

表3 職業統合の類型を従属変数としたロジスティック回帰分析

職業的統合の類型を従属変数としたロジスティック回帰分析

	保証された統合		労苦をともなう統合		不確実な統合		降格する統合	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
(定数)	0.631	0.345	-1.810***	0.373	-1.987**	0.650	-2.085***	0.459
女性ダミー	0.042	0.107	0.036	0.116	-0.045	0.188	-0.130	0.146
年齢	-0.008	0.004	0.005	0.004	-0.004	0.007	0.009	0.005
職業 ref.=専門・管理								
事務・販売・サービス	-0.698***	0.115	0.540***	0.129	-0.004	0.198	0.599***	0.170
生産・運輸	-1.040***	0.150	0.895***	0.159	-0.437	0.281	0.703***	0.194
産業 ref.=官公庁								
建設業	-0.154	0.284	-0.118	0.308	0.517	0.553	0.146	0.364
製造業	0.062	0.245	0.053	0.264	-0.137	0.525	-0.121	0.326
卸売業・小売業/	0.362	0.250	0.028	0.271	-0.241	0.533	-0.561	0.342
金融・保険業	0.366	0.319	0.011	0.341	-0.417	0.752	-0.589	0.464
不動産業	-0.344	0.368	0.464	0.381	0.572	0.651	-0.512	0.535
運輸業	0.021	0.293	0.079	0.307	0.190	0.607	-0.237	0.381
電力・ガス・水道業	0.388	0.484	-0.317	0.538	-13.667	496.65	0.173	0.594
飲食店・宿泊業	0.366	0.287	-0.243	0.317	0.186	0.557	-0.405	0.377
新聞・放送・出版・広告	-0.059	0.354	0.131	0.384	0.423	0.645	-0.334	0.490
情報通信業	-0.398	0.305	0.245	0.324	0.274	0.596	0.168	0.393
教育・研究サービス	0.770*	0.344	-1.017*	0.465	0.446	0.606	-0.725	0.526
医療・福祉サービス	0.173	0.253	0.078	0.277	0.499	0.509	-0.944*	0.372
そのほかのサービス	-0.143	0.282	-0.009	0.304	0.210	0.554	0.052	0.363
上記以外の業種	-0.321	0.273	0.139	0.289	0.631	0.526	-0.114	0.354
企業規模	0.027	0.024	0.054*	0.025	-0.117**	0.041	-0.065*	0.031
非正規ダミー	-0.650***	0.121	-0.175	0.127	0.611**	0.188	0.856***	0.144
Cox-Snell R-sq.	0.077		0.030		0.022		0.052	
Nagelkerke R-sq.	0.102		0.043		0.050		0.087	
Log-likelihood	-1461.629		-1318.768		-628.605		-960.446	
Deviance	2923.258		2637.537		1257.209		1920.892	
N	2250		2250		2250		2250	

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

表4 抑うつ傾向を従属変数としたロジスティック回帰分析
抑うつ傾向を従属変数としたロジスティック回帰分析

	モデル1		モデル2	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
(定数)	-1.604 ***	0.248	-2.151 ***	0.467
類型 ref.=保証された統合				
労苦をともなう統合	0.730 ***	0.144	0.672 ***	0.147
不確実な統合	0.699 ***	0.212	0.722 ***	0.215
降格する統合	1.503 ***	0.151	1.474 ***	0.156
Cox-Snell R-sq.	0.048		0.055	
Nagelkerke R-sq.	0.079		0.090	
Log-likelihood	-983.704		-975.828	
Deviance	1967.408		1951.656	
N	2249		2249	

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

※ モデル1は性別、年齢で統制

※ モデル2は性別、年齢、職業、産業、企業規模で統制

5 考察

本稿では、2011年に大阪市で行なった調査データをもとに、大阪市民の労働環境と、不安定な労働条件がメンタルヘルスに与える影響について分析を行なった。まず雇用と仕事の安定度という二次元の指標をもちいて職業統合の四類型(保証された統合、労苦をともなう統合、不確実な統合、降格する統合)を構築した。多重対応分析によって包括的にこれらの類型の分布を検討したあと、雇用と仕事の不安定スコアを計算し、それぞれの個人を四類型のいずれかに分類した。その後、四類型と個人の属性との関連を検討した結果、保証された統合は専門管理職で正の有意な効果、労苦をともなう統合は、生産・運輸で正の有意、企業規模が大きいほど正の効果がみられた。また不確実な統合は企業規模が大きいほど負の効果、また非正規職で正の効果があつた。最後の降格する統合では、生産・運輸と非正規職で正の効果がみられた。これらの結果から考えられるのは、職種や従業上の地位によって、雇用と仕事にかんする不安定化のパターンが異なるということである。

さらに四類型の抑うつ傾向に与える影響を分析したところ、保証された統合にくらべて、労苦をともなう統合、不確実な統合、降格する統合の順に抑

うつリスクが高まることが明らかになった。これらの知見からわかるのは、雇用の不安定と仕事の不安定の組み合わせのパターンによってメンタルヘルスを抱えるリスクが異なり、とくに雇用が不安定で仕事にたいする満足度の低いグループでは、雇用・仕事ともに安定したグループよりもメンタルヘルスを抱えるリスクが顕著に高いことである。近年では非正規雇用が増加し、職場内での競争が激しくなっている。このような雇用が不安定でしかも競争が激化する労働環境のなかで、就労者のメンタルヘルスが悪化していると考えられる。本稿の分析結果からは、就労者のメンタルヘルス改善のためには、労働環境の改善、とくに雇用の安定と同時に職場環境の改善が急務の課題であると言えるだろう。

文献

- Bourdieu, P. (1984) 'Espace sociale et genèse des classe', *Actes de la recherche en sciences sociales*, 52/53 p.3-12.
Castel, R. (1995) *Les Métamorphoses de la question sociale. Une chronique du salariat*,

Paris : Fayard (前川真行訳 (2012) 『社会問題の変容』 ナカニシヤ出版)

Paugam, S. (2000) *Le salarié de la précarité, les nouvelles forme de l'intégration professionnelle*, PUF.

Paugam, S. (2007) 'La solidarité organique à l'épreuve de l'intensification du travail et de l'instabilité de l'emploi', Paugam, S.(ed.) *Repenser la solidarité : l'apport des sciences sociales*, PUF. pp.379-396.

