された 600 を超える数の項目が含まれている。これらの項目は、中高年期の Well-being と健康に関する意識や行動への問いかけから構成されている。なお、質問紙は、英語版で作成されたものが日本語に翻訳され、バックトランスレーションされたことで、日米での質問内容の妥当性は一致している。

日米双方で、第一次調査、第二次調査 (フォローアップ調査) 共に、初めに質問紙への回答、次いで健康診断が行われた。収集データの実施時期と概要を Fig.1-5 に示す。なお、健康診断の調査方法等については、第4章で後述する。

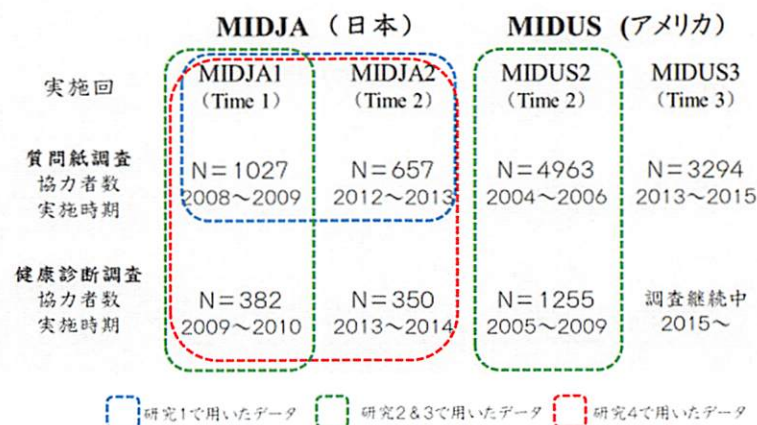


Fig.1-5. Time and the number of participants for MIDJA & MIDUS data collection.

⁶ 本論文の研究1~研究4で分析に用いたデータは、日米比較可能なデータとして、米国ミシガン大学 ICPSR (=The Inter-university Consortium for Political and Social Research) で一般公開されている。

【調査協力者と方法】

日本における調査データの第一次調査 (MIDJA Time1=MIDJA1) は、東京都内在住 (23 区のうち、住民基本台帳の閲覧が可能な 21 区) の 30 歳から 79 歳までの中高年者を対象として、住民基本台帳を基に、性別および年代ごとに層化無作為抽出された。質問紙は委託された調査員が自宅を訪問し、留め置き法で記入を依頼し、後日回収された (質問紙回収率 56.2%)。4 年後に実施されたフォローアップ調査である第二次調査 (MIDJA Time2=MIDJA2) は、MIDJA1 調査協力者の 64%であった。

一方、アメリカにおける調査データ (MIDUS Time2=MIDUS2 : 研究 2 および研究 3 の分析で用いた) は、全米 48 州に在住する英語での会話が可能な 25 歳から 74 歳を対象として、RDD 法 (Random-digit Dialing) により、はじめに 30 分間電話での質問に回答させ、続いて、45 ページにわたる二冊の質問紙が郵送された。電話による質問への回答率は 70%、質問紙回収率は 87%であり、全体としての回答率は 60.9%であった。1994 年以降、現在もなお調査が継続している大規模調査である。

第2章

日本におけるワーク・ファミリー・スピルオーバーの構造 (研究1)

第1節 問題の背景と目的

仕事と家庭の領域間で生じるスピルオーバーは、ポジティブか、ネガティブかといった誘意性二側面において、職場や家庭生活の中で起こる様々な事態の結果と関連していることが指摘されており (McNall et al., 2010)、スピルオーバーを誘発する要因として、一つの領域からもう一方の領域に影響を及ぼす個人の要因 (e.g., 感情、価値観、技量、行動など) や各々の領域の環境要因 (e.g., 職場での裁量権、長時間労働、配偶者など家族のサポート、家事の不平等感など) が挙げられてきた。

アメリカでの知見によれば、個々人が生活する中で生起する様々な感情は、仕事と家庭領域間のポジティブやネガティブなスピルオーバーを経験することとも関連しており (Allen, 2012; Michel, Clark, & Jaramillo, 2011)、スピルオーバーそれ自体は、仕事や家庭を取り巻く周囲の環境と人との相互作用として経験されるものとする見方が色濃い (Grzywacz & Marks, 2000)。一方、仕事や家庭といった異なる役割領域間で、本来、人はスピルオーバーしやすい気質、或はスピルオーバーに陥る傾向 (e.g., 心理的資源や価値判断) を持ち合わせ、領域間でのスピルオーバーは、元来、環境的要因よりは個人の特性に帰属する働きが強いとする見方もある (Hecht & McCarthy, 2010)。また、スピルオーバーはポジティブ、ネガティブといった側面ばかりでなく、仕事と家庭といった二つの領域の方向性があり、それらを組み合わせたスピルオーバー4 要因は、それぞれが相互依存の関係にあり、二つの領域間で類似性のある結果にもなる (Edwards & Rothbard, 2000)。すなわち、WFNS は FWNS を共起させるものであり、ポジティブは好循環を招き、WLB の実現に、ネガティブは悪循環を招き、WLB の崩れになるということである。

スピルオーバーが生起するには、職場や家庭生活と呼ぶ領域が存在し、日常生活の中で、これらの領域がはっきりと目に見えて示されるものでもなく、人が識別できるものでもない (Ashforth, Kreiner, & Fugate, 2000)。つまり、物理的ではなく心理的に、その領域の範囲を決定するのは人とされる。境界理論を援用するならば、人は周囲の環境を自分なりに心地よく活動できるように、関わり合う様々な領域を区別する心のフェンスを作り、うまく対処していこうとする (Nippert-Eng, 1996; Zerubavel, 1991)。この目に見えない境

界領域にどう線を引くか、これには「柔軟性 (=Flexibility)」と「漏洩度 (=Permeability)」が大きく関係している (Hall & Richter, 1988)。「柔軟性」は、他の領域からの要求に境界線をどこで順応させるかの程度、「漏洩度」は、ある領域から別の領域に入り込む要因を境界線のどのあたりにするかの程度を表している。これら二つの働きは、領域で生起する役割を曖昧にし、領域双方の役割調整を容易にする。一方、柔軟性に欠け、他からの影響を寄せつけない強い境界線を作るとは、区別された領域での役割に付随して、様々な生活領域間での調整を妨げることになる。この観点から考えると、境界の閾値、つまり、スピルオーバーが生じやすい人と生じ難い人といった個人のもつ特性の検討も必要なことが理解できよう。

これまで、スピルオーバーは方向性の二側面と誘意性の二側面、これらを組み合わせた4つの要因で構成されるとして扱われてきたが (Grzywacz & Marks, 2000)、4 要因間の関連とそれを統合する要因があるかどうか、スピルオーバー自体のモデル構造を検証した研究は少ない。そこで、スピルオーバーの構造には、人間に固有な特性のような要因が見いだされるか、併せて4 要因の妥当性を確認するために、Cho, Tay, Allen, and Stark (2013) は、上記の理論的枠組みに基づき、仕事と家庭領域間のスピルオーバーに 4 つのモデル (Dispositional, Discrete, Valence, Directionality) (Fig.2-1 参照: Cho et al., 2013 の作図を引用) を想定し、アメリカ人既婚就労者を対象にモデル構造を検証した。

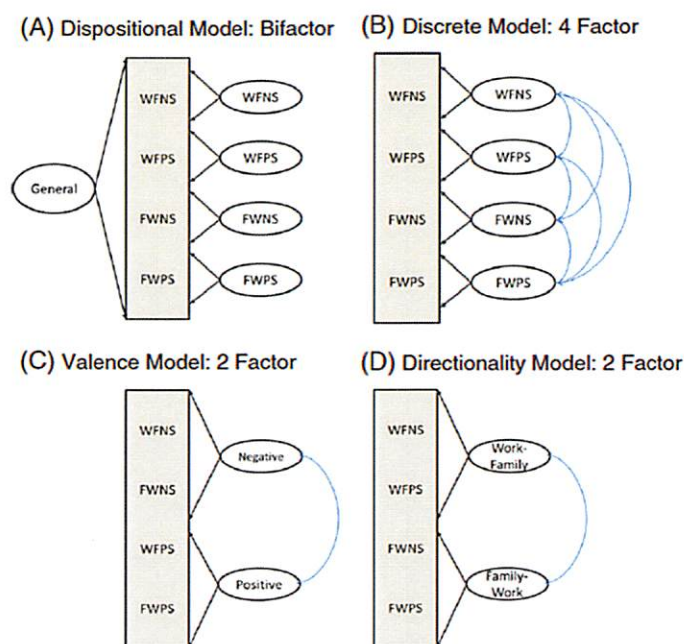


Fig.2-1. Comparison of factor models. For simplicity, the indicators are presented in a gray box. The two arrows from the latent factors represent the range of indicators predicted by the construct. (Cho et al., 2013)

Dispositional モデル (Fig.2-1:A) は、スピルオーバー4 要因 (WFPS、WFNS、FWPS、FWNS) に General 因子を含む二層構造を表す。つまり、スピルオーバー4 要因とは別に、仕事や家庭領域の方向性や感情の誘意性の影響を受けないスピルオーバーという人間に固有な特性をもつ因子があることを想定したものである。

Discrete モデル (Fig.2-1:B) は、スピルオーバー4 要因のみで構成される。これは、従来の多くの研究で用いられてきたスピルオーバーの構造である。

Valence モデル (Fig.2-1:C) は、誘意性 (ポジティブ: PS、ネガティブ: NS) から成る 2 要因であり、仕事と家庭間で領域の方向性を考慮することなく、ポジティブとネガティブといった共通概念に派生したモデルである。

Directionality モデル (Fig.2-1:D) は、領域方向性 ($W \rightarrow F = WF$, $F \rightarrow W = FW$) から成る 2 要因であり、仕事と家庭領域間における方向性が重要であるとするモデルである。

アメリカ人就労者におけるスピルオーバーのモデル構造は、設定した 4 つの構造モデルの中で、Dispositional モデルが最適合を示し、領域方向性と誘意性を組み合わせた 4 要因と、人間に固有な特性の二層構造をなすことが明かにされている (Cho et al., 2013)。Dispositional モデルが最適モデルであることは、10 年後に実施された縦断データでも確認され、アメリカ人にとって Dispositional モデルがスピルオーバーの構造として安定したモデルであると言及されている。これに対して、日本において、スピルオーバーを測定尺度として用いる場合、スピルオーバーの方向性二側面と誘意性二側面から成る 4 要因を確認するに留まり、4 要因が存在することを前提に、スピルオーバーのモデル構造自体を検討したものは殆どない。自己のあり方が文化で異なれば、日本においてもアメリカ同様のモデルが同定できるか否かを検討する必要があるだろう。

そこで、研究 1 では、アメリカでの先行研究と同様に、スピルオーバーの構造に 4 つのモデルを設定し、アメリカ同様の結果が日本人でも得られるか、すなわち、同じモデル構造を有するのか、また、そのモデル構造は縦断データにおいて安定しているかを、MIDJA1 および MIDJA2 のデータを用いて検討する。

これまでの文化比較研究において、日本では、この General 因子が示す人に固有の特性のような Disposition が一貫し、また行動の起因とする傾向が弱いことも明らかになっている。たとえば、「自分は何であるか」という自己記述テストをさせたとき、日本人は性格特性を記述する割合がアメリカ人に比べて低く (e.g., Kanagawa, Cross, & Markus, 2001)、行動の原因を状況に帰属させ、個人の特性に原因を帰属させる傾向がアメリカ人より弱い

ことが示されている (e.g., Kitayama, Ishii, Imada, Takemura, & Ramaswamy, 2006)。このような知見を参考に、日本におけるスピルオーバーの構造は、アメリカのような Disposititonal モデルを確認できる可能性が低いと予想される。

第 2 節 方法

＜調査対象者＞

研究 1 では、MIDJA 1 および MIDJA 2 の質問紙調査の縦断データを用いた。MIDJA1 データの 30 歳以上 79 歳以下の既婚就労者 500 名（男性 303 名、女性 197 名、平均年齢 52.79 歳, SD=12.40）、MIDJA2 データの 34 歳から 83 歳までの既婚就労者 315 名（男性 182 名、女性 133 名、平均年齢 55.83 歳, SD=12.80）を分析対象とした。両データともに 40 代から 60 代が全体の 70%強を占める働き盛りの年代データである。なお、本研究における既婚は、パートナーも含んだ扱いとなっている。

分析対象者の基本属性（職種や教育程度など）については、日米比較を検討した研究 2 で後述する。

＜測定尺度＞

仕事と家庭の領域間のスピルオーバー：16 項目（Grzywacz & Marks, 2000）

仕事と家庭の関係を一文で表現するもので、その日の仕事や家庭の状況によって日々変動しやすい性質をもつ一種のストレスラーとして、仕事と家庭の関係を扱うものである（MacEwen & Barling, 1994）。一年間に起きた頻度を「いつも＝5」から「ない＝1」の 5 段階で評定させた。値が高いほどスピルオーバーの頻度が高いことを示す。スピルオーバー4 要因は、それぞれに平均値が算出され、分析に用いられた（Table2-2 に記載）。

第 3 節 結果と考察

M-plus6.1 を使用し、仕事と家庭領域間スピルオーバーのモデル構造を検証するために、MIDJA1 および MIDJA2 の縦断調査データを用いて、4 つのモデル（Dispositional モデル / Discrete モデル / Valance モデル / Directionality モデル）について、日本でもアメリカ同様の結果が得られるか否か、確証的因子分析による適合度の検討を行った。

はじめに、日本でのスピルオーバーも WFPS, WFNS, FWPS, FWNS の 4 要因が確認され、これら 4 要因それぞれに対して、すべての項目が MIDJA1 および MIDJA2 いずれのデータにおいても、0.50 以上の因子負荷量を示しており（Table2-1 を参照）、比較的、安

Table2-1. *Factor loadings.*

<i>Items</i>	<i>Time 1</i>				<i>Time 2</i>			
	F1	F2	F3	F4	F1	F2	F3	F4
FWNS1 Responsibilities at home reduce the effort you can devote to your job. 家でやらなければならないことがあると、仕事が疎かになる。	.76				.81			
FWNS2 Stress at home makes you irritable at work. 家でのストレスが、仕事場でのいらつきにつながる。	.69				.76			
FWNS3 Activities and chores at home prevent you from getting the amount of sleep you need to do your job well. 家事をすることで、より良い仕事をするために必要な睡眠時間が削られる。	.81				.91			
FWNS4 Personal or family worries and problems distract you when you are at work. 仕事中でも、個人的・家族的な心配事や問題が気になる。	.65				.65			
WFPS1 The things you do at work help you deal with personal and practical issues at home. 仕事でやっていることが、家庭での問題に対処するのに役立つ。		.55				.52		
WFPS2 The things you do at work make you a more interesting person at home. 仕事をしていることで、家でも魅力的な人間になることができる。		.78				.79		
WFPS3 Having a good day on your job makes you a better companion when you get home. 仕事で良いことがあった日には、帰宅したとき、より良い話し相手になれる。		.81				.79		
WFPS4 The skills you use on your job are useful for things you have to do at home. 仕事で身についた能力は、家でも役立つ。		.68				.72		
WFNS1 Your job reduces the effort you can give to activities at home. 仕事のせいで、家でやることが疎かになる。			.67				.68	
WFNS2 Your job makes you feel too tired to do the things that need attention at home. 仕事のせいで疲れすぎて、家でなすべきことができない。			.62				.62	
WFNS3 Job worries or problems distract you when you are at home. 家にいるときでも、仕事上での心配事や問題が気になる。			.53				.64	
WFNS4 Stress at work makes you irritable at home. 仕事でのストレスのために、家でいらつく。			.65				.79	
FWPS1 Talking with someone at home helps you deal with problems at work. 家で誰かと話すことが、仕事での問題解決に役立つ。				.63				.54
FWPS2 Providing for what is needed at home makes you work harder at your job. 家で必要なことをやっていると、仕事でもより一生懸命できる。				.73				.64
FWPS3 The love and respect you get at home makes you feel confident about yourself at work. 家庭で尊敬され、愛情を感じることで、仕事での自信につながる。				.87				.87
FWPS4 Your home life helps you relax and feel ready for the next day's work. 家庭生活があることで、リラックスでき、翌日の仕事への備えにもなる。				.72				.79

定した因子構造を有していることも確認された。スピルオーバー4 要因の内的整合性を確認するために、クローンバックの α 係数を算出すると、WFPS (4 項目) は MIDJA1、MIDJA2 の順に、 $\alpha = .80, .82$ 、WFNS (4 項目) は、 $\alpha = .83, .85$ 、FWPS (4 項目) は、 $\alpha = .83, .82$ 、FWNS (4 項目) は、 $\alpha = .72, .77$ と、MIDJA1、MIDJA2 とともに $.72 \sim .85$ の高い信頼性係数が確認された (Table2-2 に信頼性係数を括弧書きで記した)。

スピルオーバー4 要因の平均値をみると、MIDJA1 と MIDJA2 のいずれの調査時期においても FWPS の平均値がもっとも高く (MIDJA1、MIDJA2 の順に $M=2.79, SD=0.95$; $M=2.79, SD=0.90$)、FWNS の平均値がもっとも低かった ($M=1.90, SD=0.65$; $M=1.91, SD=0.67$)。相対的にみて、ポジティブ・スピルオーバーのほうがネガティブ・スピルオーバーより生起する頻度が高かった。また、スピルオーバー4 要因間の相関係数も MIDJA1 および MIDJA2 とともに、方向性を問わずポジティブ同士 ($r = .51 \sim .69$)、ネガティブ同士 ($r = .40 \sim .61$) で中程度の正の相関が示され、ポジティブの双方向は仕事と家庭間の好循環につながり、ネガティブの双方向は悪循環に陥る可能性を示していたといえよう (Table2-2 に示す)。

Table2-2. Means, standard deviations, and zero-order correlations.

	M	SD	1	2	3	4	5	6	7	8
1 T1_WFPS	2.53	.84	(.80)							
2 T1_WFNS	2.32	.83	.102*	(.83)						
3 T1_FWPS	2.79	.95	.666**	.024	(.83)					
4 T1_FWNS	1.90	.65	.209**	.562**	.161**	(.72)				
5 T2_WFPS	2.57	.87	.587**	.067	.514**	.133**	(.82)			
6 T2_WFNS	2.28	.82	.003	.611**	-.033	.396**	.041	(.85)		
7 T2_FWPS	2.79	.90	.524**	.076	.667**	.104*	.690**	.038	(.82)	
8 T2_FWNS	1.91	.67	.075	.441**	.074	.520**	.121*	.529**	.147**	(.77)
$\alpha = ()$										$p < .5, ** p < .01$

Note . Internal consistencies are in parenthesis along the main diagonal. "T1" = Time 1; "T2" = Time 2; WFPS = work to family positive spillover; WFNS = work to family negative spillover; FWPS = family to work positive spillover; FWNS = family to work negative spillover.

日本におけるスピルオーバーのモデル構造を検証するために、想定した 4 つのモデルに対する適合度を算出した結果 (Table2-3 参照)、適合指標を示す CFI は、十分な適合度の目安を $0.90 \sim 0.95$ としていること (朝野・鈴木・小島, 2005)、SRMR は、 0.05 以下が良好としていることを踏まえると、

Table2-3. Results of factor model comparison.

	Model	Sample	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA [95% CI]	SRMR
Time1	Dispositional model	All	428.207	88	0.889	0.849	0.088 [0.080-0.097]	0.110
		Females	193.183	88	0.917	0.887	0.078 [0.063-0.093]	0.094
		Males	348.248	88	0.864	0.814	0.099 [0.088-0.110]	0.131
	Discrete model	All	374.351	98	0.910	0.890	0.075 [0.067-0.083]	0.059
		Females	226.626	98	0.898	0.876	0.082 [0.068-0.096]	0.073
		Males	266.567	98	0.912	0.892	0.076 [0.065-0.087]	0.065
	Valence model	All	602.272	103	0.837	0.810	0.099 [0.091-0.106]	0.071
		Females	362.945	103	0.795	0.761	0.113 [0.101-0.126]	0.088
		Males	392.552	103	0.848	0.823	0.097 [0.087-0.107]	0.076
	Directionality model	All	1874.812	103	0.422	0.326	0.186 [0.179-0.193]	0.186
		Females	597.740	103	0.609	0.545	0.156 [0.144-0.168]	0.155
		Males	1138.647	103	0.457	0.368	0.183 [0.173-0.192]	0.195
Time2	Dispositional model	All	443.418	88	0.840	0.782	0.114 [0.104-0.125]	0.152
		Females	240.291	88	0.840	0.782	0.115 [0.098-0.132]	0.150
		Males	320.290	88	0.828	0.766	0.122 [0.108-0.136]	0.155
	Discrete model	All	305.195	98	0.907	0.886	0.083 [0.072-0.093]	0.060
		Females	228.113	98	0.864	0.833	0.101 [0.084-0.118]	0.080
		Males	215.761	98	0.913	0.893	0.082 [0.067-0.097]	0.060
	Valence model	All	484.408	103	0.828	0.800	0.109 [0.100-0.119]	0.072
		Females	311.299	103	0.782	0.746	0.124 [0.109-0.140]	0.093
		Males	342.034	103	0.823	0.794	0.114 [0.101-0.128]	0.075
	Directionality model	All	1310.120	103	0.456	0.366	0.195 [0.185-0.204]	0.209
		Females	620.765	103	0.457	0.367	0.196 [0.181-0.211]	0.224
		Males	764.361	103	0.511	0.431	0.190 [0.177-0.203]	0.206

Note .

Brackets represent 90% confidence interval. Dispositional model: Bifactor model with four subfactors (WFPS, WFNS,

FWPS, and FWNS); Discrete model: Four factor model (WFPS, WFNS, FWPS, and FWNS);

Valence model: Two factor model (WFPS and FWPS indicators vs. WFNS and FWNS indicators);

Directionality model: Two factor model (WFPS and WFNS indicators vs. FWPS and FWNS indicators).

MIDJA1 では、Discrete モデルが他の 3 つのモデルに比べて、最も適合的なモデルと判断された ($\chi^2=374.351$, CFI=0.910, RMSEA=0.075[0.067-0.083], SRMR=0.059)。

また、MIDJA2 でも MIDJA1 同様に、Discrete モデルが他の 3 つのモデルに比べて、CFI の値が高く、SRMR の値が最も低いことから、最も適合的なモデルと判断された ($\chi^2 = 305.195$, CFI=0.907, RMSEA=0.083[0.072-0.093], SRMR=0.060)。

なお、アメリカにおけるスピルオーバーの構造は、Dispositional モデルが最適なモデルとされ、General という個人差を説明できる要因と別個に存在するスピルオーバー4 要因との二層構造が認められ、安定したモデルであることが報告されている。さらに、男女別に適合度を算出した場合も、男女ともに Dispositional モデルが MIDUS の縦断データでも最適モデルであることが確認されている (Cho et al., 2013)。

これに対して、日本におけるスピルオーバーの構造は、Discrete モデルが最適なモデルとなり、スピルオーバー4 要因が別個に存在するモデルであった。日本でも男女別に適合度を算出すると、男性では、MIDJA1 および MIDJA2 いずれも Discrete モデルが最適なモデルであり、モデル構造として安定していることが確認された。

MIDJA1: $\chi^2=266.567$, CFI=0.912, RMSEA =0.076[0.065-0.087], SRMR=0.065

MIDJA2: $\chi^2=215.761$, CFI=0.913, RMSEA=0.082 [0.067-0.097], SRMR=0.060

一方、女性では、MIDJA1 の Discrete モデルの値すべてが最適合を示すものではなかったが、MIDJA2 では Discrete モデルが最適合モデルとして確認された。

MIDJA1: $\chi^2=226.626$, CFI=0.898, RMSEA=0.082 [0.068-0.096], SRMR=0.073

MIDJA2: $\chi^2=228.113$, CFI=0.864, RMSEA=0.101 [0.084-0.118], SRMR=0.080

さらに、Dispositional モデルと Discrete モデルの日本における両モデルの間に違いがあるかどうかを確認するために、 χ^2 値の差の検定を MIDJA1 および MIDJA2 別に行ったところ、

MIDJA1 では、 $\chi^2 = |371.351 - 428.207| = 56.856$, $98 - 88 = 10df$ s ($p < .05$)、

MIDJA2 では、 $\chi^2 = |305.195 - 443.418| = 138.223$, $98 - 88 = 10df$ s ($p < .001$)

となり、MIDJA1 と MIDJA2 とともに、二つのモデルの間に有意な違いがあることが確認された。

これらの結果から、本研究データでの日本のスピルオーバー構造における Dispositional モデルは、予想されたように、アメリカほど強く確認されず、アメリカのような Dispositional モデルを確認できる可能性が低いという仮説は支持された。ただし、4 要因は確認された¹。このことは、アメリカでは、スピルオーバーを感じる強度が個人の内的要因であり (e.g., Kanagawa, Cross & Markus, 2001)、環境的要因より個人の特性に帰属する働きが強いために (Hecht & McCarthy, 2010)、Dispositional モデルが最適合したと考えられる。一方、日本でのモデル構造は、スピルオーバーは個人の気質に付随するようなものではなく、むしろ、仕事や家庭を取り巻く周囲の環境や人との相互作用によって生起される (Grzywacz & Marks, 2000) と考えられ、状況的な構造が適切となったと考えられる。すなわち、日米でのモデル構造の違いは、スピルオーバーが生起する原因帰属が自己の内的一貫性とより強く関連するのか、周囲を取り巻く環境の中での関係性にあるのか、文化と自己とのあり方による違いから生ずるとも考えられよう。

¹ 4 つのモデル構造において、アメリカでは Dispositional モデル、日本では Discrete モデルが最適合を示し、日米差が見られたものの、両モデルともにスピルオーバー 4 要因が確認された。研究 2 以降の日米比較分析を行うにあたり、スピルオーバー 4 要因 (WFPS, WFNS, FWPS, FWNS) を用いて、WLB を捉える。

第 3 章

ワーク・ファミリー・スピルオーバーが Well-being に及ぼす影響 —拡張効果と緩衝効果の日米比較— (研究 2)

研究 1 では、スピルオーバーの構造モデルを確証的因子分析により検討し、日米での構造モデルは必ずしも一致しなかったが、ともにスピルオーバーを構成する 4 要因の妥当性は確認された。研究 2 では、スピルオーバー 4 要因 (WFPS、WFNS、FWPS、FWNS) が、ポジティブなアウトカムとなる Well-being に及ぼす影響を拡張効果と緩衝効果の観点から日米比較する。その際、スピルオーバーの方向性二側面と誘意性二側面に着目し、相互にどのような効果をもつかを検証する。

第 1 節 問題の背景と目的

仕事と家庭領域間の連関を捉えるスピルオーバーは、就労者がより良く毎日を過ごすための満足感や健康といった Well-being にある状態に影響を及ぼしてきた。スピルオーバーのネガティブな側面は Well-being を低減させ、ポジティブな側面は Well-being を高めることがこれまでの研究から示されてきた (e.g., Oshio, Inoue, & Tsutsumi, 2017; Cho & Tay, 2016; Grzywacz & Butler, 2005; Kinnunen & Pulkkinen, 1998)。さらに、仕事と家庭領域間の方向性にかかわらず、スピルオーバーのネガティブな側面同士、ポジティブな側面同士が循環することも明らかになっている (e.g., Milkie & Peltola, 1999; Greenhaus & Powell, 2006)。たとえば、長時間労働による疲れのために、家でも疲れがとれずにイライラするなど、仕事でのネガティブが家庭でのネガティブを招くという悪循環は、機能的な家族システムの維持を困難にし、WLB の崩れにつながる。一方、仕事で職務満足感が高いと、夫婦関係も良好になり、さらに主観的幸福感も高くなる (伊藤・相良・池田, 2004) というポジティブがポジティブを招く好循環は WLB 実現を導くことになる。

このように悪循環であれ、好循環であれ、スピルオーバーに循環する働きがあることが示される一方で、仕事と家庭領域間のネガティブとポジティブのスピルオーバーは、相対的に別個のものであり (Grzywacz & Marks, 2000; Kirchmeyer, 1992)、同一領域内でアンビバレントな関係、すなわち、WFPS と WFNS、FWPS と FWNS において、ポジティブ・スピルオーバーとネガティブ・スピルオーバーは相互に緩衝する可能性があることも

指摘されている (Grzywacz & Marks, 2000)。たとえば、アメリカでは、家庭レジリエンス理論 (e.g., Patterson, 2002) の枠組みを援用して、ポジティブ・スピルオーバーがネガティブ・スピルオーバーのアウトカムに対する悪影響を打ち消す (Elimination) という緩衝効果が明らかにされてきた (Gareis, Barent, Ertel, & Berkman, 2009; Grzywacz & Bass, 2003)。そのアメリカ人就労者を対象とした研究では、生活満足感や夫婦関係の良好さに対して、FWPS が FWNS を緩衝する効果があったことを報告している (Gareis et al., 2009)。つまり、アメリカ人の場合、FWPS が、ポジティブなアウトカムとなる Well-being の指標と FWNS のネガティブな関係のバッファとなり、FWPS を高く維持することの重要性を強調している。すなわち、FWPS が FWNS と満足感や精神的健康とのネガティブな関係をバッファする (緩衝する) ことが示された。この効果は、アメリカで、より家庭でのポジティブな側面の重要性が謳われてきたことを窺わせるものである。

しかしながら、日本におけるスピルオーバー研究では、ネガティブ・スピルオーバーが満足感や健康に及ぼす悪影響と悪循環、近年では、ポジティブ・スピルオーバーが満足感や健康に及ぼす良い影響と好循環についても研究が蓄積されつつあるが、スピルオーバーのポジティブな側面とネガティブな側面、この誘意性二側面が相互にどう影響し合うかを検討した研究は殆ど見当たらない。

仕事と家庭領域間のスピルオーバーを経験することが、人が生活する中で生起する様々な感情と関連しているのであれば (Allen, 2012; Michel et al., 2011)、感情価におけるポジティブとネガティブな関係が、スピルオーバーの誘意性においても 現れることが予想される。文化心理学の知見によれば、日常のポジティブ感情とネガティブ感情は、日米で異なる見解が示されている。たとえば、感情価としてのポジティブ感情とネガティブ感情を検討した研究では、相互独立的自己観が優勢とされるアメリカ人で、ポジティブ感情とネガティブ感情は双極にある一方、相互協調的自己観が優勢とされる日本人では、ポジティブ感情とネガティブ感情が、必ずしも同価であるとは限らないことが明らかになっている (e.g., Kitayama et al., 2000)。したがって、仕事と家庭領域間で生起するスピルオーバーについても、日米で異なった傾向が想定され、日本ではポジティブ・スピルオーバーがネガティブ・スピルオーバーのバッファとはならない可能性があることが予想される。

さらに、前述した Gareis et al. (2009) の研究で、誘意性の緩衝効果が示されたのは、「F→W」の方向性のみであった。WLB の問題は、家内工業から組織的工業生産へ就業形態が変化したばかりでなく、就業の場が家から仕事場へ移ることで、空間的な移動を強い

られ、それに伴う負担も生じることになった(秋元, 1999)。これは単に移動という物理的な負担が増えたばかりでなく、場が分かれることにより、仕事や家庭といった各領域内での役割意識やさまざまな感情が、場を離れることに伴う心理的な負担や葛藤を生じさせることにもつながった。そこには、二つの領域間で目に見えない境界線をどう引き、役割をどう調整するか、個人が抱える心理的な働きも関連する(Hall & Richer, 1988)。つまり、仕事と家庭の移動には、スピルオーバーという心理的作用を伴うと同時に、仕事と家庭のいずれに重みを置くかということを示すとも考えられ、方向性「W→F」は仕事に重みづけをし、「F→W」は家庭に重みづけをしていることになる。仕事と家庭という領域で、伝統的に家庭は個人の領域という考え方が強いアメリカでは、WLB においても家族政策などに配慮が置かれていたことは(厚生労働省, 2007b)、家庭に重みづけがあることをうかがわせるものである。このようにアメリカでは家庭という場が第一義的に置かれるのに対し、日本では、労働が自己実現の場となり(清川・山根, 2002)、勤勉に働く規範意識を美德とする(久米, 2014)労働観や役割に意識が向いていることを鑑みれば、仕事場が第一義的に置かれると考えられる。なお、このような社会規範は、広く人に了解され、受け入れられている行動の規則である。それぞれの社会集団は、その価値に基づき、どのような行動が好ましい、当たり前と思うかを定義している。しかし、このような規範は、自覚していないことも多い(我妻, 1994)。したがって、スピルオーバーの方向性にも、社会や文化にある考え方や捉え方を窺い知ることができよう。

そこで、研究 2 では、WLB を考えるうえで、Well-being というポジティブなアウトカムに及ぼすスピルオーバー 4 要因の効果が、拡張効果(主効果)を示すのか、緩衝効果(交互作用効果)を示すのか、いずれで予測されるかを検討する。本論文における Well-being を構成する指標は、いずれも主観的な評定値による生活満足感、夫婦関係の良好さ、主観的健康感とする。なお、ここでの緩衝効果は、仕事と家庭領域間における同一方向性の中で(i.e., WF, FW)、ポジティブ・スピルオーバーを調整変数として、ポジティブ・スピルオーバーがネガティブ・スピルオーバーのバッファと成り得るかを日米比較により検証する。日米で結果を対比させることで、アメリカでは、ポジティブなアウトカムとなる Well-being を示す指標 3 つに対して、Gareis et al. (2009) の結果同様に、「F→W」方向で、FWPS が FWNS を緩衝する効果、すなわち、FWPS が FWNS とアウトカムとのネガティブな関係をバッファすることが予想される。一方、日本では、アメリカと同じように、ポジティブがネガティブをバッファする効果は示されないと予想される。むしろ、日本で

は、家庭よりも仕事に重点が置かれているために、「W→F」方向での WFNS の影響が示されると予想される。

第 2 節 方法

＜調査対象者＞

研究 2 では、日米比較による分析を行うために、MIDJA1 および MIDUS2 の質問紙調査データを用いた。日本のデータは、MIDJA1 データより就労者 735 名（男性 413 名、女性 322 名）を分析対象とした。平均年齢は 51.24 歳（SD=11.21）であった。

一方、アメリカのデータは、アメリカ全土より 25 歳以上 74 歳以下のランダムサンプリングで得られた MIDUS2 データより、さらに日米比較のために日本のデータサンプルと符合させるために、アメリカ国内の大都市（e.g., ニューヨーク、サンフランシスコ）かつ人種をヨーロッパ系アメリカ人だけに絞りランダムサンプリングされた調査協力者 1805 名のうち、就労者 1102 名（男性 538 名、女性 564 名）を分析対象とした。平均年齢は 51.59 歳（SD=10.06）であった。したがって、本論文での「アメリカ人」という表記は、ヨーロッパ系アメリカ人を指すものとする。

なお、就労者における職種カテゴリー内訳²（Table3-1）は、日本のデータにおいて、専門職と事務職で全体の約 40% 強を占め、管理職は約 14%、アメリカのデータにおいて、専門職と事務職で全体の約 36%、管理職が約 22% であり、日米ともに専門職や管理職を含むホワイトカラー層を中心とするデータといえる。フルタイム、パートタイムにかかわらず、共働きが日本では 66.3%、アメリカでは 74.2% とアメリカで共働き率が高かった。

＜測定尺度＞

WLB を捉えるうえでの心理的な Well-being を測る項目として、「生活満足感」「夫婦関

2

Table3-1. Job status in Japan and US.

