

個人的／全般的対人関係における受容感・排斥感が 主観的社会不安に及ぼす影響

研究代表者
静岡大学人文学部
橋本 剛

1.問題と目的

現代日本社会において、犯罪や治安という観点での社会安全に不安を抱いている人は少なくない。たとえば内閣府による過去5年間の「社会意識に関する世論調査」において、治安が悪い方向に向かっていると思う人は、平成18年38.3%、平成19年35.6%、平成20年31.6%、平成21年32.8%、平成22年25.2%であり、一時期よりは減少傾向にあるものの、全般的に治安が悪化していると認識している人が多い状態は2010年においても継続している(島田, 2011)。また、内閣府(2006)が平成18年に実施した「治安に関する世論調査」においても、現在の日本は安全・安心な国かという問いに対して「そう思う」とする者は46.1%であったのに対して、「そう思わない」とする者は52.5%と上回っている。また、ここ10年間で治安は「良くなったと思う」が11.3%であるのに対して、「悪くなったと思う」が84.3%と大きく上回っている。

これらの治安に関する主観的認識が、客観的な社会状況を反映しているとは限らない。しかし、たとえそれが現実と合致していなくても、個人の主観的認識が、やがてその認識に合致する現実を生じさせるという「予言の自己成就」に類する現象は、犯罪不安においても生じうる。たとえば島田(2011)は、近隣社会における犯罪不安の広

まりが、街路や公園といった公共空間の利用者減少につながり、それが自然な監視やインフォーマルな社会統制機能(マナー違反を冒す他者への注意など)を損ない、最終的に犯罪や秩序違反行為が助長されるというネガティブ・フィードバック効果の存在を指摘している。したがって、犯罪不安を抑制して社会安全を促進するためには、それらの客観的事実を把握するのみならず、その主観的認知の実態を把握し、必要に応じてその改善策を検討することもまた、「予言の自己成就」の可能性を低減すると同時に、人々の心理的安寧を高めるために重要であろう。

それでは、社会安全や犯罪不安に関する個人の主観的認識は、どのような要因によって規定されるのであろうか。まず第1に、犯罪不安は性別、年齢などのデモグラフィック要因(個人属性、社会的属性とも言う)によって異なることが指摘されている(島田, 2011)。たとえば日米における犯罪リスク知覚について検討した阪口(2008)によれば、アメリカでは女性、高齢層、低収入層という身体的・社会的に脆弱な立場の人々において犯罪リスク知覚が高い傾向にあるが、日本では若年女性、幼い子どもがいる男性、高学歴女性の犯罪リスク知覚が高い傾向にある。

第2に、マスメディアなどの影響も無視できない。たとえば、幼児を持つ母親の犯罪不安に対する犯罪情報の影響について検討した荒井・藤・吉

田 (2010) は、マスメディアやインターネットの犯罪情報への接触が、視聴内容のインパクトを介して、社会の治安悪化認知や治安悪化に対する不安、家族の被害リスク認知や被害に対する不安を高め、楽観的認知を抑制することを見いだしている。内閣府 (2006) においても、治安に関する情報の入手方法としては「テレビ・ラジオ」(95.5%)、「新聞」(81.1%)が、「家族や友人との会話など」(38.4%)を大きく上回っている。これらマスメディアやインターネットにおける犯罪報道の影響力については、これまでもさまざまな形で指摘・検討されている。

それらに加えて第3の要因として、家族や友人といった身近な対人関係も、主観的認識の規定因として、一定の影響力を有している可能性が想定される。たとえば先述の荒井他 (2010) においても、他者からの被害伝聞が楽観的認知を直接的に抑制することが指摘されている。また、内閣府 (2006) の調査において、「治安が悪くなった」と思う人にその理由を尋ねたところ、「来日外国人による犯罪が増えたから」(55.1%)がもっとも高く、次いで「地域社会の連帯意識が希薄になったから」(49.0%)、「青少年の教育が不十分だから」(48.1%)の順となっている。もちろん、これらの要因が社会安全の客観的指標とどのように関連しているかは別途検討すべき課題であるが、少なくとも主観的認知においては、身近な対人関係の希薄化や不透明性が、社会安全認知と連動しうることを、これらのデータは示唆している。本研究では、この身近な対人関係が社会安全の主観的認知に及ぼす影響について着目する。

身近な対人関係が社会安全の主観的認知に影響する道筋としては、少なくとも3つの経路が想定される。第1は、身近な対人関係が、社会安全に関する情報の入手源として機能するという予防的側面である。たとえば齋藤・島田・原田 (2008)

は、小学生の児童を持つ家庭を対象とした社会調査から、ソーシャル・サポートが不足している家庭では子どもの被害防止に関する情報を入手しづらいことを指摘している。第2は、身近な対人関係が、社会安全にまつわる問題に直面したときのサポート源として機能するという対処的側面である。すなわち、人間は支え合うものであるという支援的人間観や、身近な対人関係におけるサポート利用可能性を高く評価していれば、たとえ個人の安全を脅かしかうる出来事に直面しても、周囲からのサポートによる効果的な問題解決の可能性が高く見積もられることによって、主観的な社会安全感覚は維持されるであろう。そして第3は、サポートティブな対人関係が直接的もしくは間接的に犯罪や非行を抑制することによって社会安全に寄与するという側面である。家族と地域のいずれかがサポートティブであれば非行頻度が抑制される (小林, 2003)、協調的な知人の存在や一般的信頼などの社会関係資本が協力的行動を促進して犯罪被害を抑制する (高木・辻・池田, 2010)、社会関係資本が脆弱であるほど殺人率などの犯罪率が高い (パットナム, 2006)、などの知見は、この側面を反映したものと考えられよう。

しかしこれは、サポートの欠如が社会安全の抑制要因となりうる、ということでもある。さらに、対人関係がどのくらいサポートティブであるかと、どのくらいトラブルやストレスがあるかは基本的に独立した要因なので (橋本, 2005b)、対人関係の軋轢や孤立は、サポートと独立して、反社会的行動や社会不安につながる側面もある。たとえば社会的排斥に関する研究 (e.g., Leary, Kowalski, Smith, & Philips, 2003; Leary, Twenge, & Quinlivan, 2006) では、他者から排斥されることによって、被排斥者の攻撃性が促進されることが見いだされている。非行少年は一般少年に比べて学校や家庭の対人関係に問題を抱えているという指摘 (加藤,

2011) も、社会的排斥や対人関係の軋轢が、社会安全を脅かす反社会的行動や治安悪化のリスク要因となりうることを示唆している。

このように、対人関係のポジティブな側面とネガティブな側面の両方が、主観的社会不安に影響する可能性が想定されるが、その両側面を同時に検討した試みは少ない。また、身近な対人関係と犯罪不安認知が直接的に結びつくというのは論理的にやや飛躍している感も否めないが、身近な対人関係における肯定的／否定的経験が、「一般的に人間は信頼できるものである」もしくは「人間は基本的に利己的である」などといった全般的人間観を醸成し、その全般的人間観が犯罪不安認知を抑制／促進する可能性も考えられるであろう。そこで本研究では、そのような全般的人間観による媒介もしくは調整効果の可能性を含めて、身近な対人関係が主観的社会不安としての犯罪不安認知に影響を及ぼす可能性について検討することを、主たる目的とする。これは、全般的人間観というマクロ社会と、個人的対人関係というミクロ社会の交互作用を視野に入れつつ、かつ対人関係の肯定的側面と否定的側面の両面を包括しながら、社会安全に関する主観的認識の規定因を多面的に検討する試みとも言えよう。

本研究では、身近な対人関係が犯罪不安に影響を及ぼすプロセスについて、具体的には以下の2つのモデルを想定する。第一は「媒介般化モデル」と言えるもので、身近な対人関係における受容感／排斥感(「自分は周囲の人々から受容／排斥されている」と感じる程度)が、一般的信頼(他者全般に対する信頼感)などに影響し、それが社会不安の主観的認識を規定する、というモデルである。すなわち、自身が他者から受容されている(排斥されていない)と感じる人は、他者全般に対して高い信頼を持ちやすく、それが「この社会は安全である」という認識を促進するという仮説である。

第二の可能性は「交互作用モデル」と言えるもので、個人的な受容／排斥経験と、全般的人間観の組み合わせによって、社会不安の主観的認識が規定されるというモデルである。ここでは、個人の対人関係と全般的人間観が、それぞれ受容的か排斥的かによって、4つのパターンが想定される。まず、全般的人間観が否定的である場合は、「人間は基本的に利己的に搾取し合うものである」という認識に由来して社会不安が高く評価されやすく、特に個人的対人関係が受容的である場合には、排斥的人間観のリアリティの欠如により、その脅威を過大評価することによって社会不安を一層高く評価しやすいであろう。一方、全般的人間観が受容的である場合、個人的対人関係も受容的であればもっとも社会不安は低いであろうが、個人的対人関係が排斥的である場合は、「不遇を囲う社会的弱者が少数だが確実に存在する」ことを意識しやすく、その人々が反社会的行動に従事する可能性を予測することによって、社会不安を高く評価しやすいであろう。これらを言い換えると、個人的排斥感が高い場合には全般的人間観の如何を問わず中水準の社会不安を感じるが、個人的受容感が高い(排斥感が低い)場合には、全般的人間観が受容的であれば低水準の社会不安を、全般的人間観が排他的であれば高水準の社会不安をそれぞれ感じるという交互作用の可能性が想定される。

ちなみに、犯罪に関する主観的認知については、厳密には犯罪に対する情動的な反応である犯罪不安(fear of crime)と、主観的な発生確率の見積りである被害リスク知覚(perceived risk)とに区別される(島田・鈴木・原田, 2004)。本研究では、身近な対人関係に対する肯定的－否定的経験という感情付随的要因が、主観的社会安全に及ぼす影響の検証を目的としているので、社会安全に関する変数についても、リスク知覚という認知的側面ではなく、犯罪不安という感情的側面の観点から