Schnapper, D. (1981) *L'épreuve du chômage*, Gallimard

Schnapper, D. (1999) *La compréhension sociologique*, PU

6 失業および不完全雇用が精神的健康に与える影響 —ソーシャル・サポートの調整効果—

大阪市立大学大学院文学研究科 田中宏明

要約

本研究では、失業・不完全雇用（非自発的パートタイム労働・賃金の低い仕事）が精神的健康に及ぼす影響が、ソーシャル・サポートにより緩衝されるかどうかを検討することを主な目的とした。日本での先行研究において検討されていなかった、機能別に捉えられたサポートの緩衝効果、不完全雇用の影響とそれに対するサポートの緩衝効果について検討を行った。失業・不完全雇用は経済的困窮の程度と孤独感を高め、特性自尊感情を低下させることを介して、うつ症状発症のリスクを高め、この媒介過程をソーシャル・サポートが調整すると予測した。

分析の結果、失業は経済的困窮感と孤独感の上昇、特性自尊感情の低下を介してうつ症状発症のリスクを高めるという媒介モデルが支持された。一方、不完全雇用は経済的困窮感を高め、自尊感情を低下させるものの、うつ症状発症リスクを高める直接の原因とはならないことが示された。サポートの指標として社会的ネットワークの広がり（同居家族の有無・友人数）と機能別のサポートのいずれを分析に用いた場合にも緩衝効果は示されず、この原因としてサポートの測定方法の問題が考えられた。単身世帯であることと友人数の少なさは、雇用状況とは独立にうつ症状発症リスクを高めており、社会的関係の複数の側面で不利な状況に置かれた人々において、うつ症状発症リスクが特に高いことが示唆された。

問題

1990年代以降、日本の経済システムは、それまでの大量生産・大量消費を特徴とする工業経済から、ニューエコノミーへと転換している（山田、2008）。ポスト工業社会では、IT化や機械化、知識産業化に伴って、高度な知識と技術を必要とする仕事の価値は増大するが、職業的な習熟を必要としない仕事の価値は低下し、労働の二極分化が生じる（山田、2004、2008）。この労働の二

極化により、経済的に不安定な立場に置かれた人々にとって、家族形成と維持が困難であることが指摘されている（山田、2004）。また、家族関係だけでなく、交友関係などの社会的関係の欠如と貧困の間に緩やかな相関が見られることも示されており（阿部、2007）、職業面で不安定であり、その他の社会的ネットワークも欠如した、複合的に不利な状況に置かれた人々の存在が考えられる。

これまでの研究では、失業や不完全雇用

は人々の精神的健康に影響を与え、抑うつ
のレベルを高めることが示されてきた (e.g.,
Dooley, Prause, & Ham-Rowbottom, 2000;
Paul & Moser, 2009)。本研究では、失業や
不完全雇用の影響が、社会的ネットワーク
が欠如し、ソーシャル・サポートを得にく
い場合に顕著に表れるのか、逆に、家族や
友人をはじめとする社会的ネットワークか
らサポートを得ることができる場合、不利
な雇用状況の影響を緩和することができる
のかを検討することを主な目的とした。

うつ病発症の機序

DSM-IV (American Psychiatric
Association, 2000 高橋・大野・染矢訳 2004)
によると、大うつ病性障害とは、抑うつ気
分または、ほとんどすべての活動における
興味または喜びの喪失のいずれかが、少な
くとも二週間存在することにより特徴づけ
られる臨床的経過である。この他にも、食
欲・体重・睡眠・精神運動性活動などの変
化、気力の減退、無価値感や罪責感、思考・
集中・決断の困難、自殺念慮・計画・企図
などの大うつ病エピソードのうち、四つ以
上の症状を伴う場合、大うつ病性障害と診
断される。

Gilbert (2001) は、個人がストレス状況に
置かれ、ストレスに対する防衛行動が
とられるものの、その防衛行動が効果的で
なく、ストレスが慢性化した場合にうつ症
状が表れると述べている。Lazarus &
Folkman (1984) はストレスを、“個人の資
源に負担をかける、または、その限界を超
えるものであり、個人の安寧を脅かすと評
価されるような個人と環境との関係”と定
義している。Lazarus & Folkman (1984) に

よると、人が様々な状況に直面した際、ま
ず、その状況が有害なものかどうか、どの
ような対処が可能かについての認知的評価
が行われ、その後、コーピングが行われる。
コーピングとは、“個人の資源に負担をかけ
る、またはその限界を超えると評価される、
外的・内的な要請に対応するための、認知
的・行動的な変容”のことである。コーピ
ングには、問題に対する感情的な反応を制
御しようとする情動対処型と、苦痛を引き
起こしている問題そのものに対処しようと
する問題解決型があり、コーピングを行う
ための資源の一つとして、ソーシャル・サ
ポートがある (Lazarus & Folkman, 1984)。

次に、うつ病発症の生理学的機序につい
て簡単に述べる。Wallenstein (2003 功刀
訳 2005) によると、ストレスを受けると、
視床下部 - 下垂体 - 副腎系 (HPA 系) が活
性化し、血中のグルココルチコイド量が増
加、交感神経系が活性化する。ストレスが
慢性化した場合、HPA 系と交感神経系の過
活動が生じ、セロトニン系の異常が生じる。
その結果、睡眠や食欲の障害、不安感、情
動処理の異常などの気分障害に見られる症
状が引き起こされる。また、グルココルチ
コイドの増加は神経細胞の樹状突起の再構
築や細胞死、神経新生の減少を引き起こし、
海馬 (記憶や学習に関わる部位) や、おそ
らく前頭前皮質 (実行機能や短期記憶に関
わる部位) の神経細胞の物理的構造の変化
を誘発すると考えられる。辺縁系や前頭前
皮質は報酬系の一部であり、この部分の異
常は無快楽症の原因となると考えられる

(Wallenstein, 2003 功刀訳 2005)。

Gilbert (2001) によると、ストレス状況に対
して二段階の反応過程があり、ストレスを

受けると、まず HPA 系が活性化し、防衛行動 (e.g., 闘争, 逃避, 回避, 服従, 援助要請) が生起するが、そのような防衛行動が妨害されたり、効果的でなく、ストレスが慢性化した場合にうつ症状が発症する。

社会的排斥・孤独感と抑うつ

近年では、集団から排斥され、社会的に孤立することがストレスサーとなり、うつ症状を発症させる原因となることが示唆されている (e.g., Cacioppo, Hughes, Waite, Hawkley, & Thisted, 2006; Williams, 2009)。Baumeister & Leary (1995) は、進化心理学的な観点から、狩猟採集の時代から現代に至るまで、集団に所属することは食料を獲得し、外敵から身を守り、生殖の機会を得る上で有利に働いてきたと考えている。進化の過程において、集団に所属する傾向を持つ個体は、単独で行動する傾向を持つ個体よりも生存の確率が高く、多くの子孫を残し、その結果、現代の人間は、他者との親密な関係を形成し、維持しようとする所属欲求を基本的欲求の一つとして持つようになったと考えられている