Job status in Japan		Job status in US	
Blue-collar job	16.2%	Technician and related support	3.5%
Service businesses	9.8%	Service occupation	9.0%
White collar job	19.9%	Administrative support including clerical	13.7%
Specialist personnel	20.3%	Professional specialty	22.4%
Management position	7.4%	Sales occupation	9.3%
Corporate manager	7.0%	Executive, Administrative, and Managerial	22.4%
Family-operated business	10.0%		
Liberal profession	6.5%	Precision production, Craft, and repair	9.5%
Agriculture & Fishing	0.3%	Farming, Forestry, and Fishing	2.0%
Others	2.6%	Operator, Laborer, and Military	8.1%
	100.0%		100.0%

係の良好さ」「主観的健康感」の3変数を目的変数に置いた。

生活満足感：

日常生活における生活全般、仕事、身体的健康、配偶者やパートナー、子どもの5項目における満足の度合いをそれぞれ一文で尋ね（たとえば「現在のあなたの××の状況を0から10までで当てはまる数字に○をつけてください」）、状況を「最も悪い=0」から「最も良い=10」の11段階で評価させた（Prenda & Lachman, 2001）。それぞれ平均値を算出し、さらに5項目の平均値を生活満足感得点とした。ただし、得点を算出する際に一つでも回答が得られなかった項目については欠損値として分析から除外した。クロンバックの信頼性係数は、日本 $\alpha=.65$ 、アメリカ $\alpha=.64$ とやや低めではあった。

夫婦関係の良好さ：（Schuster, Kessler, & Aseltine, 1990）

配偶者やパートナーからのサポート6項目（e.g., 「どのくらいあなたのことを気にかけてくれますか」）と配偶者やパートナーからのストレイン6項目（e.g., 「どのくらいあなたを苛立たせますか」）を「まったくない=1」から「よくある=4」の4段階で評価させたうえで、サポートの平均値からストレインの平均値を引いた値を得点として使用した。クロンバックの信頼性係数を求めたところ、サポートでは、日本 $\alpha=.92$ 、アメリカ $\alpha=.90$ 、ストレインでは、日本 $\alpha=.87$ 、アメリカ $\alpha=.87$ と内的一貫性が認められた。

主観的健康感：

「現在あなたの健康度を「もっとも不良=0」から「もっとも良好=10」として、当てはまる数字に○をつけてください」という1項目の質問に対して、主観的な判断による身体健康度を11段階で評価させた。この主観的健康感を測る項目は、過去の多くの研究で、健康状態を測定するものとして使われてきたものである（e.g., Pressman, Gallagher, & Lopez, 2013）。

スピルオーバー：

説明変数として用いたワーク・ファミリー・スピルオーバーは、研究1同様である。アメリカにおけるスピルオーバー4要因のクロンバックの信頼性係数を求めたところ、WFPS $\alpha=.63$ 、WFNS $\alpha=.79$ 、FWPS $\alpha=.67$ 、FWNS $\alpha=.74$ であった。

その他、人口統計学的な変数となる文化、年齢、性別、教育年数、婚姻状況、子どもの有無、および主観的社会階層とネガティブ感情を統制変数として用いた。ダミー変数を作成し、文化（日本を1）、性別（男性を1）、婚姻状況（既婚を1）、子どもの有無（子どもありを1）とした。日本のデータは、男性が全体の56.2%、既婚者が68.0%、子どもあり

が 67.5%、アメリカのデータは、男性が全体の 48.8%、既婚者が 68.4%、子どもがありが 85.1%と、アメリカに比べて日本では子どもがいる割合が低かった。

教育変数：

日米で教育制度の区分けが異なるため、連続した教育年数に置き換えて分析に用いた³。

主観的社会階層：

帰属集団における位置や立場を 10 段階で評定させたものであり、質問調査票には「はしご」の絵が描かれ、「最上位＝1」から「最下位＝10」の番号が示されている (Adler, Epel, Castellazzo, & Ickovics, 2000)。値が高いほど、自分の帰属している集団内における地位や立場が高いと主観的に評価していることを示すものであり、MIDUS では、この「はしご」の評価を社会階層や経済指標と関連するものとして扱っている。主観的社会階層は、健康の強力な予測因として認められ、日米ともに社会階層を低く見積もっている者ほど、健康に問題があることが明らかになっている (Cohen et al., 2008)。

ネガティブ感情：

ネガティブ・スピルオーバーがストレスの一種と扱われ、ネガティブ感情との相関が強いことから (e.g., Almeida, Wethington, & Chandler, 1999)、ひと月に生起するネガティブ感情 (Mroczek & Kolarz, 1998) も統制変数に加えた。ネガティブ感情は 6 項目 (e.g., 「落ち着かない」「何事も億劫に感じる」) の頻度を 5 段階「ない＝1」から「いつも＝5」で評価させ、平均値を求めた。クロンバックの信頼性係数は、日本 $\alpha=.84$, アメリカ $\alpha=.81$ と高い信頼性が示された。値が高いほどネガティブな感情を頻繁に経験していることを示している。

さらに、日米比較による文化の違いを統計的に分析するために、日米のデータを合算して用いた。

第 3 節 結果と考察

スピルオーバーを含む各変数の平均値 (性別や子どもの有無は割合%で表示) と標準偏差を日米別に示し、日米における平均値の差も表示した (Table3-2)。

³日本で学歴を問う質問は、「中学卒」～「大学院修了」まで 8 分類、アメリカで学歴を問う質問は、「No School/Some grade school」～「PhD, EDD, MD, Professional grade, etc.」まで 12 分類であるため、日米での教育分類を教育年数に置き換えた。アメリカの分類と教育年数に合わせ、日本の教育年数を中学卒＝8 年、高校中退＝10 年、高校卒＝12 年、専門学校・短大卒＝14 年、大学中退＝15 年、大卒＝16 年、大学院修了＝18 年と連続変数に置き換えた。

Table3-2. Descriptive Statistics for Study Variables

Variables	Range	All (n =1837)			MIDJA (n=735)			MIDUS (n=1102)			<i>t</i> (df)	
		<i>n</i>	Mean	SD	<i>n</i>	Mean	SD	<i>n</i>	Mean	SD		
Predictors:												
WFPS	1~5	1744	2.75	.78	731	2.53	.85	1013	2.91	.69	10.04 ***	(1365.88)
WFNS	1~5	1744	2.47	.75	731	2.32	.83	1013	2.58	.67	6.74 ***	(1356.74)
FWPS	1~5	1744	3.15	.89	731	2.79	.95	1013	3.41	.75	14.63 ***	(1336.07)
FWNS	1~5	1744	2.00	.62	731	1.90	.65	1013	2.06	.59	5.28 ***	(1485.24)
Outcomes:												
<Well-Being>												
Life Satisfaction	1.5~10	1837	7.18	1.49	735	6.30	1.54	1102	7.77	1.13	22.15 ***	(1250.83)
Relationship Quality	-3~+3	1368	1.11	1.16	543	0.59	1.14	825	1.45	1.05	14.10 ***	(1091.62)
Global Health	0~10	1832	7.04	1.74	735	6.24	1.92	1097	7.57	1.38	16.23 ***	(1229.52)
Covariates:												
Age	30~81	1837	51.24	11.21	735	51.16	12.74	1102	51.59	10.06	.76 n.s.	(1320.09)
Gender (male=1)		1837	51.8%		735	56.2%		1102	48.8%			
Years of Education	6~8	1830	14.14	2.45	729	13.75	2.39	1101	14.39	2.46	5.55 ***	(1589.00)
Marital Status (married=1)		1833	68.4%		735	68.0%			68.4%			
Having Children (yes=1)		1833	78.2%		735	67.5%		1102	85.1%			
Subjective Social Status	1~10	1800	6.35	1.93	713	6.06	2.18	1087	6.55	1.80	4.90 ***	(1316.06)
Negative affect	1~5	1829	1.57	.60	732	1.69	.66	1097	1.49	.53	6.79 ***	(1335.24)

*** p < .001

スピルオーバー4 要因の特徴

スピルオーバー4 要因の平均値を日米で比較したところ、ポジティブな側面もネガティブな側面もアメリカ人の値は日本人の値よりも有意に高く、スピルオーバーの頻度が高かった。

(WFPS : $t(1365.88)=10.04, p<.001$, 日本 : $M=2.53, SD=.85$, アメリカ : $M=2.91, SD=.69$;
WFNS : $t(1356.74)=6.74, p<.001$, 日本 : $M=2.32, SD=.83$, アメリカ : $M=2.58, SD=.67$;
FWPS : $t(1336.07)=14.63, p<.001$, 日本 : $M=2.79, SD=.95$, アメリカ : $M=3.41, SD=.75$;
FWNS : $t(1485.24)=5.28, p<.001$, 日本 : $M=1.90, SD=.65$, アメリカ : $M=2.06, SD=.59$)

さらに、これら4つの平均値を各々の文化内でみると、「W→F」「F→W」といった同じ方向性において、ポジティブ・スピルオーバーのほうがネガティブ・スピルオーバーより値が高かった(WFPS>WFNS, FWPS>FWNS)。また、ポジティブな側面とネガティブな側面といった誘意性において、FWPSはWFPSよりも値が高く、WFNSはFWNSよりも値が高く、これらの結果は日米で共通していた。まとめると、スピルオーバー4 要因の中で、日米ともにFWPSの値が一番高く、FWNSの値が一番低く、「W→F」方向ではWFNSがWFPSより値が高く、「F→W」方向ではFWPSがFWNSより値が高かった。このことは、Gareis et al. (2009) や西村 (2006) の先行研究と一致した結果であった。WLBを考えるうえで、FWPSおよびWFNSの二つが重要な変数と成り得ることを確認できたといえよう。

WLBを実現するためには、仕事でも家庭でもより良い状態を維持促進できるようにすることが重要な課題となる。つぎに、Well-beingを示す指標として捉えた生活満足感や夫婦関係の良好さ、主観的健康感の平均値を t 検定で日米比較したところ、生活満足感 ($t(1250.83)=22.15, p<.001$, 日本 : $M=6.30, SD=1.54$; アメリカ : $M=7.77, SD=1.13$)、夫婦関係の良好さ ($t(1091.62)=14.10, p<.001$, 日本 : $M=0.59, SD=1.14$; アメリカ : $M=1.45, SD=1.05$)、主観的健康感 ($t(1229.52)=16.23, p<.001$, 日本 : $M=6.24, SD=1.92$; アメリカ : $M=7.57, SD=1.38$)、いずれの変数もアメリカの平均値のほうが日本の平均値より有意に高かった。このことは、日本人よりもアメリカ人のほうが自己評価を高く見積もる傾向があること (Markus & Kitayama, 1991) を支持する結果であり、幸福の最大化を求めるアメリカ人の特徴が表れているとみることができる。なお、教育年数 ($t(1589.00)=5.55, p<.001$, 日本 : $M=13.75, SD=2.39$; アメリカ : $M=14.39, SD=2.46$) と主観的社会階層 ($t(1316.06)=4.90, p<.001$, 日本 : $M=6.06, SD=2.18$; アメリカ : $M=6.55, SD=1.80$) は、

日本人よりアメリカ人で高く、ネガティブ感情 ($t(1335.24)=6.79, p<.001$, 日本 : $M=1.69$, $SD=.66$; アメリカ : $M=1.49$, $SD=.53$) は、アメリカ人より日本人のほうが高かった。

つづいて、スピルオーバー4 要因とその他の変数間におけるピアソンの積率相関係数を日米別に算出し、Table3-3 に示した。日本でのスピルオーバー4 要因間の相関は、領域の方向性に関係なくポジティブ同士 (WFPS と FWPS : $r=.65, p<.001$)、ネガティブ同士 (WFNS と FWNS : $r=.57, p<.001$) で有意なやや強い正の相関が認められた。さらに、同一領域内でのアンビバレントに思われるスピルオーバーも有意なやや弱い正の相関が認められた (WFPS と WFNS : $r=.13, p<.01$; FWPS と FWNS : $r=.21, p<.001$)。これに対し、アメリカでのスピルオーバー4 要因間の相関は、ポジティブ同士 (WFPS と FWPS : $r=.37, p<.001$)、ネガティブ同士 (WFNS と FWNS : $r=.50, p<.001$) で有意な中程度の正の相関が認められたが、同一領域内でのアンビバレントに思われるスピルオーバーには有意な相関が認められなかった (WFPS と WFNS : $r=-.00, n.s.$; FWPS と FWNS : $r=-.00, n.s.$)。

スピルオーバー各要因と目的変数との相関を見ると、日本では、WFPS との間で生活満足感 ($r=.29, p<.001$)、夫婦関係の良好さ ($r=.18, p<.001$)、主観的健康感 ($r=.12, p<.001$) に有意な正の相関がみられた。アメリカでは、生活満足感 ($r=.18, p<.001$) のみ有意な正の相関がみられた。日本では、「W→F」方向においてもポジティブな側面も夫婦関係の良好さに関連するが、アメリでは仕事領域でのポジティブな側面は夫婦関係の良好さにまで及ばない。

WFNS との間で、日本では生活満足感 ($r=-.28, p<.001$)、夫婦関係の良好さ ($r=-.11, p<.05$)、主観的健康感 ($r=-.26, p<.001$) と有意な負の相関がみられた。アメリカでも生活満足感 ($r=-.38, p<.001$)、夫婦関係の良好さ ($r=-.19, p<.001$)、主観的健康感 ($r=-.21, p<.001$) と有意な負の相関がみられた。日米ともに「W→F」方向へスピルオーバーするネガティブな側面は、Well-being を阻害する要因と考えられるだろう。

FWPS との間において、日本では生活満足感 ($r=.36, p<.001$)、夫婦関係の良好さ ($r=.30, p<.001$)、主観的健康感 ($r=.16, p<.001$) に有意な正の相関がみとめられた。アメリカでは、生活満足感 ($r=.28, p<.001$)、夫婦関係の良好さ ($r=.39, p<.001$) と有意な正の相関がみられたが、主観的健康感 ($r=.04, n.s.$) とは有意な相関がみられなかった。

FWNS において、日本では生活満足感 ($r=-.21, p<.001$)、夫婦関係の良好さ ($r=-.17, p<.001$)、主観的健康感 ($r=-.21, p<.001$) と有意な負の相関がみられた。同様に、アメ

Table 3-3. Correlations between work-family interface spillover and health outcomes for Japan below the diagonal and U.S. above the diagonal.

		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1 WFPS	<i>r</i>		-.004	.371	.107	.184	.004	-.003	.041	.019	.131	.020	.023	.201	-.064
	<i>p</i>		.894	.000	.001	.000	.904	.923	.189	.552	.000	.519	.469	.000	.042
2 WFNS	<i>r</i>	.133		.018	.498	-.384	-.190	-.214	-.198	.014	.054	.059	-.017	-.156	.314
	<i>p</i>	.000		.567	.000	.000	.000	.000	.000	.648	.088	.062	.596	.000	.000
3 FWPS	<i>r</i>	.645	.086		-.005	.277	.386	.044	-.066	-.031	-.018	.146	.082	.113	-.114
	<i>p</i>	.000	.020		.871	.000	.000	.166	.037	.320	.558	.000	.009	.000	.000
4 FWNS	<i>r</i>	.228	.574	.206		-.286	-.334	-.180	-.266	-.046	.023	.097	.048	-.156	.239
	<i>p</i>	.000	.000	.000		.000	.000	.000	.000	.142	.457	.002	.128	.000	.000
5 Life Satisfaction	<i>r</i>	.293	-.281	.364	-.213		.457	.581	.128	-.063	.074	.144	.092	.359	-.416
	<i>p</i>	.000	.000	.000	.000		.000	.000	.000	.035	.014	.000	.002	.000	.000
6 Relationship Quality	<i>r</i>	.176	-.106	.303	-.174	.418		.121	.065	.067	-.078	.021	-.064	.058	-.187
	<i>p</i>	.000	.014	.000	.000	.000		.000	.062	.054	.026	.556	.066	.099	.000
7 Global Health	<i>r</i>	.118	-.261	.163	-.209	.672	.150		.042	-.031	.125	-.033	-.031	.228	-.332
	<i>p</i>	.001	.000	.000	.000	.000	.000		.164	.307	.000	.276	.307	.000	.000
8 Age	<i>r</i>	-.003	-.315	-.055	-.243	.131	.009	.067		.010	-.024	-.101	.115	.166	-.121
	<i>p</i>	.945	.000	.141	.000	.000	.835	.068		.746	.422	.001	.000	.000	.000
9 Gender	<i>r</i>	-.097	-.072	-.094	-.069	-.120	.107	-.065	.040		.057	.154	-.061	.124	-.049
	<i>p</i>	.009	.053	.011	.064	.001	.012	.079	.282		.059	.000	.043	.000	.105
10 Years of Education	<i>r</i>	.101	.161	.093	.104	.135	.023	.053	-.290	.152		-.011	-.141	.208	-.097
	<i>p</i>	.007	.000	.012	.005	.000	.597	.149	.000	.000		.708	.000	.000	.001
11 Marital Status	<i>r</i>	.145	-.075	.192	-.092	.318	.161	.127	.187	.128	.090		.313	.065	-.021
	<i>p</i>	.000	.042	.000	.012	.000	.000	.001	.000	.001	.016		.000	.032	.495
12 Having Children	<i>r</i>	.126	-.155	.124	-.082	.239	-.126	.115	.410	-.042	-.054	.521		-.001	-.028
	<i>p</i>	.001	.000	.001	.027	.000	.003	.002	.000	.252	.142	.000		.967	.362
13 Subjective Social Status	<i>r</i>	.242	-.120	.184	-.089	.345	.178	.218	.138	.109	.151	.180	.168		-.223
	<i>p</i>	.000	.001	.000	.018	.000	.000	.000	.000	.004	.000	.000	.000		.000
14 Negative affect	<i>r</i>	-.049	.401	-.060	.387	-.479	-.221	-.347	-.182	-.069	-.027	-.233	-.221	-.274	
	<i>p</i>	.190	.000	.107	.000	.000	.000	.000	.000	.061	.472	.000	.000	.000	

リカでも生活満足感 ($r = -.29, p < .001$)、夫婦関係の良好さ ($r = -.33, p < .001$)、主観的健康感 ($r = -.18, p < .001$) と有意な負の相関がみられた。

これらの結果から、日本人にとってスピルオーバー4 要因は、生活満足感、夫婦関係の良好さ、主観的健康感との間で、すべて有意な相関が示されたが、アメリカ人にとってスピルオーバー4 要因すべてと有意な相関を示したのは生活満足感のみであり、主観的健康感と関連するスピルオーバーは、ネガティブな側面に限られることも示された。

スピルオーバーの拡張効果と緩衝効果

日米におけるスピルオーバー4 要因と Well-being との関連は示されたが、Gareis et al. (2009) がアメリカ人を対象として検討したように、日本人を対象にスピルオーバーの各要因が Well-being を表す指標に対して、予測因として拡張効果を示すのか、ポジティブな側面がネガティブな側面を緩衝する効果があるのか検討した研究は、日本では殆ど見当たらない。

そこで、これらの効果を検証するために、生活満足感、夫婦関係の良好さ、主観的健康感の3変数を目的変数に、はじめに、ベースライン・モデルとして、年齢、性別、教育年数、婚姻状況、子どもの有無、主観的社会階層、ネガティブ感情の7変数を投入し、次に、モデル1として、スピルオーバー4 要因 (WFPS、WFNS、FWPS、FWNS) を説明変数として投入し、階層的重回帰分析によりスピルオーバーの Well-being への拡張効果を日米別のデータを用いて検討した。続いて、同一領域内におけるポジティブ・スピルオーバーとネガティブ・スピルオーバーの緩衝効果を検討するために、WFPS×WFNS、FWPS×FWNS の交互作用項を説明変数として作成し、モデル1に追加投入した (モデル2)。なお、多重共線性の問題を回避するために、使用した変数は中心化した得点を分析に用いた (Aiken & West, 1991)。ベースラインからモデル1へ、さらにモデル2への重決定係数 R^2 および ΔR^2 変化量の増分を比較し、スピルオーバーの効果を日米別に検証した。

3-1. 生活満足感を予測するスピルオーバー

日米別に分析した生活満足感へのスピルオーバーの影響およびモデル比較の結果を示す (Table 3-4)。生活満足感に対するモデル 1 での日米の重決定係数は、日本 ($n=696$) : $R^2=.451$, $F(11,684)=51.08$, $p<.001$; アメリカ ($n=995$) : $R^2=.383$, $F(11,983)=55.46$, $p<.001$ であり、スピルオーバー4変数投入による増分は、日本 : $\Delta R^2=.086$, $F(4,684)=26.66$, $p<.001$; アメリカ : $\Delta R^2=.108$, $F(4,983)=43.17$, $p<.001$ であった。モデル 2 での日米の重決定係数は、日本 : $R^2=.454$, $F(13,682)=43.55$, $p<.001$; アメリカ : $R^2=.401$, $F(13,981)=50.44$, $p<.001$ であり、スピルオーバーの交互作用項投入による増分は、日本ではみられず ($\Delta R^2=.003$, $F(2,682)=1.62$, n.s.)、アメリカでのみ有意な増分がみられた ($\Delta R^2=.018$, $F(2,981)=14.47$, $p<.001$)。すなわち、生活満足感を予測するモデルとして、日本はスピルオーバーの拡張効果モデル、アメリカはスピルオーバーの緩衝効果モデルが有意であった。

日米別に、それぞれの説明変数から生活満足感への標準偏回帰係数を検討したところ、日本では、性別 ($\beta=-.189$, $t=-6.37$, $p<.001$)、教育年数 ($\beta=.124$, $t=4.01$, $p<.001$)、婚姻状況 ($\beta=.160$, $t=4.63$, $p<.001$)、主観的社会階層 ($\beta=.151$, $t=4.84$, $p<.001$)、ネガティブ感情 ($\beta=-.303$, $t=-9.03$, $p<.001$) に加えて、WFNS ($\beta=-.152$, $t=-4.17$, $p<.001$)、FWPS ($\beta=.241$, $t=6.28$, $p<.001$) に有意な係数が示された。

一方、アメリカでは、性別 ($\beta=-.099$, $t=-3.89$, $p<.001$)、婚姻状況 ($\beta=.121$, $t=4.45$, $p<.001$)、主観的社会階層 ($\beta=.203$, $t=7.43$, $p<.001$)、ネガティブ感情 ($\beta=-.238$, $t=-8.84$, $p<.001$) に加えて、FWPS ($\beta=.080$, $t=2.86$, $p<.01$)、WFNS ($\beta=-.222$, $t=-7.46$, $p<.001$)、FWPS ($\beta=.204$, $t=7.36$, $p<.001$)、FWNS ($\beta=-.101$, $t=-3.37$, $p<.001$) に有意な係数が示された。さらに、アメリカでは交互作用項において、「W→F」方向での FWPS \times WFNS ($\beta=.103$, $t=3.85$, $p<.001$)、「F→W」方向での FWPS \times FWNS ($\beta=.068$, $t=2.58$, $p<.01$) がともに有意であった。交互作用項に有意な効果が認められたため、単純傾斜の検定を行なったところ、FWPS 高条件 (平均+1SD) において、生活満足感に対する WFNS の有意な影響 ($\beta=-.147$, $t=-2.56$, $p<.05$)、FWPS 低条件 (平均-1SD) においても生活満足感に対する WFNS の有意な影響がみられた ($\beta=-.587$, $t=-13.41$, $p<.001$) (Fig. 3-1b)。また、FWPS 高条件 (平均+1SD) において、生活満足感に対する FWNS の有意な影響はみられなかったが ($\beta=-.034$, $t=-.56$, n.s.)、FWPS 低条件 (平均-1SD) において、生活満足感に対する FWNS の有意な影響がみられた ($\beta=-.342$, $t=-6.381$, $p<.001$) (Fig. 3-2b)。換言すると、アメリカでは、「W→F」方向において、FWPS が高条件でも低

条件でも生活満足感に対して WFNS の影響を受ける。これに対して、「F→W」方向において、FWPS 高条件では、FWNS 低条件と FWNS 高条件で生活満足感への影響に違いがない一方、FWPS 低条件では、FWNS 高条件で生活満足感も低いことが明らかになった。

スピルオーバーの緩衝効果が生活満足感に及ぼす影響の文化差

上記の結果より、日本では拡張効果モデル、アメリカでは緩衝効果モデルが有意となったが、スピルオーバーの効果に文化（=C と示す）による違いがあるかどうかを統計的に示すために、日米合算データ（ $n=1691$ ）を用いて検討した。日米別で分析に用いた変数に文化を追加し、モデル 2 にスピルオーバー 4 変数×文化（WFPS×C、WFNS×C、FWPS×C、FWNS×C）を説明変数として投入、さらにモデル 3 として、スピルオーバーの緩衝効果と文化の交互作用項（WFPS×WFNS×C、FWPS×FWNS×C）を説明変数に加え、階層的重回帰分析を行った（Table3-5）。

その結果、生活満足感におけるモデル 3 の重決定係数は、 $R^2=.557$, $F(20,1670)=104.83$, $p<.001$ であり、スピルオーバーと文化の交互作用項投入による増分は、 $\Delta R^2=.002$, $F(2,1670)=4.364$, $p<.05$ であった。それぞれの説明変数から生活満足感への標準偏回帰係数を検討したところ、文化（ $\beta=-.356$, $t=-19.35$, $p<.001$ ）、性別（ $\beta=-.119$, $t=-7.04$, $p<.001$ ）、教育年数（ $\beta=.061$, $t=3.50$, $p<.001$ ）、婚姻状況（ $\beta=.120$, $t=6.45$, $p<.001$ ）、主観的社会階層（ $\beta=.154$, $t=8.52$, $p<.001$ ）、ネガティブ感情（ $\beta=-.241$, $t=-12.86$, $p<.001$ ）に加えて、WFPS（ $\beta=.054$, $t=2.01$, $p<.05$ ）、WFNS（ $\beta=-.194$, $t=-6.89$, $p<.001$ ）、FWPS（ $\beta=.164$, $t=5.86$, $p<.001$ ）、FWNS（ $\beta=-.100$, $t=-3.70$, $p<.001$ ）、FWPS×C（ $\beta=.064$, $t=2.12$, $p<.05$ ）、WFPS×WFNS（ $\beta=.099$, $t=3.25$, $p<.001$ ）、FWPS×FWNS（ $\beta=.070$, $t=2.41$, $p<.05$ ）に有意な係数が示された。

さらに、生活満足感における「F→W」方向のスピルオーバーの緩衝効果に日米で有意な違いが示された（FWPS×FWNS×C： $\beta=-.066$, $t=-2.21$, $p<.05$ ）。

日米別の分析結果でも示したように、アメリカでは、FWPS の頻度が高いと生活満足感も高く、FWPS の頻度が高いと、生活満足感と FWNS との間のネガティブな関係を緩衝する効果が認められた。ただし、FWPS の頻度が低いと、FWPS は FWNS のバッファとはならず、生活満足感も低いことが示された。このことは、アメリカで FWPS の頻度を高く維持することが、生活満足感を高める鍵になっており、Gareis et al. (2009) の分析結果と一致していた。しかしながら、このような緩衝効果は、日本では認められなかった

($\beta = -.009$, $t = -.28$, n.s.)。ただし、アメリカとの対比参照のため、Fig.3-2a に示す。

このように「F→W」方向では、日米差が認められたが、「W→F」方向のスピルオーバーは、WFPS×WFNS×C の交互作用項において、日米で有意な違いは認められなかった ($\beta = -.036$, $t = -1.12$, n.s.)。日米別の結果で示したように (Table3-4)、WFPS×WFNS の交互作用項は、アメリカでは有意、日本でも有意傾向を示した ($\beta = .055$, $t = 1.73$, $p < .10$) ため、日本での有意傾向がアメリカ同様な傾向を示すかを確かめるために、日本における WFPS×WFNS の単純傾斜の検定を行なったところ、日本においても WFPS 高条件 (平均+1SD) において、生活満足感に対する WFNS の有意な影響 ($\beta = -.161$, $t = -2.28$, $p < .05$)、WFPS 低条件 (平均-1SD) においても生活満足感に対する WFNS の有意な影響がみられた ($\beta = -.371$, $t = -6.30$, $p < .001$) (Fig.3-1a)。アメリカでは、WFPS は生活満足感と WFNS の間のネガティブな関係をバッファするが、日本も類似した傾向が示され、その効果はよりアメリカで強くみられた。日米ともに、仕事領域でのポジティブな側面の重要性が提示されたことは、仕事の達成感や充実感が仕事の悩みを低減し、生活満足感へつながると考えられるだろう。

Table3-4. Comparing Different Models of the Work-family Interface in Predicting Life satisfaction.