検討することとする。また、中谷内・島田（2008）は犯罪の種類によって犯罪リスク認知が異なっており、一般人は「低頻度の身体犯罪」に対して過大な不安を抱く一方で、「高頻度の財産犯罪」に対する不安は相対的に低いことを見いだしている。したがって、もしリスク認知と犯罪不安が連動するならば、人々はすべての犯罪に対して同等の不安を感じているわけではなく、犯罪の種類によって経験される不安の程度も異なるであろうことが想定される。そこで本研究ではこの可能性も考慮するために、中谷内・島田（2008）による指標を用いることとする。

個人的／全般的対人関係における受容／排斥の指標として、具体的にどのような変数を用いるかも、本研究における重要な論点の一つである。本研究では、全般的対人関係における受容の指標として一般的信頼を、排斥の指標として用心を使用する。前者は「他者全般をどのくらい信頼しているか」、後者は「他者全般をどのくらい用心・警戒しているか」の指標である。また、個人的受容の指標としては知覚されたサポート（身近な対人関係におけるサポート利用可能性の知覚）を用いる。最後に、個人的排斥の指標としては、孤独感に加えて、対人ストレスの一種である対人摩耗（橋本, 2005a）を用いる。対人関係からの孤立や排斥に由来する不快感である孤独感は、個人的排斥の指標として妥当であろう。さらに対人摩耗を使用するのは、たとえ表面的には対人関係を有していたとしても、その対人関係が制約的であればそれは深層的な疎外感をもたらすと共に、「日常の対人関係は表層的なものであり、人はいざというときにはあてにならない」という厭世的な他者不信を喚起することによって、犯罪不安にも影響を及ぼす可能性が想定されるからである。

2.方法

調査手続きと対象

2010年11月下旬から12月上旬にかけて、一般成人を対象とした質問紙調査を実施した。調査対象者の選出方法としては、クロス・マーケティング株式会社のパネルデータベース（全国で約143万人登録）を対象として、調査への参加意志を確認するためのwebによる予備調査を行い、参加同意者のうち地域・性別・年齢が偏らないように抽出した550名を対象に郵送調査を実施した。調査参加者には謝礼として500円分の商品券を同封した。その結果、521名の回答が回収され（回収率95%）、うち回答に不備の多かった4名を除外した517名（男性250名、女性267名、平均年齢44.5歳、標準偏差13.6歳、最年少18歳、最年長73歳）のデータを有効回答とした（有効回答率94%）。

質問紙の内容

質問紙では、はじめに個人属性（性別、年齢、居住形態、学歴、家族構成、職業、収入、エスニシティ、在外経験）について質問した上で、以下の尺度を実施した。

犯罪不安尺度 中谷内・島田（2008）による犯罪不安の尺度を用いた。この尺度に含まれる18項目は、発生件数に幅がある、各種犯罪を後半に包含する、参加者にとって理解しやすい、社会統計データと対照可能という4つの基準に基づいて抽出されており、犯罪不安に関する社会調査のための項目として適切であると考えられる。原典では各犯罪について、年間発生件数の主観的推定値（暗数を含めた実際の発生件数と認知件数の両方）と、それらの犯罪に対する不安の2側面から質問しているが、本研究では研究目的上、犯罪不安についてのみ質問した。回答方法は「0. 全く不安を感じない」から「5. 非常に強い不安を感じる」までの6件法である。また、中谷内・島田（2008）によれば、この尺度には「低頻度の身体

犯罪」と「高頻度の財産犯罪」という2因子が想定されている。

孤独感尺度 個人的排斥感の指標として、諸井(1991)によるUCLA孤独感尺度改訂版を使用した。全20項目(うち逆転項目10項目)からなる尺度であり、各項目について4件法(1.決して感じない～4.たびたび感じる)で回答を求めた。

ソーシャル・サポート尺度 個人的受容感の指標として、嶋(1991)によるソーシャル・サポート・マトリックス尺度(Social Support matrix scales: SSMS)を用いた。この尺度ではサポートを「直接援助を意図した行動ばかりでなく、直接には援助を意図していないものの、結果として援助をもたらすような、興味や関心を共有する、娯楽活動を共にする行為も含むもの」と定義しており、本研究における個人的受容感の測度として適切であると考えられた。身近な人々からの日常的なサポート頻度(主観的に知覚されたサポート利用可能性)について、12項目、5件法(1.全くない～5.非常によくある)で質問した。なお、原典ではサポート提供源を「父」「母」「親しい同性友人」などに特定した上で質問する形式になっているが、本研究ではサポート源を「あなたの身近な人々(家族、親族、友人、隣人など)」と設定した。

対人ストレス尺度 個人的排斥感の指標として、橋本(2005a)による対人ストレス尺度を使用した。この尺度は、対人葛藤(interpersonal conflict: ケンカや対立など、他者から敵対的な態度・行動を受ける事態); 対人過失(interpersonal blunder: 自身の落ち度や消極性によって他者に不快感をもたらしてしまう事態); 対人摩擦(interpersonal friction: 対人関係の紛糾を回避するために、あえて意に添わない行動に従事したり、期待はずれを黙認する事態)という3つの下位尺度(各6項目)による18項目によって構成されて

いる。ここでは過去1ヶ月における身近な対人関係における各項目の経験頻度について、「1.まったくなかった」～「4.しばしばあった」の4件法で尋ねた。先述の通り、本研究ではこれらの下位尺度のなかでも特に対人摩擦に着目する。

支援的人間観尺度 全般的受容感の指標として、新規作成した尺度である。支援的人間観とは、相互支援を人間の基本的属性と見なす人間観に対する肯定的-否定的態度、すなわち「人々は基本的に助け合い、支え合うものである」という人間観もしくは信念の強さとして定義されるものであり、基本的には個人や状況によって異なると想定されるソーシャル・サポートやアタッチメントを、人間の普遍的属性として見なす程度、と言えよう。尺度は10項目で構成され、各項目について7件法(1.全くそう思わない～7.強くそう思う)で回答を求めた。しかし、分析の結果、この尺度は後述する一般的信頼尺度と内容的に重複しているところが大きいと判断されたので、冗長性を回避するために以降の議論では割愛する。

自尊心尺度 パーソナリティによる影響を統制するための制御変数として、山本・松井・山成(1982)による自尊感情尺度を使用した。10項目(うち5項目が逆転項目)について5件法(1.あてはまらない～5.あてはまる)で評定を求めた。

一般的信頼尺度/用心尺度 Yamagishi & Yamagishi (1994)、山岸(1999)による一般的信頼尺度を採用した。全般的受容感の指標として想定される一般的信頼尺度は「ほとんどの人は信頼できる」などの5項目、全般的排斥感の指標として想定される用心尺度は「世の中でうまくやっていくためには、人の邪悪な側面に注意を払う必要がある」などの5項目でそれぞれ構成されており、いずれも7件法(1.まったくそう思わない～7.非常にそう思う)で回答を求めた。

3.結果

尺度の構成

犯罪不安尺度 中谷内・島田 (2008) に依拠して2因子解を想定した因子分析(最尤法、プロマックス回転)を実施したところ、すべての項目が2因子のうちいずれかの因子に.50以上の因子負荷を示した(表1)。第1因子には、配偶者による殺人、虐待による児童殺人、強姦、銃器による殺人など、中谷内・島田(2008)で「低頻度の身体犯罪」と見なされた項目群が高い負荷を示した。第2因子には、すべての窃盗、ひったくり、空き巣、自動車盗など、同じく「高頻度の財産犯罪」と見なされた項目群が高い負荷を示した。ちなみに、ほとんどの項目が中谷内・島田(2008)と同様のパターンの因子負荷を示したものの、中谷内・島田(2008)で「低頻度の身体犯罪」に区分

された強盗と建造物放火の2項目が、今回は「高頻度の財産犯罪」に高い因子負荷を示したが、これらはいずれも基本的に財産犯罪であることから、妥当な結果であると考えられる。そこで本研究では、第1因子に高負荷を示した項目群の項目平均を身体犯罪不安得点($M=2.46, SD=1.44, \alpha=.96$)、第2因子に高負荷を示した項目群の項目平均を財産犯罪不安得点($M=3.00, SD=1.14, \alpha=.93$)として採用した。また、全項目の項目平均を犯罪不安得点として採用した($M=2.70, SD=1.26, \alpha=.97$)。

対人ストレス尺度 橋本(2005a)に依拠して3因子解を想定した因子分析(最尤法、プロマックス回転)を実施した。その結果(表2)、第1因子には対人摩擦項目の全6項目が、第2因子には対人葛藤項目の6項目中5項目が、そして第3因子には対人過失項目の6項目中5項目が、それ

表1
犯罪不安の因子分析結果(最尤法、プロマックス回転)

	因子	
	I	II
空き巣	-.03	.69
配偶者による殺人	1.02	-.33
虐待による児童殺人	.92	-.15
強姦	.75	.09
強盗	.33	.59
すべての殺人	.59	.34
自動車盗	-.08	.70
銃器による殺人	.74	.19
傷害	.26	.64
ストーカー	.50	.36
すべての窃盗	-.21	1.06
ひったくり	-.08	.93
人質立てこもり	.68	.24
振り込め詐欺	.09	.58
建造物放火	.39	.52
未成年者による殺人	.56	.38
身代金目的誘拐	.70	.21
薬物常用者による殺人	.53	.37
因子間相関		.80

ぞれ.40以上の高い負荷を示したので、それぞれの項目平均を、対人葛藤($M=1.68, SD=0.56, \alpha=.80$)、対人過失($M=1.97, SD=0.54, \alpha=.81$)、対人摩擦($M=2.44, SD=0.63, \alpha=.85$)の各尺度得点として採用した。

その他の尺度 孤独感尺度、ソーシャル・サポート尺度、自尊心尺度、一般的信頼尺度、そして用心尺度については、いずれも原典の構成による信頼性が確認されたので、それぞれの合計を孤独感得点($M=39.1, SD=9.3, \alpha=.92$)、ソーシャル・サポート得点($M=43.2, SD=8.6, \alpha=.93$)、自尊心得点($M=34.1, SD=6.8, \alpha=.86$)、一般的信頼得点($M=21.5, SD=4.8, \alpha=.85$)、用心得点($M=22.2, SD=4.1, \alpha=.73$)として採用した。