(Baumeister & Leary, 1995)。

社会的動物である人間にとって、集団から排斥されることは生存を維持する上で重大な危機となる。そのため、社会的排除を自動的に探知する仕組みも発達してきたと考えられている。Eisenberger, Lieberman, & Williams (2003) は、サイバーボールとよばれる、オンライン上でのボールトスゲームにおいて、実験参加者にのみ他者からボールがパスされず、阻害される状況に置かれた際に、身体的痛みを経験したときに活性化する前帯状皮質 (dorsal anterior

cingulate cortex; dACC) という部位が活性化することを明らかにした。この結果は、身体的痛みと社会的痛みは、それらの感情的経験をを行う共通の基盤を持つことを示しており、この社会的痛みは社会的に排斥されたことに対して生体に注意を向けさせるように機能していると考えられる。

Williams (2009) によると、社会的排斥を受けると、所属欲求、自尊欲求、統制欲求、存在の有意義性への欲求の 4 つの基本的欲求の充足が阻害される。排斥を受けた後、充足を阻害された欲求を再充足しようとする反応が見られるが、長期間に渡って排斥を受け続けた場合、対処資源が剥奪され、無力感やうつ症状が見られる (Williams, 2009)。このような反応は、Gilbert (2001) の想定するストレスに対する二段階の反応過程に合致するものである。DeWall, Gilman, Sharif, Carboni, & Rice (2012) は、高校生を対象に質問紙調査を行い、慢性的に他者から無視または排除されている者は、うつ症状を示すことを明らかにしている。

同様の知見は、孤独感についての研究からも得られている。孤独感 (loneliness) は、重要な対人関係が量的または質的に不十分であるときに生じる不快な経験であり、必ずしも客観的な社会的孤立とは同義ではなく、主観的な現象であると考えられている (Perlman & Peplau, 1981)。孤独感と抑うつは概念的にしばしば混同され、抑うつのレベルを測定する尺度 (e.g., the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale; CES-D, Radloff, 1977) にも孤独感に関する項目が含まれている。しかし、Cacioppo, Hawkley, Ernst, Burleson, Berntson, Nouriani, & Spiegel (2006) は、孤独感は受

容水準が低下していることに注意を向けさせ、他者との分離を解消するように機能すると考えており、抑うつとは異なり孤独感是不安を生起させることを実験的に示しており、因子分析を用いた調査研究においても、抑うつと孤独感が概念的に異なることを示している。そして、孤独感と抑うつの因果関係について、孤独感が抑うつの原因となっていることが、Cacioppo, Hughes, et al. (2006) の縦断調査の結果により示されている。Cacioppo, Hughes, et al. (2006) は、他の心理社会的変数（サポート、敵対性、ストレス）を統制した場合においても、孤独感が抑うつのレベルに有意な影響を与えていることを明らかにしている。

Williams (2009) は、阻害された基本的欲求の充足を再充足するための対処資源が奪われるために、うつ症状が表れると考えているが、他者から排斥されたときに知覚される社会的痛みがストレスナーとなり、抑うつのレベルを高める可能性も考えられる。Knack, Gomez, & Jensen-Campbell (2011) は、慢性的に社会的な痛みを経験することで、コルチゾールのベースラインが上昇すると述べており、Cacioppo & Hawkley (2003) は、知覚された社会的孤立（孤独感）そのものがストレスナーとなり、ネガティブな感情（不安、抑うつ）、ネガティブな反応（焦燥感、敵対性、信頼のなさ）、自己価値の低下を招き、これらが交感神経系、HPA 系の活性をもたらすと考えている。

特性自尊感情の低下とうつ

また、集団から排斥されることは、自尊感情の低下を通して抑うつのレベルを高める可能性も考えられる。Leary &

Baumeister (2000) は、ソシオメーター理論を提唱し、自尊感情が他者や集団からどの程度受け入れられているかについての、主観的なモニターとして機能すると述べている。最初にソシオメーター理論で着目されたのは状態自尊感情であったが、浦 (2010) は Leary (2004) と同様に、特性的な自尊心の水準は慢性的な被受容感の程度を意味すると考えている。

これまでの縦断的研究において、特性自尊感情の低下は抑うつのレベルを高めることが示されており (e.g., Orth, Robins, & Roberts, 2008)、Kuster, Orth, & Meier (2012) は、特性自尊感情の低さは反芻傾向を強め、その結果、抑うつのレベルを高めることを縦断調査の結果から示している。反芻は、“自己に対する脅威、権利の侵害、自己にとっての喪失により誘発される、自己についての何度も繰り返される思考”

(Trapnell & Campbell, 1999, p. 292) と定義される。反芻をするとき、抑うつ気分の原因や結果について思考が行われるが、これは現実的な問題解決を妨害し、その結果、抑うつのレベルを高めると考えられる

(Nolen-Hoeksema, Wisco, & Lyubomirsky, 2008)。

一方で、自尊感情が反芻傾向を強めることを示す実験的研究は現在のところ、ほとんど行われていないが、理論的には次のような過程が考えられる。自尊感情の低さは、他者からの評価が低く、所属欲求の充足が阻害された状態であることを示しており

(Leary & Baumeister, 2000)、基本的欲求の充足に対する脅威は反芻を引き起こし、持続させることから (Gold & Wegner, 1995)、慢性的に低い自尊感情は、自己に関

するネガティブな思考を引き起こすと考えられる (Kuster et al., 2012)。

失業がうつ症状を発症させるメカニズム

International Labour Office (2000, pp. 429) によると、失業 (unemployment) は次のように定義されている。「報酬が支払われる雇用または自営業についていない」、「報酬が支払われる雇用または自営業に就くことができる状態にある」、「報酬が支払われる雇用または自営業に就くための活動をしている」の三つの条件を満たしたときに、失業と判断される。Paul & Moser (2009) は、1950 年以降に行われた 237 の横断的研究を対象にメタ分析を行い、失業は、抑うつ、不安を高め、自尊感情と主観的ウェルビーイングを低下させることを示している。失業が抑うつを引き起こすのか、それとも、抑うつのレベルが高いために失業してしまうのかという、因果関係に関する問題があるが、Paul & Moser (2009) は 87 の縦断的研究についてメタ分析の結果から、精神的健康が失業の可能性を高める傾向はあるが、その影響よりも、失業が精神的健康を悪化させる傾向の方がはるかに強いことが示している。

近年では、雇用状況を失業と就業に二分分割するのではなく、幅広い連続体として捉える研究が行われている。不完全雇用

(underemployment) には、様々な定義があるが、Dooley et al. (2000) は、不完全雇用を非自発的なパートタイム労働と賃金の低い仕事と捉え、縦断調査において、完全雇用から不完全雇用に移行した人々の抑うつのレベルが高まることを示している。

次に、先行研究で考えられてきた失業が

うつ症状を発症させる過程について述べる。まず、考えられるのは、失業に伴う経済的困窮の影響である。Fryer (1992) は、人間を外界からの情報を取得し、予期や選択を行い、欲求に基づいた目標の達成のために行動する活動体と捉えている。失業に伴う経済的な剥奪は、将来の出来事を予測し、それに備えることを困難にし、そのために人間の主体性を損ねると考えられる (Fryer, 1992)。Feather (1997) は、経済的な剥奪は、基本的な欲求の充足と目標の達成を阻害するため、うつ症状を引き起こすと述べている。