	MIDJA (n=696)				MIDUS (n=995)			
	B	SE B	β	p	B	SE B	β	p
Baseline:								
Age	.003	.004	.026	.468	.006	.003	.051 [†]	.069
Gender (male=1)	-.683	.097	-.220 ***	.000	-.250	.061	-.114 ***	.000
Years of Education	.082	.022	.126 ***	.000	-.008	.013	-.017	.539
Marital Status (married=1)	.669	.120	.202 ***	.000	.315	.070	.131 ***	.000
Having Children (yes=1)	-.014	.127	-.004	.911	-.024	.091	-.008	.792
Subjective Social Status	.144	.023	.204 ***	.000	.170	.018	.279 ***	.000
Negative affect	-.902	.077	-.382 ***	.000	-.744	.059	-.352 ***	.000
R^2	.365 ***				.275 ***			
Model1: Additive Effects								
Age	.002	.004	.018	.605	.001	.003	.012	.665
Gender	-.586	.092	-.189 ***	.000	-.212	.057	-.097 ***	.000
Years of Education	.081	.020	.124 ***	.000	.008	.012	.017	.506
Marital Status	.529	.114	.160 ***	.000	.300	.066	.125 ***	.000
Having Children	-.059	.119	-.018	.620	-.033	.084	-.011	.699
Subjective Social Status	.106	.022	.151 ***	.000	.132	.017	.217 ***	.000
Negative affect	-.716	.079	-.303 ***	.000	-.522	.058	-.247 ***	.000
WFPS	.122	.071	.067 [†]	.087	.092	.045	.057 *	.042
WFNS	-.280	.067	-.152 ***	.000	-.384	.049	-.233 ***	.000
FWPS	.389	.062	.241 ***	.000	.274	.041	.186 ***	.000
FWNS	-.155	.087	-.065 [†]	.077	-.177	.056	-.095 **	.002
R^2	.451 ***				.383 ***			
ΔR^2	.086 ***				.108 ***			
Model2: Interactive Effects								
Age	.002	.004	.017	.614	.002	.003	.015	.580
Gender	-.574	.092	-.185 ***	.000	-.218	.056	-.099 **	.000
Years of Education	.080	.020	.122 ***	.000	.013	.012	.029	.261
Marital Status	.513	.115	.155 ***	.000	.289	.065	.121 ***	.000
Having Children	-.032	.120	-.010	.789	-.029	.083	-.009	.732
Subjective Social Status	.106	.022	.150 ***	.000	.124	.017	.203 ***	.000
Negative affect	-.715	.079	-.303 ***	.000	-.504	.057	-.238 ***	.000
WFPS	.124	.071	.068 [†]	.082	.129	.045	.080 **	.004
WFNS	-.265	.068	-.144 ***	.000	-.366	.049	-.222 ***	.000
FWPS	.397	.062	.245 ***	.000	.301	.041	.204 ***	.000
FWNS	-.168	.088	-.071 [†]	.057	-.187	.056	-.101 ***	.001
WFPS×WFNS	.105	.061	.055 [†]	.085	.220	.057	.103 ***	.000
FWPS×FWNS	-.019	.069	-.009	.783	.154	.060	.068 **	.010
R^2	.454 ***				.401 ***			
ΔR^2	.003				.018 ***			

[†] $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

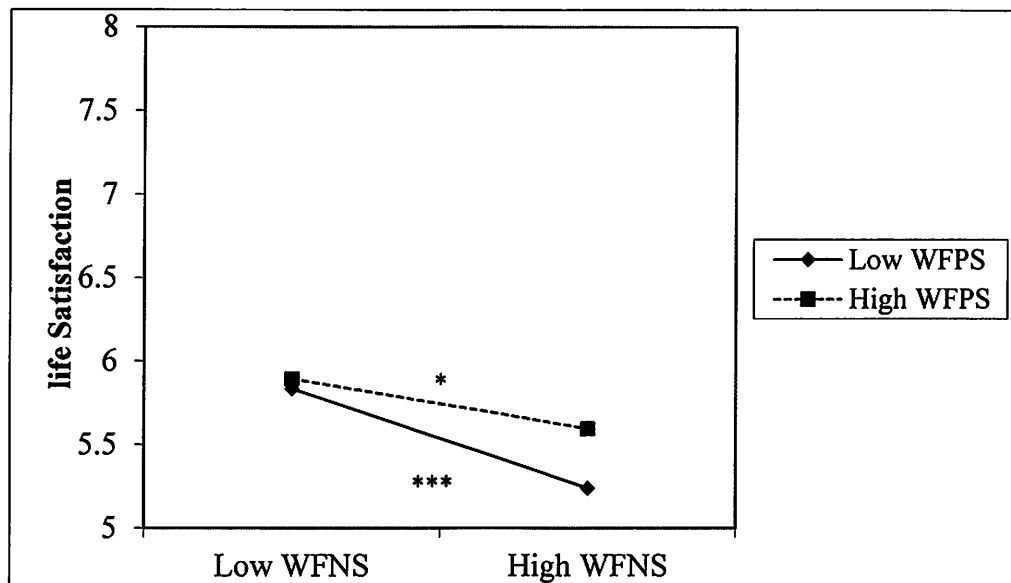


Fig.3-1a. Interaction effect of $WFPS \times WFNS$ tended to be significant ($p < .10$.) in Japan.

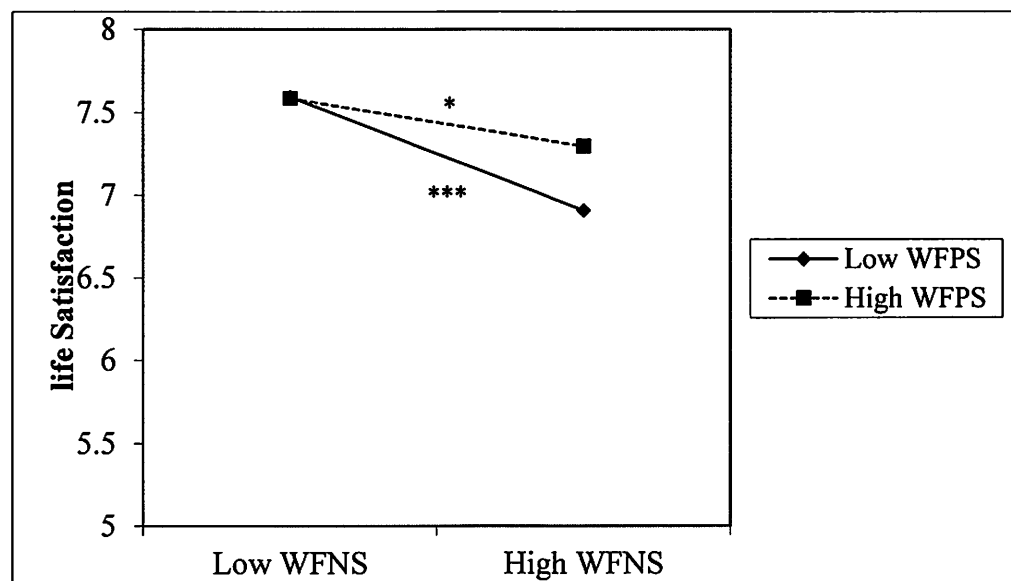


Fig.3-1b. Interaction effect of $WFPS \times WFNS$ was significant ($p < .001$) in the United States.

Work-to-Family Positive Spillover (WFPS) buffers the negative relationship between Work-to-Family Negative Spillover (WFNS) and Life Satisfaction in the United States.
 Note: "High" and "Low" values correspond to 1 SD above and 1 SD below the mean, respectively.

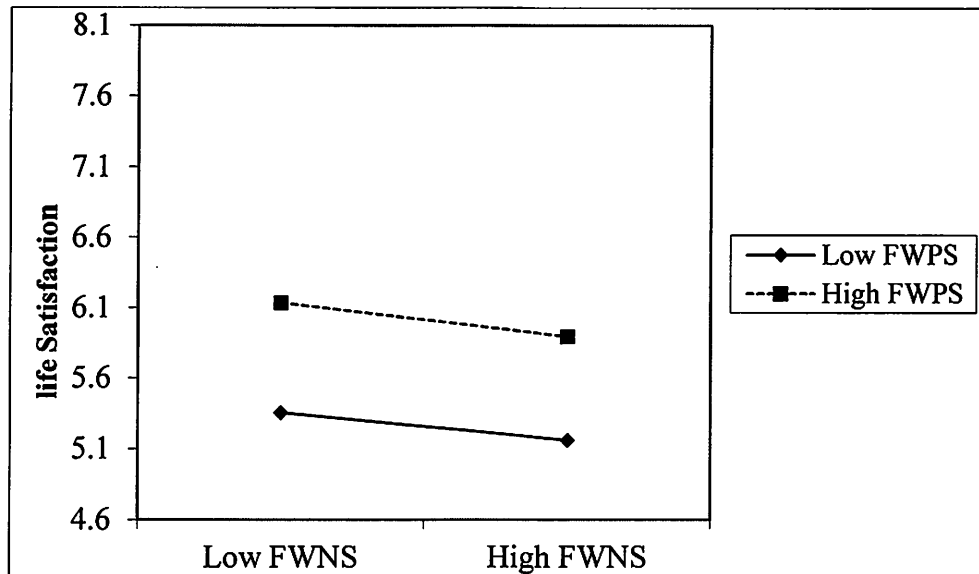


Fig.3-2a. Interaction effect of FWPS×FWNS was not significant (*n.s.*) in Japan.

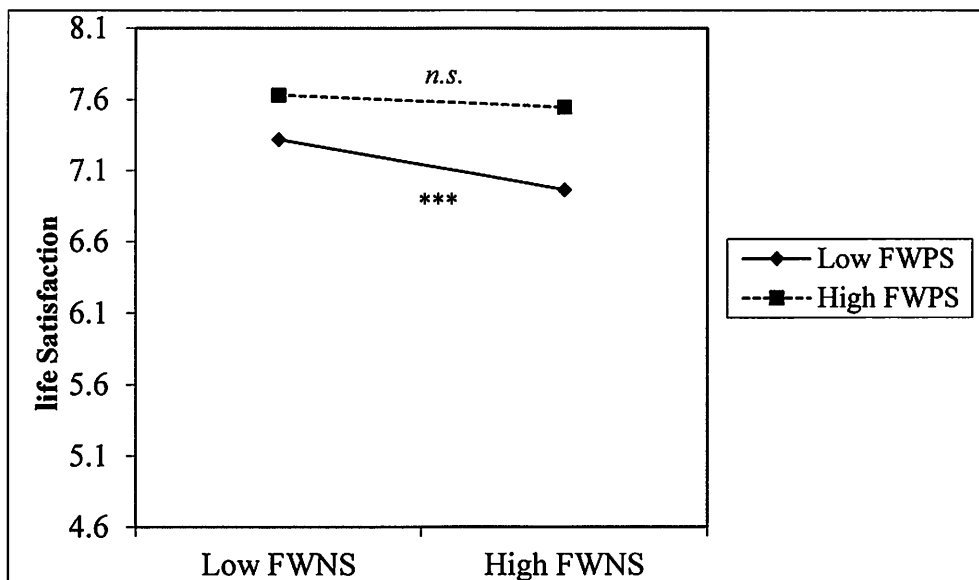


Fig.3-2b. Interaction effect of FWPS×FWNS was significant ($p < .001$) in the United States.

Family-to-Work Positive Spillover (FWPS) buffers the negative relationship between Family-to-Work Negative Spillover (FWNS) and Life satisfaction in the United States.
Note: “High” and “Low” values correspond to 1 *SD* above and 1 *SD* below the mean, respectively.

Table3-5. Cultural difference for Models of the Work-family Interface in Predicting Life satisfaction

	MIDJA&MIDUS (n=1691)			
	B	SE B	β	p
<i>Baseline:</i>				
Culture (Japan=1)	-1.171	.056	-.388 ***	.000
Age	.004	.003	.027	.156
Gender (male=1)	-.418	.054	-.141 ***	.000
Years of Education	.027	.011	.045 *	.016
Marital Status (married=1)	.463	.064	.144 ***	.000
Having Children (yes=1)	.025	.075	.007	.739
Subjective social Status	.159	.014	.213 ***	.000
Negative affect	-.828	.048	-.327 ***	.000
R^2	.472 ***			
<i>Model1: Additive Effects</i>				
Culture	-1.079	.056	-.358 ***	.000
Age	.001	.002	.005	.777
Gender	-.362	.051	-.122 ***	.000
Years of Education	.036	.011	.058 ***	.001
Marital Status	.397	.060	.123 ***	.000
Having Children	-.010	.070	-.003	.889
Subjective social Status	.121	.014	.162 ***	.000
Negative affect	-.614	.048	-.242 ***	.000
WFPS	.131	.039	.069 ***	.001
WFNS	-.320	.040	-.162 ***	.000
FWPS	.340	.035	.204 ***	.000
FWNS	-.182	.049	-.076 ***	.000
R^2	.546 ***			
ΔR^2	.074 ***			
<i>Model2: Interactive Effects: Two way</i>				
Culture	-1.081	.056	-.359 ***	.000
Age	.001	.002	.009	.627
Gender	-.349	.050	-.117 ***	.000
Years of Education	.036	.011	.059 ***	.001
Marital Status	.390	.060	.121 ***	.000
Having Children	.009	.070	.003	.893
Subjective social Status	.117	.014	.156 ***	.000
Negative affect	-.614	.048	-.242 ***	.000
WFPS	.094	.051	.049 †	.067
WFNS	-.378	.056	-.191 ***	.000
FWPS	.267	.047	.161 ***	.000
FWNS	-.209	.064	-.087 ***	.001
WFPS×WFNS	.146	.041	.067 ***	.000
FWPS×FWNS	.045	.045	.019	.318
WFPS×C	.076	.079	.028	.337
WFNS×C	.162	.079	.059 *	.041
FWPS×C	.168	.070	.072 *	.017
FWNS×C	-.001	.098	.000	.989
R^2	.554 ***			
ΔR^2	.008 ***			
<i>Model3: Interactive Effects: Three way</i>				
Culture	-1.073	.055	-.356 ***	.000
Age	.001	.002	.008	.640
Gender	-.353	.050	-.119 ***	.000
Years of Education	.037	.011	.061 ***	.000
Marital Status	.386	.060	.120 ***	.000
Having Children	.005	.070	.002	.938
Subjective social Status	.115	.014	.154 ***	.000
Negative affect	-.610	.047	-.241 ***	.000
WFPS	.103	.051	.054 *	.045
WFNS	-.384	.056	-.194 ***	.000
FWPS	.273	.047	.164 ***	.000
FWNS	-.240	.065	-.100 ***	.000
WFPS×WFNS	.214	.066	.099 ***	.001
FWPS×FWNS	.167	.069	.070 *	.016
WFPS×C	.059	.079	.022	.459
WFNS×C	.149	.080	.054 †	.061
FWPS×C	.149	.070	.064 *	.034
FWNS×C	.019	.098	.005	.844
WFPS×WFNS×C	-.094	.084	-.036	.264
FWPS×FWNS×C	-.200	.091	-.066 *	.027
R^2	.557 ***			
ΔR^2	.002 *			

† $p < .10$, * $p < .05$, *** $p < .001$

3-2. 夫婦関係の良好さを予測するスピルオーバー

日米別に分析した夫婦関係の良好さへのスピルオーバーの影響およびモデル比較の結果を示す (Table 3-6)。

夫婦関係の良好さに対するモデル 1 での日米の重決定係数は、日本 ($n=514$) : $R^2=.218$, $F(11,502)=12.72$, $p<.001$; アメリカ ($n=755$) : $R^2=.292$, $F(11,743)=27.85$, $p<.001$) であり、スピルオーバー 4 要因投入による増分は、日本 : $\Delta R^2=.091$, $F(4,502)=14.60$, $p<.001$; アメリカ : $\Delta R^2=.227$, $F(4,743)=59.56$, $p<.001$ であった。モデル 2 での日米の重決定係数は、日本 : $R^2=.220$, $F(13,500)=10.83$, $p<.001$; アメリカ : $R^2=.307$, $F(11,741)=25.28$, $p<.001$) であり、スピルオーバーの交互作用項投入による増分は、日本で有意とはならず ($\Delta R^2=.002$, $F(2,500)=.55$, n.s., Fig. 3-3a 参照)、アメリカでのみ有意な増分がみられた ($\Delta R^2=.015$, $F(2,741)=8.18$, $p<.001$)。すなわち、夫婦関係の良好さを予測するモデルとして、日本はスピルオーバーの拡張効果モデル、アメリカはスピルオーバーの緩衝効果モデルが有意であった。

日米別に、それぞれの説明変数から夫婦関係の良好さへの標準偏回帰係数を検討したところ、日本では、性別 ($\beta=.108$, $t=2.57$, $p<.05$)、婚姻状況 ($\beta=.096$, $t=2.36$, $p<.05$)、子どもの有無 ($\beta=-.159$, $t=-3.83$, $p<.001$)、主観的社会階層 ($\beta=.091$, $t=2.11$, $p<.05$)、ネガティブ感情 ($\beta=-.137$, $t=-3.08$, $p<.01$) に加えて、FWPS ($\beta=.297$, $t=5.70$, $p<.001$)、FWNS ($\beta=-.167$, $t=-3.28$, $p<.001$) に有意な係数が示された。

一方、アメリカでは、ネガティブ感情 ($\beta=-.117$, $t=-3.51$, $p<.001$) に加えて、WFPS ($\beta=-.090$, $t=-2.57$, $p<.01$)、FWPS ($\beta=.430$, $t=12.77$, $p<.001$)、FWNS ($\beta=-.250$, $t=-6.70$, $p<.001$) に有意な係数が示された。さらに、アメリカでは交互作用項において、

「F→W」方向での FWPS×FWNS ($\beta=.130$, $t=3.94$, $p<.001$) が有意であった。交互作用項に有意な効果が認められたため、単純傾斜の検定を行なったところ、FWPS 高条件 (平均+1SD) において、夫婦関係の良好さに対する FWNS の有意な影響 ($\beta=-.152$, $t=-2.16$, $p<.05$)、FWPS 低条件 (平均-1SD) においても夫婦関係の良好さに対する FWNS の有意な影響がみられた ($\beta=-.744$, $t=-10.87$, $p<.001$) (Fig. 3-3b)。アメリカでは、「F→W」方向において、FWPS が高条件でも低条件でも夫婦関係の良好さに対して FWNS の影響があるが、FWPS 低条件で FWNS の影響をより強く受けることが示された。つまり、FWPS の頻度が低い場合には、FWNS の頻度が高いと、FWPS がバッファとはならず、夫婦関係も良好ではなかった。

なお、日本での夫婦関係の良好さに、アメリカで示された WFPS の拡張効果がみられなかったことは、夫婦関係には仕事領域での行動や感情などを持ち込まないように意識し、社会的役割を果たすことを優先する日本人の役割意識が反映されたとみることもできよう。一方、アメリカでは WFPS の頻度が高いと夫婦関係が良好でない ($\beta = -.090$, $t = -2.57$, $p < .01$) という矛盾は、Gareis et al. (2009) の分析結果と一致しており、夫婦関係が良好でないと仕事熱心になり、職場の良い事を家庭に持ち込もうとさせているのかもしれない。

スピルオーバーの緩衝効果が夫婦関係の良好さに及ぼす影響の文化差

生活満足感への予測因同様に、夫婦関係の良好さに対しても、日本では拡張効果モデル、アメリカでは緩衝効果モデルが有意となったが、スピルオーバーの効果に文化 (=C と示す) による違いがあるかどうかを統計的に示すために、日米合算データ ($n=1269$) を用いて、階層的重回帰分析を行った (Table3-7)。

その結果、夫婦関係の良好さにおけるモデル3の重決定係数は、 $R^2 = .356$, $F(20, 1248) = 34.43$, $p < .001$ であり、スピルオーバーと文化の交互作用項投入による増分は、 $\Delta R^2 = .002$, $F(2, 1648) = 2.15$, $p < .05$ であった。それぞれの説明変数から夫婦関係の良好さへの標準偏回帰係数を検討したところ、文化 ($\beta = -.292$, $t = -11.53$, $p < .001$)、性別 ($\beta = .077$, $t = 3.28$, $p < .001$)、教育年数 ($\beta = -.061$, $t = -2.54$, $p < .05$)、婚姻状況 ($\beta = .052$, $t = 2.26$, $p < .05$)、子どもの有無 ($\beta = -.092$, $t = -3.85$, $p < .001$)、ネガティブ感情 ($\beta = -.118$, $t = -4.68$, $p < .001$) に加えて、WFPS ($\beta = -.103$, $t = -2.74$, $p < .01$)、FWPS ($\beta = .447$, $t = 11.48$, $p < .001$)、FWNS ($\beta = -.260$, $t = -6.85$, $p < .001$)、WFPS \times C ($\beta = .089$, $t = 2.19$, $p < .05$)、FWPS \times C ($\beta = -.114$, $t = 2.77$, $p < .01$)、FWPS \times FWNS ($\beta = .140$, $t = 3.55$, $p < .001$) に有意な係数が示された。このようにアメリカでは、日本に比べて、WFPS の頻度が高いと必ずしも夫婦関係が良好であるとはいえない一方、FWPS の頻度が高いと夫婦関係は良好であるといえる。さらに、夫婦関係の良好さにおける「F→W」方向で、スピルオーバーの緩衝効果に日米で有意な違いが示された (FWPS \times FWNS \times C: $\beta = -.084$, $t = -2.06$, $p < .05$)。日米別の分析結果でも示したように、FWPS の頻度が高いと、夫婦関係の良好さと FWNS のネガティブな関係を緩衝する効果が認められた。ただし、FWPS の頻度が低いと、FWPS は FWNS のバッファとはならず、夫婦関係の良好さも低いことが示された。これらの結果は、Gareis et al. (2009) の分析結果と一致していた。しかしながら、このような緩衝効果は、日本では認められなかった ($\beta = .041$, $t = .93$, n.s.)。

Table3-6. Comparing Different Models of the Work-family Interface in Predicting Spouse/partner Relationship quality.

	MIDJA (n=514)				MIDUS (n=755)			
	B	SE B	β	p	B	SE B	β	p
Baseline:								
Age	-.002	.004	-.024	.611	.004	.004	.039	.281
Gender (male=1)	.150	.101	.065	.138	.135	.076	.064 [†]	.077
Years of Education	-.029	.022	-.060	.194	-.042	.016	-.100 **	.006
Marital Status (married=1)	.504	.178	.119 **	.005	.085	.132	.023	.519
Having Children (yes=1)	-.564	.136	-.180 ***	.000	-.296	.134	-.080 *	.027
Subjective Social Status	.082	.024	.151 ***	.001	.010	.023	.017	.656
Negative affect	-.400	.085	-.204 ***	.000	-.448	.076	-.215 ***	.000
R^2	.127 ***				.065 ***			
Model1: Additive Effects								
Age	-.002	.004	-.022	.631	.001	.004	.006	.861
Gender	.250	.097	.108 *	.011	.135	.066	.064 *	.043
Years of Education	-.036	.021	-.076 [†]	.084	-.027	.014	-.062 [†]	.054
Marital Status	.406	.172	.096 *	.019	.082	.115	.022	.477
Having Children	-.498	.130	-.159 ***	.000	-.172	.117	-.046	.144
Subjective Social Status	.049	.023	.091 *	.035	-.022	.020	-.037	.272
Negative affect	-.269	.088	-.137 **	.002	-.238	.070	-.114 ***	.001
WFPS	.014	.073	.010	.849	-.170	.056	-.106 **	.002
WFNS	.009	.073	.006	.906	-.080	.060	-.050	.180
FWPS	.365	.064	.297 ***	.000	.622	.050	.421 ***	.000
FWNS	-.312	.095	-.167 ***	.001	-.446	.067	-.250 ***	.000
R^2	.218 ***				.292 ***			
ΔR^2	.091 ***				.227 ***			
Model2: Interactive Effects								
Age	-.002	.004	-.022	.630	.000	.004	-.002	.939
Gender	.254	.098	.109 *	.010	.128	.066	.061 [†]	.052
Years of Education	-.036	.021	-.074 [†]	.091	-.025	.014	-.059 [†]	.066
Marital Status	.414	.173	.098 *	.017	.071	.114	.019	.532
Having Children	-.492	.131	-.157 ***	.000	-.156	.116	-.042	.179
Subjective Social Status	.049	.023	.091 *	.036	-.026	.020	-.044	.193
Negative affect	-.262	.088	-.134 **	.003	-.243	.069	-.117 ***	.000
WFPS	.020	.074	.015	.786	-.144	.056	-.090 **	.010
WFNS	.014	.074	.010	.849	-.095	.060	-.059	.114
FWPS	.369	.064	.301 ***	.000	.634	.050	.430 ***	.000
FWNS	-.329	.097	-.176 ***	.001	-.447	.067	-.250 ***	.000
WFPS×WFNS	.004	.067	.003	.951	-.027	.074	-.012	.717
FWPS×FWNS	.073	.078	.041	.352	.296	.075	.130 ***	.000
R^2	.220 ***				.307 ***			
ΔR^2	.002				.015 ***			

[†] $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

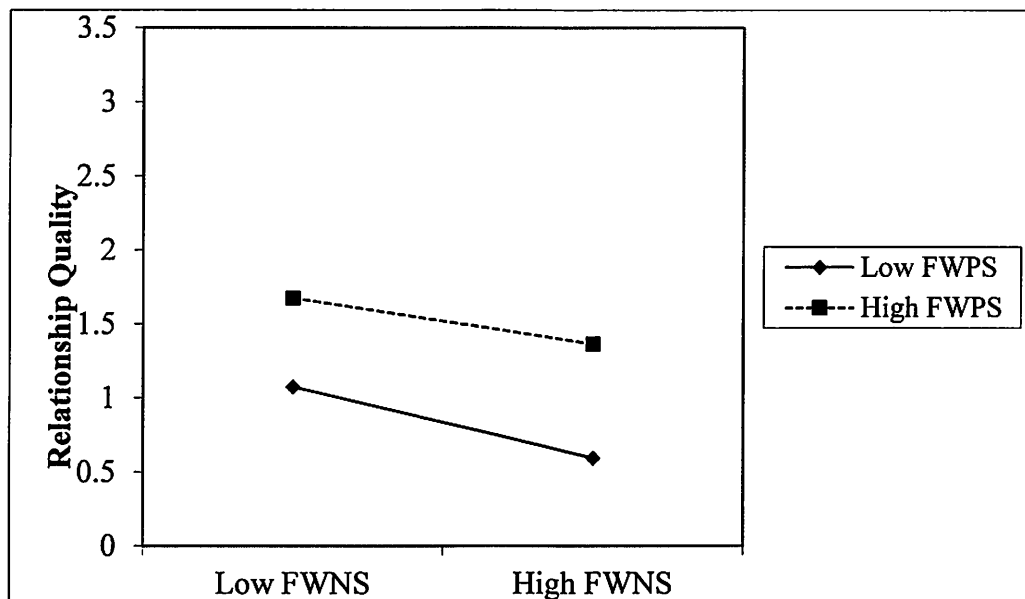


Fig.3-3a. Interaction effect of FWPS×FWNS was not significant (*n.s.*) in Japan.

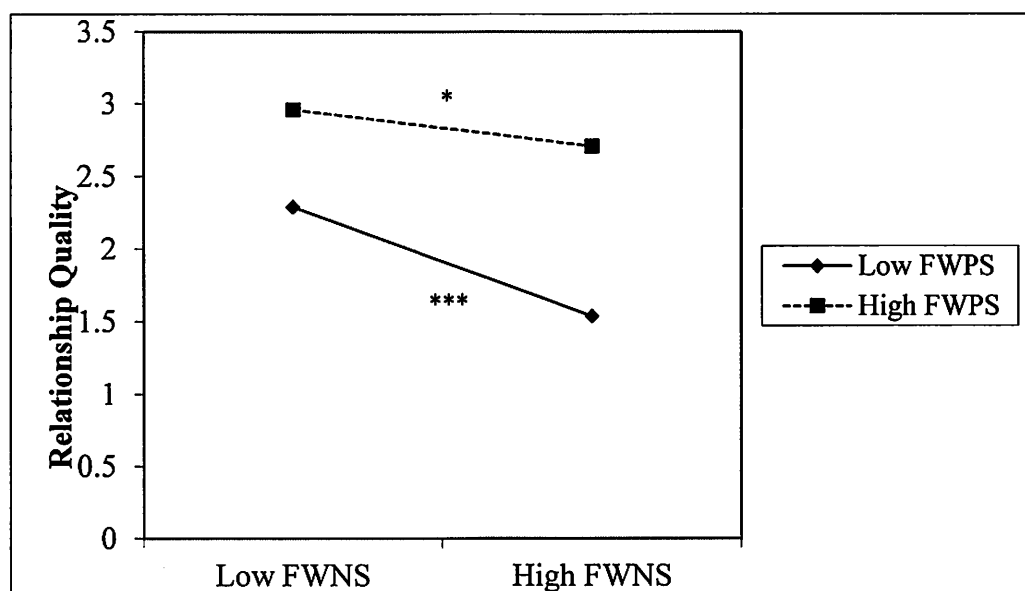


Fig.3-3b. Interaction effect of FWPS×FWNS was significant ($p < .001$) in the United States.

Family-to-Work Positive Spillover (FWPS) buffers the negative relationship between Family-to-Work Negative Spillover (FWNS) and Spouse/Partner Relationship Quality in the United States.

Note: "High" and "Low" values correspond to 1 SD above and 1 SD below the mean, respectively.

Table 3-7. Cultural difference for Models of the Work-family Interface in Predicting Spouse/partner Relationship quality.

MIDJA&MIDUS (n=1269)				
	B	SE B	β	p
Baseline:				
Culture (Japan=1)	-.857	.062	-.360 ***	.000
Age	.000	.003	.000	.988
Gender (male=1)	.147	.061	.063 *	.015
Years of Education	-.037	.013	-.077 **	.004
Marital Status (married=1)	.264	.106	.063 *	.013
Having Children (yes=1)	-.447	.095	-.123 ***	.000
Subjective social Status	.047	.016	.077 **	.004
Negative affect	-.426	.057	-.197 ***	.000
	R^2	.202 ***		
Model1: Additive Effects				
Culture	-.698	.060	-.293 ***	.000
Age	-.001	.003	-.012	.641
Gender	.183	.055	.078 ***	.001
Years of Education	-.033	.012	-.068 **	.005
Marital Status	.208	.097	.050 *	.032
Having Children	-.347	.087	-.095 ***	.000
Subjective social Status	.015	.015	.024	.334
Negative affect	-.260	.055	-.120 ***	.000
WFPS	-.103	.044	-.066 *	.020
WFNS	-.010	.046	-.006	.832
FWPS	.516	.039	.380 ***	.000
FWNS	-.411	.055	-.214 ***	.000
	R^2	.341 ***		
	ΔR^2	.138 ***		
Model2: Interactive Effects: Two way				
Culture	-.699	.060	-.293 ***	.000
Age	-.001	.003	-.013	.618
Gender	.183	.055	.078 ***	.001
Years of Education	-.029	.012	-.061 *	.012
Marital Status	.226	.097	.054 *	.019
Having Children	-.337	.086	-.093 ***	.000
Subjective social Status	.013	.015	.022	.389
Negative affect	-.251	.055	-.116 ***	.000
WFPS	-.173	.058	-.111 **	.003
WFNS	-.083	.063	-.053	.184
FWPS	.611	.053	.450 ***	.000
FWNS	-.469	.071	-.244 ***	.000
WFPS×WFNS	-.009	.048	-.005	.850
FWPS×FWNS	.162	.054	.080 **	.003
WFPS×C	.205	.089	.094 *	.021
WFNS×C	.119	.091	.053	.191
FWPS×C	-.207	.079	-.108 **	.009
FWNS×C	.141	.112	.048	.210
	R^2	.353 ***		
	ΔR^2	.013 ***		
Model3: Interactive Effects: Three way				
Culture	-.696	.060	-.292 ***	.000
Age	-.002	.003	-.014	.577
Gender	.181	.055	.077 ***	.001
Years of Education	-.029	.012	-.061 *	.011
Marital Status	.218	.097	.052 *	.024
Having Children	-.333	.087	-.092 ***	.000
Subjective social Status	.012	.015	.020	.420
Negative affect	-.255	.055	-.118 ***	.000
WFPS	-.161	.059	-.103 **	.006
WFNS	-.085	.063	-.054	.174
FWPS	.608	.053	.447 ***	.000
FWNS	-.499	.073	-.260 ***	.000
WFPS×WFNS	-.037	.080	-.020	.639
FWPS×FWNS	.286	.080	.140 ***	.000
WFPS×C	.196	.089	.089 *	.029
WFNS×C	.120	.091	.054	.187
FWPS×C	-.219	.079	-.114 **	.006
FWNS×C	.152	.113	.052	.176
WFPS×WFNS×C	.056	.100	.025	.575
FWPS×FWNS×C	-.223	.108	-.084 *	.039
	R^2	.356 ***		
	ΔR^2	.002 *		

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

3-3. 主観的健康感を予測するスピルオーバー

日米別に分析した主観的健康感へのスピルオーバーの影響およびモデル比較の結果を示す (Table3-8)。主観的健康感に対するモデル 1 での日米の重決定係数は、日本 ($n=696$): $R^2=.196$, $F(11,684)=15.18$, $p<.001$; アメリカ ($n=991$): $R^2=.149$, $F(11,979)=15.56$, $p<.001$) であり、スピルオーバー 4 要因投入による増分は、日本: $\Delta R^2=.038$, $F(4,684)=8.071$, $p<.001$; アメリカ: $\Delta R^2=.018$, $F(4,979)=5.18$, $p<.001$ であった。モデル 2 での日米の重決定係数は、日本: $R^2=.199$, $F(13,682)=13.03$, $p<.001$; アメリカ: $R^2=.149$, $F(13,977)=13.20$, $p<.001$) であり、スピルオーバーの交互作用項投入による増分は、日米ともに有意でなかった (日本: $\Delta R^2=.003$, $F(2,682)=1.14$, n.s.; アメリカ: $\Delta R^2=.001$, $F(2,977)=.31$, n.s.)。すなわち、主観的健康感を予測するモデルとして、日米ともにスピルオーバーの拡張効果モデルが有意であった。

日米別に、それぞれの説明変数から主観的健康感への標準偏回帰係数を検討したところ、日本では、性別 ($\beta=-.110$, $t=-3.07$, $p<.01$)、主観的社会階層 ($\beta=.102$, $t=2.70$, $p<.01$)、ネガティブ感情 ($\beta=-.241$, $t=-5.93$, $p<.001$) に加えて、WFNS ($\beta=-.161$, $t=-3.65$, $p<.001$)、FWPS ($\beta=.124$, $t=2.68$, $p<.01$) に有意な係数が示された。一方、アメリカでは、教育年数 ($\beta=.091$, $t=2.93$, $p<.01$)、主観的社会階層 ($\beta=.143$, $t=4.42$, $p<.001$)、ネガティブ感情 ($\beta=-.238$, $t=-7.42$, $p<.001$) に加えて、WFNS ($\beta=-.094$, $t=-2.67$, $p<.01$) に有意な係数が示された。なお、FWNS に有意傾向が見られた ($\beta=-.060$, $t=-1.69$, $p<.10$)。

スピルオーバーの拡張効果が主観的健康感に及ぼす影響の文化差

主観的健康感への予測因は、日米ともに拡張効果モデルが有意となったが、スピルオーバーの拡張効果に文化 (=C と示す) による違いがあるかどうかを統計的に示すために、日米合算データ ($n=1687$) を用いて、階層的重回帰分析を行った (Table3-9)。

その結果、主観的健康感におけるモデル 2 の重決定係数は、 $R^2=.289$, $F(18,1668)=37.60$, $p<.001$ であり、スピルオーバーと文化の交互作用項投入による増分は、 $\Delta R^2=.008$, $F(6,1668)=3.00$, $p<.01$ であった。それぞれの説明変数から主観的健康感への標準偏回帰係数を検討したところ、文化 ($\beta=-.311$, $t=-13.32$, $p<.001$)、性別 ($\beta=-.071$, $t=-3.32$, $p<.001$)、教育年数 ($\beta=.067$, $t=3.05$, $p<.01$)、主観的社会階層 ($\beta=.112$, $t=4.91$, $p<.001$)、ネガティブ感情 ($\beta=-.226$, $t=-9.54$, $p<.001$) に加え、WFNS ($\beta=-.077$, $t=-2.16$, $p<.05$)、

Table3-8. Comparing Different Models of the Work-family Interface in Predicting Global health.