生態学的要因による尺度得点の差異

先述したように、犯罪不安は生態学

的（デモグラフィック）要因によって異なることとの関連を検討する上で剰余変数となってしまうことが指摘されており、それらが対人関係と犯罪不安とも十分に考えられる。そこで対人関係と犯罪不安の関連について検討する前に、まずはデモグラフィック要因による尺度得点の差異について確認した。

表2
対人ストレス尺度の因子分析結果（最尤法、プロマックス回転）

	因子		
	I	II	III
1. あなたの落ち度を、相手にきちんと謝罪・フォローできなかった。	-.10	.06	.78
2. 相手に対して果たすべき責任を、あなたが十分に果たせなかった。	.05	-.21	.92
3. あなたの意見を相手が真剣に聞こうとしなかった。	.19	.23	.28
4. あなたのミスで相手に迷惑や心配をかけた。	.02	.04	.63
5. 相手からけなされたり、軽蔑された。	-.11	.78	.07
6. あなたのあからさまな本音や悪い部分が出ないように気を使った。	.58	-.02	.09
7. 相手にとってよけいなお世話かもしれないことをしてしまった。	.18	.14	.42
8. あなたと関わりたくなさそうな態度やふるまいをされた。	-.04	.76	.00
9. 相手に過度に頼ってしまった。	-.02	.29	.30
10. 相手が都合のいいようにあなたを利用した。	.19	.57	-.14
11. その場を収めるために、本心を抑えて相手を立てた。	.72	-.01	.05
12. 相手に合わせるべきか、あなたの意見を主張すべきか迷った。	.69	.03	.02
13. あなたを信用していないような発言や態度をされた。	.05	.66	.04
14. 相手の仕事や勉強、余暇のじゃまをした。	-.06	.25	.40
15. 相手の機嫌を損ねないように、会話や態度に気を使った。	.75	-.03	.00
16. 本当は指摘したい相手の問題点や欠点に目をつむった。	.80	.00	-.12
17. 相手の問題点や欠点について注意・忠告をしたら、逆に怒られた。	.06	.53	.01
18. 本当は伝えたいあなたの悩みや願いを、あえて口にしなかった。	.57	.09	.02
因子間相関			
I (対人摩擦)			
II (対人葛藤)	.60		
III (対人過失)	.55	.62	

の関連について検討する前に、まずはデモグラフィック要因による尺度得点の差異について確認した。

年齢と性別 まずは年齢と性別について、回答者の年代（20代 101名、30代 105名、40代 103名、50代 105名、60代 103名）と性別を独立変数、各尺度得点を従属変数とした2要因分散分析を実施した。

その結果、犯罪不安に対して性別の主効果が有意であり（ $F(1,499)=27.01$, $p<.001$ ）、男性（ $M=2.41$ ）よりも女性（ $M=2.98$ ）の方が有意に高い不安を感じていた。犯罪不安の下位尺度である身体犯罪不安（ $F(1,501)=27.17$, $p<.001$ ：男性 $M=2.12$ <女性 $M=2.78$ ）と財産犯罪不安（ $F(1,505)=19.42$, $p<.001$ ：男性 $M=2.78$ <女性 $M=3.21$ ）も同様に、性差が有意であった。しかし年代の主効果や、年代と性別による交互作用は、いずれも有意でなかった。

対人ストレスについて、対人葛藤に対してはいずれの効果も示されなかったが、対人過失は年代の主

効果が有意であり ($F(4,504)=7.95, p<.001$)、多重比較の結果、20代 ($M=2.15$) と30代 ($M=2.09$) は、40代 ($M=1.90$)、50代 ($M=1.90$)、60代 ($M=1.80$) よりも高かった。対人摩擦は、男性 ($M=2.34$) より女性 ($M=2.53$) の方が高いという性別の主効果 ($F(1,503)=13.46, p<.001$)、および20代 ($M=2.57$)、30代 ($M=2.50$)、40代 ($M=2.51$) は60代 ($M=2.25$) に比べて高いという年代の主効果 ($F(4,503)=4.87, p<.01$) がそれぞれ有意であった。ちなみに年齢と対人ストレスの相関係数は、対人葛藤が $r=-.05$ (ns)、対人過失が $r=-.24$ ($p<.001$)、対人摩擦が $r=-.19$ ($p<.001$) であった。これらの結果は、対人葛藤に年代差はないが、対人過失と対人摩擦は基本的に年齢と負の相関を有しており、特に対人過失は30代まで、対人摩擦は40代までの年代が、それ以降の年代よりも相対的に経験しやすいことを示している (図1)。

孤独感に性別の主効果 ($F(1,489)=2.79, p=.098$: 男性 $M=39.8 >$ 女性 $M=38.5$) と年代の主効果

($F(4,489)=2.14, p=.074$: 60代 $M=36.8 <$ 50代 $M=40.2$) が有意傾向であったが、交互作用は有意でなかった。ソーシャル・サポートは年代の主効果のみが有意であり ($F(4,505)=3.96, p<.01$)、多重比較 (Tukey法、以下同様) の結果、20代 ($M=45.2$) に比べて50代 ($M=40.7$) は有意に低く ($p<.01$)、50代と60代 ($M=43.8$) の差も有意傾向 ($p=.071$) であった。したがって、50代は他の年代に比べて相対的にサポートが少なく、孤独感が高いと言える。ちなみに年齢と孤独感の相関は $r=-.08$ ($p=.092$)、サポートの相関は $r=-.08$ ($p=.057$) であり、高年齢ほど孤独感とサポートがともに減少する傾向も微妙に示された。

自尊心は、男性 ($M=35.1$) より女性 ($M=33.2$) の方が低いという性別の主効果 ($F(1, 506)=11.30, p<.01$)、および20代 ($M=31.6$) と30代 ($M=32.1$) は、50代 ($M=35.2$) と60代 ($M=37.6$) に比べて低いという年代の主効果 ($F(4, 506)=14.59, p<.001$) が有意であり、年齢と自尊心の相関は $r=.33$

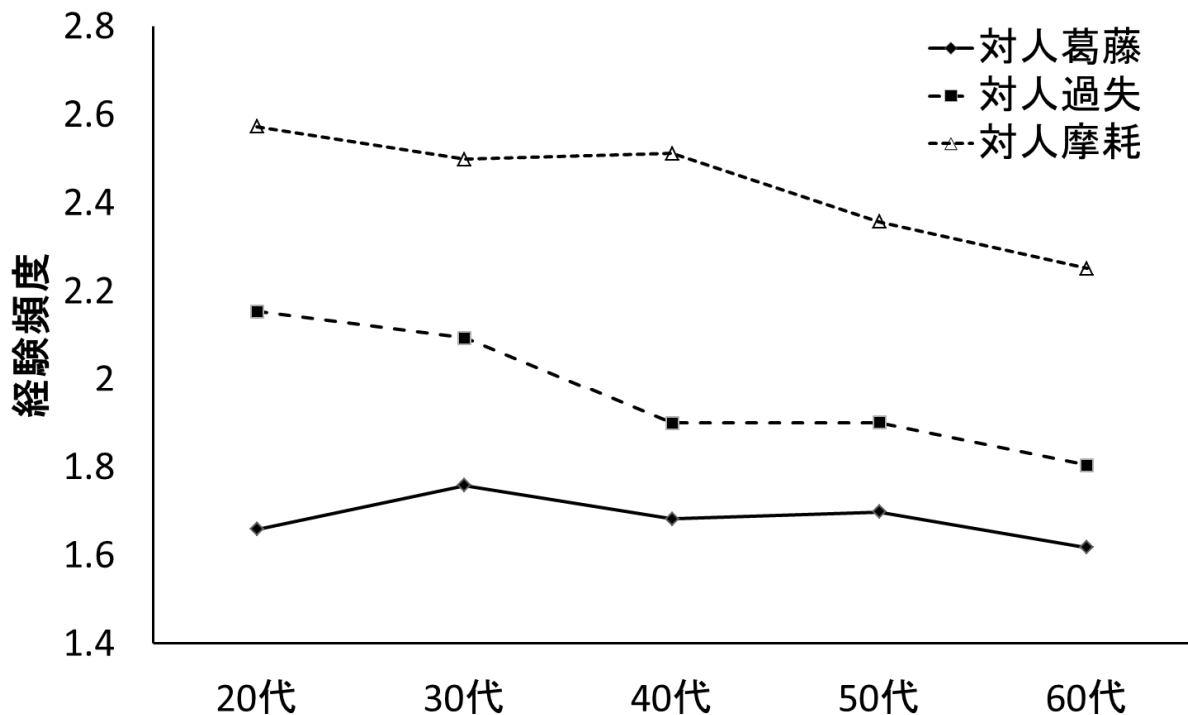


図1 年代による対人ストレス経験頻度

($p<.001$)であった。これは、アメリカ人を対象とした16年間にわたる縦断研究によって、自尊心が女性より男性で高いこと、および20代から60代にかけて上昇したのちに低下することを見いだした Orth, Trzesniewski, & Robins (2010) の知見に合致する。また、年代差に関しては、中学生から60代までを対象とした Hayamizu, Kino, & Takagi (2007) でも同様に、年齢が高くなるほど自尊心も高まることを見出されており、自尊心は基本的に年齢と正の相関があると言えよう。孤独感、サポート、自尊心の年代差を図2に示す。

一般的信頼も年代の主効果のみが有意であり ($F(4, 505)=6.57, p<.001$)、20代 ($M=20.4$)、30代 ($M=20.5$) に比べて50代 ($M=22.2$)、60代 ($M=23.1$) は有意に高得点であり、40代 ($M=21.1$) と60代の差も有意であった。ちなみに年齢と一般的信頼の相関は $r=.22$ ($p<.001$) であった。さらに用心についても年代の主効果のみが有意であり ($F(4, 506)=2.90, p<.05$)、30代 ($M=22.8$)、40代 ($M=23.0$)