一方で、Jahoda (1982) の剥奪理論では、雇用には顕在的な機能 (生活費を得る) の他に潜在的な機能があると考えられており、潜在的機能の剥奪も精神的健康の悪化に寄与すると考えられている。Jahoda (1982) の想定する雇用の潜在的な機能としては、生活リズムに構造を与えること、社会的な活動場面の拡張、集団的な目標を共有し活動に参加すること、地位やアイデンティティの付加がある。Paul, Geithner, & Moser (2009) は、質問紙調査によって Jahoda (1982) の剥奪理論の検証を行い、失業が抑うつの原因となり、この効果は、雇用の顕在的機能と潜在的機能の剥奪によって媒介されていることを示している。

ソーシャル・サポートの緩衝効果

本研究では、不利な雇用状況 (失業・不完全雇用) にある場合において、職業面以外の社会的ネットワークを持っているかどうかによって、雇用状況が精神的健康に与える影響が異なるかどうかを検討することを目的としている。先行研究では、ソーシ

ャル・サポートは、社会的ネットワークの広がり、密度、または、対人関係のもつ健康維持・促進のための複数の機能として捉えられており、後者の場合、ソーシャル・サポートは道具的サポートと情緒的サポートに分類される（浦、1992）。道具的サポートとは、何らかのストレスに苦しむ人にそのストレスを解決するのに必要な資源を提供したり、その人が自分でその資源を手に入れることができるような働きかけのことであり、情緒的サポートとは、ストレスに苦しむ人の傷ついた自尊心や情緒に働きかけてその傷を癒し、自ら積極的に問題解決に当たれるような状態に戻すような働きかけのことである（浦、1992）。

Cohen & Wills (1985) によると、ソーシャル・サポートはストレスが疾病を引き起こす過程において、二つの異なった点で影響を与える。第一の時点は、ストレスフル・イベントについての認知的評価をする時であり、他者が必要な資源を提供してくれると認識された場合、状況の深刻さが再評価、または個人の対処能力が高く知覚されるため、その出来事はストレスフルであると評価されにくい。第二の時点は、ストレスが疾病を引き起こす段階である。ソーシャル・サポートは、問題の解決方法の提供、知覚された問題の重要性の低下、神経系のストレス反応の抑制、健康行動の促進を通して、ストレス評価の影響を緩和する（Cohen & Wills, 1985）。

失業と不完全雇用の影響をソーシャル・サポートが緩和するかを検討した研究として、次のようなものがある。Bolton & Oatley (1987) は縦断調査を行い、失業した場合においても、一度目の調査で親しい人物との

接触時間が長い者ほど、二度目の調査での抑うつレベルは低いことを示している。Atkinson, Liem, & Liem (1986) は、縦断研究の結果、二度目の調査のいずれの時点においても、家族の団結性を高く認知している者ほど、失業に伴う抑うつレベルの上昇がみられにくいことを示している。また、Dooley et al. (2000) は、失業、不完全雇用の場合でも、婚姻関係を有している場合はその影響が緩和されることを示している。日本における、失業が精神的健康に与える影響についての心理学的研究は、主に2000年以降に行われており（高橋、2010）、失業の影響に対するソーシャル・サポートの調整効果を検討した研究として、新實・廣岡（2001）がある。新實・廣岡（2001）では、失業者の抑うつレベルは就労者よりも有意に高く、また、同居家族の有無は単独で抑うつレベルの影響を及ぼし、単身世帯である場合の方が抑うつレベルが高いことが示されたものの、失業の影響に対する同居家族の有無の調整効果は認められなかった。ただし、新實・廣岡（2001）においては機能別に測定されたサポートの調整効果は検討されていない。

本研究

日本において、失業が精神的健康に与える影響と、それに対するソーシャル・サポートの調整効果を検討した新實・廣岡（2001）からは約10年が経過しており、機能別に測定されたサポートの調整効果は検討されていなかったことから、本研究では、社会的ネットワークの測度だけでなく、機能別のサポートの測度を用いた検討を行うことにした。また、失業だけでなく、不完全雇用

が精神的健康に与える影響と、それに対するソーシャル・サポートの調整効果についても検討することにした。

本研究では、失業がうつ症状を発症させる過程について、失業は経済的な剥奪を引き起こすだけでなく、孤独感を高め、特性自尊感情を低下させることを介して、うつ症状を発生させると予測した。Jahoda (1982) の剥奪理論における雇用の潜在的機能のうち、社会的な活動場面の拡張、集団的な目標を共有し活動に参加することの二つの機能は、社会的な参加に密接に関わるものであり、集団から疎外されたり、社会的に孤立していると知覚することは、抑うつのレベルを高めることが明らかになっている (Cacioppo, Hawley, et al., 2006; Williams, 2009)。また、地位やアイデンティティの付加は自尊感情の維持に関わるものであり、自尊感情の低下は抑うつのレベルを高めることが示されている (Kuster et al., 2012)。Paul, Geithner, et al. (2009) は、質問紙調査によって雇用の顕在的機能（経済的な困窮感）と潜在的機能の剥奪が、失業の影響を媒介することを示しているが、潜在的機能は合成変数で測定されており、各機能の固有の効果は明らかにされていない。孤独感の上昇や自尊感情の低下が抑うつのレベルを高めることを示す多くの研究があることから、本研究では経済的困窮と孤独感、特性自尊感情が失業がうつ症状発症リスクを高める過程を媒介すると予測した。経済的困窮の程度は主観的な指標として経済的困窮感、客観的な指標として等価世帯収入を用いて測定することにした。

不完全雇用が抑うつを引き起こす過程については、Dooley et al. (2000) において詳

しく検討されていない。不完全雇用は失業と同様に、経済的な困窮感を高めると考えられ、賃金が低いことは他者評価が低いと知覚されることにつながり、自尊感情を低下させると考えられる。また、パートタイム労働者や賃金の低い労働者は周辺的な労働者と考えられ、雇用の持つ地位やアイデンティティの付加という潜在機能が十分に働いておらず、完全雇用者に比べて自尊感情が低いと予測される。一方で、失業者とは異なり、社会的な活動には参加していることから、孤独感への影響は見られないと考えられる。以上より、不完全雇用は、経済的な剥奪と自尊感情の低下を介して、うつ症状発症リスクを高めると予測した。