	MIDJA (n=696)				MIDUS (n=991)			
	B	SE B	β	p	B	SE B	β	p
Baseline:								
Age	-.003	.006	-.020	.623	-.002	.004	-.017	.579
Gender (male=1)	-.447	.139	-.116 ***	.001	-.135	.083	-.050	.104
Years of Education	.036	.031	.045	.238	.039	.017	.070 *	.023
Marital Status (married=1)	.192	.173	.047	.267	-.073	.095	-.025	.441
Having Children (yes=1)	.029	.182	.007	.875	-.086	.123	-.022	.486
Subjective Social Status	.108	.033	.123 ***	.001	.113	.024	.150 ***	.000
Negative affect	-.942	.110	-.321 ***	.000	-.726	.080	-.278 ***	.000
	R^2	.158 ***				.131 ***		
Model1: Additive Effects								
Age	-.007	.006	-.047	.251	-.006	.004	-.040	.203
Gender	-.425	.138	-.110 **	.002	-.129	.082	-.048	.118
Years of Education	.046	.030	.056	.132	.051	.017	.091 **	.003
Marital Status	.128	.172	.031	.458	-.059	.096	-.020	.540
Having Children	.013	.179	.003	.941	-.070	.123	-.018	.570
Subjective Social Status	.089	.033	.102 **	.007	.108	.024	.143 ***	.000
Negative affect	-.707	.119	-.241 ***	.000	-.621	.084	-.238 ***	.000
WFPS	.017	.107	.007	.875	-.108	.066	-.054	.100
WFNS	-.369	.101	-.161 ***	.000	-.192	.072	-.094 **	.008
FWPS	.250	.093	.124 **	.008	.051	.060	.028	.391
FWNS	-.168	.131	-.057	.202	-.137	.081	-.060 †	.092
	R^2	.196 ***				.149 ***		
	ΔR^2	.038 ***				.018 ***		
Model2: Interactive Effects								
Age	-.007	.006	-.048	.245	-.005	.004	-.038	.231
Gender	-.420	.139	-.109 **	.003	-.128	.083	-.047	.123
Years of Education	.044	.031	.054	.148	.051	.017	.092 **	.003
Marital Status	.109	.173	.026	.529	-.061	.096	-.021	.524
Having Children	.016	.181	.004	.930	-.070	.123	-.018	.568
Subjective Social Status	.088	.033	.101 **	.008	.106	.024	.140 ***	.000
Negative affect	-.709	.119	-.242 ***	.000	-.618	.084	-.237 ***	.000
WFPS	.009	.107	.004	.932	-.103	.067	-.051	.124
WFNS	-.378	.102	-.165 ***	.000	-.185	.072	-.090 *	.011
FWPS	.248	.094	.123 **	.008	.054	.060	.030	.370
FWNS	-.143	.133	-.048	.281	-.143	.082	-.062 †	.081
WFPS×WFNS	.046	.091	.019	.617	.067	.085	.025	.434
FWPS×FWNS	-.155	.103	-.058	.134	-.021	.088	-.007	.815
	R^2	.199 ***				.149 ***		
	ΔR^2	.003				.001		

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Table3-9. Cultural difference for Models of the Work-family Interface in Predicting Global health.

		MIDJA&MIDUS (n=1687)			
		B	SE B	β	p
Baseline:					
	Culture (Japan=1)	-1.058	.078	-.300 ***	.000
	Age	-.002	.004	-.010	.644
	Gender (male=1)	-.266	.075	-.077 ***	.000
	Years of Education	.038	.016	.053 *	.016
	Marital Status (married=1)	.043	.088	.011	.628
	Having Children (yes=1)	.001	.104	.000	.989
	Subjective social Status	.112	.020	.129 ***	.000
	Negative affect	-.846	.066	-.286 ***	.000
R^2		.260 ***			
Model1: Additive Effects					
	Culture	-1.096	.082	-.311 ***	.000
	Age	-.005	.004	-.034	.138
	Gender	-.257	.074	-.074 ***	.001
	Years of Education	.050	.016	.070 **	.002
	Marital Status	.029	.088	.008	.744
	Having Children	.000	.103	.000	.999
	Subjective social Status	.099	.020	.113 ***	.000
	Negative affect	-.676	.070	-.228 ***	.000
	WFPS	-.030	.058	-.013	.611
	WFNS	-.274	.060	-.119 ***	.000
	FWPS	.156	.051	.080 **	.002
	FWNS	-.145	.072	-.052 *	.043
R^2		.281 ***			
ΔR^2		.021 ***			
Model2: Interactive Effects: Two way					
	Culture	-1.094	.082	-.311 ***	.000
	Age	-.006	.004	-.035	.128
	Gender	-.247	.074	-.071 ***	.001
	Years of Education	.048	.016	.067 **	.002
	Marital Status	.013	.088	.003	.887
	Having Children	-.017	.103	-.004	.872
	Subjective social Status	.098	.020	.112 ***	.000
	Negative affect	-.670	.070	-.226 ***	.000
	WFPS	-.103	.076	-.046	.179
	WFNS	-.178	.082	-.077 *	.031
	FWPS	.034	.069	.018	.620
	FWNS	-.135	.095	-.048	.153
	WFPS×WFNS	.047	.060	.019	.433
	FWPS×FWNS	-.101	.066	-.036	.129
	WFPS×C	.127	.117	.040	.279
	WFNS×C	-.183	.117	-.057	.120
	FWPS×C	.225	.103	.083 *	.030
	FWNS×C	-.069	.145	-.017	.633
R^2		.289 ***			
ΔR^2		.008 **			
Model3: Interactive Effects: Three way					
	Culture	-1.089	.082	-.309 ***	.000
	Age	-.006	.004	-.035	.124
	Gender	-.249	.075	-.072 ***	.001
	Years of Education	.048	.016	.068 **	.002
	Marital Status	.010	.089	.003	.910
	Having Children	-.017	.103	-.004	.870
	Subjective social Status	.097	.020	.111 ***	.000
	Negative affect	-.668	.070	-.226 ***	.000
	WFPS	-.097	.076	-.043	.205
	WFNS	-.180	.083	-.078 *	.029
	FWPS	.036	.069	.019	.598
	FWNS	-.154	.096	-.055	.108
	WFPS×WFNS	.061	.099	.024	.534
	FWPS×FWNS	-.014	.102	-.005	.892
	WFPS×C	.118	.117	.038	.313
	WFNS×C	-.186	.118	-.058	.115
	FWPS×C	.214	.104	.079 *	.039
	FWNS×C	-.061	.146	-.015	.677
	WFPS×WFNS×C	-.011	.125	-.003	.933
	FWPS×FWNS×C	-.147	.135	-.042	.276
R^2		.289 ***			
ΔR^2		.001			

* p<.05. ** p<.01. *** p<.001

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

FWPS×C ($\beta=.083, t=2.18, p<.05$) に有意な係数が示された。

主観的健康感を予測するスピルオーバーは、日米ともに WFNS が低いと主観的健康感が高かった。また、FWPS が主観的健康感に与える影響は文化により有意に異なり、アメリカに比べて、日本では FWPS が高いと主観的健康感も有意に高かった。日本における従来の主張である WFNS の低減と FWPS の増大は、主観的健康感を高める重要な要因であることも明らかになった。このように日本では、方向性と誘意性の異なるスピルオーバー 2 要因が主観的健康感に影響を及ぼしていたのに対し、アメリカでは、WFNS 同様に方向性の異なる FWNS も有意傾向を示した。アメリカ人にとって、主観的健康感を高めるには、仕事と家庭の双方でネガティブな側面の低減が必要であり、ネガティブな側面が悪循環を起こし、WLB の崩れが健康を害すことにつながると考えることもできるだろう。

Well-being の指標 3 変数へのスピルオーバー 4 要因の影響

研究 2 で分析したポジティブなアウトカムとなる Well-being の指標 3 変数へのスピルオーバー 4 要因の影響を簡単にまとめると、生活満足感と夫婦関係の良好さに対して、日本では拡張効果モデル、アメリカでは緩衝効果モデルが適合した。これら二つのアウトカムに対して、日米で違いがみられたのは「F→W」方向でのスピルオーバーの緩衝効果であった。アメリカでは、FWPS が生活満足感や夫婦関係の良好さと FWNS のネガティブな関係を緩衝し、バッファすることが明らかになった。これは Gareis et al. (2009) の結果と一致している。一方、日本では、予想どおり、FWPS が FWNS を緩衝する効果はみられず、生活満足感には WFNS と FWPS の主効果、夫婦関係の良好さには、FWPS と FWNS の主効果がみられた。このようにスピルオーバーのポジティブがネガティブのバッファとなることは、ポジティブ感情やネガティブ感情という日常での感情価と同様に、アメリカでポジティブが重要視され、ポジティブとネガティブの関係が独立していないことを意味すると考えられる。一方、日本で緩衝効果がみられなかったことは、それぞれが独立した要因として考えられ (e.g., Kitayama et al., 2000)、スピルオーバーも感情価と同様の効果が示されたといえよう。

一方、本研究では、生活満足感に対する「W→F」方向で、アメリカ人に緩衝効果が認められ、WFPS が高いと、生活満足感と WFNS のネガティブな関係をバッファすることも示された。職場では、WFNS の側面を低減することの重要性ばかりが強調されるが、WFNS をバッファする要因として、WFPS へも目を向ける必要性も提示されたといえよう。

なお、主観的健康感においては、日米ともに緩衝効果はみられず、WFNS の頻度が低いと健康度が高いことが日米で共通しており、仕事にまつわる要因から生起するネガティブな感情は、家庭生活にも悪影響を及ぼし、延いては健康を害するという従来知見と一致する結果であった (e.g., Mortimer & Lorence, 1995; Kohn & Schooler, 1983)。さらに、日本では、WFNS の頻度が低いばかりでなく、FWPS の頻度が高いと就労者自身が認識する健康感も高いことが明らかになった。したがって、身体的な健康への影響を検討する際には、スピルオーバーの方向性と誘意性という点からも 4 要因で検討することの妥当性も確認できたといえよう。

これらの結果は、アメリカでは、「F→W」方向で、FWPS が FWNS を緩衝するという仮説を概ね支持した結果となり、ポジティブなアウトカムに対して、FWPS といったポジティブな側面の重要性が強調されたと同時に、「W→F」方向でもポジティブの重要性が示された。一方、日本では、「F→W」方向で緩衝効果がみられないという仮説を支持し、日米での違いが「F→W」方向で、より明確に示された。つまり、スピルオーバーという心理変数の方向性と誘意性の日米での違いは、その文化や社会のあり方や価値観が異なる可能性を映し出したと考えられる。

研究2では、WLBを考えるうえで、仕事と家庭領域間スピルオーバーがWell-beingに及ぼす影響を主観的な評価による心理変数を用いて検証し、ここで見いだされたスピルオーバーの効果には、日米で相違が見られた。一方、主観的健康感においては、日米共通してWFNSが予測因となり、日本でその効果は強いことが示された。しかしながら、研究2で取り扱った主観的健康感とは、あくまでも個人が主観的に自身の身体的健康を評価したもので、何を健康と判断するかについては個人差が生じるという限界をもつ。さらに、実際に主観的健康感が身体状況を映し出しているか、心理的にも健康であるかについては明らかではない。現時点で症状として実感していなくとも、仕事や家庭での様々な出来事による潜在的な健康リスクを暗黙のうちに負っている可能性もある。さらに、WLBを考えるうえでの心身の健康は、Ill-Beingの欠如がWell-Beingとはいえない (Ryff et al., 2006) ことも考慮し、次章の研究3では、Ill-beingというネガティブな状態をより客観的な測定値を用い、これらに対してスピルオーバー4要因の効果が示されるか否かを検討する。

第 4 章

ワーク・ファミリー・スピルオーバーが Ill-being に及ぼす影響 —拡張効果と緩衝効果の日米比較— (研究 3)

研究 3 では、WLB の崩れにもつながるネガティブなアウトカムとなる Ill-being の指標に、病院等での抑うつ診断に用いる評価尺度や生理指標 (=バイオマーカー) といった客観的に評価できる値を用い、これらに及ぼす影響をスピルオーバー 4 要因の拡張効果と緩衝効果の観点から日米比較する。その際、研究 2 同様に、スピルオーバーの方向性二側面と誘意性二側面に着目し、相互にどのような効果をもつかを検証する。

質問紙で主観的なことを追求することも大事であるが、心の病を早期発見できる検査や生理指標を用いて測定した値を基にして検討することは、より客観的に健康状態を捉えることができるだろう。

第 1 節 問題の背景と目的

就労者の仕事にまつわる領域で生起する労働環境や組織の活性化といった産業保健の観点から、WLB 研究では数多くのメンタルヘルスとの関連を検証してきた。これらの研究では、職場でのストレスや裁量権、長時間労働などが WFNS の先行要因となり、心理的健康に悪影響を及ぼし、延いては、抑うつ状態やバーンアウトなどを引き起こすことが明らかにされてきた (e.g., 川久保・小口, 2015; Kinnunen et al., 2006; 小泉ら, 2001; Grzywacz, 2000; Frone, Russell, & Cooper, 1997)。また、WFNS や FWNS といったスピルオーバーのネガティブな側面が心理的ストレスを高め、満足感に悪影響を及ぼし、WLB の崩れを起こすことも明らかにされている (島津, 2014)。しかし、このようなネガティブなアウトカムに対して、「W→F」「F→W」という同一方向領域内で、ポジティブ・スピルオーバーとネガティブ・スピルオーバーが相互に緩衝する効果をもつか否かを検討した研究は少ない。アメリカ人を対象とした精神的健康に及ぼす影響を検討した Grzywacz and Bass (2003) は、FWPS が不安と FWNS のネガティブな関係を緩衝する効果があることも報告している。そうであるならば、診断に用いる抑うつ傾向尺度評価で見いだされた値に対しても、アメリカで「F→W」方向で影響が示され、FWPS が FWNS のバッファになることが予想される。一方、日本では、「F→W」方向での緩衝効果は、Well-being のアウトカ

ム同様にみられないだろう。むしろ、日本では、職場が自己実現の場となり（清川・山根, 2002）、勤勉に働く規範意識を美德とする労働観（久米, 2014）や社会的役割意識と結びついていると考えるのであれば、仕事の重みづけを示す「W→F」方向で影響が示され、WFPSとWFNSそれぞれが、抑うつ傾向に影響を及ぼす可能性があるかと予想できよう。

さらに、質問紙レベルで確認された影響が、生理的反応をも示すのか、この点については、検討が待たれる。生理指標を用いた検査は、血液や尿、唾液の中などに含まれている化学物質の濃度から生物学的変化を数値的かつ定量的に把握するための指標であり、その中の物質の一つとなるサイトカインは、ストレスを媒介する物質として重要な働きを持つことも示されている（e.g., Sunder et al., 1989）。このホルモンの一種であるサイトカインの代表的な生理指標値を示すインターロイキン6（Interleukin-6=以下 IL-6 と略す）は、ストレスが加重されると増加し、抑うつに影響を及ぼす（e.g., Howren, Lamkin, & Suls, 2009; Stewart, Rand, Muldoon, & Kamarck, 2009）一方、ポジティブな要因で軽減されることが示されている（e.g., Ryff, Singer, & Love, 2004）。そうであるならば、ストレスや抑うつと関連するスピルオーバーが IL-6 の予測因になり得る可能性があるだろう。

しかしながら、仕事と家庭領域間のスピルオーバーが IL-6 に及ぼす影響についての検討は、未だあまり見当たらない。それを試みた林・唐澤（2016）は、スピルオーバーが IL-6 の予測因となるのか、また、文化により生理的リスクを予防する要因が異なるか否かを日米比較により検討した。その結果、日本人の女性就労者は、ポジティブ・スピルオーバーが高いと IL-6 が低く、アメリカ人の女性就労者は、ネガティブ・スピルオーバーが高いと IL-6 も高く、日米で IL-6 への予測因が異なっていた。日本人の就労女性はストレス耐性が強いのか、ポジティブ思考の人がストレス耐性も強いのか、ここでは因果関係は特定できず、解釈には注意を要するであろうが、日本でポジティブな側面に反応し、アメリカでネガティブな側面に反応したことは興味深い。ただし、この分析は、スピルオーバーが循環することを前提に捉えたものであるがゆえに、「W→F」「F→W」の二方向が別の概念として捉えられることもあることを考慮するならば（Frone et al., 1992）、研究3では、スピルオーバー4要因を用いた IL-6 への影響を検討するべきであろう。加えて、研究2で検討したように、仕事と家庭間での同一領域間でネガティブ・スピルオーバーとポジティブ・スピルオーバーの相互効果、すなわち、緩衝する効果がみられるかについても日米比較をすることで、当該文化でのスピルオーバー効果がより鮮明となるであろう。

近年の文化心理学でも、客観的評価の得られる生理指標を用いた研究が行われるようになり、感情価としてのネガティブな感情や怒りの表出が多いほど、アメリカでは身体的健康リスクも高くなるが、日本では身体的健康リスクが変わらない、或は低くなることが報告されている (Miyamoto et al., 2013; Kitayama et al., 2015)。その一例として、生理指標に IL-6 を用いて精神的健康との関連を検証した Miyamoto et al. (2013) は、アメリカ人ではネガティブ感情が高い人ほど IL-6 も高く (ストレス耐性が弱く)、日本人では、ネガティブ感情が高かろうと低かろうと IL-6 に違いは見られない (ストレス耐性との関連は見られない) ことを生理的な数値で示した。

このように考えてみると、WLB におけるスピルオーバーの効果が心身の健康との関連の中で、文化的な共通性をもつか否かを検討するためには、客観的な指標を用いることが有効であろう。生理指標を用いた実証研究では、生理指標の客観的な数値と主観的評価による自問式質問紙での回答値とが、同一な状況を表す数値を示さない可能性もあるだろう。

現時点で、生理指標を用いて、スピルオーバーが身体的な健康へ与える影響を日米で検証した研究は、ほとんどみられない。質問紙レベルで確認されたスピルオーバーの影響が、身体的健康にどのような生理的反応を示すのか、日米比較をすることにより、文化的な差異が客観的に示され、討論することを可能にするであろう。生理指標に暗黙にあらわれる身体的な、文化的な差異をみることができるとしたら、アメリカでは、職場と家庭が明確に区別されているため、その葛藤やネガティブな影響が、「F→W」方向で、日本より強くみられると予想される。なお、日本では、仕事の有能感や裁量権といったポジティブな影響が、「W→F」方向で、アメリカより強くみられると予想されよう。

第 2 節 方法

< 調査対象者 >

日本人データの対象者は、2008 年に実施した MIDJA1 の質問紙調査協力者のうち、1 年後に実施した健康診断調査へも協力した 30 歳から 79 歳までの 382 名、アメリカ人データの対象者は、2004 年に実施した MIDUS2 の質問紙調査協力者のうち質問紙調査および健康診断調査ともに調査協力が得られた全米 48 州から無作為抽出された英語で会話可能な 34 歳から 84 歳までの 1042 名であった。日米ともに、質問紙調査については、研究 2 で報告したのと同じである。

健康診断調査については、日本では、質問紙調査協力者に対して、健康診断調査の趣旨を記述した依頼状を調査員が対象者に持参し、同意を得た者に対して、2009年に東京大学（文京区）近くにあるクリニックに来院を依頼した。検診内容は、一般の身体検査（身長や体重、胴回りの測定）、血液検査、尿検査などを実施し、検診には一時間を要した。なお、健康診断調査の場では、倫理的配慮が適切に行われた⁴。アメリカでの健康診断調査は、日本より先行して実施され、調査協力者は指定された三カ所の検査機関（General Clinical Research Center=GCRC）のうち一カ所へ一泊で来院し、日本同様の検査が実施された。

日米の調査協力者の中から、日本人の就労者 270 名（男性 129 名、女性 141 名、平均年齢 50.88 歳、SD=12.31）、アメリカ人の就労者 711 名（男性 351 名、女性 360 名、平均年齢 51.72 歳、SD=9.66）を分析対象とした。日本では、子どもがいる者が全体の 70.5%、アメリカでは 84.2%であり、日米ともに調査協力者の約 7 割が既婚のサンプルである。なお、日米の就労者における職種カテゴリー内訳⁵（Table4-1）も、研究 2 に類似している。

< 調査項目 >

研究 3 での調査項目は、質問紙による回答値と健康診断調査による実測値があり、IL-6 および Body Mass Index（以下 BMI と略す）は実測値を用いた。研究 3 では、Ill-being を測定する二つの健康指標として、「抑うつ傾向」と「IL-6」の値を用いた。

抑うつ傾向：（＝抑うつ傾向自己評価尺度：The Center for Epidemiologic Studies

Depression Scale：CES-D と略す）

一般人におけるうつ病のスクリーニング用として、アメリカ国立精神保健研究所(NIMH)により開発され、有用性の高さから、世界中で普及しているうつ病の自己評価尺度である

⁴研究目的以外に試料を使用しないことや検査への十分な説明がなされ、参加意思を確認したうえで同意書に署名が求められ、検査後にも必要に応じてフォローアップが実施されるなど、協力者に対する体調の不安を払拭すべく対応も行われた。さらに、採取器具や試料の衛生管理や保管についても十分に注意が払われ、採血管や採尿管など使用する容器のラベルは、個人情報保護法遵守の下、すべて匿名化・コード化され、検査機関に送付するまでの期間、東京大学医学部三号館図書室の施錠可能な冷凍庫で厳重に保管された。

5

Table4-1. Job status in Japan and US.

Job status in Japan		Job status in US	
Blue-collar job	15.7%	Technician and related support	3.8%
Service businesses	10.1%	Service occupation	8.4%
White collar job	24.3%	Administrative support including clerical	11.8%
Specialist personnel	16.4%	Professional specialty	25.5%
Management position	7.5%	Sales occupation	9.2%
Corporate manager	8.2%	Executive, Administrative, and Managerial	25.3%
Family-operated business	9.0%		
Liberal profession	6.3%	Precision production, Craft, and repair	8.1%
Agriculture & Fishing	0.4%	Farming, Forestry, and Fishing	1.7%
Others	2.2%	Operator, Laborer, and Military	6.1%
	100.0%		100.0%

(Radloff, 1977; 島, 1985)。気分や身体の状態が過去一週間にどの程度持続したかを「まったくない=1」から「5~7日=4」の4段階で評定させ、回答値から1を引いた値の合計点を抑うつ傾向の評定値としている。具体的な項目は、「いつもとは違ったことに悩まされた」「涙が止まらなかった」「将来に希望があると感じた」など20項目から構成される。

ただし、ポジティブな4項目（e.g., 「幸せだった」「人生を楽しんだ」）は逆転項目であるため、ポジティブに対する項目の評価が低い日本人就労者の場合、逆に得点が高くなるという問題点を含むことが指摘されている（Iwata, Saito, & Roberts, 1994; 岩田, 2004）。したがって、国際比較において、このような回答バイアスを是正することを目的に、ポジティブ4項目を除いたCES-D16項目版が用いられ、抑うつ傾向があるか否かを判断するカット・オフ・ポイントは9点が妥当であることが示されている（蒲原・岡田・志渡, 2009）。本論文では、日米比較をするうえで、日米の得点を確認し（Table4-2a~4-2cを参照）、CES-D16項目を用いることが妥当であると判断した。クローンバックの信頼性係数を算出したところ、日本は $\alpha = .90$ 、アメリカは $\alpha = .86$ と十分に高い信頼性が確認された。

Table4-2a. The percentage of CES-D 20 items total score in Japan & U.S.

Total Score	Assessment	MIDJA		MIDUS	
		# of people: %	(n=255)	# of people: %	(n=710)
~ 15	normal	82.4%	210	87.9%	624
16 ~ 20	slight	9.8%	25	6.0%	43
21 ~ 25	moderate	4.3%	11	3.3%	23
26 ~	serious	3.5%	9	2.8%	20
Range: 0 ~ 60		0 ~ 43		0 ~ 49	

Cut off point=16

Table4-2b. The percentage of CES-D 16 items total score in Japan & U.S.

Total Score	Assessment	MIDJA		MIDUS	
		# of people: %	(n=264)	# of people: %	(n=711)
~ 8	normal	78.0%	206	79.9%	568
9 ~	abnormal	22.0%	58	20.1%	143
Range: 0 ~ 48		0 ~ 43		0 ~ 37	

Cut off point=9

Table4-2c. Mean and SD of total score of CES-D in Japan & U.S. Workers.

The number of items	Assessment	MIDJA		MIDUS	
		Mean	SD	Mean	SD
CESD_20items	All	9.75	6.96	8.02	7.72
	Worker	10.09	7.09	7.63	7.23
CESD_16items	All	5.21	6.29	5.46	5.79
	Worker	5.47	6.55	5.18	5.41

インターロイキン 6 (IL-6) :

血液中の IL-6 は、免疫調節による炎症反応などに関係するサイトカインの一つである。炎症を上方制御することにより、急性期タンパク質の放出を引き起こし、炎症反応を調節することで傷や感染部位に免疫細胞を誘引し、凝固を刺激する。睡眠機能障害や心理・社会的因子、ストレスの影響を受けることが明らかになっている (e.g., Sunder et al., 1989)。

IL-6 は疾患に対する身体の自然な反応を改善することができる物質で、この値が高くなると動脈硬化や心臓病を患うリスクが高まるとされている。基準値は 4.0 以下 (pg/ml) とされる。また、IL-6 の値は高いほど、ストレス耐性が弱いことを意味する。

採血されたサンプルは、凍結保管され、アメリカで健康調査が行われた三カ所のクリニックおよび東京のクリニックから、アメリカのミネソタ州ミネアポリスにある血液サンプルの分析専門実験室に、保冷用ドライアイスを入れた状態で搬送された。血中の IL-6 濃度は、高感度ではエライザ法 (酵素免疫測定法)、低感度では、0.16 pg/ml を基準に、値を繰り返し修正しながら決められた。

さらに、生理指標として用いた IL-6 など炎症反応や生理的な健康リスクに関連する健康指標 (慢性疾患や持病などの症状数、BMI) と健康行動 (喫煙状況、アルコール摂取量) を統制変数として分析に加えた (Coe et al., 2011; O'Connor et al., 2009)。

慢性疾患や持病などの症状数 :

一年間に経験した症状や治療した疾患について、30 の症状項目 (e.g., 高血圧、糖尿病、慢性的な胃痛など) から該当する症状にチェックをさせ、その合計数を算出した。値が大きいほど、健康を害する身体的症状が多いことを表す。

Body Mass Index (BMI) :

体重と身長の関係から算出される人の肥満度を表す体格指数である。Keys, Fidanza, Karvonen, Kimura and Taylor (1972) の研究により、この指数が体脂肪率と関連することが明らかになり、身体組成研究分野における重要な指数として位置づけられた。BMI の計算式は世界共通であるが、肥満の判定基準は国により異なる。世界保健機関 (WHO) やアメリカ国立衛生研究所 (NIH) では、BMI=25 以上を「過体重」、30 以上を「肥満」としているのに対し、日本肥満学会では、BMI=22 を標準体重、25 以上を「肥満」、18.5 未満を「低体重」としており (日本肥満学会, 2011)、判定基準は日米で異なっている。

喫煙状況 :

「喫煙経験なし」「過去に喫煙経験あり」「現在も喫煙中」の 3 つのカテゴリーに分類され、

「喫煙経験なし」を基準として、他の2つのカテゴリーのダミー変数を作成した。日米ともに、「喫煙経験なし」と回答した者の割合が一番高く、日本では全体の49.2%、アメリカでは58.6%、現在も喫煙中と回答した者の割合は、アメリカ(10.5%)よりも日本(26.2%)で高かった。

アルコール摂取量：

一か月間の中での平均的な一週間の思い浮かべてもらい、一週間の飲酒の頻度(「毎日=1」～「6=まったく飲まない」と一回の平均飲酒量(一回に何杯程度飲んだか)を尋ね、これらを合算して一週間のアルコール摂取量とした。飲酒量換算の目安として、「アルコール一杯」は、缶ビールなら1本、酎ハイならグラス一杯、ワインならグラス1杯、水割りなら1杯、日本酒なら1合と明示した。

これら以外のスピルオーバー尺度や変数は、研究1および研究2で用いたものと同様の変数を使用した。すなわち、文化、年齢、性別、教育年数、婚姻状況、子どもの有無、および主観的社会階層とネガティブ感情を統制変数として用いた。ダミー変数を作成し、文化(日本を1)、性別(男性を1)、婚姻状況(既婚を1)、子どもの有無(子どもありを1)とした。加えて、生理指標に関連する変数も統制変数として分析に用いた。教育年数の算出方法も研究2同様に行った。

なお、IL-6およびBMIの数値は分散が大きいことから、Miyamoto et al. (2013) 同様に対数化(log)して分析に用いた。

第3節 結果と考察

記述統計の日米比較

研究3で用いた各変数の平均値、標準偏差を示し、それらの変数とCES-DおよびIL-6との相関をTable4-3に示した。スピルオーバー4要因は、いずれも日本よりアメリカの平均値のほうが高く、スピルオーバー4要因の中で、FWPSの値が一番高く、FWNSの値が一番低いという点も含めて、研究1から研究3までの結果は一貫していた。具体的には、WFPSは($t_{(411.17)}=6.27, p<.001$, 日本:M=2.63, SD=.86; アメリカ:M=3.00, SD=.68)、WFNSは($t_{(437.80)}=5.30, p<.001$, 日本:M=2.30, SD=.78; アメリカ:M=2.59, SD=.68)、FWPSは($t_{(388.51)}=8.95, p<.001$, 日本:M=2.86, SD=.97; アメリカ:M=3.44, SD=.70)、FWNSは($t_{(486.23)}=2.83, p<.01$, 日本:M=1.92, SD=.60; アメリカ:M=2.04, SD=.58)であった。

調査対象者の教育年数 ($t(497.22)=5.79, p<.001$, 日本 : $M=13.93, SD=2.24$; アメリカ : $M=14.87, SD=2.33$) と主観的社会階層 ($t(388.59)=2.96, p<.01$, 日本 : $M=6.23, SD=2.15$; アメリカ : $M=6.66, SD=1.67$) においても、アメリカの平均値ほうが日本の平均値より有意に高かった。一方、一週間のアルコール摂取量は、アメリカより日本のほうが有意に高く ($t(335.77)=6.65, p<.001$, 日本 : $M=7.58, SD=9.80$; アメリカ : $M=3.36, SD=5.64$)、慢性疾患や持病などの症状数は、日本でやや数が多い傾向が見られた ($t(975)=1.76, p<.10$, 日本 : $M=2.18, SD=1.97$; アメリカ : $M=1.94, SD=1.93$)。なお、BMI は、アメリカのほうが日本よりも値が有意に高く ($t(882.75)=22.87, p<.001$, 日本 : $M=22.58, SD=3.07$; アメリカ : $M=29.16, SD=5.82$)、「肥満」と判定された日本人は全体の 21.5%、アメリカ人は全体の 39.2%であった。慢性疾患や持病などの症状数は、ほとんど日米で評定に違いがないものの、実測された BMI では、アメリカで遥かに数値が高く、身体的健康リスクが高いといえる。

同じように実測された血液中の IL-6 もアメリカのほうが日本よりも値が有意に高く ($t(572)=7.39, p<.001$, 日本 : $M=1.42, SD=1.88$; アメリカ : $M=2.46, SD=2.22$)、客観的評価となる生理指標でも、総じて日本人よりもアメリカ人のほうがストレス耐性も弱く、病気にかかりやすい状況にあることが数値上で示された。これに対して、抑うつ傾向を示す CES-D の評価については、日米で有意な差は見られなかったが ($t(403.37)=.64, n.s.$, 日本 : $M=5.47, SD=6.55$; アメリカ : $M=5.18, SD=5.41$)、アメリカ人の自己評定値は、実際よりも高く見積もられていること (e.g., 北山・唐澤, 1995) を勘案すれば、自己評定値と生理指標の結果の矛盾は、日本人がストレスに対する耐性をもつがゆえに、我慢するなどして抑うつを高めている可能性がうかがえる。

日米におけるスピルオーバーと Ill-Being の相関

研究 3 での目的変数となる CES-D および IL-6 と他の変数との相関も Table4-3 に示した。CES-D とスピルオーバー4 要因とのピアソンの相関係数は、日米ともに WFNS (日本 : $r=.31, p<.001$ 、アメリカ : $r=.34, p<.001$) と FWNS (日本 : $r=.31, p<.001$ 、アメリカ : $r=.31, p<.001$) で有意な正の相関がみられ、WFNS が高いと CES-D も高く、従来の研究結果と一致していた。これに加えて、アメリカでは、FWPS ($r=-.17, p<.001$) と負の相関もみられ、アメリカでは家庭で生起するスピルオーバーが正であれ負であれ、CES-D に関係しており、家庭が生活の基盤にあることをうかがわせる結果となった。

Table4-3. Descriptive statistics for the biological, psychological and demographic variables for Japanese and American working participants.