に比べて60代 ($M=21.3$) は有意に低得点であった。年齢と用心の相関は $r=-.10$ ($p<.05$) であった。すなわち、全般的に年齢が高いほど一般的信頼が高く、用心が低いことが示された。

居住地域 居住地域を、首都圏（東京都、千葉県、神奈川県、埼玉県）、名古屋圏（愛知県）、京阪神圏（大阪府、京都府、兵庫県）の都市部か、それ以外の地方部かに区分した上で、それを独立変数、各尺度得点を従属変数とした t 検定を実施したところ、一般的信頼についてのみ、都市部 ($M=21.9$) の方が地方部 ($M=21.1$) より有意に高得点であった ($t(513)=2.09, p<.05$)。

居住形態 住居が持ち家一戸建て (303名) か、その他 (214名) を独立変数として、各尺度得点を従属変数とした t 検定を実施したところ、用心についてのみ有意差が示され ($t(514)=1.99, p<.05$)、持ち家群 ($M=21.9$) よりその他群 ($M=22.7$) の方が高得点であった。ただし、持ち家群 ($M=46.9$) よりその他群 ($M=41.1$) の平均年齢が

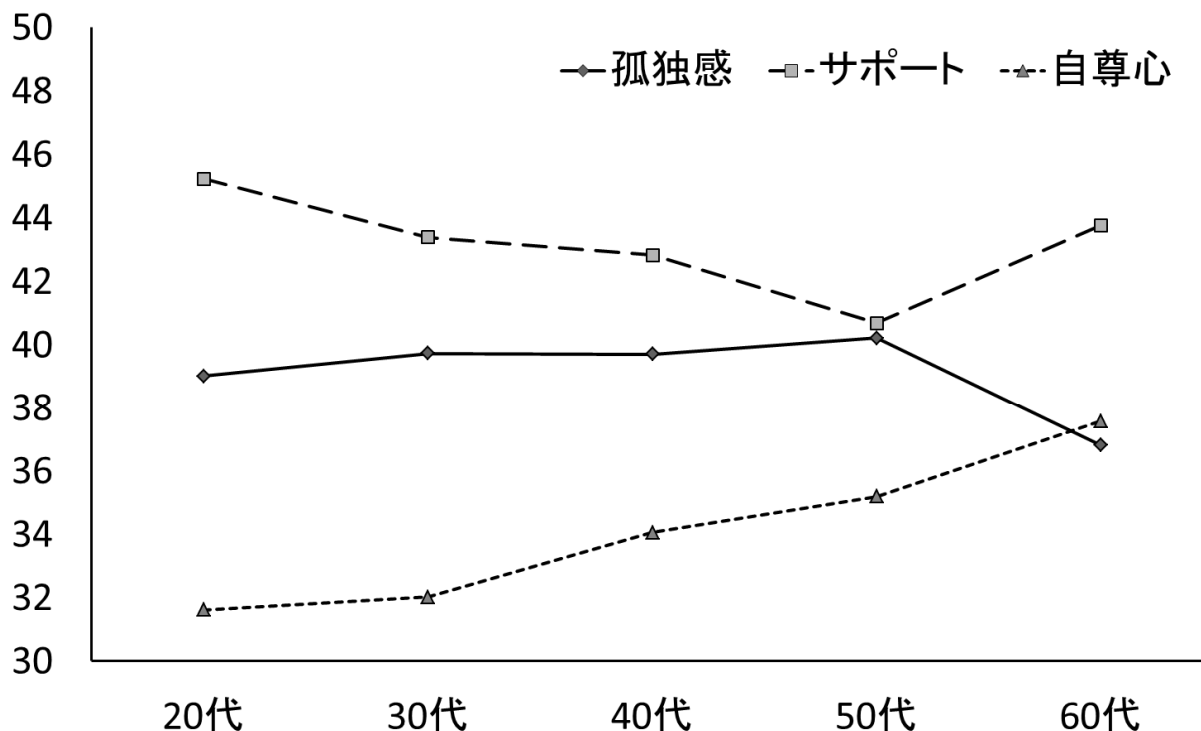


図2 年代による孤独感、サポート、自尊心

低いことから ($t(486)=4.97, p<.001$)、この差は住居形態よりも年齢差に由来すると考えた方が妥当であろう。

配偶者有無 配偶者の有無について、まずは少数であった別居群（9名）と欠損（6名）を除外して、配偶者有群（同居群の353名）と、無群（单身群の120名と離別・死別群の29名を合計した149名）の2群を設定し、それと性別、年代の3要因を独立変数、各尺度得点を従属変数とした3要因分散分析を実施した。

その結果、犯罪不安、身体犯罪不安、財産犯罪不安、対人過失、対人摩耗については、配偶者有無による主効果、配偶者有無を含んだ交互作用のいずれも有意差は示されなかった。しかし孤独感については、配偶者有無の主効果が有意であり ($F(1,466)=5.32, p<.05$)、配偶者有群 ($M=38.5$) に比べて無群 ($M=40.8$) は孤独感が高かった。自尊心も配偶者有無の主効果が有意であり ($F(1,481)=13.98, p<.001$)、配偶者無群 ($M=31.5$) に比べて有群 ($M=35.3$) は自尊心が高かった。ソーシャル・サポートについては、無群 ($M=42.3$) より有群 ($M=43.5$) の方が高いという配偶者有無の主効果 ($F(1,480)=8.61, p<.01$) に加えて、配偶者有無と性別の交互作用も有意傾向であり ($F(1,480)=3.64, p=.057$)、配偶者無群男性 ($M=39.4$) は、有群男性 ($M=44.5$)、無群女性 ($M=43.1$)、有群女性 ($M=44.2$) よりもサポートが少なかった。対人葛藤では3要因交互作用が有意傾向であり ($F(4,479)=2.21, p=.067$)、各年代での単純効果を検討したところ、20代では男性有群 ($M=1.94$) と女性無群 ($M=1.82$) が、男性無群 ($M=1.60$) と女性有群 ($M=1.49$) に比べて高いという交互作用があり ($F(1,95)=6.55, p<.05$)、30代から50代では群間差はなく、60代で配偶者有群 ($M=1.57$) より無群 ($M=1.82$) の方が高いという配偶者の主効果が有意であった ($F(1,93)=4.65, p<.05$)。一般的信頼

は、配偶者無群 ($M=20.2$) より有群 ($M=21.9$) の方が高いという配偶者有無の主効果 ($F(1,480)=6.04, p<.05$) に加えて、3要因交互作用も有意傾向であった ($F(4,480)=2.16, p=.072$)。そこで各年代での単純効果を検討したところ、20代から50代ではいずれの効果も示されなかったが、60代のみ、配偶者無群 ($M=20.9$) より有群 ($M=23.5$) の方が高得点という配偶者の主効果 ($F(1,92)=6.34, p<.05$) に加えて交互作用も有意傾向であり ($F(1,92)=3.88, p=.052$)、女性では配偶者の有無による差はないが（無群 $M=22.1$ 、有群 $M=22.9$)、男性では無群が低く ($M=17.3$)、有群が高く ($M=24.0$) という差が拡大していた。用心も、配偶者無群 ($M=22.8$) より有群 ($M=22.0$) の方が低いという配偶者有無の主効果 ($F(1,481)=7.80, p<.001$) に加えて、3要因交互作用が有意であった ($F(4,481)=3.48, p<.01$)。そこで各年代での単純効果を検討したところ、30代と40代ではいずれの効果も示されなかったが、20代では配偶者有群男性 ($M=24.3$) と無群女性 ($M=24.0$) が、無群男性 ($M=21.3$) と有群女性 ($M=21.3$) に比べて高得点という交互作用が有意であり ($F(1,96)=8.32, p<.01$)、50代では配偶者の主効果が有意であり ($F(1,98)=4.81, p<.05$: 配偶者無群 $M=24.1$ > 有群 $M=21.4$)、60代では性別の主効果 ($F(1,93)=4.62, p<.05$: 男性 $M=21.7$ > 女性 $M=20.8$)、配偶者の主効果 ($F(1,93)=4.37, p<.05$: 配偶者無群 $M=22.8$ > 有群 $M=21.0$) に加えて交互作用も有意傾向であり ($F(1,93)=3.21, p=.077$)、配偶者無群男性 ($M=27.7$) は、その他の群（有群男性 $M=21.3$ 、無群女性 $M=21.2$ 、有群女性 $M=20.7$) より高得点であった。

以上から、①配偶者の有無は犯罪不安や対人ストレスとはあまり関連しないこと；②配偶者無群は有群に比べてソーシャル・サポート、支援的人間観、自尊心が低く孤独感が高いこと、特に男性無群はサポートが相対的に少ないこと；③配

偶者有群に比べて無群は一般的信頼が低く、用心が高く、特に 60 代男性ではその傾向が著しいこと；が示された。

子ども有無 同居している子どもがいると回答した 253 名、いないと回答した 264 名をそれぞれ子ども有群／無群とした。子ども有無と性別による有意な偏りはなかったが ($\chi^2(1)=0.88, ns$)、年代による偏りは有意であり ($\chi^2(4)=73.57, p<.001$)、30 代 (有群 61 名、無群 44 名)、40 代 (有群 72 名、無群 31 名)、50 代 (有群 66 名、無群 39 名) では子ども有群の方が多く、20 代 (有群 21 名、無群 80 名)、60 代 (有群 33 名、無群 70 名) では無群の方が多かった。

次に、子ども有無、性別、年代を独立変数、各尺度得点を従属変数とした 3 要因分散分析によって、子ども有無の主効果もしくは子ども有無を含む交互作用効果について検討したところ、犯罪不安とその下位尺度、対人葛藤、孤独感、サポート、信頼、用心に対しては、いずれの効果も示されな