ソーシャル・サポートの緩衝効果についての検討では、社会的ネットワークの測度と機能別のサポートの測度の両方を用いることにした。社会的ネットワークの測度としては、同居家族の有無と友人数を使用した。日本では、欧米に比べて親との同居率が高く、年収の低い若者が結婚を控えて親と同居する傾向が強いため (宮本, 2008)、婚姻形態の有無ではなく、同居家族の有無の調整効果を検討することにした。機能別のサポートの測度としては、道具的サポートと情緒的サポートの授受の有無を用いた。先述した、失業と不完全雇用がうつ症状を発症させる過程を、ソーシャル・サポートが調整すると予測し、この予測について調整された媒介モデル (cf. Edwards & Lambert, 2007) を用いて検討することにした。ソーシャル・サポートは、ストレス評価を行う際と、ストレス評価が疾病を引き起こす段階の二つの時点で影響を与えることから (Cohen & Wills, 1985)、ソーシャ

ル・サポートが図1のように、二つの段階で調整効果を持つと予測した。サポートが緩衝効果を持つには、ニーズとサポートが適合している必要があることから (Cohen & Wills, 1985)、機能別のサポートの測度を用いた場合、経済的困窮感に対しては道具的サポート、孤独感・自尊感情に対しては情緒的サポートが調整効果をもつと予測した (図1)。

方法

データ

分析には、2011年に実施された「大阪市民の社会生活と健康に関する調査」のデータを用いた。就労者と失業者のみを分析対象とし、分析に用いる変数において欠損値の無い1849名のデータを使用した ($M_{age} = 43.74$ 、 $SD = 11.22$)。

分析課題と使用した変数

失業と不完全雇用が、経済的困窮と孤独感の上昇、特性自尊感情の低下を介して、うつ症状発症リスクを高め、この媒介過程をソーシャル・サポートが調整するという調整された媒介モデルを検証するために、以下の変数を用いた。分析に使用した離散変数の度数分布を表1-1に示した。離散変数については、特に断りの無い場合、コントラスト・コーディングを行い、分析に使用した (cf. Cohen, Cohen, West, & Aiken, 2003)。

年齢 うつ症状と年齢との関係は必ずしも直線的ではないため (中川・高林・高橋・多田羅, 1998; 中村, 2000)、カテゴリカル変数として分析に使用した。回答者の年齢

が25~64歳であったため、10歳区切りで4水準に分割し、25~34歳を基準カテゴリーとしてダミー・コーディングを行った。

雇用状況 「あなたは、ふだん何か収入になる仕事をしていますか」という問いに対して、「仕事をしている」と回答した者を就労者、「求職中である」と回答した者を失業者とした。Dooley et al. (2000) を参考に、就労者のうち、本人収入が生活保護基準の1.25倍に満たない者、または、一週間あたりの労働時間が35時間未満であり、その理由を「フルタイムの仕事を見つけられなかったから」と回答した者を不完全雇用群、それ以外の者を完全雇用群とした¹⁾。雇用状況を表す二つのコントラスト変数を設定した。 C_1 は失業者と就労者を比較するコントラスト変数であり、失業者を0.66、不完全雇用者と完全雇用者を、それぞれ-0.33とコーディングした。 C_2 は就労者内で不完全雇用者と完全雇用者を比較する変数であり、不完全雇用者を0.5、完全雇用者を-0.5、失業者を0とコーディングした。

機能別のサポートの測度 「あなたは過去6カ月の間に、以下のことで助けたり、助けてもらった (もらっている) ことはありますか」という問いに対して、「お金や食事、服などをあげた (もらった)」と「日常生活のなかでのちょっとした手助け」のどちらかの項目で「ある」と回答した者を道具的サポートあり、どちらの項目でも「ない」と回答した者を道具的サポートなしとした。また、「精神的・感情的なサポート」の項目で「ある」と回答した者を情緒的サポートあり、「ない」と回答した者を情緒的サポートなしとした。

うつ症状の有無 プライマリ・ケアにお

いて精神障害の診断に利用される、Primary Care Evaluation of Mental Disorders Procedure (PRIME-MD; Spitzer, Williams, Kroenke, Linzer, deGruy, Hahn, Brody, & Johnson, 1994) のうつ症状の有無を測定する二項目、「この1カ月間、気分が沈んだり、ゆううつな気持ちになることがよくありましたか」、「この1カ月間、どうしても物事に対して興味がわからない、あるいは心から楽しめない感じがよくありましたか」を使用し、どちらの項目にも「はい」と回答した者を「うつ症状あり」と判断した。この調査方法は簡略なものではあるが、うつ症状の有無を十分に弁別できることが示されている (Whooley, Avins, Miranda, & Browner, 1997)。

次に、分析に使用した連続変数について説明する。連続変数の記述統計を表 1-2 に示した。

教育年数 最終学歴となる学校を中退した、または在学中の者については、最終学歴の一つ下の学校までの教育年数を用いた。

孤独感 「あなたは現在、孤独を感じるがありますか」という質問に対する選択肢「1 いつも孤独を感じている」、「2 たまに孤独を感じている」、「3 あまり孤独を感じない」、「4 まったく孤独を感じない」の逆転項目を用いた。

特性自尊感情 Rosenberg (1965) の特性自尊感情尺度の邦訳版 (山本・松井・山成、1982) から 5 項目を使用した²⁾。回答は 4 件法で行った。このサンプルにおいて十分な内的整合性を持つことが確認され ($\alpha = .77$)、 α 係数を下げている項目はみられなかった。

経済的困窮感 「あなたの現在の暮らし

向きはどのようなものですか」という質問に対する選択肢「1 苦しい」から「5 とても豊か」の逆転項目を用いた。

等価世帯所得 世帯収入を世帯人数の平方根で除した値を用いた。経済的困窮感と等価世帯所得の間には、 $r = -.51$ ($p < .001$) の有意な相関が見られた。

結果

ソーシャル・サポートの調整効果

まず、うつ症状の有無について、ロジスティック回帰分析を行った。雇用状況と社会的ネットワークの測度 (同居家族の有無、友人数)、統制変数として、性別、年齢、教育年数を投入したモデル (表 2-1, Model 1) では、雇用状況 C_1 の効果が有意であり、就労者に比べて失業者の方がうつ症状発症のリスクが高いことが示された ($OR = 2.25$, 95% CI [1.45, 3.50])。一方、雇用状況 C_2 の効果は有意でなく、不完全雇用群と完全雇用群の間にうつ症状発症リスクの差はみられなかった ($OR = 0.87$, 95% CI [0.62, 1.22])。また、同居家族の有無と友人数の効果が有意であり、社会的ネットワークを有している者の方が、うつ症状発症のリスクは低いことが示された (順に、 $OR = 0.64$, 95% CI [0.48, 0.83]; $OR = 0.84$, 95% CI [0.80, 0.88])。次に、社会的ネットワークの測度で捉えたサポート (同居家族の有無、友人数) の調整効果についての検討を行った。Model 1 での説明変数に加えて、雇用状況と同居家族の有無、友人数の交互作用項を投入したが (Model 2, 3)、いずれの交互作用も有意でなく、社会的ネットワークの測度で捉えられたサポートの調整効果は示