Variable	ALL(n=981)			MIDJA (n=270)					MIDUS (n=711)					t	df
	n	M	SD	n	M	SD	CES-D r	IL-6 r	n	M	SD	CES-D r	IL-6 r		
Predictors:															
WFPS	933	2.89	.76	269	2.63	.86	.08	-.10	470	3.00	.68	-.07 †	-.03	6.27 ***	411.17
WFNS	933	2.50	.72	269	2.30	.78	.31 ***	-.13 *	470	2.59	.68	.34 ***	-.03	5.30 ***	437.80
FWPS	933	3.28	.83	269	2.86	.97	.09	-.16 **	470	3.44	.70	-.17 ***	.00	8.95 ***	388.51
FWNS	933	2.00	.59	269	1.92	.60	.31 ***	-.12 †	470	2.04	.58	.31 ***	-.01	2.83 **	486.23
Outcomes:															
<Ill-Being>															
CES-D (16items)	975	5.26	5.74	264	5.47	6.55	—	—	711	5.18	5.41	—	—	.64	403.37
<Biomarker>															
log IL-6	974	.20	.34	270	-.01	.35	-.14 *	—	704	.28	.30	.02	—		
IL-6	974	2.17	2.18	270	1.42	1.88	—	—	704	2.46	2.22	—	—	7.39 ***	572.00
Covariates:															
<Demographic>															
Age	981	51.49	10.46	270	50.88	12.31	-.25 ***	.39 ***	711	51.72	9.66	-.13 ***	.15 ***	1.01	401.16
Gender (male=1)	981	48.9%		270	47.8%		-.52 *	.22 ***	711	49.4%		.00	-.02		
Years of Education	977	14.61	2.34	268	13.93	2.24	.11 †	-.17 **	709	14.87	2.33	-.07 *	-.07 †	5.79 ***	497.22
Marital Status(married=1)	981	70.8%		270	73.0%		-.29 ***	.04	711	70.0%		-.11 **	-.06		
Having Children (yes=1)	979	80.5%		270	70.5%		-.17 **	.18 **	711	84.2%		-.01	.03		
Subjective Social Status	971	6.54	1.82	265	6.23	2.15	-.14 *	.06	706	6.66	1.67	-.28 ***	-.09 *	2.96 **	388.59
Negative affect	978	1.53	.56	269	1.71	.66	.55 ***	-.10	709	1.46	.50	.52 ***	-.02	5.56 ***	389.52
<Health status>															
Chronic Conditions	977	2.00	1.94	266	2.18	1.97	.38 ***	.01	711	1.94	1.93	.23 ***	.11 ***	1.76 †	975.00
Log BMI	980	1.43	.09	270	1.35	.06	-.14 *	.28 ***	710	1.46	.08	.13 ***	.38 ***		
BMI	980	27.35	5.98	270	22.58	3.07	—	—	710	29.16	5.82	—	—	22.87 ***	882.75
<Health behavior>															
Smoking status	963			252			.04	.12 †	711			.09 *	.09 *		
Never smoked		56.2%			49.2%		—	—		58.6%		—	—		
Formerly smoked		29.2%			24.6%		—	—		30.8%		—	—		
Currently smoking		14.6%			26.2%		—	—		10.5%		—	—		
Alcohol consumption(drinks/week)	979	4.51	7.27	268	7.58	9.80	.01	.15 *	711	3.36	5.64	.06	-.05	6.65 ***	335.77

† p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

† p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

"CESD-D r" " IL-6 r" these two columns are indicated Correlation coefficient with independent variables.

一方、IL-6 とスピルオーバー4 要因は、日本で WFNS ($r = -.13, p < .05$)、FWPS ($r = -.16, p < .01$) とともに有意な負の相関を示したが、アメリカで IL-6 とスピルオーバー4 要因との有意な相関はみられなかった ($r = -.03 \sim .00, n.s.$)。すなわち、日本では、FWPS の高い人はストレス耐性も強い。ただし、ポジティブな側面と負の相関である一方、ネガティブな側面とも負の相関の傾向が見られ、日本においてネガティブ・スピルオーバーが高いとストレス耐性を強め、身体的健康リスクを高めるには至らない可能性があることを示したといえよう。さらに、日本では、ストレス耐性が強いと抑うつ傾向も高かった ($r = -.14, p < .05$)。

また、CES-D とスピルオーバー以外の変数との関連について、日本では、年齢 ($r = -.25, p < .001$)、性別 ($r = -.52, p < .05$)、婚姻状況 ($r = -.29, p < .001$)、子どもの有無 ($r = -.17, p < .01$)、主観的社会階層 ($r = -.14, p < .05$)、BMI ($r = -.14, p < .05$) いずれの間でも有意な負の相関がみられた。一方、ネガティブ感情 ($r = .55, p < .001$) と疾病症状数 ($r = .38, p < .001$) と有意な正の相関がみられた。アメリカでは、年齢 ($r = -.13, p < .001$)、教育年数 ($r = -.07, p < .05$)、婚姻状況 ($r = -.11, p < .01$)、主観的社会階層 ($r = -.28, p < .001$) の間で有意な負の相関がみられ、ネガティブ感情 ($r = .52, p < .001$)、疾病症状数 ($r = .23, p < .001$)、BMI ($r = .13, p < .001$)、喫煙状況 ($r = .09, p < .05$) との間で、有意な正の相関がみられた。特に、日米の BMI と CES-D との相関から、肥満度が高いと日本では抑うつ傾向は低いのに対し、アメリカでは、抑うつ傾向も高いという逆の関連がうかがえた。

また、IL-6 とスピルオーバー以外の変数との関連について、日本では、年齢 ($r = .39, p < .001$)、性別 ($r = .22, p < .001$)、子どもの有無 ($r = .18, p < .01$)、BMI ($r = .28, p < .001$)、アルコール摂取量 ($r = .15, p < .05$) との間で有意な正の相関、教育年数とは有意な負の相関がみられた ($r = -.17, p < .01$)。アメリカでは、年齢 ($r = .15, p < .001$)、疾病症状数 ($r = .11, p < .001$)、BMI ($r = .38, p < .001$)、喫煙状況 ($r = .09, p < .05$) との間で有意な正の相関、主観的社会階層とで有意な負の相関がみられた ($r = -.09, p < .05$)。

このように CES-D や IL-6 と人口統計学的な変数との相関は日米で異なるが、疾病症状数が高いと抑うつ傾向も高く、BMI が高いとストレス耐性も弱いといった点は、日米で共通しており、CES-D や IL-6 は生態的な要因の影響を受ける可能性が大きいといえる。

スピルオーバーの拡張効果と緩衝効果

日米におけるスピルオーバー4 要因が Ill-Being の予測因として、どのような効果をもつ

か、研究 2 同様に研究 3 でも、スピルオーバーの拡張効果と緩衝効果が検証された。

そこで、Ill-Being 関連指標に CES-D と IL-6 の 2 変数を目的変数に用いたが、CES-D は病院等での抑うつ傾向診断に用いる評価尺度であるものの、心理的側面を測るものであり、ベースライン・モデルは、研究 2 同様に、年齢、性別、教育年数、婚姻状況、子どもの有無、主観的社会階層、ネガティブ感情の 7 変数を投入した。一方、IL-6 は生理指標であるため、これらの 7 変数に加え、慢性疾患や持病などの症状数、BMI、喫煙状況、アルコール摂取量の 4 変数を追加し、ベースライン・モデルに 11 の統制変数を用いた。これらのベースライン・モデルに、スピルオーバーの拡張効果を検討するために、スピルオーバー 4 要因 (WFPS、WFNS、FWPS、FWNS) を説明変数として投入し (モデル 1)、続いて、同一領域内におけるポジティブ・スピルオーバーとネガティブ・スピルオーバーの緩衝効果を検討するために、WFPS×WFNS、FWPS×FWNS の交互作用項を説明変数として作成し、モデル 1 に追加投入した (モデル 2)。

3-1. 抑うつ傾向 (CES-D) を予測するスピルオーバー

日米別に分析した CES-D へのスピルオーバーの影響およびモデル比較の結果を示す (Table 4-4)。CES-D に対するモデル 1 での日米の重決定係数は、日本 ($n=253$): $R^2=.432$, $F(11,241)=16.69$, $p<.001$; アメリカ ($n=656$): $R^2=.318$, $F(11,644)=27.34$, $p<.001$ であり、スピルオーバー 4 変数投入による増分は、日本: $\Delta R^2=.012$, $F(4,241)=1.267$, n.s.; アメリカ: $\Delta R^2=.039$, $F(4,644)=9.25$, $p<.001$ であった。モデル 2 での日米の重決定係数は、日本: $R^2=.450$, $F(13,239)=23.74$, $p<.001$; アメリカ: $R^2=.324$, $F(13,642)=23.62$, $p<.001$ であり、スピルオーバーの交互作用項投入による増分は、日本で有意な増分がみられ ($\Delta R^2=.017$, $F(2,239)=3.79$, $p<.05$)、アメリカでの増分は有意傾向が示された ($\Delta R^2=.005$, $F(2,642)=2.51$, $p<.10$)。すなわち、CES-D を予測するモデルとして、日米ともにスピルオーバーの緩衝効果モデルが有意 (アメリカは有意傾向) で、より日本で説明力が高かった。

日米別に、それぞれの説明変数から CES-D への標準偏回帰係数を検討したところ、日本では、婚姻状況 ($\beta=-.214$, $t=-3.67$, $p<.001$)、ネガティブ感情 ($\beta=.518$, $t=9.00$, $p<.001$) に加えて、WFNS ($\beta=.188$, $t=2.86$, $p<.01$) で有意な係数が示された。さらに、日本では交互作用項において、「W→F」方向での WFPS×WFNS ($\beta=.169$, $t=2.73$, $p<.01$) が有意であった。交互作用項に有意な効果が認められたため、単純傾斜の検定を行なったところ、WFPS 高条件 (平均+1SD) において、CES-D に対する WFNS の有意な影響がみら

れた ($\beta=2.44, t=3.33, p<.001$)。しかし、WFPS 低条件 (平均 $-1SD$) では有意な影響はみられなかった ($\beta=-.026, t=-.04, n.s.$) (Fig.4-1a)。すなわち、日本では、WFPS 高条件において、WFNS が低いと抑うつ傾向も低く、WFNS が高いと抑うつ傾向も高く、WFNS の影響を強く受ける。このようにポジティブもネガティブも高いというアンビバレントな状況が抑うつ傾向を高めているといえよう。職場での役割が家庭でも役立つと強く思うこと、同時に、役に立たないと強く思う日本では、役割意識に敏感であるがゆえに、抑うつ傾向も高いと想像できよう。これに対して、WFPS 低条件では、WFNS が低かろうと高かろうと、抑うつ傾向への影響に違いがなかった。日本人は「W→F」方向で、ポジティブが低いことは、ネガティブな側面の影響を受けにくいという結果を生んでいた。

アメリカでは、婚姻状況 ($\beta=-.095, t=-2.66, p<.01$)、主観的社会階層 ($\beta=-.083, t=-2.27, p<.05$)、ネガティブ感情 ($\beta=.395, t=10.93, p<.001$) に加えて、WFNS ($\beta=.135, t=3.38, p<.001$)、FWPS ($\beta=-.080, t=-2.23, p<.05$)、FWNS ($\beta=.113, t=2.79, p<.01$) に有意な係数が示された。さらに、アメリカでは、「F→W」方向での交互作用項 FWPS \times FWNS ($\beta=-.071, t=-2.09, p<.05$) が有意となり、単純傾斜の検定を行なったところ、FWPS 高条件 (平均 $+1SD$) において、抑うつ傾向に対する FWNS の有意な影響はみられなかったが ($\beta=.007, t=.01, n.s.$)、FWPS 低条件 (平均 $-1SD$) において、抑うつ傾向に対する FWNS の有意な影響がみられた ($\beta=1.76, t=3.28, p<.001$) (Fig.4-2)。つまり、アメリカでは、「F→W」方向において FWPS が高いと、FWNS が高かろうと低かろうと、抑うつ傾向への影響に違いがない一方、FWPS が低いと、FWNS 高条件で抑うつ傾向も高いことが明らかになった。換言すると、アメリカにおいては、FWPS が高いことが、抑うつ傾向と FWNS との間でバッファとなり、抑うつ傾向を高めない重要な役目を果たすことが確認された。この抑うつ傾向評価に及ぼすスピルオーバーの効果は、Gareis et al. (2009) の自答式質問紙による心理的健康での結果と一致するものであった。CES-D は、病院等で用いられる検査とはいえ、自答式に変わりはないことから、同一の心理変数として扱えるものといえるだろう。

日本では、「W→F」方向の緩衝効果、アメリカでは、「F→W」方向の緩衝効果がみられたことは、予想どおり、それぞれの文化で重みづけをされている役割や領域が反映されたとみることできる。ただし、日本の WFPS と WFNS の相互関係は、興味深い結果だけに解釈に注意も必要であろう。第 6 章の総合的考察で、その解釈を深めることとする。

スピルオーバーの緩衝効果が抑うつ傾向に及ぼす影響の文化差

上記の結果より、日本は「W→F」、アメリカは「F→W」方向の交互作用が有意となり、日米別のデータでは、方向による違いが示された。そこで、スピルオーバーの交互作用に文化（=C と示す）による違いがあるかどうかを統計的に示すために、日米合算データ（n=909）を用いて検討した。日米別で分析に用いた変数に文化を追加し、モデル 2 にスピルオーバー4 要因×文化（WFPS×C、WFNS×C、FWPS×C、FWNS×C）を説明変数として投入、さらにモデル 3 として、スピルオーバーの緩衝効果と文化の交互作用項（WFPS×WFNS×C、FWPS×FWNS×C）を説明変数に加え、階層的重回帰分析を行った（Table4-5）。

その結果、抑うつ傾向におけるモデル 3 の重決定係数は、 $R^2=.361$, $F(20,888)=25.13$, $p<.001$ であり、スピルオーバーと文化の交互作用項投入による増分は、 $\Delta R^2=.005$, $F(2,888)=3.52$, $p<.05$ であった。それぞれの説明変数から抑うつ傾向への標準偏回帰係数を検討したところ、文化（ $\beta=-.067$, $t=-2.07$, $p<.05$ ）、婚姻状況（ $\beta=-.131$, $t=-4.33$, $p<.001$ ）、主観的社会階層（ $\beta=-.070$, $t=-2.32$, $p<.05$ ）、ネガティブ感情（ $\beta=.455$, $t=14.74$, $p<.001$ ）に加えて、WFNS（ $\beta=.125$, $t=3.04$, $p<.01$ ）、FWNS（ $\beta=.102$, $t=2.61$, $p<.01$ ）、FWPS×FWNS（ $\beta=-.081$, $t=-2.03$, $p<.05$ ）に有意な係数が示された。さらに、抑うつ傾向において「W→F」方向でスピルオーバーの緩衝効果に日米の文化で有意な違いが示された（WFPS×WFNS×C： $\beta=.100$, $t=2.19$, $p<.05$ ）。すなわち、日本では WFPS が高く、WFNS も高いと、ネガティブな側面の影響を強く受けて、抑うつ傾向も高いが、WFPS が低いと、WFNS が高かろうと低かろうと抑うつ傾向は高くないという結果は、WFPS の低さが必ずしも悪いわけではないことを意味する（Fig.4-1a）。これに対して、アメリカでは、WFPS が高かろうと低かろうと、WFNS が高いと抑うつ傾向も高く、ネガティブな側面の影響が大きいことになる（Fig.4-1b）。このようなアメリカのネガティブな側面が強く影響する様は、日本で WFPS が高い場合に同じ傾向を示した。一方、「F→W」方向では、スピルオーバーの緩衝効果に日米で有意な違いは見られなかった（FWPS×FWNS×C： $\beta=.031$, $t=.70$, n.s.）。

抑うつ傾向へのスピルオーバーの影響については、日米ともに、予想どおり WFNS が抑うつ傾向を高める予測因であることを確認できたが、日本では、WFNS と WFPS との相互関連で抑うつ傾向の増減が起ることが示された。一方、アメリカでは、単に WFNS が高ければ、抑うつ傾向も高くなり、ネガティブな側面に大きく影響されることが示された。

Table4-4. Comparing Different Models of the Work-family Interface in Predicting CES-D.

Variable	MIDJA (n=253)				MIDUS (n=656)			
	B	SE B	β	p	B	SE B	β	p
Baseline:								
Age	-.040	.030	-.075	.190	-.035	.020	-.063 [†]	.071
Gender (male=1)	-.227	.652	-.018	.729	.159	.365	.015	.662
Years of Education	.051	.156	.018	.741	.060	.080	.026	.456
Marital Status (married=1)	-2.471	.819	-.171 **	.003	-1.276	.423	-.109 **	.003
Having Children (yes=1)	.022	.834	.002	.979	.702	.536	.049	.191
Subjective Social Status	-.085	.159	-.028	.594	-.345	.115	-.109 **	.003
Negative affect	5.484	.530	.549 ***	.000	4.991	.371	.468 ***	.000
	R^2	.420 ***				.279 ***		
Model1: Additive Effects								
Age	-.028	.032	-.053	.374	-.008	.020	-.015	.672
Gender	.065	.673	.005	.923	.097	.358	.009	.785
Years of Education	-.013	.159	-.004	.937	-.006	.079	-.002	.943
Marital Status	-2.725	.840	-.188 ***	.001	-1.149	.418	-.098 **	.006
Having Children	-.057	.850	-.004	.946	.466	.528	.032	.378
Subjective Social Status	-.126	.165	-.042	.447	-.264	.115	-.083 *	.022
Negative affect	5.075	.578	.508 ***	.000	4.197	.386	.393 ***	.000
WFPS	.315	.508	.043	.536	.115	.278	.015	.680
WFNS	.954	.497	.117 [†]	.056	1.059	.318	.133 ***	.001
FWPS	.004	.443	.001	.993	-.617	.271	-.081 *	.023
FWNS	-.112	.664	-.010	.866	.933	.366	.103 *	.011
	R^2	.432 ***				.318 ***		
	ΔR^2	.012				.039 ***		
Model2: Interactive Effects								
Age	-.021	.032	-.040	.499	-.008	.020	-.013	.705
Gender	.116	.666	.009	.862	.088	.357	.008	.806
Years of Education	.030	.158	.010	.852	-.005	.079	-.002	.950
Marital Status	-3.090	.842	-.214 ***	.000	-1.112	.418	-.095 **	.008
Having Children	.267	.850	.019	.754	.382	.528	.026	.470
Subjective Social Status	-.145	.163	-.048	.374	-.261	.115	-.083 *	.024
Negative affect	5.171	.574	.518 ***	.000	4.209	.385	.395 ***	.000
WFPS	.390	.503	.053	.439	.069	.278	.009	.804
WFNS	1.207	.500	.148 *	.016	1.068	.318	.134 ***	.001
FWPS	.071	.446	.011	.874	-.642	.272	-.085 *	.018
FWNS	-.344	.662	-.032	.604	.882	.366	.097 *	.016
WFPS×WFNS	1.233	.452	.149 **	.007	-.078	.358	-.007	.828
FWPS×FWNS	-.375	.573	-.036	.514	-.875	.419	-.071 *	.037
	R^2	.450 ***				.324 ***		
	ΔR^2	.017 *				.005 [†]		

[†] $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

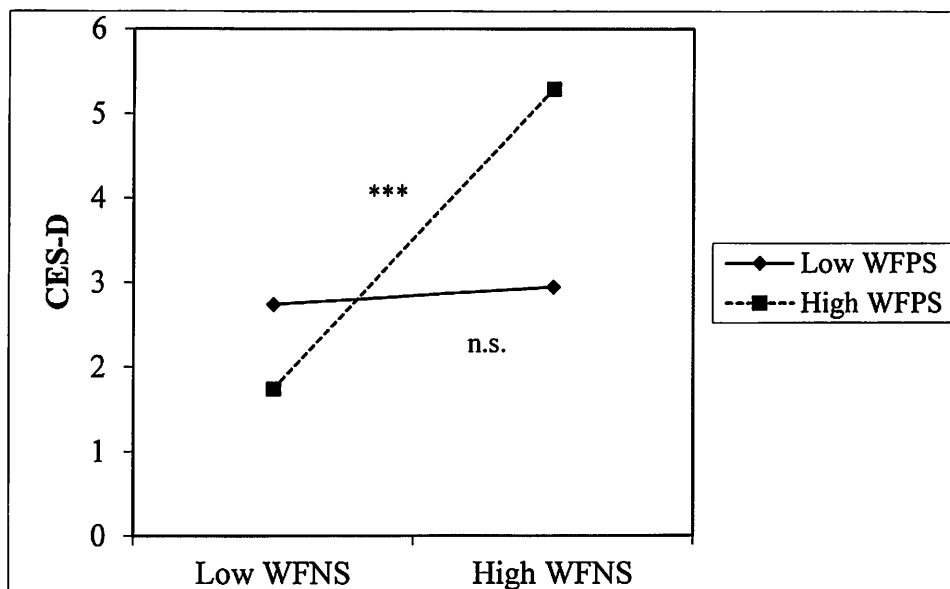


Fig.4-1a. Interaction effect of $WFPS \times WFNS$ was significant ($p < .01$) in Japan.

Lower Work-to-Family Positive Spillover (WFPS) buffers the negative relationship between Work-to-Family Negative Spillover (WFNS) and CES-D in Japan.

Note: “High” and “Low” values correspond to 1 SD above and 1 SD below the mean, respectively.

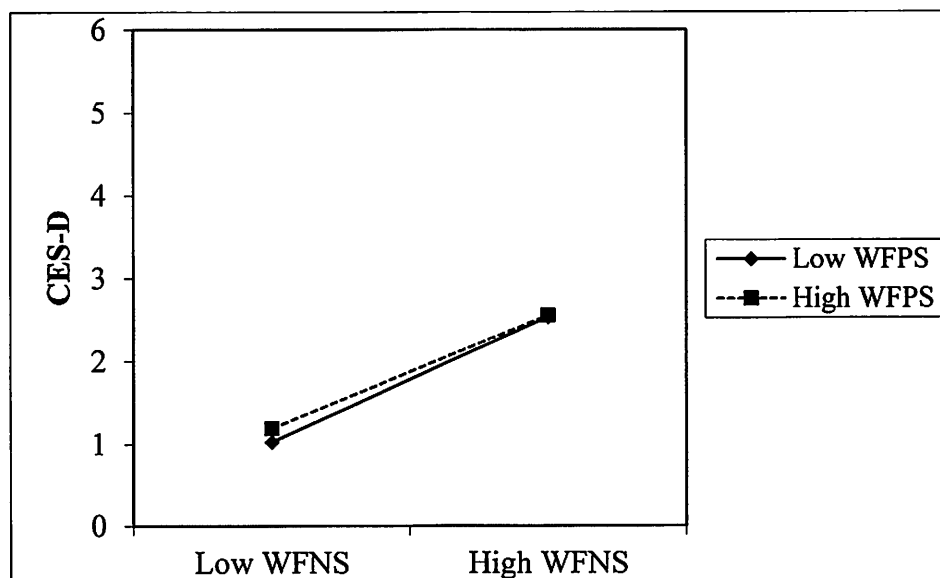


Fig.4-1b. Interaction effect of $WFPS \times WFNS$ was not significant ($n.s.$) in the United States.

Work-to-Family Negative Spillover (WFNS) effected directly to CES-D without relationship to Work-to-Family Positive Spillover (WFPS) in the United States.

Note: “High” and “Low” values correspond to 1 SD above and 1 SD below the mean, respectively.

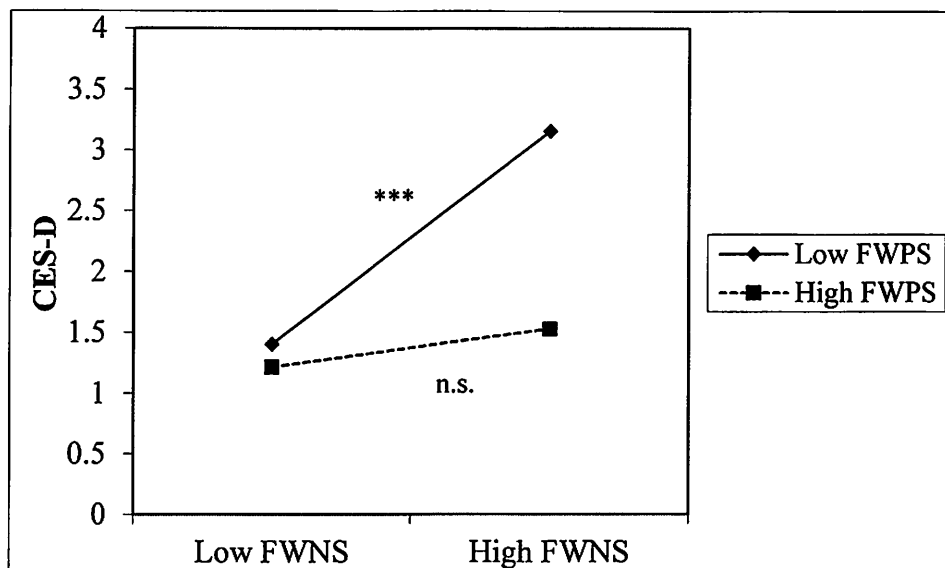


Fig.4-2. Interaction effect of $FWPS \times FWNS$ was significant ($p < .05$) in the United States.

Family-to-Work Positive Spillover (FWPS) buffers the negative relationship between Family-to-Work Negative Spillover (FWNS) and CES-D in the United States.

Note: "High" and "Low" values correspond to 1 SD above and 1 SD below the mean, respectively.

Table4-5. Cultural difference for Models of the Work-family Interface in Predicting CES-D.