かった。したがって、一部の先行研究で指摘されている子どもの有無と犯罪不安の関連は、本研究では確認されなかった。ただし、対人過失に対して、子ども有無と年代の交互作用 ($F(4,494)=2.41, p<.05$) が有意であり、子ども無群は 20 代から 30 代では子ども有群よりも対人過失頻度が多く、40 代と 60 代では逆に頻度が少なかった (図 3)。さらに 3 要因交互作用も有意傾向であり ($F(4,494)=2.38, p=.051$)、20 代では子ども有群女性、40 代では子ども無群女性、60 代では子ども無群男性の対人過失頻度がそれぞれ相対的に少なかった。また、対人摩擦に対して、子ども無群 ($M=2.38$) より有群 ($M=2.48$) の対人摩擦頻度が高いという子ども有無の主効果が有意傾向であった ($F(1,493)=2.92, p=.088$)。自尊心に対しては、子ども無群 (男性 $M=34.47$ 、女性 $M=33.71$) よりも子ども有群 (男性 $M=36.09$ 、女性 $M=33.16$) において自尊心の性差が著しくなるという子ども有無と性別の交互作用 ($F(1,496)=2.96, p=.086$)、お

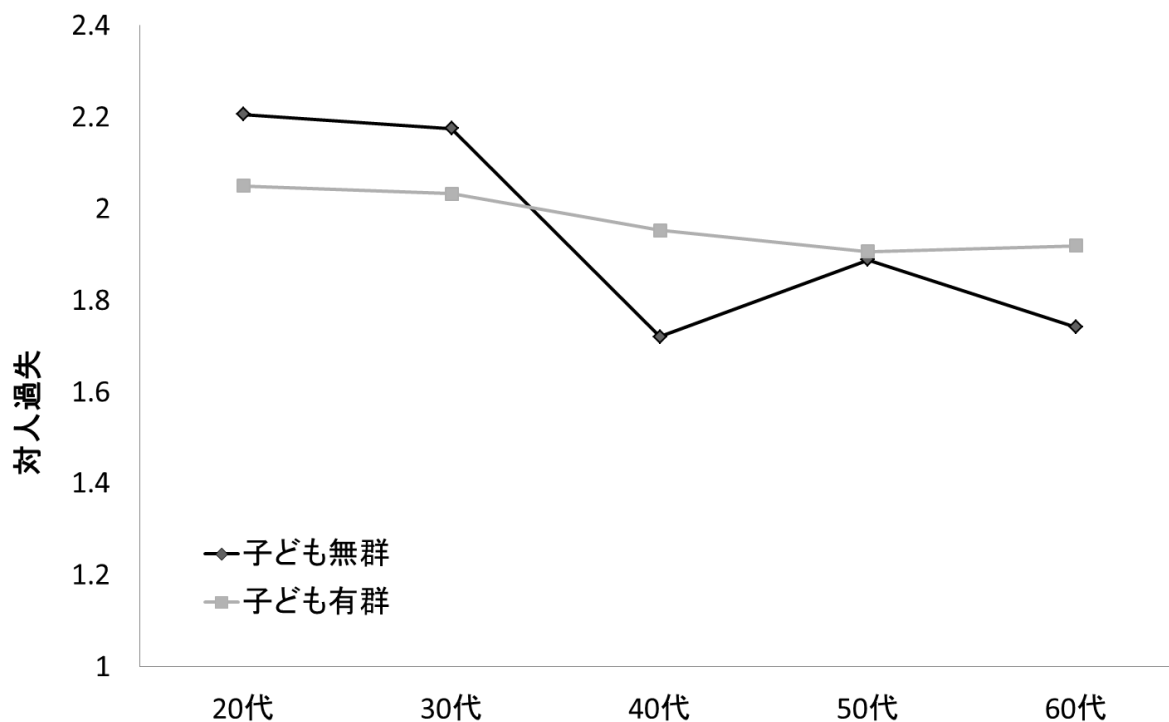


図3 子ども有無と年代による対人過失

よび子ども有群は子ども無群よりも 20 代で自尊心が相対的に高いという子ども有無と年代の交互作用 ($F(4,496)=2.22, p=.066$) がそれぞれ有意傾向であった。対人過失と自尊心で示された、子ども有無と年齢の交互作用パターンは、子ども有群が年代を問わず安定しているのに対して、子ども無群は若年層で自己卑下的、高齢層で自己高揚的になっていることを示しており興味深い。ただし、これが加齢に伴う変化なのか、それともコホートによる差異なのかは、さらに検討の余地がある。

また、子ども有無と配偶者有無の組み合わせにより、両方なし (138 名)、配偶者のみ (116 名)、両方あり (237 名) の 3 グループを構成して、その家族構成と性別、年代の 3 要因による分散分析も実施したところ、やはり犯罪不安とその下位尺度、対人葛藤、対人摩耗、孤独感、信頼では家族構成の主効果、および家族構成を含んだ交互作用のいずれも示されなかった。しかし対人過失では 3 要因交互作用 ($F(7,459)=2.15, p<.05$) が有意であり、40 代において配偶者のみの男性が相対的に高く、子どものいない女性 (配偶者の有無を問わず) が相対的に低かった。また、サポートで家族の主効果が有意であり ($F(1,460)=3.75, p<.05$)、両方なし群 ($M=41.30$) は配偶者のみ群 ($M=44.52$) や両方あり群 ($M=44.28$) よりも低かった。自尊心でも家族の主効果のみが有意であり ($F(1,461)=5.40, p<.01$)、両方なし群 ($M=32.44$) は配偶者のみ群 ($M=35.95$) や両方あり群 ($M=34.81$) よりも低かった。さらに用心でも家族の主効果が有意であり ($F(1,461)=6.19, p<.01$)、両方なし群 ($M=24.08$) は配偶者のみ群 ($M=21.84$) や両方あり群 ($M=22.38$) よりも高得点であった。

社会経済的地位 年収 (1. なし、2. 100 万円未満、3. 100~199 万円台……、17. 1500~1599 万円台、18. 1600 万円以上の 18 件法) と各尺度得点の相関係数 (Pearson の積率相関係数と

Spearman の順位相関係数) を算出したところ、どちらの相関係数においても、犯罪不安 ($r=-.15, p<.01$; $\rho=-.14, p<.01$)、身体犯罪不安 ($r=-.15, p<.01$; $\rho=-.14, p<.01$)、財産犯罪不安 ($r=-.13, p<.01$; $\rho=-.11, p<.05$)、用心 ($r=-.11, p<.05$; $\rho=-.13, p<.01$) が有意な負の相関を示し、サポート ($r=.09, p<.05$; $\rho=.09, p<.05$)、自尊心 ($r=.15, p<.01$; $\rho=.14, p<.01$)、一般的信頼 ($r=.12, p<.01$; $\rho=.12, p<.01$) が有意な正の相関を示した。しかし孤独感と対人ストレスは有意な関連を示さなかった。ちなみに、年齢と年収はほぼ無相関であるが ($\rho=.04$)、50 代は 20 代、30 代、60 代よりも有意に高く、50 代以下では年齢と年収の相関は $r=.16 (p<.01)$ であったので、50 代以下を対象として、年齢を制御変数とした偏相関係数を算出したところ、やはり犯罪不安 ($r=-.14, p<.01$)、身体犯罪不安 ($r=-.14, p<.01$)、財産犯罪不安 ($r=-.11, p<.05$)、用心 ($r=-.14, p<.01$) が有意な負の相関を示し、サポート ($r=.12, p<.05$)、自尊心 ($r=.14, p<.01$)、一般的信頼 ($r=.11, p<.05$) が有意な正の相関を示した。さらに孤独感も有意な負の偏相関を示したが ($r=-.11, p<.05$)、対人ストレスはやはり関連を示さなかった。したがって、年収と各尺度の関連は、年齢による疑似相関ではないと考えられる。

さらに、年収 500 万円未満 (179 名)、500 万以上 800 万円未満 (182 名)、800 万以上 (153 名) をそれぞれ社会経済的地位 (socio-economic status : 以下 SES と略記) 低群、中群、高群として設定した。その上で、SES の効果を検討するために、年代、性別、SES を独立変数、各尺度得点を従属変数とした 3 要因分散分析を実施したところ、犯罪不安で SES の主効果が有意であり ($F(2,476)=4.87, p<.01$)、高群 ($M=2.42$) は中群 ($M=2.77$)、低群 ($M=2.86$) よりも有意に低得点であった。この SES の主効果は、身体犯罪不安 ($F(2,478)=4.69, p<.05$: 高群 $M=2.15$ < 中群 $M=2.54$ 、低群 $M=2.64$)、財産

犯罪不安 ($F(2,482)=3.82, p<.05$: 高群 $M=2.77$ < 中群 $M=3.05$ 、低群 $M=3.14$) においても示された。ちなみに財産犯罪不安については3要因交互作用も有意傾向であった ($F(8,482)=1.96, p=.050$)。これらの結果は、高所得層よりも中低所得層の方が犯罪不安を強く感じていることを示している。孤独感では性別と SES の交互作用が有意であり ($F(2,466)=3.06, p<.05$)、SES 低群 (男性 $M=40.9$ 、女性 $M=38.9$) と高群 (男性 $M=37.6$ 、女性 $M=39.0$) では性差がないが、中群では男性 ($M=40.7$) の方が女性 ($M=37.6$) よりも有意に孤独感が高かった。対人ストレスナーに対しては、いずれも有意な効果は示されなかった。自尊心では主効果が有意であり ($F(2,483)=5.96, p<.01$)、高群 ($M=35.4$) と中群 ($M=34.4$) に比べて低群 ($M=32.8$) は自尊心が低かった。一般的信頼でも主効果が有意であり ($F(2,482)=4.53, p<.05$)、高群 ($M=22.4$) は中群 ($M=21.2$)、低群 ($M=21.0$) よりも有意に高得点であった。その反面、用心では高群 ($M=21.3$) よりも中群 ($M=22.5$)、低群 ($M=22.7$) が高得点という主効果が有意であった ($F(2,483)=7.46, p<.01$)。

まとめ ここまでの分析に基づいて、社会生態学的要因と各尺度の関連について、その要点は簡潔には以下のようにまとめられよう。①男性より女性の方が、そして SES が低いほど、犯罪不安を感じる傾向が高い。②年齢が高いほど、SES が高