されなかった。

次に、機能別のサポートの調整効果について検討を行った。Model 1 の説明変数に加えて、道具的サポートと情緒的サポートを投入したところ（表 2-2、Model 4）、情緒的サポートの効果が有意であり、情緒的サポートを受けているほど、うつ症状発症のリスクが高いことが示された。さらに、雇用状況と機能別のサポートとの交互作用項を投入したが（Model 5）、いずれの交互作用項も有意ではなく、機能別に捉えたサポートの調整効果も示されなかった。

媒介過程についての検討

社会的ネットワークの測度、機能別のサポートの測度のどちらを用いた場合にも、ソーシャル・サポートの緩衝効果は認められなかったため、以下の分析では、失業が経済的困窮感と孤独感を高め、自尊感情を低下させることを介して、うつ症状発症のリスクを高めるという媒介過程についての検討を行うことにした。まず、経済的困窮感についての重回帰分析を行ったところ

（表 3-1）、雇用状況 C_1 の効果が有意であり、就労者に比べて失業者の方が経済的困窮感が高いことが示された。また、雇用状況 C_2 の効果も有意であり、完全雇用群よりも不完全雇用群の方が経済的困窮感が高いことが示された。等価世帯収入について、同じ説明変数を用いて分析を行ったところ（表 3-1）、経済的困窮感についての分析と同様の結果が見られた。

孤独感と特性自尊感情についても、同様の分析を行った（表 3-2）。いずれの分析においても雇用状況 C_1 の効果が有意であり、就労者よりも失業者の方が孤独感が高く、

自尊感情が低いことが示された。また、特性自尊感情においては雇用状況 C_2 の効果が有意であり、完全雇用群に比べて不完全雇用群の方が自尊感情が低いことが示された。また、いずれの分析においても、同居家族の有無と友人数の効果が有意であり、単身世帯である場合や友人数が少ないほど、孤独感が高く、特性自尊感情が低いことが示された。

最後に、うつ症状の有無について、説明変数に媒介変数（経済的困窮感、等価世帯収入、孤独感、特性自尊感情）を追加した分析を行った（表 3-3）。経済的困窮の主観的な指標として経済的困窮感を投入した場合（Model 1）、客観的な指標として等価世帯収入を投入した場合（Model 2）に分けて分析を行った。孤独感と特性自尊感情の効果はどちらのモデルにおいても有意であり、孤独感が高く、特性自尊感情が低いほど、うつ症状発症のリスクは高いことが示された。経済的困窮感の効果は有意であり、現在の暮らし向きが苦しいと感じている人ほど、うつ症状発症のリスクは高いことが示された。しかし、等価世帯収入の係数は負の値をとったものの、その効果は有意ではなかった（ $p = .20$ ）。

経済的困窮感を説明変数とした場合において（Model 1）、媒介効果が有意であるかどうかを、ブートストラップ法により検証した。使用した分析ツールは、PROCESS（Hayes, 2013）である。分析の結果、三変数全体での媒介効果が有意であり（ $B = 0.443$, 95% CI [0.231, 0.653]）、経済的困窮感（ $B = 0.107$, 95% CI [0.030, 0.200]）、孤独感（ $B = 0.169$, 95% CI [0.033, 0.315]）、特性自尊感情（ $B = 0.167$, 95% CI [0.079, 0.290]）の個々の媒介効果も有意であることが示された³⁾。媒介変数を投入した場合においても雇用状況 G_1 は有意であり、これらの媒介変数が失業の影響を部分的に媒介し、うつ病発症リスクを高めることが示された。

考察

本研究では、労働の二極化に伴い、職業

面で不安定な状況に置かれた人々の社会的ネットワークが弱体化する傾向のみられる現状において（山田、2004；阿部、2007）、失業または不完全雇用が精神的健康に与える影響が、社会的ネットワークが欠如し、ソーシャル・サポートを得られにくい人々において顕著にみられるのか、逆に、ソーシャル・サポートが得られる場合は、その影響が緩和されるのかについて検討した。

本研究では、失業は経済的困窮の程度と孤独感を高め、特性自尊感情を低下させることを介して、うつ症状の発症リスクを高め、不完全雇用は孤独感には影響を与えないものの、経済的な困窮と自尊感情の低下を招き、うつ症状発症リスクを高めると予測した。そして、この媒介過程をソーシャル・サポートが調整し、ソーシャル・サポートが得られる場合は失業や不完全雇用が精神的健康に与える影響が緩和されると予測した。

分析の結果、失業が経済的困窮感と孤独感の上昇、特性自尊感情の低下を介して、うつ症状発症のリスクを高めるという媒介モデルは支持された。失業は人々を経済的に困窮させ、基本的な欲求の充足と目標の達成を阻害する一方で（Feather, 1997）、社会的に孤立しているという感覚をもたらし、自尊感情を低下させ、結果的にうつ病発症リスクを高めると考えられる。

しかし、失業の影響は、社会的ネットワークの測度と機能別のサポートの測度のいずれを用いた場合においても、ソーシャル・サポートによって調整されないことが示された。この結果は、社会的ネットワークの測度（同居家族の有無）の緩和効果がみられないことを示した新實・廣岡（2001）

の結果と一致するものである。この原因として、ソーシャル・サポートの測定方法の問題が考えられるが、これについては後で考察する。同居家族の有無と友人数は、雇用状況とは独立にうつ症状発症リスクに影響を及ぼしており、複合的に不利な状況に置かれた人々においては、失業の影響に加え、その他の社会関係の欠如の影響が加算され、うつ症状発症のリスクが特に高まっていると考えられる。

不完全雇用によるうつ症状発症リスクの上昇と、不完全雇用とソーシャル・サポートとの交互作用は認められず、Dooley et al. (2000) の結果は再現されなかった。Dooley et al. (2000) では、うつ症状の指標は連続変数として測定されているが、本研究では二値変数として測定し、ロジスティック回帰分析を用いて分析している。また、Dooley et al. (2000) は縦断調査を行い、完全雇用から失業または不完全雇用に移行した人々を対象とし、一度目の調査時の抑うつのレベルの影響を統制した上で分析を行っており、こうした方法上の相違が原因となっている可能性が考えられる。一方で、不完全雇用は経済的困窮感を高め、自尊感情を低下させることが示された。賃金が低いことは他者評価が低いと知覚され、また、中心的な仕事に携わる機会が少ないことは地位やアイデンティティの付加といった潜在機能が働かないことから、自尊感情が低下すると考えられる。本研究では不完全雇用のもたらし経済的な困窮の影響に焦点を当てたが、雇用の不安定性が抑うつのレベルを高め

(Meltzer, Bebbington, Brugha, Jenkins, McManus, & Stansfeld, 2010)、一時的な雇用就く者の方が常時雇用者よりも抑うつ