Variable	MIDJA&MIDUS (n=909)			
	B	SE B	β	p
<i>Baseline:</i>				
Culture (Japan=1)	-.989	.362	-.079 **	.006
Age	-.039	.016	-.071 *	.016
Gender (male=1)	.033	.317	.003	.917
Years of Education	.042	.071	.017	.550
Marital Status (married=1)	-1.596	.376	-.128 ***	.000
Having Children (yes=1)	.403	.446	.029	.366
Subjective social Status	-.246	.093	-.080 **	.008
Negative affect	5.252	.300	.513 ***	.000
R^2	.325 ***			
<i>Model1: Additive Effects</i>				
Culture	-.632	.383	-.050 †	.099
Age	-.017	.017	-.031	.303
Gender	.040	.314	.004	.899
Years of Education	-.012	.070	-.005	.859
Marital Status	-1.579	.375	-.127 ***	.000
Having Children	.195	.442	.014	.660
Subjective social Status	-.213	.094	-.069 *	.023
Negative affect	4.582	.316	.448 ***	.000
WFPS	.176	.242	.024	.468
WFNS	.974	.266	.123 ***	.000
FWPS	-.349	.224	-.051	.120
FWNS	.731	.320	.077 *	.023
R^2	.350 ***			
ΔR^2	.025 ***			
<i>Model2: Interactive Effects: Two way</i>				
Culture	-.727	.403	-.058 †	.071
Age	-.015	.017	-.027	.382
Gender	.043	.315	.004	.891
Years of Education	-.007	.071	-.003	.922
Marital Status	-1.575	.376	-.126 ***	.000
Having Children	.177	.444	.013	.690
Subjective social Status	-.216	.094	-.070 *	.022
Negative affect	4.620	.317	.451 ***	.000
WFPS	.037	.285	.005	.898
WFNS	.952	.324	.121 **	.003
FWPS	-.483	.279	-.071 †	.083
FWNS	.948	.374	.099 *	.011
WFPS×WFNS	.467	.276	.053 †	.090
FWPS×FWNS	-.656	.335	-.061 *	.050
WFPS×C	.352	.543	.028	.517
WFNS×C	.263	.555	.019	.635
FWPS×C	.300	.491	.027	.541
FWNS×C	-1.086	.710	-.060	.126
R^2	.356 ***			
ΔR^2	.006			
<i>Model3: Interactive Effects: Three way</i>				
Culture	-.838	.404	-.067 *	.038
Age	-.014	.017	-.026	.400
Gender	.071	.314	.006	.821
Years of Education	-.003	.070	-.001	.961
Marital Status	-1.629	.376	-.131 ***	.000
Having Children	.210	.445	.015	.638
Subjective social Status	-.217	.093	-.070 *	.021
Negative affect	4.662	.316	.455 ***	.000
WFPS	.054	.285	.007	.849
WFNS	.984	.324	.125 **	.002
FWPS	-.517	.278	-.076 †	.064
FWNS	.976	.374	.102 **	.009
WFPS×WFNS	-.095	.368	-.011	.796
FWPS×FWNS	-.876	.431	-.081 *	.042
WFPS×C	.547	.547	.044	.318
WFNS×C	.539	.568	.040	.342
FWPS×C	.436	.497	.039	.380
FWNS×C	-1.143	.725	-.064	.115
WFPS×WFNS×C	1.214	.554	.100 *	.029
FWPS×FWNS×C	.479	.686	.031	.485
R^2	.361 ***			
ΔR^2	.005 *			

† p < .10, * p < .05, ** p < .01, *** p < .001

3-2. インターロイキン 6 (IL-6) を予測するスピルオーバー

抑うつ傾向においては、「W→F」方向で日米の違いが明らかになったが、主観的な評価が生理レベルにも表れるか、IL-6 に対してスピルオーバー4 要因が予測因となるか（拡張効果）、或は、ポジティブな側面がネガティブな側面のバッファとなるか（緩衝効果）について検証した。

その結果、IL-6 に対し、日米ともにベースライン・モデルでのみ有意となり、日本の重決定係数は、 $R^2=.227$, $F(12,224)=5.49$, $p<.001$ 、アメリカの重決定係数は、 $R^2=.185$, $F(12,639)=12.124$, $p<.001$ であった。すなわち、スピルオーバーの IL-6 に対する主効果と緩衝効果は、日米ともにみられなかったことになる (Table4-6)。日米別に IL-6 への標準偏回帰係数を検討したところ、ベースラインで投入した変数から IL-6 の予測因となるのは、日本では、年齢 ($\beta=.275$, $t=-3.67$, $p<.001$)、性別 ($\beta=.154$, $t=9.00$, $p<.05$)、肥満度を示す BMI ($\beta=.150$, $t=3.02$, $p<.05$) であり、日本で年齢が高く、男性で、肥満の人はストレス耐性が弱いことになる。一方、アメリカでは、年齢 ($\beta=.150$, $t=3.93$, $p<.001$)、主観的社会階層 ($\beta=-.083$, $t=-2.12$, $p<.05$)、BMI ($\beta=.365$, $t=9.92$, $p<.001$)、喫煙状況では、喫煙経験のない者に比べて、過去に喫煙経験のある者 ($\beta=.085$, $t=2.21$, $p<.05$) と現在喫煙中の者 ($\beta=.089$, $t=2.31$, $p<.05$) に有意な係数が示された。したがって、本分析において、IL-6 の予測因は、日米ともに年齢が高く、肥満であることが共通しており、生理指標には身体的な要因が大きく関わっていることは示されたものの、心理的要因としてのスピルオーバーは予測されず、仮説を支持する結果とはならなかった。スピルオーバーの効果は、生理指標までに及ぶものではないという見方ができる一方、日本では、IL-6 と WFNS および FWPS の間に、弱いながらも負の相関がみられる（アメリカでは有意な相関はない）。日本では、ネガティブ感情の高低が IL-6 に影響しないこと (Miyamoto et al., 2013)、ポジティブなスピルオーバーが高いと IL-6 が低いこと (林・唐澤, 2016) を踏まえて考察するならば、FWPS が WFNS のバッファの役目を担っているのかもしれない。

研究 2 と研究 3 では、WLB 実現に向けて、スピルオーバーの方向性と誘意性に注目し、日米比較により、その効果を検討したが、いずれも横断的な調査の結果であり、就労が継続性をもつことを考慮するならば、島田・島津 (2012) がスピルオーバーの縦断的な影響を明らかにしたように、更なる縦断的な調査で検証を蓄積する必要があるだろう。

Table4-6. Comparing Different Models of Work-Family Interface in Predicting IL-6

Variable	MIDJA (n=237)				MIDUS (n=652)			
	B	SE B	β	p	B	SE B	β	p
Baseline:								
Age	.008	.002	.275 ***	.000	.005	.001	.150 ***	.000
Gender (male=1)	.106	.051	.154 *	.037	-.034	.023	-.057	.140
Years of Education	-.015	.010	-.097	.139	.002	.005	.015	.695
Marital Status (married=1)	-.077	.053	-.099	.151	-.030	.026	-.046	.237
Having Children (yes=1)	.044	.056	.058	.429	.012	.032	.015	.703
Subjective Social Status	-.005	.011	-.029	.652	-.015	.007	-.083 *	.034
Negative affect	-.026	.038	-.049	.494	-.040	.024	-.067 †	.096
# of Chronic Conditions	.004	.012	.025	.709	.007	.006	.045	.255
Log10 transformation of BMI	.907	.401	.150 *	.025	1.316	.133	.365 ***	.000
Smoking: former v never	.045	.054	.057	.397	.055	.025	.085 *	.028
Smoking: current v never	.048	.055	.061	.384	.088	.038	.089 *	.021
# of drinks consumed per week	.003	.002	.078	.237	-.002	.002	-.038	.316
	R^2	.227 ***			R^2	.185 ***		
Model1: Additive effects								
Age	.008	.002	.275 ***	.000	.005	.001	.154 ***	.000
Gender	.103	.052	.148 *	.049	-.035	.023	-.059	.129
Years of Education	-.015	.010	-.096	.154	.002	.005	.015	.704
Marital Status	-.072	.055	-.094	.187	-.029	.026	-.044	.264
Having Children	.043	.057	.056	.458	.010	.033	.012	.765
Subjective Social Status	-.001	.011	-.005	.938	-.014	.007	-.078 †	.052
Negative affect	-.043	.041	-.081	.296	-.041	.025	-.068	.108
# of Chronic Conditions	.004	.012	.024	.720	.007	.006	.046	.250
Log10 transformation of BMI	.842	.408	.139 *	.040	1.319	.134	.366 ***	.000
Smoking: former v never	.046	.054	.058	.392	.054	.025	.083 *	.032
Smoking: current v never	.048	.055	.060	.386	.088	.038	.088 *	.022
# of drinks consumed per week	.003	.002	.075	.258	-.002	.002	-.036	.337
WFPS	-.006	.034	-.014	.866	-.007	.017	-.017	.663
WFNS	.021	.032	.048	.521	-.009	.020	-.020	.654
FWPS	-.035	.029	-.099	.228	.001	.017	.002	.961
FWNS	.012	.043	.022	.772	.015	.023	.030	.506
	R^2	.240 ***			R^2	.186 ***		
	ΔR^2	.012			ΔR^2	.001		
Model2: Interactive effects								
Age	.008	.002	.271 ***	.000	.005	.001	.155 ***	.000
Gender	.102	.052	.148 †	.051	-.036	.023	-.060	.125
Years of Education	-.016	.011	-.101	.138	.002	.005	.016	.686
Marital Status	-.073	.056	-.095	.193	-.029	.026	-.044	.265
Having Children	.044	.059	.058	.449	.011	.033	.013	.740
Subjective Social Status	.000	.011	-.003	.966	-.014	.007	-.080 *	.049
Negative affect	-.047	.042	-.087	.261	-.041	.025	-.068	.109
# of Chronic Conditions	.004	.012	.024	.721	.007	.006	.046	.253
Log 10 transformation of WHR:	.863	.413	.142 *	.038	1.320	.134	.366 ***	.000
Smoking: former v never	.043	.054	.054	.427	.055	.025	.085 *	.029
Smoking: current v never	.045	.055	.058	.410	.087	.039	.088 *	.024
# of drinks consumed per week	.003	.002	.075	.256	-.002	.002	-.035	.350
WFPS	-.009	.035	-.022	.800	-.007	.017	-.017	.670
WFNS	.019	.035	.043	.595	-.010	.020	-.023	.615
FWPS	-.042	.030	-.120	.160	.002	.017	.004	.920
FWNS	.003	.047	.005	.951	.014	.023	.027	.548
WFPS×WFNS	-.006	.031	-.014	.855	.013	.022	.022	.564
FWPS×FWNS	-.030	.038	-.061	.424	.012	.026	.018	.638
	R^2	.243 ***			R^2	.187 ***		
	ΔR^2	.003			ΔR^2	.001		

† $p < .10$, * $p < .05$, *** $p < .001$

第 5 章

ワーク・ファミリー・スピルオーバーが Well-being と Ill-being に 及ぼす影響—日本における縦断データを用いた検討— (研究 4)

仕事と家庭領域間のスピルオーバー4 要因は、ポジティブなアウトカムとしての生活満足感、夫婦関係の良好さ、主観的健康感、ネガティブなアウトカムとしての抑うつ傾向に対して、その方向性と誘意性からアウトカムによって異なる効果を示した。しかし、日本における WLB を推進するうえで、更なる長期的かつ有効な効果を示すスピルオーバーを探索的に検証する必要があるだろう。

第 1 節 問題の背景と目的

WLB におけるスピルオーバーの縦断データによる分析は極めて少ない。たとえば、アメリカ人を対象とした健康との関連調査では、4 年後のフォローアップ調査で、WFNS がアルコール摂取量を増加させ、FWNS が身体的な不健康感や抑うつ傾向を上げること (Frone et al., 1997) が明らかにされている。また、主観的幸福感との関連調査では、9 年後のフォローアップ調査で、WFNS が生活満足感を低下させ、FWPS が生活満足感を上げること (Cho & Tay, 2016) が明らかにされている。これらの結果は、良くも悪くもスピルオーバーのポジティブな側面もネガティブな側面も満足感や健康といった Well-being や Ill-being に縦断的に影響が及ぶことを示すものであろう。

一方、日本では、横断的な研究の蓄積はあるが、スピルオーバーの縦断的研究は殆どない。島田・島津・川上 (2012) が未就学児をもつ共働き夫婦を対象に、WLB における精神的健康との関連として、スピルオーバーの心理的ストレス反応への影響を男女別に分析している。その分析結果によれば、一年後の心理的ストレス反応に対して、男性では、WFNS が高いとストレスも高く、女性では、家庭での量的負担の過多、家庭での裁量権の低さがストレスを高めることを明らかにしている。一方、スピルオーバーのポジティブな側面は、男女ともに心理的ストレス反応に影響を与えなかったことも報告している。これらの分析では、予防医学の観点から、多重役割が課される就労男女の精神的健康を維持するために、阻害要因の在り処を示している。このように阻害要因を明らかにすることの重要性は言うまでもないが、同時に、就労者が健康を維持し、自らの WLB をより良い状態

に整えるためにも長期的な視野のもと、促進要因が何であるかをさらに検討することも必要であろう。

そこで、研究 4 では、MIDJA の縦断データを用いて、研究 2 と研究 3 でスピルオーバーが予測因となったポジティブなアウトカムとしての Well-being（生活満足感、夫婦関係の良好さ、主観的健康感）とネガティブなアウトカムとしての Ill-Being（CES-D）を目的変数に、スピルオーバー 4 要因の主効果と緩衝効果について、探索的に検討する。

研究 2 において、Well-being の指標とした 3 つのアウトカムに、日本で共通して影響を及ぼしたのは FWPS であったことから、FWPS が 4 年後の Well-being にも影響を及ぼすことが予想される。また、Ill-Being の指標とした CES-D には、WFNS が影響を及ぼしていたことに加えて、島田・島津（2012）の結果でも、一年後の心理的ストレス反応にネガティブな要因が影響を及ぼしていたことも踏まえると、FWPS と WFNS の 2 要因が縦断的な効果を及ぼす可能性があると予想される。

第 2 節 方法

＜調査対象者＞

MIDJA1 および MIDJA2 とともに調査協力した 34 歳から 83 歳までの日本人就労者男女 440 名（男性 227 名、女性 213 名、平均年齢 50.87 歳、SD=12.18）を分析対象とした。

＜測定尺度＞

研究 4 では、研究 1 から研究 3 までの分析で用いた変数に加え、MIDJA2 で回答された生活満足感（ $\alpha=.72$ ）、夫婦関係の良好さ（ $\alpha=.88$ ）、主観的健康感、抑うつ傾向（ $\alpha=.91$ ）も変数として値が用いられた。

第 3 節 結果と考察

研究 4 の分析で用いた変数の平均値と標準偏差、目的変数とその他の変数の相関を Table5-1 に示す。

はじめに、目的変数およびスピルオーバー 4 要因の MIDJA1（T1）と MIDJA2（T2）で、平均値に差があるかを確認するために、対応のある t 検定を行なった。その結果、生活満足感（T1: $M=6.39$, $SD=1.48$; T2: $M=6.43$, $SD=1.50$; $t(439)=.55$, n.s.）、夫婦関係の良好さ（T1: $M=.57$, $SD=1.15$; T2: $M=.54$, $SD=1.09$; $t(302)=.50$, n.s.）、主観的健康感（T1: $M=6.31$, $SD=1.93$; T2: $M=6.26$, $SD=2.01$; $t(439)=.52$, n.s.）、抑うつ傾向（T1: $M=5.53$,

Table5-1. Descriptive Statistics for Study4 variables: Mean , SD & Correlation.

Variables:	M	SD	LS2	RQ2	GH2	CES-D2
			<i>r</i>	<i>r</i>	<i>r</i>	<i>r</i>
<Time2>						
Life Satisfaction (LS2)	6.43	1.50	——	.370**	.684**	.044
Spouse Relationship Quality (RQ2)	.54	1.09	.370**	——	.124*	.013
Global Health (GH2)	6.26	2.01	.684**	.124*	——	-.038
CES-D (CES-D2)	5.78	7.40	.044	.013	-.038	——
<Time1>						
Life Satisfaction (LS1)	6.39	1.48	.633**	.307**	.405**	.042
Spouse Relationship Quality (RQ1)	.57	1.15	.294**	.571**	.134*	.012
Global Health (GH1)	6.31	1.93	.416**	.067	.477**	.005
CES-D (CES-D1)	5.53	7.52	.109	.008	.058	.444**
<Spillover>						
WFPS (T1)	2.56	.85	.194**	.213**	.088	-.052
WFNS (T1)	2.33	.79	-.219**	-.087	-.234**	-.118
FWPS (T1)	2.84	.97	.271**	.353**	.179**	.061
FWNS (T1)	1.91	.60	-.148**	-.125*	-.154**	-.111
<Covariates>						
Age	50.87	12.18	.029	-.028	-.087	.099
Gender (Male=1)	.52	.50	-.099*	.126*	-.118*	.046
Years of Education	13.83	2.29	.043	-.017	.069	-.045
Marital Status (Married=1)	.72	.45	.152**	-.079	.050	.031
Having Children (Yes=1)	.72	.45	.114*	-.176**	.030	.000
Subjective Social Status	6.18	2.09	.207**	.106	.056	-.003
Negative affect	1.67	.63	-.324**	-.135*	-.220**	-.050

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

SD=7.52 ; T2: M=5.78, SD=7.40 ; $t(160)=.28$ n.s.)、いずれの変数においても T1 と T2 で有意な差は認められなかった。4 年間の生活に大きな変化がないことを意味している。

続いて、スピルオーバー4 要因の平均値においても T1 と T2 で有意な差は認められなかった (WFPS (T1: M=2.56, SD=.85 ; T2: M=2.57, SD=.87 ; $t(406)=.29$, n.s.)、WFNS (T1: M=2.33, SD=.79 ; T2: M=2.29, SD=.82 ; $t(406)=1.12$, n.s.)、FWPS (T1: M=2.84, SD=.97 ; T2: M=2.78, SD=.89 ; $t(405)=1.54$, n.s.)、FWNS (T1: M=1.91, SD=.60 ; T2: M=1.92, SD=.67 ; $t(406)=.19$ n.s.)。

以上のように目的変数とスピルオーバー4 要因には、T1 と T2 で有意な違いがないことを確認したうえで、研究 4 では、研究 2 および研究 3 でスピルオーバーが予測因となった T2 の 4 変数 (生活満足感、夫婦関係の良好さ、主観的健康感、抑うつ傾向) を目的変数に、スピルオーバー4 要因が 4 年後のアウトカムへ及ぼす影響を検証した。用いた変数や階層的なモデルは研究 2 と研究 3 同様であるが、ベースライン・モデルに、目的変数の T1 変数をそれぞれ統制変数として加え、T1 のスピルオーバーが 4 年後にどのような効果を示すか、階層的重回帰分析を行った。

その結果、4 年後の生活満足感、夫婦関係の良好さ、主観的健康感、抑うつ傾向の中で、スピルオーバーの有意な影響を及ぼしていたのは、夫婦関係の良好さと主観的健康感であった (Table5-2, Table5-3 参照)。4 年後の夫婦関係の良好さ ($n=274$) に対するモデル 1 での重決定係数は、 $R^2=.556$, $F(12,261)=27.20$, $p<.001$ であり、スピルオーバー 4 変数投入による増分は、 $\Delta R^2=.016$, $F(4,261)=2.42$, $p<.05$ であった。夫婦関係の良好さへの標準偏回帰係数を検討したところ、FWPS ($\beta=.125$, $t=2.12$, $p<.05$) と性別 ($\beta=.098$, $t=2.21$, $p<.05$) に有意な係数が示された。FWPS の高さに加え、男性で、4 年後の夫婦関係の良好さに正の影響を及ぼしていた。また、4 年後の主観的健康感 ($n=397$) に対するモデル 1 での重決定係数は、 $R^2=.289$, $F(12,385)=13.01$, $p<.001$ であり、スピルオーバー4 変数投入による増分は、 $\Delta R^2=.030$, $F(4,385)=4.01$, $p<.01$ であった。主観的健康感への標準偏回帰係数を検討したところ、FWPS ($\beta=.161$, $t=2.12$, $p<.01$) と年齢 ($\beta=-.116$, $t=2.21$, $p<.05$) に有意な係数が示された FWPS の高さに加え、若年層で 4 年後の主観的健康感が高いことが示された。一方、4 年後の生活満足感と抑うつ傾向に対しては、スピルオーバー4 変数投入による増分は、いずれも有意とはならなかった (生活満足感 : $R^2=.413$, $F(12,385)=4.74$, $p<.001$, $\Delta R^2=.005$, $F(4,385)=.83$, n.s. ; 抑うつ傾向 : $R^2=.311$, $F(12,126)=22.56$, $p<.001$, $\Delta R^2=.009$, $F(4,126)=.40$, n.s.)。

Table5-2. Effects of Time1 variavles for Time2 Outcome (Predicting Life satisfaction and Relationship Quality).

Variables	Life Satisfaction 2 (n=398)				Relationship Quality 2 (n=274)			
	B	SE B	β	p	B	SE B	β	p
Baseline:								
LS1	.641	.051	.612 ***	.000	—	—	—	—
RQ1	—	—	—	—	.675	.042	.711 ***	.000
Age	-.009	.006	-.071	.108	-.004	.004	-.041	.375
Gender	-.123	.126	-.041	.326	.159	.097	.072	.100
Years of Education	-.051	.028	-.076 †	.073	-.028	.022	-.060	.188
Marital Status	-.008	.158	-.002	.962	-.369	.548	-.029	.501
Having Children	.142	.163	.043	.386	-.132	.137	-.043	.334
SSS	.044	.030	.061	.141	.034	.024	.063	.154
Negative affect	-.029	.113	-.012	.797	.083	.088	.043	.342
R^2	.408 ***				.539 ***			
Model1: Additive Effects								
LS1	.612	.055	.585 ***	.000	—	—	—	—
RQ1	—	—	—	—	.622	.046	.654 ***	.000
Age	-.009	.006	-.074	.106	-.004	.005	-.038	.428
Gender	-.140	.128	-.046	.273	.216	.098	.098 *	.028
Years of Education	-.048	.029	-.071 †	.096	-.030	.021	-.063	.161
Marital Status	-.020	.161	-.006	.902	-.220	.548	-.017	.688
Having Children	.138	.165	.042	.403	-.149	.137	-.049	.277
SSS	.047	.030	.066	.121	.018	.024	.034	.450
Negative affect	.008	.122	.003	.948	.092	.093	.047	.323
WFPS	-.059	.099	-.033	.553	.034	.077	.026	.661
WFNS	-.040	.097	-.021	.683	.022	.079	.015	.777
FWPS	.123	.086	.079	.155	.148	.070	.125 *	.035
FWNS	-.100	.127	-.040	.428	-.097	.097	-.053	.321
R^2	.413 ***				.556 ***			
ΔR^2	.005				.016 *			
Model2: Interactive Effects								
LS1	.607	.055	.580 ***	.000	—	—	—	—
RQ1	—	—	—	—	.621	.046	.653 ***	.000
Age	-.010	.006	-.076 †	.097	-.004	.005	-.038	.432
Gender	-.137	.128	-.046	.284	.218	.099	.099 *	.029
Years of Education	-.051	.029	-.076 †	.077	-.030	.022	-.062	.174
Marital Status	-.042	.162	-.013	.795	-.234	.557	-.018	.675
Having Children	.164	.167	.049	.327	-.148	.138	-.048	.285
SSS	.048	.030	.067	.117	.018	.024	.034	.462
Negative affect	-.002	.123	-.001	.988	.095	.094	.049	.316
WFPS	-.063	.100	-.035	.530	.037	.078	.029	.639
WFNS	-.035	.097	-.018	.719	.023	.079	.016	.771
FWPS	.127	.087	.082	.145	.149	.070	.126 *	.035
FWNS	-.101	.128	-.040	.428	-.100	.100	-.055	.315
WFPS×WFNS	.093	.087	.046	.285	.009	.076	.006	.903
FWPS×FWNS	-.104	.099	-.045	.296	.009	.077	.005	.912
R^2	.415 ***				.556 ***			
ΔR^2	.003				.000			

† $p < .10$, * $p < .05$, *** $p < .001$

Table5-3. Effects of Time1 variavles for Time2 Outcome (Predicting Global Health and CES-D).

Variables	Global Health 2 (n=398)				CES-D 2 (n=139)			
	B	SE B	β	p	B	SE B	β	p
Baseline:								
GH1	.480	.051	.449 ***	.000	—	—	—	—
CES-D1	—	—	—	—	.535	.076	.521 ***	.000
Age	-.017	.009	-.099 *	.047	.075	.053	.115	.160
Gender	-.298	.188	-.073	.113	1.165	1.171	.076	.322
Years of Education	.003	.043	.003	.948	-.277	.256	-.082	.280
Marital Status	.031	.235	.007	.895	.287	1.429	.017	.841
Having Children	.043	.246	.009	.863	-1.116	1.524	-.067	.465
SSS	-.018	.044	-.018	.690	-.228	.296	-.060	.443
Negative affect	-.342	.160	-.104 *	.033	-.405	1.008	-.032	.688
R^2	.259 ***				.302 ***			
Model1: Additive Effects								
GH1	.437	.051	.408 ***	.000	—	—	—	—
CES-D1	—	—	—	—	.533	.080	.520 ***	.000
Age	-.020	.009	-.116 *	.022	.073	.055	.111	.189
Gender	-.311	.188	-.076	.100	1.020	1.233	.067	.410
Years of Education	.008	.042	.009	.853	-.262	.260	-.077	.316
Marital Status	-.036	.237	-.008	.880	.114	1.500	.007	.940
Having Children	.023	.245	.005	.925	-.920	1.565	-.055	.558
SSS	-.020	.044	-.021	.655	-.214	.305	-.056	.484
Negative affect	-.154	.173	-.047	.372	-.051	1.085	-.004	.962
WFPS	-.079	.147	-.033	.589	-.313	.974	-.035	.749
WFNS	-.267	.144	-.104 †	.065	.397	.866	.042	.648
FWPS	.338	.127	.161 **	.008	.395	.844	.051	.641
FWNS	-.182	.188	-.053	.334	-1.264	1.108	-.106	.256
R^2	.289 ***				.311 ***			
ΔR^2	.030 **				.009			
Model2: Interactive Effects								
GH1	.435	.052	.407 ***	.000	—	—	—	—
CES-D1	—	—	—	—	.535	.080	.521 ***	.000
Age	-.020	.009	-.117 *	.021	.068	.056	.104	.229
Gender	-.304	.189	-.075	.109	1.176	1.242	.077	.346
Years of Education	.005	.042	.005	.914	-.202	.270	-.060	.455
Marital Status	-.061	.239	-.013	.799	-.107	1.517	-.006	.944
Having Children	.054	.248	.012	.828	-.688	1.574	-.041	.663
SSS	-.019	.045	-.020	.665	-.192	.309	-.051	.535
Negative affect	-.158	.175	-.048	.367	.083	1.111	.007	.941
WFPS	-.082	.148	-.034	.579	-.186	.978	-.021	.849
WFNS	-.259	.146	-.101 †	.076	.532	.877	.056	.545
FWPS	.342	.127	.163 **	.007	.464	.847	.060	.585
FWNS	-.186	.190	-.054	.327	-1.581	1.228	-.133	.200
WFPS×WFNS	.106	.129	.039	.412	1.217	.938	.106	.197
FWPS×FWNS	-.090	.148	-.029	.545	.119	1.030	.011	.909
R^2	.290 ***				.322 ***			
ΔR^2	.001				.010			

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

このような縦断データの結果は、因果関係を特定できるものではないが、スピルオーバー4要因の中で、FWPSが高いことが、4年間という時間の経過を経ても、夫婦関係の良好さや主観的な健康感にポジティブな影響を与えることが示唆され、仮説の一部が支持されたといえよう。しかし、本研究での分析においては、4年後の生活満足感へは、FWPSの影響が認められなかった。アメリカでは、FWPSの高さが9年後の生活満足感にも縦断的な影響を及ぼしていたが(Cho & Tay, 2016)、日本でその効果が示されなかったことは、生活満足感そのものが経済指標を含む関連性をもち、仕事や家庭といったさまざまな領域の多面的な満足感をも含むものでもあるため(Diener et al., 2017)、生活満足感には効果を示さなかったと考えられる。

また、4年後の抑うつ傾向には、スピルオーバーのネガティブな側面による縦断的な効果は示されず、仮説は支持されなかった。その理由は二つ考えられる。一つは、抑うつ傾向が顕著に表れるのは若年層であり(蒲原・岡田・志渡, 2009)、本研究における対象者の平均年齢が50歳であったことから、個人差が見えにくかったと考えられる。もう一つは、島田・島津(2012)の対象者が未就学児をもつ共働き夫婦であったことに対して、本研究では、子どもの有無は統制変数に加えているものの、未就学児であるか否か、或いは共働きであるか否かなど家族関係の詳細を限定したものではなかったことが考えられる。

Greenhouse & Powell (2006) は、家庭が仕事へ良い影響を与える仕組みの一つに、心身のエネルギー源として家庭生活が良好な状態(e.g., 家で寛げる、夫婦の仲が良い)でいることの重要性を挙げている。日本人にとって、家庭という場がどのような存在であり、どのような役目を果たすかという点を再認識し、意識的に目を向けるきっかけになることを期待するものである。

研究1から研究4までの一連の結果では、文化の違いにより見いだされたスピルオーバーの効果の違い、すなわち、仕事と家庭という二つの領域間の方向性と、そこで生起されるスピルオーバーのポジティブな側面とネガティブな側面の誘意性との相互関係に違いが見いだされた。これらの結果は、WLBを考える際に、それぞれどのような文化的な価値や意味をもつか、歴史的・文化的背景を含めて検討する必要性を示唆するものであろう。「社会や文化のあり方が、人間の心理プロセスに影響を及ぼし、そこに生きる人間が社会や文化を構成するという相互構成過程」の重要性を指摘する文化心理学の理論的枠組みを援用しながら、これらの結果について、次章の総合的考察で議論を進めていくこととする。

第 6 章 総合的考察

WLB は、就労者の Well-being を実現するための施策や制度など「社会システム」の問題であると同時に、個人の Well-being の認識といった「心理プロセス」の問題でもある。本論文では、欧米にはじまった WLB の施策や推進が、日本においては、必ずしも順調に機能しているとはいえない現実に対して、WLB の心理プロセスに文化差があると予想し、文化心理学的視点から検証した。特に、WLB を仕事と家庭という生活領域間での連関から捉える「スピルオーバー」に着目し、日米比較を行い、WLB を文化心理学的枠組みから再考することにより、WLB 研究および政策への貢献を図ることを目的とした。

第一に、ワークとライフ間の役割間葛藤から生じる WLB の心理的側面についての研究から、生活領域間の波及効果であるスピルオーバーについて概観し、文化心理学の理論的枠組みから再考した。そのうえで、WLB 研究における文化比較の意義を提示し、スピルオーバーの文化差を予想した。文化心理学の理論的基盤である文化的自己観によれば、相互独立的自己観が優勢な欧米では、個とはお互いが独立した存在であり、それによって自己の内的側面が重要視され、また自己のポジティブな状態が重要となる。それに対して、相互協調的自己観が優勢な日本では、お互いが協調的であり、かつ、社会における期待や役割への適応が個人意志よりも優先されることとなる。日本における文化的課題を鑑みれば、1) 自他の境界の曖昧さは、WLB におけるワークとライフの境界、独立性がアメリカよりも脆弱または柔軟となること、2) ワークとライフの境界が曖昧なため、日本ではアメリカよりもスピルオーバーという二つの領域間の波及量は少ないこと、3) ポジティブとネガティブの緩衝効果はアメリカほどみられないこと、4) ライフという個の場よりもワークという公的な場からの影響のほうが日本では強くなること、という予想が可能である。

上記の予想を検証すべく、研究 1～研究 4 の実証研究を行った。具体的には、日米共同プロジェクトで得られた日米比較可能なデータ (MIDJA および MIDUS) を用いて、仕事と家庭領域間の連関を捉える心理変数として「スピルオーバー」(Pleck, 1995) に着目し、分析した。スピルオーバーは「領域方向性 (仕事から家庭へ=WF/家庭から仕事へ=FW)」 「誘意性 (ポジティブ=PS/ネガティブ=NS)」からなり、領域の優位と波及効果、さらには 4 要因間の交互作用において、文化差を検討することに適した測度であると考え、分析対象とした。研究 1 では、日本人就労者を対象に、先行研究で確認されたスピルオーバー

のモデル構造および4要因の独立性を検証し、研究2と研究3では、スピルオーバーの波及量の文化差およびスピルオーバーの領域方向性二側面と誘意性二側面が、中高年就労者の Well-being（心理的に健康な状態）と Ill-being（健康リスクとなる状態）に及ぼす影響を日米で比較し、相違点と類似点を見いだした。さらに、研究4では、縦断データを用いて、日本就労者にとって4年後の Well-being と Ill-being にスピルオーバー4要因が及ぼす影響を検証した。

本章では、研究1から研究4までの結果を概括し、日米で差異がみられた点を中心に、WLB 研究における文化心理学的なアプローチの意義と、研究の限界と展望を述べ、最後に、日本で WLB を推進するためのより効果的な方策の可能性を論ずる。

第1節 研究結果の概要および文化心理学的な考察

1-1. 日本におけるスピルオーバーの構造

研究1では、仕事と家庭領域間の心理的連関を捉えるスピルオーバーのモデル構造について、アメリカでの結果と比較検討した。アメリカ人就労者におけるスピルオーバーのモデル構造は、領域方向性と誘意性を組み合わせた4要因と、人間に固有な特性との二層構造からなる Dispositional モデルが確認されている (Cho et al., 2013)。研究1では、アメリカで示されたこの Dispositional モデルが日本でも同定し得るかを検討したところ、スピルオーバーの因子構造は4因子から成り、日米共通であることが確認された。しかし、日本では、アメリカほど Dispositional モデルが強く確認されず、Discrete モデルが最適合していた。Dispositional モデルは、一般因子とそれを支える4因子という構造をもつものであり、スピルオーバーという特性 (Disposition) として同定できるものである。これに対して、日本でのモデル構造は、スピルオーバーが領域方向性と誘意性との相互作用で生起されるもの (Grzywacz & Marks, 2000) として捉えられ、状況的な構造が適切となったと考えられる。アメリカにおいて、個人の属性が内的一貫性をもつこと (e.g., Kanagawa, Cross & Markus, 2001) や、外的要因より個人の内的要因や特性に帰属する (Hecht & MaCarthy, 2010) 傾向が強いことから、Dispositional モデルが最適合したと考えられる。同時に日本では、性格が状況的に定義されることや、個人の行動を理解する際に外的要因への帰属が強いことなどから、アメリカほど Dispositional モデルへの適合が高くなかったと、この結果を解釈することができる。すなわち、日米でのモデル

構造の違いは、スピルオーバーの構造が、文化と自己とのあり方による違いを反映している可能性を示唆するものであろう。

なお、本分析では、日本人就労者の男女差が見いだされた。日本人就労者におけるスピルオーバーのモデル構造は、男性で安定していたのに対して、女性は必ずしも安定的であるとはいえない結果が示された。これは、日本での労働環境や役割意識といった状況に残存する男女差を示唆するのかもしれない。日本の「仕事」という場は、現在においても男性の場であるという伝統的な性役割意識の強さから、説明が可能であるかもしれない。また、男性は仕事と家庭生活領域での感情的な経験をより区別する傾向が強く (Barnett & Marshall, 1992)、仕事領域と家庭領域の境界線が明確であることも影響している可能性もある。換言すると、日本人男性就労者は仕事に家庭生活の影響を少なくすることが文化的に認められていることにもなる。さらに、Dispositional モデルの適合度が女性よりも高くなかったことから、仕事役割がより有意な日本社会における男性の役割志向が強く示されたと推測される。

1-2. Well-being と Ill-being を予測するスピルオーバーの日米差

文化心理学の今までに得られた知見から考えると、スピルオーバーのアウトカムへの影響や、影響をもたらすアウトカムの性質は、文化によって異なる可能性がある。研究2～研究4ではこれらの検討を行った。これまでの WLB 研究では、スピルオーバーの誘発因を特定し、それが Well-being や Ill-being というアウトカムに対して、どのような影響を及ぼすかについての説明が進められてきた。しかしながら、スピルオーバーの尺度を用いて、スピルオーバーのポジティブな側面とネガティブな側面が相互にアウトカムに与える影響についての検討は少ない。また、スピルオーバーの誘発因や、それを取り巻く社会にある行動や慣習に関する分析は十分でなかったといえよう。そこで、研究2では、Well-being というポジティブなアウトカム3変数（生活満足感、夫婦関係の良好さ、主観的健康感）に対して、さらに、研究3では、Ill-being というネガティブなアウトカム2変数（抑うつ傾向、IL-6）に対して、スピルオーバー4要因のいずれが拡張効果をもたらすのか、或いは、スピルオーバーのポジティブな側面とネガティブな側面での緩衝効果をもたらすのか、日米比較により検証した。なお、研究2で用いたアウトカムは、質問紙への自答式による主観的な評価であるのに対し、研究3で用いたアウトカムは、精神的健康度を測る尺度と身体的健康を測る尺度を用いた客観的な評価によるものである。

スピルオーバーの波及量の日米差

スピルオーバーを分析する前に、スピルオーバーの波及量の日米差を検討した。本研究で確認されたスピルオーバー4要因の平均値は、日米ともに FWPS が一番高く、FWNS が一番低いことは（値の高い順に、FWPS>WFNS>WFPS>FWNS）、日米で共通していた。しかしながら、スピルオーバーいずれもの平均値で日米差がみられ、日本よりアメリカの平均値が高かった。この結果は、文化的自己観の分析（e.g., Markus & Kitayama, 1991）と一致するものであろう。相互独立的自己観が優勢なアメリカにおいては、自他の境界が明確であり、同様に仕事と家庭の領域の境界も明確になる。したがって、それぞれの領域における波及量を明確に認識できることになろう。ところが、相互協調的自己観が優勢な日本においては、自他の境界が曖昧であり、スピルオーバーがあることは認識できるものの、それがどの方向性で起こることなのか、明確に同定しがたい可能性がある。文化的な背景がスピルオーバーに映しだされることを示唆するものであろう。

スピルオーバーの緩衝効果：アメリカにおける「家庭から仕事」への緩衝効果

次に、Well-being および Ill-being を指標とするアウトカム 5 変数に対するスピルオーバー4要因が及ぼす影響について Table6-1 に示した。この表では、アウトカムに対するスピルオーバーの拡張効果と緩衝効果の結果をまとめている。緩衝効果で日米差があった生活満足感と夫婦関係の良好さ、抑うつ傾向の3変数について考察し、つづいて緩衝効果がみられなかった主観的健康感と IL-6 について考察する。

ポジティブがネガティブな影響を受けることを打ち消すといった緩衝効果は、アメリカで多くみられた。Well-being および Ill-being のアウトカム 5 変数のうち、生活満足感、夫婦関係の良好さ、抑うつ傾向の3変数において、「F→W」方向で FWPS が FWNS のバッファとなることが明らかになった。すなわち、FWPS が高いと FWNS を抑えるバッファとなり、生活満足感を低下させない、夫婦関係を悪化させない、抑うつを高めないという効果が示された。「家庭」と「ポジティブ」がアメリカでの Well-being および Ill-being をコントロールする重要な要因であることが示唆されたといえるだろう。

一方、日本では、これら3変数における「F→W」方向の緩衝効果はみられなかった。すなわち、日本では、アメリカのように「家庭でポジティブな状況を作る」というキーワードが、アメリカほどに強く認識されていない社会とみることができるだろう。

Table6-1. Matrix of the Results on Study 2 & 3.