いほど、そして配偶者や子どもがいない人よりいる人の方が、一般的にサポート、自尊心、一般的信頼が高く、用心や孤独感が低い。③対人ストレスナーは生態学的変数による差異があまりないが、対人過失と対人摩耗は年齢と負の相関関係にある。

対人関係と犯罪不安の関連

尺度間相関 対人関係と犯罪不安の関連について検討するために、まずは尺度間の単相関係数を算出した (表3)。ただし、犯罪不安尺度については、全体得点と下位尺度得点がいずれも高い正の相関を示したので ($r_s>.84$)、以降の分析で犯罪不安については全体得点のみを使用することとした。また、対人ストレスナー下位尺度も相互に高い相関を示し ($r_s=.51\sim.56$)、加えていずれの下位尺度も自尊心や一般的信頼と負の相関、孤独感と有意な正の相関という共通パターンを示した。以上から、対人ストレスナー下位尺度は少なからず類似しておりすべてを使用するのは冗長であること、ただし犯罪不安に対して対人摩耗のみが有意な正の相関を示しており、犯罪不安の規定因を明らかにするという本研究の目的を鑑みて、以降の分析では対人ストレスナー尺度として、対人摩耗のみについて検討することとした。

その上で、犯罪不安と各尺度の相関係数を確認したところ、個人的対人関係における受容指標であるソーシャル・サポート ($r=.02$)、同じく排斥

表3 尺度間相関(全体)

	犯罪不安	孤独感	サポート	対人摩耗	自尊心	信頼
孤独感	.00					
サポート	.02	-.67 ***				
対人摩耗	.14 **	.19 ***	-.05			
自尊心	-.13 **	-.52 ***	.36 ***	-.35 ***		
一般的信頼	-.04	-.38 ***	.22 ***	-.21 ***	.36 ***	
用心	.07	.18 ***	-.05	.16 ***	-.18 ***	-.41 ***

$N=492\sim 515$

** $p<.01$ *** $p<.001$

指標である孤独感 ($r=.00$) はいずれも有意な関連を示さなかった。また、全般的対人関係における受容指標としての一般的信頼 ($r=-.04$)、同じく排斥指標である用心 ($r=.07$) も有意な関連を示さなかった。したがって、本研究において犯罪不安の規定因として想定していた、個人的／全般的対人関係における受容／排斥は、少なくとも直接的な相関としては犯罪不安との関連を示さず、その点において仮説は支持されなかった。しかし、排斥回避のための不本意な対人的相互作用である対人摩耗が正の相関 ($r=.14, p<.01$)、そして潜在的な受容変数として想定される自尊心が負の相関 ($r=-.13, p<.01$) をそれぞれ有していることから、やはり対人関係要因と犯罪不安が部分的には関連することも示された。

ただし、先述したように各尺度得点が生態学的要因によって異なっていることから、尺度間相関もまた、生態学的変数によって異なる可能性が考えられる。そこで、性別、年代、社会経済的地位を考慮しての尺度間相関についても検討した。

まずは全有効データにおける、年齢を制御した偏相関係数を算出したところ、すべての尺度間相関について、年齢を制御した偏相関係数は、単相

関係数とほとんど変わりなかった。したがって、これらの尺度間相関が年齢を第三変数とした擬似的なものである可能性は否定された。

次に、男女別に尺度間相関および年齢を制御した偏相関を算出したところ(表4)、まず男性では、犯罪不安に対する対人摩耗の正の関連が強くなり(偏相関 $r=.23, p<.001$)、さらに用心も正の有意傾向を示した(偏相関 $r=.11, p<.10$) 一方で、自尊心の負の関連が消失した(偏相関 $r=-.06, ns$)。一方で女性では、犯罪不安と対人摩耗の関連が消失し(偏相関 $r=-.02, ns$)、年齢を制御した偏相関において自尊心の負の相関(偏相関 $r=-.14, p<.05$) が示されたのみであった。これらの結果から、年齢は直接的にも間接的にも犯罪不安と関連しないが、男性においては対人摩耗の高さが、女性においては自尊心の低さが、それぞれ犯罪不安に結びついているという性差の存在が示唆された。

また、先の分析で SES による犯罪不安の差異も見いだされたので、年齢の代わりに年収を制御変数としての男女別偏相関分析も実施した。その結果(表5)、まず男性では、年収は犯罪不安(単相関 $r=-.10, ns$) とも対人摩耗(単相関 $r=.04, ns$) とも有意な相関を示さなかった。したがって、先

表4 男女別の尺度間単相関係数と年齢を制御変数とした場合の偏相関係数

		男性: 単相関係数 ($n=240$)							
		犯罪不安	孤独感	サポート	対人摩耗	自尊心	信頼	用心	年齢
男性: 偏相関係数	犯罪不安		.01	.10	.22 ***	-.06	.00	.11 †	.00
	孤独感	.01		-.65 ***	.23 ***	-.58 ***	-.42 ***	.18 **	-.08
	サポート	.10	-.66 ***		-.05	.44 ***	.29 ***	-.07	-.01
	対人摩耗	.23 ***	.22 **	-.06		-.32 ***	-.24 ***	.14 *	-.22 **
	自尊心	-.06	-.58 ***	.46 ***	-.28 ***		.40 ***	-.20 **	.29 ***
	信頼	.00	-.41 ***	.30 ***	-.21 **	.36 ***		-.36 ***	.21 **
	用心	.11 †	.17 **	-.07	.14 *	-.20 **	-.37 ***		-.01
		女性: 単相関係数 ($n=246$)							
		犯罪不安	孤独感	サポート	対人摩耗	自尊心	信頼	用心	年齢
女性: 偏相関係数	犯罪不安		.01	-.04	-.02	-.12 †	-.07	.00	.04
	孤独感	.02		-.69 ***	.16 *	-.48 ***	-.31 ***	.17 **	-.06
	サポート	-.04	-.71 ***		-.08	.30 ***	.15 *	-.03	-.14 *
	対人摩耗	-.02	.16 *	-.09		-.27 ***	-.14 *	.19 **	-.11 †
	自尊心	-.14 *	-.49 ***	.38 ***	-.25 ***		.34 ***	-.15 *	.35 ***
	信頼	-.08	-.31 ***	.19 **	-.12 †	.28 ***		-.45 ***	.23 ***
	用心	.01	.17 **	-.07	.17 **	-.08	-.43 ***		-.22 **

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

述したSESと犯罪不安の関連は男性にはあてはまらないこと、同じく先述した年齢と対人摩耗の関連はSESの影響を受けないことが確認された。次に女性では、犯罪不安に対して年収が有意な負の相関（単相関 $r=-.18, p<.01$ ）を示し、自尊心も単相関で有意（ $r=-.14, p<.05$ ）、偏相関で有意傾向（ $r=-.12, p<.10$ ）の負の相関を示した。また、年収と自尊心、年収と一般的信頼の相関係数は、年齢による相関係数よりも小さいことから、女性における自尊心や一般的信頼は、年収よりも年齢による影響が大きいことが示唆された。

重回帰分析 ここまでの分析結果から、犯罪不安の規定因として、①性別（男性より女性の方が高不安）、②SES（低収入であるほど高不安、かつ女性の方がその傾向が著しい）、③性別と対人摩耗の交互作用（男性に限って、対人摩耗が多いほど高不安）、④性別と自尊心の交互作用（女性に限って、自尊心が低いほど高不安）という可能性が示唆された。そこでさらに、これらの相対的影響力を検討するために、犯罪不安を基準変数とした階層的重回帰分析を実施した。まずは説明変数として、性別と年収それぞれの標準化得点を第1ステップ、性別と年収の交互作用項を第2ステ

ップ、対人摩耗と自尊心それぞれの標準化得点を第3ステップ、さらに性別と年収、性別と対人摩耗、性別と自尊心それぞれの交互作用項を第4ステップで投入するモデルを検討した。その結果、第2ステップのみ R^2 増加量が有意でなく、性別と年収の交互作用は有意でなかったため、次に性別とSESの交互作用項を除去したモデルを再度実施した。その結果、いずれのステップも R^2 変化量は有意であったが、自尊心の主効果が有意でなかったため、さらに自尊心の主効果を除去したモデルを検討したところ、性別（ $\beta=.23, p<.001$ ）、年収（ $\beta=-.14, p<.01$ ）、対人摩耗（ $\beta=.10, p<.05$ ）の主効果に加えて、性別と対人摩耗の交互作用（ $\beta=-.13, p<.01$ ）、そして性別と自尊心の交互作用（ $\beta=-.08, p=.085$ ）が有意（傾向）であった（ $R^2=.10, p<.001$ ）。さらに交互作用効果を個別に検討したところ、まず性別と対人摩耗およびその交互作用項による重回帰分析では、性別の主効果（ $\beta=.22, p<.001$ ）と対人摩耗の主効果（ $\beta=.44, p<.01$ ）に加えて交互作用も有意であり（ $\beta=-.35, p<.01$ ）、女性は対人摩耗の高低にかかわらず一定の犯罪不安を感じていたが、男性では対人摩耗が少ないほど犯罪不安も低かった（図4）。しかし、性別と自

表5 男女別の尺度間単相関係数と年収を制御変数とした場合の偏相関係数

		男性: 単相関係数 ($n=238$)							
		犯罪不安	孤独感	サポート	対人摩耗	自尊心	信頼	用心	年収
男性: 偏相関係数	犯罪不安		.01	.09	.23 ***	-.06	-.01	.11 †	-.10
	孤独感	-.00		-.65 ***	.23 ***	-.58 ***	-.42 ***	.18 **	-.13 *
	サポート	.10	-.65 ***		-.05	.44 ***	.29 ***	-.07	.11 †
	対人摩耗	.23 ***	.24 ***	-.06		-.32 ***	-.24 ***	.14 *	.01
	自尊心	-.05	-.57 ***	.43 ***	-.33 ***		.40 ***	-.20 **	.17 **
	信頼	.00	-.41 ***	.28 ***	-.24 ***	.39 ***		-.36 ***	.11 †
	用心	.10	.16 *	-.06	.14 *	-.18 **	-.35 ***		-.15 *
		女性: 単相関係数 ($n=245$)							
		犯罪不安	孤独感	サポート	対人摩耗	自尊心	信頼	用心	年収
女性: 偏相関係数	犯罪不安		.01	-.04	-.02	-.14 *	-.08	.01	-.18 **
	孤独感	.01		-.69 ***	.17 *	-.49 ***	-.32 ***	.18 **	-.01
	サポート	-.03	-.70 ***		-.08	.31 ***	.15 *	-.03	.07
	対人摩耗	-.01	.17 *	-.08		-.26 ***	-.13 *	.18 **	.04
	自尊心	-.12 †	-.49 ***	.30 ***	-.27 ***		.32 ***	-.13 *	.11 †
	信頼	-.06	-.32 ***	.14 *	-.14 *	.31 ***		-.45 ***	.12 †
	用心	.01	.18 **	-.03	.18 **	-.13 *	-.44 ***		-.05