のレベルが高いことを示す研究もあり

(Hammarström, Virtanen, & Janlert, 2010)、雇用の不安定性の及ぼす影響についても着目する必要があると考えられる。

ソーシャル・サポートの測定の問題

ソーシャル・サポートの緩衝効果が示されなかった原因として、ソーシャル・サポートの測定の問題が考えられる。Cohen & Wills (1985) によると、ソーシャル・サポートによる緩衝が生じるには、対処に必要な資源と利用可能なサポートが適合していることが必要である。社会的ネットワークの測度で測定される友人数などの変数は、他者から受容されているという感覚、さらには自尊心や不安感に影響を与えるが、これらはストレスとは無関係に抑うつのレベルに影響する(浦, 1992)。つまり、社会的な統合の度合いと複数の機能として捉えられたサポートの影響は、社会的資源が健康に影響を与える異なったメカニズムを反映している(Cohen & Wills, 1985)。本研究においても、同居家族の有無と友人数は不利な雇用状況(失業・不完全雇用)とは無関係に、うつ病発症リスクに影響を与えることが示されている。

また、過去に他者から受けたサポートを測定した場合、サポートの指標と心理的な苦悩の強さが相関し、ストレスの影響に対するサポートの調整効果が検出されにくいことも指摘されている(Cohen & Wills, 1985)。本研究においても、情緒的サポートの授受があったと回答した者ほど、うつ症状発症のリスクが高いという結果が示されている。さらに、本研究では回答者に対して行われたサポートと、回答者が他者に行ったサポートを混同して測定しており、研

究目的に適していなかったと考えられる。Cohen & Wills (1985) は、ソーシャル・サポートの調整効果を検出するためには、サポートの利用可能性を機能別に測定することが望ましいと述べており、今後の研究ではサポートの測定方法を変更する必要があると考えられる。さらに、研究に用いたサンプルのうち、失業者の占める割合は約6%であり、就労者に比べて非常に少なく、交互作用が検出されにくかったとも考えられ、サンプル数の問題を改善することが求められる。

引用文献

- 阿部 彩 (2007). 日本における社会的排除の実態とその要因 季刊・社会保障研究、43、27-40.
- American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorder. 4th ed. Text Revision: DSM-4-TR*. Washington, DC: American Psychiatric Association. (高橋三郎・大野 裕・染矢俊幸 (訳) (2004). DSM-4-TR 精神疾患の診断・統計マニュアル 新訂版 医学書院)
- Atkinson, T., Liem, R., & Liem, J. H., (1986). The social costs of unemployment: implications for social support. *Journal of Health and Social Behavior*, 27, 317-331.
- Baumeister, R. F., & Leary, M. R. (1995). The need to belong: desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. *Psychological Bulletin*, 117, 497-529.
- Bolton, W., & Oatley, K. (1987). A longitudinal study of social support and depression in unemployed men. *Psychological Medicine*, 17, 453-460.
- Cacioppo, J. T., & Hawkley, L. C. (2003). Social isolation and health, with an emphasis on underlying mechanisms. *Perspectives in Biology and Medicine*, 46, S39-S52.
- Cacioppo, J. T., Hawkley, L. C., Ernst, J. M., Burleson, M., Berntson, G. G., Nouriani, B., & Spiegel, D. (2006). Loneliness within a nomological net: an evolutionary perspective. *Journal of Research in Personality*, 40, 1054-1085.
- Cacioppo, J. T., Hughes, M. E., Waite, L. J., Hawkley L. C., & Thisted, R. A. (2006). Loneliness as a specific risk factor for depressive symptoms: cross-sectional and longitudinal analyses. *Psychology and Aging*, 21, 140-151.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*. 3rd ed. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cohen, S., & Wills, T. A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*, 98, 310-357.
- DeWall, C. N., Gilman, R., Sharif, V., Carboni, I., & Rice, K. G. (2012). Left out, sluggardly, and blue: Low

- self-control mediates the relationship between ostracism and depression. *Personality and Individual Differences*, 53, 832-837.
- Dooley, D., Prause, J., & Ham-Rowbottom, K. A. (2000). Underemployment and depression: longitudinal relationships. *Journal of Health and Social Behavior*, 41, 421-436.
- Edwards, J. R., & Lambert, L. S. (2007). Methods for integrating moderation and mediation: a general analytical framework using moderated path analysis. *Psychological Method*, 12, 1-22.
- Eisenberger, N. I., Lieberman, M. D., & Williams, K. D. (2003). Does rejection hurt? An fMRI study of social exclusion. *Science*, 302, 290-292.
- Feather, N. T. (1997). Economic deprivation and the psychological impact of unemployment. *Australian Psychologist*, 32, 37-45.
- Fryer, D. (1992). Psychological or material deprivation: Why does unemployment have mental health consequences? In E. McLaughlin (Ed.), *Understanding unemployment: new perspectives on active labour market policies*. London, UK: Routledge. pp. 103-125.
- Gilbert, P. (2001). Depression and stress: a biopsychosocial exploration of evolved functions and mechanisms. *Stress*, 4, 121-135.
- Gold, D. B., & Wegner, D. M. (1995). Origins of ruminative thought: trauma, incompleteness, nondisclosure, and suppression. *Journal of Applied Social Psychology*, 25, 1245-1261.
- Hammarström, A., Virtanen, P., & Janlert, U. (2010). Are the health consequences of temporary employment worse among low educated than among high educated? *European Journal of Public Health*, 21, 756-761.
- Hayes, A. F. (2013). *An introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. New York, NY: Guilford Press.
- International Labour Office (2000). *Yearbook of labour statistics*. 58th issue. Geneva, Switzerland: International Labour Office. pp. 429.
- 石黒 格・村上史朗 (2007). 関係性が自己卑下的自己呈示に及ぼす効果 社会心理学研究、23、33-44.
- Jahoda, M. (1982). *Employment and unemployment: a social-psychological analysis*. New York, NY: Cambridge University Press.
- Knack, J. M., Gomez, H. L., & Jensen-Campbell, L. A. (2011). Bullying and its long-term health implications. In G. MacDonald & L. A. Jensen-Campbell (Eds.), *Social pain: neuropsychological and health implications of loss and exclusion*. Washington, DC: American Psychological Association. pp.