スピルオーバー			Well-being						Ill-being			
効果	方向性	誘意性	生活満足感		夫婦関係の良好さ		主観的健康感		抑うつ傾向		インターロイキン6	
			日本	アメリカ	日本	アメリカ	日本	アメリカ	日本	アメリカ	日本	アメリカ
拡張効果	W→F	ポジティブ	△	○		○						
		ネガティブ	○	○			○	○	○	○		
	F→W	ポジティブ	○	○	○	○	○			○		
		ネガティブ	△	○	○	○		△		○		
緩衝効果	W→F	ポジティブと ネガティブの 交互作用	△	○					○			
									日米差あり			
	F→W	ポジティブと ネガティブの 交互作用		○		○				○		
			日米差あり		日米差あり							

○: 標準偏回帰係数(β)が有意となった箇所△: 標準偏回帰係数(β)が有意傾向を示した箇所

こうした日米差は、同時にアメリカにおける個を体現する家庭と外的要因となる仕事の優先度の差異によることも推測される。アメリカでは、個をコントロールすること、個が社会、仕事をコントロールすることがより重要であり、それは1章で挙げた相互独立的自己観が優勢であるアメリカにおける文化的課題と一致するものといえるであろう。

「仕事から家庭」へのスピルオーバーの効果:日本における役割志向

緩衝効果を検討するために行った交互作用の分析で、日本において有意であったのは、Well-being および Ill-being のアウトカム 5 変数のうち、抑うつ傾向 1 変数のみ「W→F」方向でみられた。ここで示された効果は、アメリカでの緩衝効果と同様に解釈することは難しいであろう。アメリカでの緩衝効果は、ポジティブの高さがネガティブをバッファする、つまり、ポジティブがネガティブをコントロールすることであるが、日本の交互作用はその意味合いが異なり、WFPS が高くないことが WFNS の影響を受け難くし、抑うつ傾向も高めないという結果であった。さらに、WFPS と WFNS がともに高いアンビバレントな状況の就労者は、抑うつ傾向も高く、これはアメリカ人と同じ傾向を示していた。日本において、「W→F」方向で影響が示されたことは、スピルオーバーにおける誘意性の関連と同時に、方向性が日本ではより大きな意味をもつことを示唆する可能性がある。つまり、WFPS も WFNS も高いアンビバレントな人は、仕事という役割志向に忠実であるために、それがよいときも悪いときも影響を受けることになる。成果主義を掲げるアメリカの働き方や価値観に準えて、現代の日本でストレスフルに働く状況が反映しているとみることができる。すなわち、日本では WFPS を過度に意識しないことも健康リスク低減につながるということである。一方、アメリカでは、WFPS が高かろうと低かろうと、WFNS が高いと抑うつ傾向も高く、「W→F」方向においては、ポジティブな側面がネガティブな側面を抑えるバッファにはなっていなかった。心の健康を保つために、アメリカの組織やそこでの就労者個人が、職場環境も含め WFNS を上げない工夫が重要であると同時に、より良き家庭が第一にあるアメリカでは、仕事によるネガティブな状況は家庭を阻害するもの、つまり、個の領域を侵食するものであるからこそ、WFNS が直接に抑うつ傾向を高めることが強調されたといえるかもしれない。

このように仕事と家庭領域の連関を捉える心理変数を日米で比較することにより、アメリカでは、「F→W」方向において、誘意性のポジティブな側面がネガティブな側面のバッファとなる結果は先行研究 (Gareis et al., 2009) と一致していたが、日本では、必ずしも

バッファと解釈することができない影響があることが見いだされた。この結果においても日本とアメリカにおけるスピルオーバーのアウトカムとの連関や文化的背景との関わりが示されたとも考えられよう。

生理指標へのスピルオーバーの効果

生活満足感、夫婦関係の良好さ、抑うつ傾向という心理的側面を表す3変数においては、スピルオーバーの効果に日米で違いが見られたが、身体的な側面を問うた主観的健康感においては、日米ともに WFNS が直接的に悪影響 (e.g., Mortimer & Lorence, 1995) を及ぼすことは共通していた。ただし、身体的に健康であると感ずることには、日米で異なるスピルオーバーも示され、日本では、WFNS 低減に加え、FWPS 増大といったスピルオーバーの方向性と誘意性の異なる側面が影響を及ぼしていた。これに対してアメリカでは、WFNS と領域方向性の異なる FWNS も有意傾向を示し、仕事と家庭領域間の双方向でネガティブな側面の悪循環が WLB の崩れを起こし、健康を害すことにつながっていた。

また、生理指標となる IL-6 に対するスピルオーバー4 要因の効果を検証したが、日米ともに拡張効果は認められなかった。このことは、Well-being と Ill-being の予測因としてスピルオーバーが心理的レベルで効果をもつ一方、生理的レベルまでは、その反応が及ばないことを意味しているのだろう。生理的レベルで反応しなかった理由の一つに、調査協力者の健康バイアスの問題が挙げられる。分析に用いたサンプルは、質問紙調査への記入後、さらに休日に健康診断調査のために会場まで足を運び、血液採取を含め再度調査にご参加いただいた就労者である。このような参加状況を鑑みれば、二度の調査に参加すること自体が、心身ともに健康であることが前提になっていると考えられる。もう一つは、日米ともに IL-6 には肥満と強い関連が示され、IL-6 自体が心理的要因より生態的要因を優先して反映してしまう可能性が考えられる。

今回の結果では、スピルオーバーは心理的レベルで影響を及ぼすものの、生理的レベルの影響は確認できなかった。

日本におけるスピルオーバーの縦断的分析

研究2と研究3で、スピルオーバーが予測因となったアウトカム4変数（生活満足感、夫婦関係の良好さ、主観的健康感、抑うつ傾向）に対して、研究4では、縦断データを用い、4年後のスピルオーバーの影響を検討した。その結果、T1時と同様、4年後のFWPS

が、夫婦関係の良好さ、主観的健康感に影響を与えることが明らかになったが、生活満足感ではその効果がみられなかった。また、T1時にみられた抑うつ傾向に関する交互作用は見いだされなかった。主観的健康感には年齢の効果、夫婦関係の良好さにおいては性別の効果がみられたことから、スピルオーバーがこれらのアウトカムへの経年変化に及ぼす影響に関しては、個々の生活状況や仕事環境となる要因を含めた、より詳細な分析を必要とすると考えられる。

日本では、4年後の生活満足感へ、FWPSの影響が認められなかった一方、アメリカでは、FWPSの高さが9年後の生活満足感にも縦断的な影響を及ぼしていた(Cho & Tay, 2016)。日本でその影響が示されなかったことは、生活満足感そのものが経済指標を含み、仕事や家庭といったさまざまな領域の多面的な満足感をも含むものでもあるため(Diener et al., 2017)、4年後という長期的なスパンでの影響が示されなかったと考えられる。

1-3. 文化心理学的視点によるワーク・ライフ・バランスの考察

本研究で示されたスピルオーバー4要因の効果にみられた日米差は、それぞれの文化にある「ワーク領域」と「ライフ領域」の優位性と、ポジティブ・ネガティブの関連の文化差といった、文化心理学のこれまでの知見と一致するものであろう。

文化心理学的視点によれば、相互独立的自己観が優勢なアメリカでは、個人の趣向が重要であり、私的な場となる「家庭」が第一義的な存在になり、「F→W」方向のポジティブなスピルオーバーが日本と比べてより重要さを増すことになる。これに対して、相互協調的自己観が優勢な日本では、社会的な役割を果たす場としての仕事が必要であり、「仕事」が第一義的な存在になり、「W→F」方向の影響が強くなったと考えられる。

本研究では、スピルオーバーにおけるポジティブとネガティブとの関係の日米差が見られた。従来、Well-beingの向上や心身の健康維持には、「ポジティブ・スピルオーバーの増大、ネガティブ・スピルオーバーの低減」が叫ばれてきたが、本研究の結果は、ポジティブなアウトカムに対して、日本では、「F→W」方向で、必ずしもポジティブの高さがネガティブをバッファすることにはなっていない。また、ネガティブなアウトカムに対しては、むしろ「W→F」方向のポジティブの高さが問題となっている。さらに、アメリカでは、ポジティブの低さによる弊害が生じていたことに対して、日本では必ずしもそうではないことが示された。このようにスピルオーバーのポジティブがネガティブのバッファとなることは、ポジティブ感情やネガティブ感情という日常での感情価と同様に、アメリカでポ

ジティブが重要視され、ポジティブとネガティブの関係が一次元的であることを示す。

一方、日本でこうした効果が見られなかったことは、スピルオーバーも感情価と同様に、ポジティブとネガティブが相反する関係または打ち消しあう関係ではないこと (e.g., Kitayama, Markus & Kurokawa, 2000) と一致する。つまり、日本においてポジティブがネガティブのバッファとならなかったことは、ポジティブとネガティブが一次元に同定される欧米の文化に比べ、ポジティブとネガティブが同一次元上にない陰陽の考え方が強い日本の文化で、その傾向がみられなかったともいえる。たとえば、Little et al. (2003) が行った研究では、運の概念について、ポジティブとネガティブが負の相関がないことを明らかにした。欧米文化にある運の概念では、運の良い人はそれによって成功するが運の悪い人はそれによって失敗すると考える Dispositional な考えをするのに対して、日本文化では自分がどんな運をもつかではなく、運がよければ成功するし、運が悪ければ失敗するが自分にどんな運がもたらされるかは、状況によって決定し、Disposition なものとはならないことが明らかになった。

相互独立的自己観が優勢とされるアメリカでは、Well-being 促進に関連するアウトカム (i.e., 生活満足感や夫婦関係の良好さ) に対して、よりポジティブなスピルオーバーが強く反応し、Well-being 低迷 (Ill-being の増大) に関連するアウトカム (i.e., 主観的健康感、抑うつ傾向) に対して、よりネガティブなスピルオーバーが強く反応したことは、アメリカ社会でポジティブが称賛されるべき感情で、ネガティブが悪しきもの、消去すべき感情という暗黙の価値観が映し出されていると考えられる。

一方、相互協調的自己観が優勢とされる日本では、ネガティブなスピルオーバーが Well-being 促進を阻害することに間違いはないが、ポジティブがネガティブのバッファとはならず、アメリカほどにポジティブの重要性は強調されない。このような価値が文化の中で共有されているとみることができる。

このように考えてみると、WLB がどこまで文化的な共通性をもつかは、心身の健康との関連をみることが重要であったといえよう。心身の健康は、ある環境への個体の適応の最も直接的指標であり、自己実現の文化的形態の多様性に対応して、精神的・心理的健康や身体的健康の予測因も文化によって異なってくる。たとえば、欧米文化においては、精神衛生と直接的自己肯定の程度が関連し、日本においては間接的自己肯定と関連していることが報告されており (北山・唐澤, 1995)、自己のあり方が精神的健康のあり方に関わることを示している。また、Kitayama et al. (in press) の最新の研究では、神経症傾向

が高く（たとえば、先を読む慎重さがある人など）、文化適応力が高い人が精神的健康度も高く、このような性格特性の強い日本人で、健康度も高いという結果が示されている。今後、それぞれの文化への適応と性格特性との関連が示される必要があろう。

日本における WLB のパターン

これらの結果から、日本における WLB のパターンとして、二つが想定できるであろう。それは自己抑制型と全力投球型である。

< 自己抑制型 >

日本での興味深い示唆は、WFPS を過度に意識しないことであるといえるが、WFPS が高くない就労者とは、どのような人物を想像し得るだろうか。「従事する仕事や職場での経験が家庭では役に立たない考える人」「職場と家庭を区画化し、敢えて仕事を家庭に持ち込まないように努めている人」「仕事遂行に意欲的ではない人」「仕事より家庭重視で程々に仕事をしている人」などが想定される。つまり、仕事に従事することの家庭への効用をあまり実感していない人ということでもあろう。或いは、本研究の対象者が子育てに追われる年代より、やや高い年齢層であったことを考慮するならば、外で働くことで自分の社会的役割を十分に果たしていると自負するがゆえに、家庭役割に関心を示さないか、放棄してしまうことで、かえって就労者本人はストレスを溜めずに気楽に生きているのかもしれない。

このように日本では、敢えて仕事と家庭という生活領域間に固い境界線をもち、区画しようと努めようとすることは、就労者自身の精神衛生上の健康を保つうえで大切なポイントとなることを示したともいえよう。さらに、日本では既婚就労者の抑うつ傾向は独身者よりも低く、その影響はアメリカより日本で強かったことは、就労者において結婚という社会的役割を担うことの意味が、より日本で大きいことを理解する必要もあるだろう。

< 全力投球型 >

それでは、日本で WFPS も WFNS も高いアンビバレントな就労者とは、どのような人物を想像し得るだろうか。「失敗してはいけないと思い、何事にも全力投球で頑張る人」「効率よく、無駄なく働くことを目指しているものの、それが時として負担になってしまっている人」「周囲の他者との競争意識が強い人」「周囲にサポートが求められない人」

などが考えられる。

近年における企業等組織の成果主義導入による個人間の競争の激化、ポジティブ側面に目を向ける重要性（Seligman, 1998）などが指摘され、さまざまな環境でポジティブ意識を高めること、物事をポジティブに捉えることの有用性が広く認識されている。そこで、「ポジティブ」という言葉に「こうあらねばならぬ」感を抱き、それに縛られることで過度に反応することも容易に想像できよう。また、ポジティブな側面に過敏に反応することは、同時にネガティブな側面にも過敏に反応することにもなり、心理的に不健康な値を示したとも考えられる。実際に、成果主義を成功させている企業では、人材育成の仕組みを整備しているという点で共通しており（幸田, 2010）、それらの企業は WLB の推進へも積極的に取り組んでいる（労働政策研究・研修機構, 2015a）。つまり、成果主義や WLB の推進には、施策や制度にどう取り組むかという就労者の人材育成研修もアメリカ同様に必要であり、就労者という個人が制度や働き方に主体的に関与していくことが求められている。したがって、WLB を推進していくうえで、就労者個人が労働環境や社会環境をどう捉え、どう対処していくか、その基盤にある人と社会や環境との相互関係を考慮する必要があると指摘できよう。

日本では、2015 年 12 月より就労者の心理的負担の程度を把握するストレスチェック制度が義務化され、就労者のメンタルヘルス不調を未然に防止するために有効な手段として、この段階で発見することの大切さが改めて強調されている（厚生労働省, 2015）。ワシントン・ポスト紙に 2016 年 7 月 31 日掲載された日本人の働き方が異質に映ることを強調した一文、「アメリカでは家族と一緒に過ごす時間を作るために生産的な働き方をすることが重要視される一方、日本語には WLB という言葉は存在せず、日本では、働き過ぎて命を落とす *karoshi* という言葉は存在する」という指摘は、働き方を変える以前に、何のために仕事をするのかという点に意識を向ける必要があろう。

そこで、本研究での抑うつ傾向尺度（CES-D）の平均値を単純に日米で見比べてみると、調査協力者全体と就労者との比較で、日本では就労者の抑うつ傾向は高く、アメリカでは、就労者の抑うつ傾向は低く、日本人就労者のほうがアメリカ人就労者よりも抑うつ傾向は高かった。これらの結果は、日本人にとっての仕事はストレスに結びつき易く、仕事という二文字に責任感を覚え、生真面目に頑張る日本人の仕事に対して勤勉に向かう姿勢が表れていると窺い知ることでもあるであろう。

WLB 研究における文化心理学的アプローチの意義

就労者が WLB をどう捉えるかは主観的なものであり、個人的なものである。しかしながら、スピルオーバーという心理変数を文化間で比較することにより、WLB への取り組みが先行した欧米と同じ言葉を日本で用いたとしても、その文化で暗黙のうちに共有されてきた価値観や意味体系が必ずしも同じでないことを窺い知ることになった。

その文化に生きるのは人であり、その中で共有された価値観や意味体系が異なるのであれば、その暗黙のうちに承認される価値観や意識を踏まえた施策を講ずる必要性を炙り出したといえるだろう。このことは、文化的自己観の傾向が異なる国や地域で比較することの意義が示されたと考えられよう。文化心理学の視点から WLB を捉えることで、文化の中に生きる人のあり様を踏まえた WLB 推進へ一石を投じたことになるだろう。

第 2 節 研究の限界と今後の展望

本研究では、日米比較という歴史的、文化的背景の異なる地域を比較し、WLB を捉える心理変数としてのスピルオーバーに、文化的自己観にみる特徴が現れることを、日米という文化の中の中心化傾向から違いを見いだした。これらのことを単純に東洋と西洋に当てはめることは必ずしも簡単ではないであろう。しかしながら、文化的背景とそれに適合した文化差を見いだしたことで、WLB 研究においての盲点であった、文化的背景の検討にひとつの知見を与えるものとなろう。同時に本研究から今後の課題点を理解することも可能である。

第一に、スピルオーバーの先行要因や緩衝となる要因などを含めたより精緻化したモデルで分析することにより、問題解決型のアプローチになると考えられる。本研究の分析では、スピルオーバーの誘意性の緩衝効果に注目したが、たとえば、職場でのサポートは、情緒的サポートも道具的サポートも双方が WLB 満足につながる一方、家族のサポートは、情緒的サポートのみ効果があることがわかっている (Abendrof & Den Dulk, 2011)。日本で FWPS が縦断的な影響を示した媒介要因として、夫婦間の心理的サポートや他者との良好な関係性が Well-being につながることは、情緒的なサポートが、スピルオーバーを調整し、WLB 実現に寄与している可能性は否めない。

また、ポジティブ・オフ運動が推進される中で、余暇に身体活動を実施している者は、

そうでない者と比較した場合、たとえ職業性ストレスが多くても抑うつ状態を有する割合が少ないことも報告されている（甲斐ら, 2009）。本研究では、スピルオーバーの誘意性同士が緩衝する効果をもつか否かという点に注目して検証したが、このようなスピルオーバーを媒介するような調整変数がスピルオーバーを緩衝する要因も含めた分析を試みることで、WLB 推進を加速する心の働きを理解することができるだろう。

第二に、WLB を考えるうえでの健康指標に更なる客観性のある測定尺度を用いることの必要性が挙げられる。主観的に評価された変数の文化間比較を行う場合、そこには文化的バイアスが生じることが幾多に報告されている（e.g., Cousins, 1989; Markus, Mullally, & Kitayama, 1997）。そこで、本研究では生理指標として、ストレスや抑うつが加重されると増加する血液中の IL-6 を用いて検討を試みたが、スピルオーバー4 要因の効果は認められなかった。心理的ストレスの生理学的な評価方法の一つとして、唾液中コルチゾールが注目されている（井澤・小林・原谷, 2010）。文化的バイアスを回避するための方策として、適切な客観値を用いることが有効であろう。近年の文化神経科学の研究では、欧米人とアジア人の間で、覚醒度の異なるポジティブな表情に対する脳の反応を fMRI で分析したところ、報酬の経験に関連する脳の部位である腹側線条体（Ventral striatum）の活動が異なることを見いだしている（Park et al., 2016）。このような文化による相違が、どのようなレベルで起きているのかをさらに詳細に検討することが今後の文化差の検討で求められている点であろう。

第三に、「文化」という括り方の多様性を考慮した検討の必要性が挙げられる。文化という枠組みの捉え方は国や地域の違いばかりでなく、組織文化も存在するため、ある組織で暗黙のうちに承認されている事象も他の組織においては希有なものと認識されることもある。たとえば、スピルオーバーを生起させる誘因となる環境や労働観、属性（性別、年齢、教育歴、職種、組織の規模など）などが、組織内文化を形作るものであるならば、文化内の裾野の広がりは大いだけに、日本での多種多様の企業内独自の組織文化、風土なども存在する。したがって、文化内分散を検討することで、よりそこに広がる組織という集団に働く人々に合致した制度作りを可能にするであろう。吉田（2007）は、所属する組織で家族支援策などさまざまな制度利用可否よりも、仕事と家庭それぞれの生活を調整するような組織文化があるほど、両生活領域間での葛藤が低くなると言及している。制度を整備する前に、そこで働く人々の日常の生活の中で暗黙のうちに共有され得るものが何かを見極めることが大切であろう。これらの分析は別稿に譲ることとしたい。

最後に、日本において WLB 実現に有効な取り組みについて考えを述べ、まとめとする。

現在、日本では働き方改革が推進され、経営方針の変換や働き方の抜本的な変革が求められている（厚生労働省, 2015）。誰しも仕事や家庭など日常生活の中で、多種多様な制約がありながらも成果を出していかなければならない。この働き方改革では、長時間労働の是正など法整備がなされ、組織や社会全体で働きやすい環境の整備へ意識的に取り組む必要が提示されている。しかし、就労者個人レベルで、これらの改革に対応して行くには、行動ばかりでなく、そこに働く人の心のあり方にも注目していく必要があるだろう。なぜならば、日本の経済成長を支えた働き方、すなわち、長時間勤務は就労意欲の表れという「よき働き方」、休暇取得は就労意欲の欠如という「悪しき働き方」が就労者の心の中や社会に残存しているならば、その暗黙の中に承認されている価値は、働き方改革により、その価値が逆転することになるからである。言い換えれば、長時間勤務は職務効率の悪い、自らコントロールできない「悪しき働き方」、休暇取得は仕事を計画的に遂行し、WLB を実現している「よき働き方」とみなされるからである。歴史的かつ文化的に作られた組織風土や働き方などは、早急に変革することは難しく、働き方改革以降、社会や組織などでの取り組みが加速しているが、就労者一人ひとりが働くことへの改革を意識的に取り組み始めようとしなければ、社会も変わらないというのもまた事実だろう。本研究で示された暗黙のうちに形成される価値観や意味体系が何であるかということ踏まえたうえで、施策を講ずることで、真の意味での Well-being が達成されることになるだろう。

このような WLB 実現に向けた取り組みは、社会や文化と人の相互取り組みでもあり、文化心理学の枠組みに類似している。日本で優勢とされる相互協調的自己観の特徴ともいえる他者との関係性を重んじるばかりに、種々の制度の利用に歯止めがかからないような主体的な働き方を意識していく必要もある。帰属する就労者に対して一律に組織が方策を提供し、皆が一緒に受容し、頑張る方式は容易に受け入れられても、就労者の置かれた状況が、他の大勢と異なる状況、提供された中での選択に個人のリスクが伴うものには消極的な受け入れしかできず、我慢して頑張る文化が残存する可能性も否めない。このように皆で一緒に頑張る文化を美德とした働き方が、人の脳裏に埋め込まれているからこそ、WLB を尊重する働き方への切り替えを難しくしているのであろう。

一方、就労者が自らの働き方を主体的に選択できるようになるには、自身が選択することの価値に気づき、バランスのとれた働き方を選ぶ勇気をもつこと、そして、選択の結果と代償を受け入れる覚悟をもつこと（グラットン, 2012）、すなわち、自己選択や自己決

定の重要性が強調されている。これらはアメリカで優勢とされる相互独立的自己観の特徴に合致した働き方であり、成果主義を成功させる方策とも捉えられる。しかし、多様な働き方やこれらの自己観に優劣があるわけではなく、最終的に何をよしとするかは、就労者個人の資源（自尊心や自己効力感など）によるところが大きいともいえる。

日本でも広く知られるようになった WLB という言葉が、就労者本人とその周囲の他者、組織などの社会との中で、相互に構成されていく様を基に、「自分にとっての働き方=WLB 観」「自分にとってのバランス=WLB 感」、つまり、自己のあり方、自分にとっての望ましさを見直す機会になることが望まれる。そのことは、自ずと自分にとっての Well-being が何かを再考することにもなるだろう。金井（2006）も、二つの生活領域への過度な関与ではなく、「適度な」、また、一つの生活領域のみへの過剰な関与ではなく、バランスのよい関与の必要性を提案している。

日本人にとって、アメリカ社会が求めるような幸せの最大化を求めることだけが、必ずしも幸せなことではなく（Kan, Karasawa, & Kitayama, 2010）、ポジティブな感情とネガティブな感情を中庸に保つことが健康によいこと（Miyamoto & Ryff, 2011）であるならば、自分らしさの中に「程々」という感覚を呼び覚ますことも、一つの望ましい働き方の選択肢になるだろう。「適度に」「程々に」という言葉の奥深さがうかがえる。

（了）

引用文献

- Abendrof A., & Den Dulk, L. (2011). Support for the work-life balance in Europe: the impact of state, workplace and family support on work-life balance satisfaction. *Work, employment and Society*, 25, 234-256.
- Adams, G. A., & Jex, S. M. (1999). Relationships between time management, control, work-family conflict, and strain. *Journal of occupational health psychology*, 4 (1), 72-77.
- Adler, N. E., Epel, E. S., Castellazzo, G., & Ickovics, J. R. (2000). Relationship of subjective and objective social status with psychological and physiological functioning: preliminary data in healthy white women. *Healthy Psychology*, 19 (6), 586-592.
- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). Multiple regression : *Testing and interpreting interactions* (pp. 32-32). Newbury Park, CA : Sage Publications. 31.
- 秋元英一 (1999). 新しい経済史から社会科学的歴史へ 20 世紀アメリカと経済史学の進化
アメリカ研究, 1999, 3, 19-36.
- Allen, T. D. (2012). The work-family interface. In S. W. J. Kozlowski (Ed.), *The Oxford handbook of organizational psychology* (pp.1163-1198), New York: Oxford University Press.
- Almeida, D. M., Wethington, E., & Chandler, A. L. (1999). Daily transmission of tension between marital dyads and parent-child dyads. *Journal of Marriage and the Family*, 61, 49-61.
- 朝野熙彦・鈴木督久・小島隆矢 (2005). 入門共分散構造分析の実態. 講談社.
- Ashford, B. E., Kreiner, G. E., & Fugate, M. (2000). All in a day's work: Boundaries and micro role transitions. *Academy of Management Review*, 25, 472-491.
- Bagozzi, R. P., Wong, M., & Yi, Y. (1999). The role of culture and gender in the relationship between positive and negative affect. *Cognition and Emotion*, 13, 641-672.
- Barnett, R. C. (1996). Toward a review of the work-family literature: Work in progress. Boston: Wellesley College Center for Research on Women.
- Barnett, R. C. (1998). Toward a review and reconceptualization of the work/family literature. *Genetic, Social and General Psychology Monographs*, 124, 125-182.
- Barnett, R. C., & Marshall, N. L. (1992). Men's job and partner roles: Spillover effects and psychological distress. *Sex Roles*, 27, 455-472.

- Bielby, D. D. (1992). Commitment to work and family. *Annual Review of Sociology*, 18, 281-302.
- Bolger, N., DeLongis, A., Kessler, R. C., & Wethington, E. (1989). The contagion of stress across multiple roles. *Journal of Marriage and the Family*, 51, 175-183.
- Brim, O. G., Ryff, C. D., & Kessler, R. C. (2004). The MIDUS National Survey: An Overview. In O. G. Brim, C. D. Ryff, & R. C. Kessler (Eds.), *The John D. and Catherine T. MacArthur foundation series on mental health and development. Studies on successful midlife development. How healthy are we? : A national study of well-being at midlife* (pp. 1-34). Chicago: University of Chicago Press.
- Bruner, J. (1990). Acts of meaning. Cambridge: Harvard University Press.
- Byron, K. (2005). A meta-analytic review of work-family-conflict and its antecedents. *Journal of Vocational Behavior*, 67, 169-198.
- Cho, E., Tay, L., Allen, T. D., & Stark, S. (2013). Identification of a dispositional tendency to experience work-family spillover. *Journal of Vocational Behavior*, 82, 188-198.
- Cho, E., & Tay, L. (2016). Domain satisfaction as a mediator of the relationship between work-family spillover and subjective well-being: a longitudinal study. *Journal of Business and Psychology*, 31 (3), 445-457.
- Coe, C. L., Love, G. D., Karasawa, M., Kawakami, N., Kitayama, S., Markus, H. R., Tracy, R. P., & Ryff, C. D. (2011). Population differences in pro-inflammatory biology: Japanese have healthier profiles than Americans. *Brain, Behavior, and Immunity*, 25 (3), 494-502.
- Cohen, S., Alper, C. M., Doyle, W. J., Adler, N., Treanor, J. J., & Turner, R. B. (2008). Objective and Subjective socioeconomic status and susceptibility to the common cold. *Health Psychology*, 27 (2), 268-274.
- Cousins, S. D. (1989). Culture and self-perception in Japan and the United States. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56, 124-131.
- Crouter, A. C. (1984). Spillover from family to work: the neglect side of the work-family interface. *Human Relations*, 37, 425-442.
- Diener, E., Heintzelman, S. J., Kushlev, K., Tay, L., Wirtz, D., Lutes, L. D., & Oishi, S. (2017). Findings all psychologists should know from the new science on subjective well-being. *Canadian Psychology*, 58 (2), 87-104.
- Diener, E., Smith, H., & Fujita, F. (1995). The personality structure of affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69 (1), 130-141.