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

尊心およびその交互作用項による重回帰分析では、性別の主効果のみが有意であり ($\beta = .21, p < .001$)、自尊心の主効果 ($\beta = -.03, ns$) と交互作用 ($\beta = -.07, ns$) はいずれも有意でなかった。したがって、犯罪不安の規定因としては、まずは性別や年収といった生態学的要因の影響が大きく、女性および低所得層の犯罪不安が高いことに加えて、男性では対人摩耗が影響することが示された。

仮説の検討

媒介モデルの可能性 まずは媒介モデルの可能性について確認する。これまでの分析結果に基づいて、個人的受容感の指標であるサポート、個人的排斥感の指標である孤独感と対人摩耗、全般的受容感の指標である一般的信頼、全般的排斥感の指標である用心の関連パターンをまとめると、性別や年齢による影響を差し引いても、個人的受容感（サポート）と排斥感（孤独感）、全般的受容感（信頼）と排斥感（用心）は、それぞれ中程度以上の負の関連を示した。また、個人的受容感

（サポート）と全般的受容感（信頼）、個人的排斥感（孤独感および対人摩耗）と全般的排斥感（用心）も想定された通りの正の関連を示した。これらの結果はいずれも、媒介モデルの前半部である「個人的対人関係が全般的対人関係に影響する」という想定に合致するものである。しかしながら、対人摩耗を除くすべての尺度得点が犯罪不安と有意な関連を示さなかったことは、仮説の後半部「全般的対人関係が犯罪不安に影響する」という想定に反するものであり、したがって「個人的対人関係が全般的対人関係を媒介して犯罪不安に影響する」という媒介般化モデル仮説は、基本的に支持されなかった。

交互作用モデルの可能性 個人的対人関係と全般的対人関係の交互作用が犯罪不安に及ぼす影響、すなわち交互作用モデルについて検討するために、まずは配偶者有無を個人的対人関係の受容指標と見なして、性別と配偶者有無による4群（男性配偶者無群 74名、男性配偶者有群 158名、女性

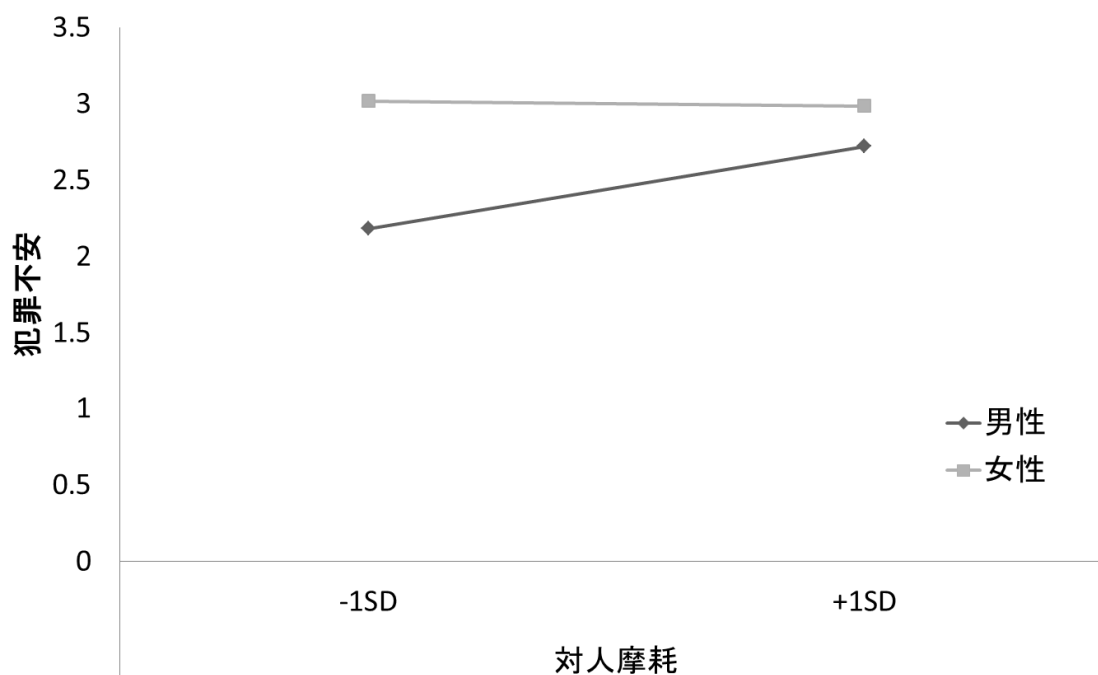


図4 性別と対人摩耗による犯罪不安

配偶者無群 61 名、女性配偶者有群 177 名) それぞれでの、尺度間相関および年収を制御した偏相関を算出した。

その結果、まず男性では配偶者有無を問わず、犯罪不安と対人摩耗が有意な正の関連を示した(配偶者無群 $r=.27, p<.05$; 配偶者有群 $r=.22, p<.01$: いずれも年収を制御した場合の偏相関係数) ことに加えて、配偶者無群では用心が ($r=.21, p<.10$)、配偶者有群ではサポートが ($r=.15, p<.10$)、それぞれ犯罪不安に対して有意(傾向)な正の関連を示した。そこで、男性を対象に、配偶者有無、サポートと用心いずれかの標準化得点、さらにその交互作用項を説明変数とし、犯罪不安を基準変数とした重回帰分析を実施したが、いずれも有意な効果は認められなかった。

次に女性では、配偶者有無を問わず、犯罪不安に対して年収が有意(傾向)な負の相関を示したが(配偶者無群 $r=-.32, p<.05$; 配偶者有群 $r=-.13, p<.10$: いずれも単相関係数)、心理的変数につい

ては、配偶者無群の単相関で自尊心が有意傾向の負の相関を示した ($r=-.23, p<.10$) のみであり、交互作用の可能性は認められなかった。ちなみに本論と直接は関連しないが、男女ともに配偶者有群では年収と心理的変数の関連が示されなかった一方で、配偶者無群では年収が孤独感と負、サポートと正の有意な関連を示した。すなわち、結婚している人では収入と対人関係は独立しているが、結婚していない人では収入が多いほどサポートが多く孤独感が少ないようである。ここから、結婚していない人では、就労状況が経済力と対人関係の両側面を規定する重要な要因となっていることが推測される。

次に、尺度得点による交互作用モデルについて検討するために、基準変数である犯罪不安に対して、個人的対人関係 3 指標(サポート、孤独感、対人摩耗)のいずれかひとつと、全般的対人関係 2 指標(信頼、用心)のいずれかひとつ、それぞれの標準化得点、さらにそれらの交互作用項を説

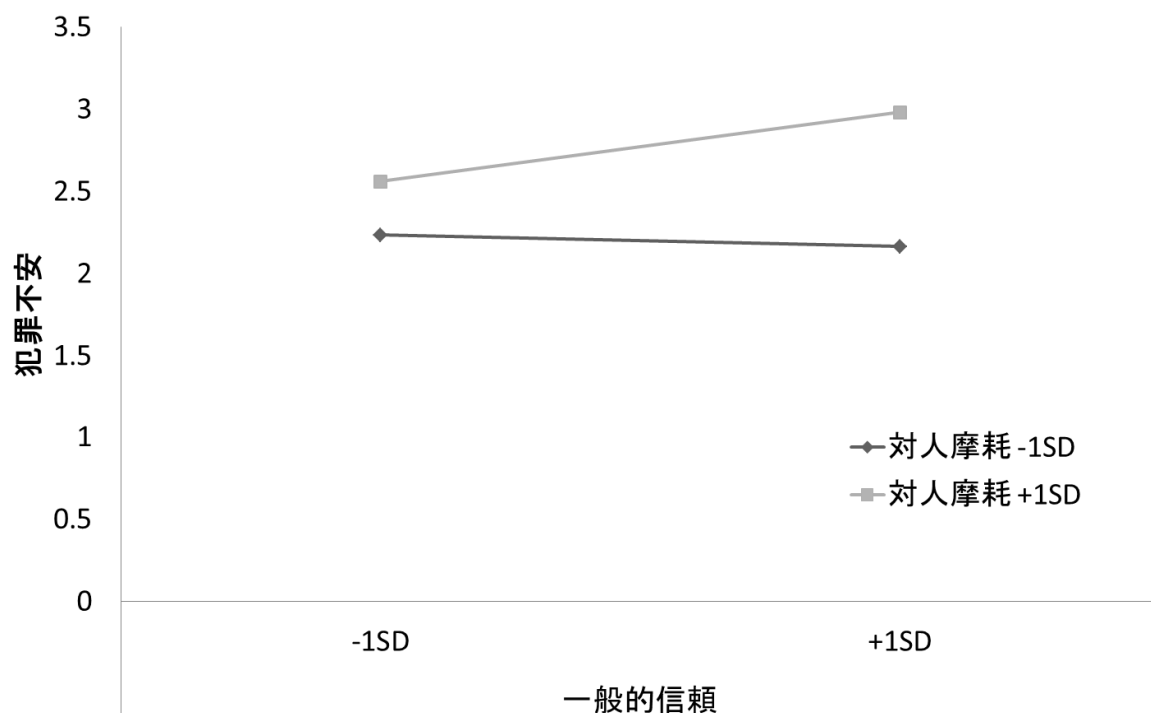


図5 男性における対人摩耗と一般的信頼による犯罪不安

明変数とした重回帰分析を実施した。なお、これまでの分析における性差を踏まえて、この分析も男女別に実施した。その結果、男性における対人摩耗と一般的信頼を用いた分析 ($R^2=.05, p<.01$) において、対人摩耗の有意な主効果 ($\beta =.24, p<.001$) に加えて、交互作用が有意傾向であり ($\beta =.12, p=.072$)、一般的信頼が高く、かつ対人摩耗が多い場合に、その他の場合よりも犯罪不安が高いというパターンが示された (図5)。同様に、男性における対人摩耗と用心を用いた分析 ($R^2=.08, p<.001$) でも、対人摩耗の有意な主効果 ($\beta =.25, p<.001$) に加えて、交互作用が有意であり ($\beta =-.15, p<.05$)、用心が低い場合に対人摩耗が高いほど犯罪不安も高かった (図6)。すなわち、男性では一般他者に対する信頼が高い (用心が低い) 場合に、対人摩耗の効果が顕著になることが示唆された。