- 215-236.
- Kuster, F., Orth, U., & Meier, L. L. (2012). Rumination mediates the prospective effect of low self-esteem on depression: a five-wave longitudinal study. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 38, 747-759.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York, NY: Springer.
- Leary, M. R. (2004). The sociometer, self-esteem, and the regulation of interpersonal behavior. In R. F. Baumeister & K. D. Vohs (Eds.), *Handbook of self-regulation: research, theory, and applications*. New York, NY: Guilford Press. pp. 373-391.
- Leary, M. R., & Baumeister, R. F. (2000). The nature and function of self-esteem: sociometer theory. In M. P. Zanna (Ed.), *Advances in experimental social psychology*. Vol.32. San Diego, CA: Academic Press. pp. 1-62.
- Meltzer, H., Bebbington, P., Brugha, T., Jenkins, R., McManus, S., & Stansfeld, S. (2010). Job insecurity, socio-economic circumstances and depression. *Psychological Medicine*, 40, 1401-1407.
- 宮本みち子 (2008). 雇用流動化の下での家族形成—崩壊する若年層の「近代家族」形成基盤— 船橋恵子・宮本みち子 (編) 雇用流動化のなかの家族：企業社会・家族・生活保障システム ミネルヴァ書房 pp. 79-98.
- 中川裕子・高林弘の・高橋進吾・多田羅浩二 (1998). 都市住民の主観的ストレスと健康指標に関する調査研究—大阪府S市基本健康診査受診者の男女別・年齢階級別検討— 日本衛生学雑誌、53、407-419.
- 中村健二 (2000). 地域住民における抑うつ度と不安度の年齢分布に関する研究 慶應医学、77、263-270.
- 新實千恵里・廣岡秀一 (2001). 失業者におけるソーシャルサポートの身体的・精神的健康への影響 三重大学教育学部研究紀要、52、243-255.
- Nolen-Hoeksema, S., Wisco, B. E., & Lyubomirsky, S. (2008). Rethinking rumination. *Perspectives on Psychological Science*, 3, 400-424.
- Orth, U., Robins, R. W., & Roberts, B. W. (2008). Low self-esteem prospectively predicts depression in adolescence and young adulthood. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95, 695-708.
- Paul, K. I., Geithner, E., & Moser, K. (2009). Latent deprivation among people who are employed, unemployed, or out of the labor force. *The Journal of Psychology*, 143, 477-491.
- Paul, K. I., & Moser, K. (2009). Unemployment impairs mental health: meta-analyses. *Journal of Vocational Behavior*, 74, 264-282.
- Perlman, D. & Peplau, L. A. (1981). Toward a social psychology of loneliness. In S. Duck & R. Gilmour

- (Eds.), *Personal relationships*. Vol. 3. London, UK: Academic Press. pp. 31-56.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: a self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1, 385-401.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- 生活保護手帳：2011年度版（2011）. 中央法規出版 pp. 82.
- Spitzer, R. L., Williams, J. B. W., Kroenke, K., Linzer, M., deGruy, F. V. 3rd, Hahn, S. R., Brody, D., & Johnson, J. G. (1994). Utility of a new procedure for diagnosing mental disorders in primary care. *The Journal of the American Medical Association*, 272, 1749-1756.
- 高橋美保（2010）. 中高年の失業体験と心理的援助—失業者を社会につなぐために— ミネルヴァ書房
- Trapnell, P. D., & Campbell, J. D. (1999). Private self-consciousness and the five-factor model of personality: distinguishing rumination from reflection. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76, 284-304.
- 浦光博（1992）. 支えあう人と人—ソーシャル・サポートの社会心理学— サイエンス社
- 浦光博（2010）. 自己概念と自尊心 浦光博・北村英哉（編）個人の中の社会 誠信書房 pp. 172-195.
- Wallenstein, G. (2003). *Mind, stress, and emotions: the new science of mood*. Boston, MA: Commonwealth Press.
- （功刀 浩（訳）（2005）. ストレスと心の健康：新しいうつ病の科学 培風館）
- Whooley, M. A., Avins, A. L., Miranda, J., & Browner, W. S. (1997). Case-finding instruments for depression: Two questions are as good as many. *Journal of General Internal Medicine*, 12, 439-445.
- Williams, K. D. (2009). Ostracism: a temporal need-threat model. In M. P. Zanna (Ed.), *Advances in experimental social psychology*. Vol. 41. London, UK: Elsevier. pp. 275-314.
- 山田昌弘（2004）. 希望格差社会 筑摩書房
- 山田昌弘（2008）. 経済と家族—不安定化の始まり— 船橋恵子・宮本みち子（編）雇用流動化のなかの家族：企業社会・家族・生活保障システム ミネルヴァ書房 pp. 11-32.
- 山本真理子・松井 豊・山成由紀子（1982）. 認知された自己の諸側面の構造 教育心理学研究、30、64-68.

脚注

- 1) Dooley et al. (2000) は、週給が米国国勢調査局の発表する貧困線の 1.25 倍に満たない者を賃金の低い労働者とみなしている。日本では国民貧困線が定められていないため、2011年の大阪市における 20~40 歳単身世帯の生活保護基準額(月額 83700 円;生活保護手帳、2011、

pp. 82) を代用した。

(2007)と同じ項目を選出し、使用した。

2) Rosenberg (1965) の自尊感情尺度を用いて大規模調査を行った、石黒・村上

3) 95%信頼区間に0が含まれない場合、媒介効果が5%水準で有意と判断する。

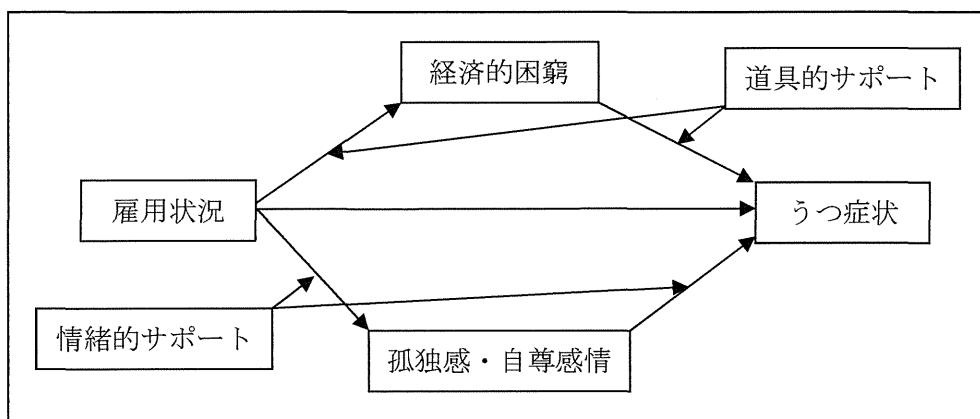


図 1. 調整された媒介モデル

表 1-1. 離散変数の度数分布

変数名	水準 (コーディング)	度数 (%)
性別	女性 (-0.5)	961 (52.0)
	男性 (0.5)	888 (48.0)
年齢	25-34	471 (25.5)
	35-44	532 (28.8)
	45-54	448 (24.2)
	55-64	398 (21.5)
雇用状況	完全雇用	1374 (74.3)
	不完全雇用	363 (19.6)
	失業	112 (6.1)
同居家族の有無	単身世帯 (-0.5)	434 (23.5)
	同居家族あり (0.5)	1415 (76.5)
道具的サポート	なし (-0.5)	652 (35.3)
	あり (0.5)	1197 (64.7)
情緒的サポート	なし (-0.5)	935 (50.6)
	あり (0.5)	914 (49.4)
うつ症状	なし	1504 (81.3)
	あり	345 (18.7)