- Edwards, J. R., & Rothbard, N. P. (2000). Mechanisms linking work and family: Clarifying the relationship between work and family constructs. *Academy of Management Review*, 25, 179-199.
- Evans, P., & Bartolme, F. (1984). The changing pictures of the relationship between career and family. *Journal of Occupational Behavior*, 5, 9-21.
- 福丸由佳 (2000). 共働き世帯の夫婦における多重役割と抑うつ度との関連 家族心理学研究 14, 151-162.
- Frone, M.R. (2003). Work-family balance. In J. C. Quick & L. E. Tetrick (Eds.), *Handbook of occupational health psychology* (pp.143-162). Washington, DC: American Psychological Association.
- Frone, M. R., Russell, M., & Cooper, M. L. (1992). Antecedents and outcomes of work-family conflict: Testing a model of the work-family interface. *Journal of Applied Psychology*, 77, 65-78.
- Frone, M. R., Russell, M., & Cooper, M. L. (1997). Relation of work-family conflict to health outcomes: A four-year longitudinal study of employed parents. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 70 (4), 325-335.
- Galinsky, E., Friedman, D. A., & Hernandez, C. A. (1991). The Corporate Reference Guide to Work-Family Programs. New York: Families and Work Institute.
- Gareis K., Barent R, Ertel K., & Berkman L. (2009). Work-Family Enrichment and Conflict: Additive Effects, Buffering, or Balance? *Journal of Marriage and Family*, 71, 696-707.
- Gibson, J. J. (1979). The ecological approach to visual perception. Boston: Houghton Mifflin.
- 権丈英子 (2011). オランダにおけるワーク・ライフ・バランス—労働時間と就業場所の柔軟性が高い社会— 独立行政法人経済産業研究所.
- Goode, W. (1960). A theory of role strain. *American Sociological Review*, 25, 483-496.
- グラットン, L. (2012). WORK SHIFT ワーク・シフトー孤独と貧困から自由になる働き方の未来図<2025>. 第三のシフト 大量消費から「情熱を傾けられる経験」へ. 第10章 (pp.336-383). プレジデント社.
- Greenhaus, J. H., & Beutell, N. J. (1985). Sources of conflict between work and family roles. *Academy of Management Review*, 10, 76-88.
- Greenhaus, J. H., & Powell, G. N. (2006). When work and family are allies: A theory of work-family enrichment. *Academy of Management review*, 31, 72-92.
- Grzywacz, J. G. (2000). Work-family spillover and health during midlife: Is managing conflict everything? *American Journal of Health Promotion*, 14, 236-243.

- Grzywacz, J. G., & Bass, B. L. (2003). Work, family, and mental health: Testing different models of work-family fit. *Journal of Marriage and the Family*, 65, 248-262.
- Grzywacz, J. G., & Butler, A. B. (2005). The impact of job characteristics on work-to-family facilitation: Testing a theory and distinguishing a construct. *Journal of Occupational Health Psychology*, 10, 97-109.
- Grzywacz, J. G., & Marks, N. F. (2000). Reconceptualizing the work-family interface: An ecological perspective on the correlates of positive and negative spillover between work and family. *Journal of Occupational Health Psychology*, 5, 111-126.
- Grzywacz, J.G., Almeida, D. M., & McDonald, D. A. (2002). Work-Family Spillover and Daily Reports of Work and Family Stress in the Adult Labor Force. *Family Relations*, 51 (1), 28-36.
- Grzywacz, J. G., Carlson, D. S., Kacmar, K. M., & Wayne, J. H. (2007). A multi-level perspective on the synergies between work and family. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 80, 559-574.
- ホール (1970). The Hidden Dimension (1966). 日本語訳「かくれた次元」日高敏隆・佐藤信行共訳 みすず書房.
- Hall, D. T., & Richter, J. (1988). Balancing work life and home life: What can organization do to help? *The Academy of Management Executive*, 2, 213-223.
- Han, S. P., & Shavitt, S. (1994). Persuasion and culture: Advertising appeals in individualistic and collectivistic societies. *Journal of Experimental Social Psychology*, 30 (4), 326-350.
- 林治子・唐澤真弓 (2009). ワーク・ライフ・バランスに関する心理学的検討ー肯定的/否定的スピルオーバーの概念を用いてー. 東京女子大学紀要「論集」, 60 (1), 169-191.
- 林治子・唐澤真弓 (2016). ワーク・ライフ・バランスと身体的健康ーポジティブ/ネガティブ・スピルオーバーとバイオマーカーとの関連ー. 東京女子大学紀要「論集」, 66 (2), 271-288.
- Hecht, T. D., & McCarthy, J. M. (2010). Coping with employee, family, and student role: Evidence of dispositional conflict and facilitation tendencies. *Journal of Applied Psychology*, 95, 631-647.
- Howren, M. B., Lamkin, D. M., & Suls, J. (2009). Associations of depression with C-reactive protein, IL-1 and IL-6: a meta-analysis. *Psychosomatic Medicine*, 71, 171-186.
- 伊藤裕子・相良順子・池田政子 (2004). 既婚者の心理的健康に及ぼす結婚生活と職業生活の影響. 心理学研究, 75 (5), 435-441.

- Iwata, N., Satio, K., & Roberts, R.E. (1994). Responses to a self-administered depression scale among younger adolescents in Japan. *Psychiatry Research*, 53 (3), 275-287.
- 岩田昇 (2004). CES-D 抑うつ尺度の心理測定法的特性—国際比較の大きな障壁—. 日本テスト学会事例研究会資料. http://www.jartest.jp/pdf/jirei2_1.pdf (2015 年 10 月 15 日閲覧)
- Iyengar, S. S., & Lepper, M. R. (1999). Rethinking the value of choice: A cultural perspective on intrinsic motivation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76 (3), 349-366.
- 井澤修平・小川美奈子・原谷隆史 (2010). 唾液中コルチゾールによるストレス評価と唾液採取手順. 労働安全衛生研究, 3 (2), 119-124.
- Ji, L., Nisbett, E. R., & Su, Y. (2001). Culture, change and prediction. *Psychological Science*, 12, 450-456.
- Kahn, R. L., Wolfe, D. M., Quinn, P., & Snoek, J. D. (1964). Organizational stress: Studies in role conflict and ambiguity. New York: John Wiley & Sons.
- 甲斐裕子・永松俊哉・志和忠志・杉本正子・小松優紀・杉山靖男 (2009). 職業性ストレスに着目した余暇身体活動と抑うつの関連性についての検討. 体力研究, 107, 1-10.
- 神尾真知子 (2007). フランスの子育て支援—家族政策と選択の自由— 特集：子育て支援策をめぐる諸外国の現状. 海外社会保障研究, 160, 33-72.
- 蒲原龍・岡田栄作・志渡晃一 (2009). うつ尺度 CES-D 簡易版作成の試み. 北海道医療大学看護福祉学部学会誌, 5 (1), 82-92.
- Kan, C., Karasawa, M., & Kitayama, S. (2010). Minimalist in style: Self, identity and well-being in Japan. *Self and Identity*, 9 (2), 300-318.
- Kanagawa, C., Cross, S. E., & Markus, H.R. (2001). “Who am I?” The cultural psychology of the conceptual self. *Journal of Personality and Social Psychology*, 27 (1), 90-103.
- 金井篤子 (2006). ワーク・ファミリー・コンフリクトの視点からのワーク・ライフ・バランス考察 特集「ワーク・ライフ・バランス (20 周年記念号)」家計経済研究, 29-35.
- 金井篤子 (2007). 子育て支援と少子化問題. 日本児童研究所 (編) 児童心理学の進歩. (pp.261-287). 金子書房.
- 観光庁 (2015). ポジティブ・オフ運動
Retrieved May 16, 2016, from <http://www.mlit.go.jp/kankocho/positive-off/about.html>
- 唐澤眞弓 (2006). 心と文化 —文化心理学的視点からの検討—. 海保博之・楠見孝他 監修. 心理学総合事典. (pp.45453-472). 朝倉書店.

- 柏木恵子 (2007). 子育てとしごとの心理学 なぜライフ&ワークライフバランスか 日本児童研究所 (編) 児童心理学の進歩. (pp.288-295). 金子書房.
- 加藤容子・金井篤子 (2007). 共働き夫婦におけるワーク・ファミリー・コンフリクト―「クロスオーバー効果」と「対処行動の媒介・緩衝効果」の吟味 産業・組織心理学研究, 20 (2), 15-25.
- 川久保惇・小口孝司 (2015). 余暇における他者との交流が主観的幸福感および抑うつに及ぼす影響. ストレス科学研究, 30, 69-76.
- Keys, A., Fidanza, F., Karvonen, M. J., Kimura, N., & Taylor, H. L. (1972). Indices of relative weight and obesity. *Journal of Chronic Diseases*, 25 (6-7), 329-343.
- Kim, H., & Markus, H. R. (1999). Deviance or uniqueness, harmony or conformity? A cultural analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77 (4), 785-800.
- 鬼丸朋子 (2009). ワーク・ライフ・バランスの現状と課題. 産研通信, 75.
- Kinnunen, U., & Mauno, S. (1998). Antecedents and outcomes of work-family conflict among employed women and men in Finland. *Human Relations*, 51, 157-177.
- Kinnunen, U., & Pulkkinen, L. (1998). Linking economic stress to marital quality among Finnish marital couples. *Journal of Family Issues*, 19, 705.
- Kinnunen, U., Feldt, T., Geurts, S., & Pulkkinen, L. (2006). Types of work-family interface: Well-being correlates of negative and positive spillover between work and family. *Scandinavian Journal of Psychology*, 47 (2), 149-162.
- Kirchmeyer, C. (1992). Perceptions of nonwork-to-work spillover: Challenging the common view of conflict-ridden domain relationships. *Basic and Applied social Psychology*, 13, 231-249.
- 北山忍 (1994). 文化的自己観と心理的プロセス. 社会心理学研究, 10 (3), 153-167.
- 北山忍 (1997). 文化心理学とは何か. 柏木恵子・北山忍・東洋 (編) 文化心理学 理論と実証 第2章 (pp.17-43). 東京大学出版会.
- 北山忍・唐澤真弓 (1995). 自己：文化心理学的視座. *The Japanese Journal of Experimental Social Psychology*, 35 (2), 33-163.
- Kitayama, S., & Markus, H. R. (1999). Yin and yang of the Japanese self: The cultural psychology of personality coherence. In D. Cervone & Y. Shoda (Eds.), *The coherence of personality: Social cognitive bases of personality consistency, variability, and organization* (pp. 242-302). New York: Guilford Press.

- 北山忍・宮本百合 (2000). 文化心理学と洋の東西の巨視的比較—現代的意義と実証的知見—. *心理学評論*, 43 (1), 57-81.
- Kitayama, S., Markus, H. R., & Kurokawa, M. (2000). Culture, Emotion, and Well-being: Good Feeling in Japan and the United States. *Cognition and Emotion*, 14 (1), 93-124.
- Kitayama, S., Ishii, K., Imada, T., Takemura, K., & Ramaswamy, J. (2006). Voluntary settlement and the spirit of independence: Evidence from Japan's "Northern frontier". *Journal of Personality and Social Psychology*, 91, 369-384.
- Kitayama, S., Park, J., Boylan, J. M., Miyamoto, Y., Levine, C. S., Markus, H. R., Karasawa, M., Coe, C. L., Kawakami, N., Love, G.D., & Ryff, C. D. (2015). Expression of Anger and Ill Health in two Cultures: An Examination of Inflammation and cardiovascular Risk. *Psychological Science*, 26 (2), 211-220.
- Kitayama, S., Park, J., Miyamoto, Y., Date, H., Boylan, J. M., Markus, H. R., Karasawa, M., Kawakami, N., Coe, C. L., Love, G. L., & Ryff, C. D. (in press). Behavioral Adjustment Moderates the Link between Neuroticism and Biological Health Risk: A U.S.-Japan Comparison Study. *Personality and Social Psychology Bulletin*.
- 清川雪彦・山根弘子 (2002). 日本人の労働観：意識調査にみるその変化.
Retrieved September 3, 2017, from http://hermes-ir.lib.hit-u.ac.jp/rs/bitstream/10086/14484/1/pie_dp69.pdf
- Kobayashi, T., Honjo, K., Ehab, E. S., Iso, H., Sawada, N., Tsugane, S., & Japan Public Health Center-based Prospective Study for the Next Generation (JPHC-NEXT) Study Group (2017). Work-Family Conflict and Self-Rated Health Among Japanese Workers: How Household Income Modifies Associations. *PLoS One*. 2017 Feb 16; 12 (2) : e0169903. doi: 10.1371/journal.pone.016990.
- Kohn, M. L., & Schooler, C. (1983). Work and personality: An inquiry into the impact of social stratification. Norwood, NJ: Ablex.
- 小泉智恵・菅原ますみ・北村俊則 (2001). 児童を持つ共働き夫婦における仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバー：抑うつ、夫婦関係、子育てストレスに及ぼす影響. *精神保健研究* 14, 65-75.
- 小泉智恵・菅原ますみ・前川暁子・北村俊則 (2003). 働く母親における仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバーが抑うつ傾向に及ぼす影響. *発達心理学研究*, 14 (3), 272-283.

- 幸田浩文 (2010). わが国企業の賃金・人事処遇制度にみる成果主義の進路. 経営力創生研究, 6, 111-123.
- 厚生労働省 (2007a). 平成 19 年度版 働く女性の実情. 労働力白書.
Retrieved October 4, 2008, from <http://www.mhlw.go.jp/houdou/2008/03/h0328-1.html>
- 厚生労働省 (2007b). 平成 19 年版 労働経済の分析. 労働力白書.
Retrieved April 14, 2010, from <http://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/roudou/07/>
- 厚生労働省 (2015). ストレスチェック等の職場におけるメンタルヘルス対策・過重労働対策等
Retrieved April 8, 2016, from <http://www.mhlw.go.jp/bunya/roudoukijun/anzeneisei12/>
- 厚生労働省 (2016). 一億総活躍社会の実現に向けて
Retrieved March 9, 2017, from <http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000101655.html>
- Kossek, E. E., & Ozeki, C. (1998). Work-family conflict policies and the job-life satisfaction relationship: A review and directions for organizational behavior-human resources research. *Journal of Applied Psychology*, 83, 139-149.
- 久米功一 (2014). 労働に関する規範意識の形成とその影響 季刊家計経済研究 春号 102, 44-56.
- 黒澤昌子 (2011). 米国におけるワーク・ライフ・バランス *RIETI Discussion Paper Series 11-J-038*.
- 黒田祥子 (2017). 長時間労働と健康－労働生産性との関係－. 日本労働研究雑誌, 679, 18-28.
- Little, T., Miyashita, T., Karasawa, M., Mashima, M., Oettingen, G., Azuma, H., & Baltes, P. (2003). The links among action-control beliefs, intellectual skill, and school performance in Japanese, US and German school children. *International Journal of Behavioral development*, 27 (1), 41-48.
- MacEwen, K. E., & Barling, J. (1994). Daily consequences of work interference with family and family interference with work. *Work & Stress*, 8 (3), 244-254.
- Marks, S. R. (1977). Multiple roles and role strain. *American Sociological Review*, 42, 921-936.
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98 (2), 224-253.
- Markus, H. R., Mullally, P. R., & Kitayama, S. (1997). Selfways: Diversity in modes of Cultural participation. In U. Neisser & D. Jopling (Eds.), *The conceptual in context: Culture, experience, self-understanding* (pp.13-62). Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Markus, H. R., Uchida, Y., Omoregie, H., Townsend, S. M., & Kitayama, S. (2006). Going for the Gold: Models of Agency in Japanese and American Contexts. *Psychological science*, 17 (2), 103-112.

- 松浦素子・菅原ますみ・酒井厚・眞榮城和美・田中麻未・天羽幸子・詫摩武俊 (2008). 成人期女性のワーク・ファミリー・コンフリクトと精神的健康との関連：パーソナリティの調節効果の観点から. *パーソナリティ研究*, 16, 149-158.
- McNall, L. A., Nicklin, J. M., & Masuda, A. D. (2010). A meta-analytic review of the consequences associated with work-family enrichment. *Journal of Business Psychology*, 25, 381-396.
- 目黒依子 (1991). 家族の個人化—家族変動のパラダイム探求— 特集 いま家族に何が起っているか. *家族社会学研究*, 3, 8-15.
- Menaghan, E. G. (1991). Work experiences and family interaction process: The long reach of the job? *Annual Review of Sociology*, 17, 419-444.
- Michel, J. S., Clark, M. A., & Jaramillo, D. (2011). The role of the Five Factor Model of personality in the perceptions of negative and positive forms of work-nonwork spillover: A meta-analytic review. *Journal of Vocational Behavior*, 79, 191-203.
- Milkie, M. A., & Peltola, P. (1999). Playing all the roles: Gender and the work-family balancing act. *Journal of Marriage and the Family*, 61, 476-490.
- Miyamoto, Y., Boylan, J. M., Coe, C. L., Curhan, K. B., Levine, C. S., Markus, H. R., Park, J., Kitayama, S., Kawakami, N., Karasawa, M., Love, G.D., & Ryff, C. D. (2013). Negative emotions predict elevated interleukin-6 in the United States but not in Japan. *Brain, Behavior, and Immunity*, 34, 79-85.
- Miyamoto, Y., & Ryff, C. D. (2011). Cultural differences in the dialectical and non-dialectical emotional styles and their implications for health. *Cognition and Emotion*, 21 (1), 22-39.
- Moen, P., & Shin-Kap, H. (2001). Gendered careers: A life course perspective. In R. Hertz & N. Marshall (Eds.), *In working families: The transformation of the American home* (pp. 42-57). Berkeley, CA: University of California Press.
- Mortimer, J. T. & Lorence, J. (1995). The social psychology of work. In K. Cook, G. Fine, and J. House (Eds.), *Sociological perspectives on social psychology* (pp.497-523). New York: Allyn and Bacon.
- Mroczek, D. K., & Kolarz, C. M. (1998). The effect of age on positive and negative affect: a developmental perspective on happiness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 75, 1333-1349.
- 妙木忍 (2005). 女性をめぐる性役割の葛藤処理法の変遷—1950年代から1980年代の主婦論争に焦点を当てて—. *ソシオロギス*, 29, 110-126.

内閣府 (2006). 少子化社会対策に関する先進的取組事例研究報告書.

Retrieved May 20, 2009, from <http://www8.cao.go.jp/shoushi/cyousa/cyousa17/sensin/index.html>

内閣府 (2007). 仕事と生活の調査推進 (ワーク・ライフ・バランス).

Retrieved May 26, 2008, from <http://www8.cao.go.jp/wlb/>

内閣府 (2011). 海外のワーク・ライフ・バランス事情と日本の現状.

Retrieved June 3, 2015, from <http://wwwa.cao.go.jp/wlb/e-mailmagazine/backnumber/027/index.html>

内閣府 (2015a). 仕事と家庭の調和レポート 第3節 健康で豊かな生活のための時間が確保できる社会に関する数値目標設定指標の動向.

Retrieved January 28, 2017, from http://wwwa.cao.go.jp/wlb/government/top/hyouka/report-15/h_pdf/s3-3.pdf

内閣府 (2015b). カエル・ジャパン・キャンペーン.

Retrieved November 3, 2016, from http://wwwa.cao.go.jp/wlb/change_jpn/campaign.html2

ニッセイ基礎研究所 (2016). なぜ日本人は有給休暇を取らないのか? — 「長時間労働＝勤勉」、「長時間労働＝当たり前」という旧時代の意識や風土にメスを!

Retrieved March 16, 2017, from <http://www.nli-research.co.jp/report/detail/id=54172&pno=3?site=nli>

日本肥満学会 (2011). 「肥満症の診断基準と治療ガイドライン」検討の最前線.

Retrieved May 2, 2015, from <http://www.jasso.or.jp/data/office/pdf/guideline.pdf>

日本経済新聞 (2016) 「電通、長時間労働が常態化か 労働局が立ち入り調査」2016年10月14日記事 Retrieved October 28, 2016, from https://www.nikkei.com/article/DGXLASDG14H9K_U6A011C1CC1000/

Nippert-Eng, C. (1996). Calendars and keys: The classification of “home” and “Work”. *Sociological Forum*, 11, 563-582.

Nisbett, R. E. (2004). 木を見る西洋人 森を見る日本人. 東洋人が論理を重視してこなかった理由 第7章 (pp.185-212). ダイヤモンド社.

Nisbett, R. E., Peng, K., Choi, I., & Norenzayan, A. (2001). Culture and systems of thought: Holistic vs. analytic cognition. *Psychological Review*, 108, 291-310.

- 西村純子 (2006). ライフステージ,ジェンダー,ワーク・ファミリー・コンフリクト. 西野理子・稲葉昭英・嶋崎尚子 (編) 第二回家族についての全国調査,第二次報告書 (1): 夫婦・世帯・ライフコース. 日本家族社会学会全国家族調査委員会, 75-88.
- 西岡由美 (2012). WLB 実現を規定する3つのマネジメントレベル-大企業と中小企業の比較から-. 立正経営論集, 44 (1), 59-76.
- O'Connor, M. F., Bower, J. E., Cho, H. J., Creswell, J. D., Dimitrov, S., Hamby, M. E., Hoyt, M. A., Martin, J. L., Robles, T. F., Sloan, E. K., Thomas, K. S., & Irwin, M. R. (2009). To assess, to control, to exclude: effects of biobehavioral factors on circulating inflammatory markers. *Brain Behavior and Immunity*, 23, 887-897.
- Ollo-López, A., & Goñi-Legaz, S. (2015). Differences in work-family conflict: which individual and national factors explain them? *The International Journal of Human resource management*, 28, 499-525.
- Oshio, T., Inoue, A., & Tsutsumi, A. (2017). Does work-to-family conflict really matter for health? Cross-sectional, prospective cohort and fixed-effects analyses, *Social Science & Medicine*, 175, 36-42.
- 太田和敬 (2013). オランダの学校及び保育施設における親参加. 人間科学研究, 35, 43-69.
- Park, J. S. (2002). 会社人間が会社をつぶす. 朝日新聞出版.
- Park, B., Tsai, J. L., Chim, L., Blevins, E., & Knutson, B. (2016). Neural evidence for cultural differences in the valuation of positive facial expressions. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 243-252.
- Patterson, J. M. (2002). Integrating Family Resilience and Family Stress Theory. *Journal of Marriage and the Family*. 64 (2), 349-360.
- Peng, K., & Nisbett, R. E. (1999). Culture, dialectics and reasoning about contradiction. *American Psychologist*, 54, 741-754.
- Pleck, J. H. (1995). Work roles, family roles and well-being: Current conceptual perspectives. In G. L. Bowen & J. F. Pittman (Eds.) *The work and family interface: Toward a contextual effects perspective* (pp.17-22). Minneapolis. MN: National Council on Family Relations.
- Prenda, K. M., & Lachman, M. E. (2001). Planning for the future: A life management strategy for increasing control and life satisfaction in adulthood. *Psychology and Aging*, 16, 206-216.

- Pressman, S. D., Gallagher, M. W., & Lopez, S. J. (2013). Is the emotion-health connection a “first-World problem”? *Psychological Science*, 24, 544-549.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurements*, 1, 385-401.
- Rain, J. S., Lane, I. M., & Steiner, D. (1991). A current look at the job satisfaction/life satisfaction relationship: Review and future considerations. *Human Relations*, 44, 287-307.
- 労働政策研究・研修機構 (2004). 労働時間制度 フランスの労働時間制度 フォーカス 2004 年 5 月.
Retrieved March 12, 2016, from http://www.jil.go.jp/foreign/labor_system/2004_5/france_01.html
- 労働政策研究・研修機構 (2008). ヨーロッパにおけるワーク・ライフ・バランス. JILP 資料シリーズ No.45.
Retrieved March 8, 2010, from <http://www.jil.go.jp/institute/siryō/2008/045.html>
- 労働政策研究・研修機構 (2011). 海外ではワーク・ライフ・バランスをどう支援しているかーフランス・ドイツ・スウェーデン・イギリス・アメリカの支援策比較ー.
Retrieved March 20, 2015, from http://www.jil.go.jp/foreign/labor_system/2011_5/wlb_01.html
- 労働政策研究・研修機構 (2015a). 労働時間管理と効率的な働き方に関する調査（企業調査）結果「労働時間や働き方のニーズに関する調査（労働者調査）結果」.
Retrieved April 7, 2016, from <http://www.jil.go.jp/press/documents/20150727.pdf>
- 労働政策研究・研修機構 (2015b). データブック 国際労働比較.
Retrieved January 21, 2016, from <http://www.jil.go.jp/kokunai/statistics/databook/2015/documents/Databook2015.pdf>
- Russell, J. A., & Carroll, J. M. (1999). On the bipolarity of positive and negative affect. *Psychological Bulletin*, 125 (1), 3-30.
- Ryff, C. D., Singer, B. H., & Love, G. D. (2004). Positive health: connecting well-being with biology. *The Royal Society*, 359, 1383-1394.
- Ryff, C. D., Love, G. D., Urry, H. L., Muller, D., Rosenkranz, M. A., Friedman, E. M., Davidson, R. J., & Singer, B. (2006). Psychological Well-Being and Ill-Being: Do They Have Distinct or Mirrored Biological Correlates? *Psychotherapy and Psychosomatics*, 75, 85-95.

- Schimmack, U., Oishi, S., & Diener, E. (2002). Cultural influences on the relation between pleasant emotions and unpleasant emotions: Asian dialectic philosophies or individualism-collectivism? *Cognition and Emotion*, 16, 705-719.
- Schuster, T. L., Kessler, R. C., & Aseltine, R., H. (1990). Supportive interactions, negative interactions, and depressive mood. *American Journal of Community Psychology*, 18, 423-438.
- Seligman, M. E. P. (1998). *Learned Optimism*. Second edition. New York: Pocket Books (Simon and Schuster).
- 島悟 (1985). 新しい抑うつ性の自己評価尺度について. *精神医学* 27 (6), 717-722.
- 島津明人 (2011). ワーク・ライフ・バランスとこころの健康. *心と社会*, 144, 96-101.
- 島津明人 (2014). ワーク・ライフ・バランスとメンタルヘルス:共働き夫婦に焦点を当てて. *日本労働研究雑誌*, 653, 75-84.
- 島田恭子・島津明人 (2012). ワーク・ライフ・バランスのポジティブ・スピルオーバーと精神的健康. *産業精神保健*, 20 (3), 271-275.
- 島田恭子・島津明人・川上憲人 (2012). 未就学児を持つ共働き夫婦におけるワーク・ライフ・バランスと精神的健康:1年間の縦断データから. *厚生指標*, 59(15), 11-18.
- Shimada, K., Shimazu, A., Bakker, A. B., Demerouti, E., & Kawakami, N. (2010). Work-family spillover among Japanese dual-earner couples: A large community-based study. *Journal of Occupational Health*, 52, 335-343.
- Shweder, R. A. (1984). *Culture Theory: Essays on Mind, Self and Emotion*: Cambridge University Press.
- Siebert, S.D. (1974). Toward a theory of role accumulation. *American Sociological Review*, 39, 567-578.
- Small, S.A., & Riley, D. (1990). Toward a multidimensional assessment of work spillover into family life. *Journal of Marriage and the Family*, 52, 51-61.
- Spencer-Rodgers, J., Boucher, H., Mori, S., Wang, L., & Peng, K. (2009). The Dialectical self-concept: Contradiction, Change and Holism in East Asian cultures. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 35, 29-44.
- Stewart, J. C., Rand, K. L., Muldoon, M. F., & Kamarck, T. W. (2009). A prospective evaluation of the directionality of the depression-inflammation relationship. *Brain Behavior, and Immunity*, 23, 936-944.
- 鷺見克典 (2000). 仕事と家庭のインターフェイスとコミットメント及び満足感—ソーシャル・サポートの効果を中心として—. *名古屋工業大学紀要*, 52, 173-188.

- 鷺見克典 (2011). ワーク・ライフ・バランスとワーク・ファミリー・コンフリクト：現代における生活領域間の望ましい関係と課題, 経営工学の新たな挑戦. 名古屋工業大学経営工学 50 周年記念論文集, 127-148.
- Sunder, S. K., Becker, K. J., Cierpial, M. D., Rankin, L. A., Fleener, S. L., Ritchie, J. C., Simson, P. E., & Weiss, J. M. (1989). Intracerebroventricular infusion of interleukin 6 rapidly decreases peripheral cellular immune responses. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 86, 6398-6402.
- 武石恵美子 (2010). ワーク・ライフ・バランス実現への課題：国際比較調査からの示唆.
- 武石恵美子・松原光代 (2014). イギリス、ドイツの柔軟な働き方の現状 —短時間勤務制度の効果的運用についての日本への示唆— 生涯学習とキャリアデザイン. 11 (2), 15-33.
- Retrieved January 28, 2017, from <https://core.ac.uk/download/pdf/6833714.pdf>.
- 匠雅音 (1998). 核家族から単家族へ 第一部「単家族の誕生」第 2 章 家庭内労働の分離. 丸善.
- 田中芳幸・外川あゆみ・津田彰 (2011). 健康や長寿に及ぼす主観的ウェルビーイングの役割. *Kurume University Psychological Research*, 10, 128-149.
- Tang, Y., Huang, X., & Wang, Y. (2017). Good marriage at home, creativity at work: Family-work enrichment effect on workplace creativity. *Journal of Organizational Behavior*, 38 (5), 749-766. doi: 10.1002/job.2175.
- 富田真紀子・加藤容子・金井篤子 (2006). ワーク・ファミリー・コンフリクトプロセスにおける性役割観とジェンダータイプの影響 経営行動科学学会年次大会発表論文集 9, 334-337.
- Tsai, H.Y. (2008). Work-family conflict, positive spillover, and emotions among Asian American working mothers. *A dissertation in the University of Michigan*.
- 内田由紀子・北山忍 (2001). 思いやり尺度の作成と妥当性の検討 心理学研究, 72, 4, 275-282.
- 魚住明代 (2007). ドイツの新しい家族政策 特集：子育て支援策をめぐる諸外国の現状. 海外社会保障研究, 160, 22-32.
- 我妻洋 (1994). 社会心理学入門 (下) . 「役割理論」第 5 章 (pp.168-282). 講談社学術文庫.
- 若島孔文・野口修司・狐塚貴博・板倉憲政・宇佐美貴章・黒澤泰・閨間理絵 (2009). 家族構造とワーク・ファミリー・コンフリクトに関する研究. 東北大学大学院教育学研究科研究年報, 57 (2), 165-188.

- 脇坂明 (2007). 「均等, ファミフレが財務パフォーマンス, 職場生産性に及ぼす影響」 労働政策研究・研修機構『仕事と家庭の両立支援にかかわる調査』 労働政策研究・研修機構調査シリーズ, No. 37.
- Witt, L. A., & Carlson, D. S. (2006). The work-family interface and job performance: Moderating effects of conscientiousness and perceived organizational support. *Journal of Occupational Health Psychology, 11* (4), 343-357. doi.org/10.1037/1076-8998.11.4.343.
- World Health Organization (1948). *World Health Organization constitution. In Basic Documents, Geneva.*
- 吉田悟 (2007). ワーク・ライフ・コンフリクト理論の検証 人間科学研究 文教大学人間科学部, 29, 77-79.
- 吉田悟・南隆男 (2001). 「家族領域から仕事領域への葛藤」の規定要因と女性の就業行動との関係 日本家族社会学会 全国家族調査研究会報告書, 98, 25-39.
- Zerubavel, E. (1991). *The fine line: Making distinctions in everyday life*. New York: Free Press.