補足分析：女性における対人関係と犯罪不安の関連についての探索的検討

男性では犯罪不安に対する対人摩耗の影響が認められたが、女性は男性に比べて全般的に犯罪不安が高い一方で、その他には年収のみの影響しか認められなかった。それでは、女性の犯罪不安に対して、対人関係は何の影響も有していないのであろうか。そこで以下の分析では、対象を女性に限定して、諸要因の影響を検討した。

まず、生態学的変数の影響を再確認するために、年代、地域 (都市/地方)、配偶者有無、そしてSESの4要因のうちいずれか3要因を独立変数として、犯罪不安を従属変数とした3要因分散分析を実施した。その結果、年代、配偶者有無、SESを独立変数とした分析において、配偶者無群 ($M=2.96$) より有群 ($M=3.00$) の方が高得点という配偶者有無の主効果が有意であった ($F(1,221)=4.26, p<.05$)。また、地域、配偶者有無、SESを独立変数とした分析では、SES低群 ($M=3.20$) よりも高群 ($M=2.73$) の方が低不安というSESの主効果が有意であった ($F(2,239)=3.83,$

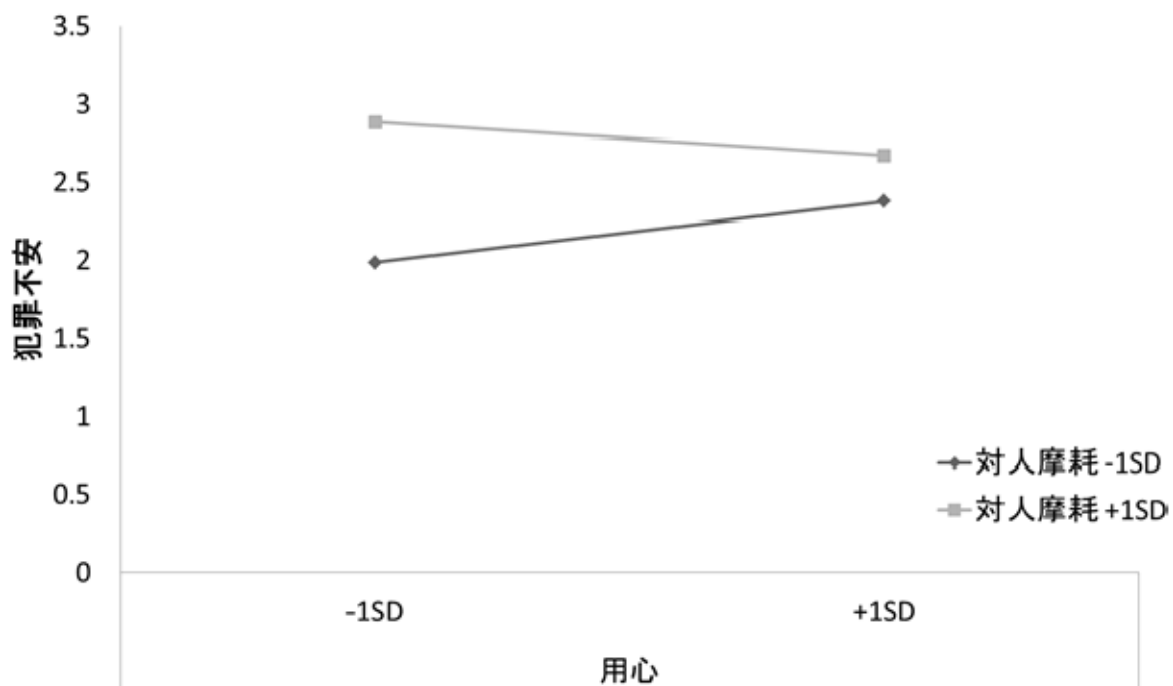


図6 男性における対人摩耗と用心による犯罪不安

$p<.05$)。

次に、居住地域（都市／地方）と配偶者有無による4群を設定し、各群での尺度間単相関、および年収を制御した場合の偏相関を算出した。その結果、都市部有群 ($n=82$)、地方部無群 ($n=34$)、地方部有群 ($n=95$) ではいずれの尺度も犯罪不安と有意な関連を示さず、都市部無群 ($n=27$) においてのみ、犯罪不安に対して孤独感 ($r=.35$, $p=.073$) と自尊心 ($r=-.33$, $p=.094$) が有意傾向の単相関を示した。これらの関連は、年収を制御した偏相関ではいずれも有意でなくなったが（孤独感 $r=.26$ 、自尊心 $r=-.26$ 、いずれも $p>.10$ ）、その値は60名以上のサンプル数であれば5%水準で有意になり得る水準である。したがって、女性においては、都市部在住の配偶者無群に限られるが、孤独感の高さや自尊心の低さが犯罪不安に繋がる可能性が、若干ながらも示唆された。

4. 考察

本研究では、全般的人間観による媒介効果もしくは調整効果の可能性を含めて、身近な対人関係が、主観的社会不安としての犯罪不安認知に影響を及ぼす可能性について検討した。具体的には、「身近な対人関係における受容感／排斥感が、全般的対人関係に対する一般的信頼や用心などの媒介を経て犯罪不安を規定する」という媒介般化モデル、および「身近な対人関係における受容／排斥と、全般的人間観の組み合わせによって、犯罪不安が規定される」という交互作用モデルについて検討した。

その結果、まず媒介般化モデルの可能性については、「個人的対人関係が全般的対人関係に影響する」という仮説の前半部は支持されたが、仮説の後半部「全般的対人関係が犯罪不安に影響する」とは支持されず、したがって「個人的対人関係が

全般的対人関係を媒介して犯罪不安に影響する」という媒介般化モデル仮説は、基本的に支持されなかった。その理由についてはさまざまな可能性が考えられるが、詳細については後述する。

ただし、前半部の仮説に関して逆方向の因果関係を想定することができるならば、男性に限ってであるが、一般的信頼の低さが対人摩擦を促し、それが犯罪不安を高めるといふ、媒介的な因果関係を想定することも可能であることを、本研究の結果は示唆している。すなわち、一般他者に対する信頼感が低いと、日常的コミュニケーションでも（対人摩擦に反映されるような）警戒的・抑制的な相互作用が多くなり、そのようなコミュニケーションスタイルを正当化するような形で、犯罪不安を高く見積もるといふ可能性である。対人摩擦と犯罪不安は、ともに警戒心にまつわる心理である。言い換えれば、対人摩擦とは、無遠慮な対人的相互作用によってトラブルに巻き込まれないように自制するような経験であり、その背景にある警戒心が犯罪不安とも連動しているのかもしれない。

ただし、もしこの推測が正しいとしても、それではなぜ一般的信頼や用心と犯罪不安が直接関連しないのか、そしてなぜ対人摩擦の影響が男性のみで想定され、女性では生じないのか、などの疑問は残る。そのうち後者の疑問に関しては、本研究でも先行研究と合致して、犯罪不安の規定因としては性別や年収といった生態学的要因の影響が大きい（女性および低所得層の犯罪不安が高い）ことが再確認されている。ここから、女性における対人摩擦の影響力の低さは、女性であること自体が犯罪不安に及ぼす影響の天井効果によって打ち消されているのではないかという推測も可能ではあるが、その妥当性については、さらなる検討が必要であろう。

次に交互作用モデルについて議論する。こちら

も全般的には仮説を支持するような結果はあまり示されなかったが、男性において、全般的人間観としての一般他者に対する信頼が高い（用心が低い）場合に、身近な対人関係における対人摩擦の効果が顕著になるという、交互作用モデルを支持する結果が示された。

この理由としては以下のような可能性が想定されよう。まず、全般的にも個人的にも対人関係を肯定的に認識していれば、社会全体を不安視する必然性は小さく、犯罪不安も低くなる。しかし、たとえ全般的対人関係を肯定視していても、個人的対人関係において対人摩擦を経験することによって、「理解困難な他者の存在」を意識しやすくなる。さらに、一般的信頼の高さは社会的知性と連動しており、信頼性が高い人ほど他者情報に敏感に反応する傾向にある（山岸, 1999）。そのような他者情報に対する敏感性が犯罪不安にも拡張的に適用されることによって、一般的信頼が高い場合は、対人摩擦の多少が犯罪不安の高低と関連しやすくなるのではないだろうか。その一方で、全般的対人関係に対して否定的（低信頼、高用心）な人々は、基本的に一定の警戒心を働かせているので、個人的対人関係がどのような様相を呈しているかを問わず、中程度の犯罪不安を感じるのであろう。以上から、犯罪不安に対する個人的／全般的対人関係の交互作用的影響については、男性を対象として、個人的対人関係指標を対人摩擦とした場合に限って、部分的に支持されたと考えよう。ただし、なぜこのような結果が男性においてのみ示され、女性では示されなかったのかについては、さらなる検討が必要であろう。

このように、媒介般化モデルと交互作用モデルのいずれについても、部分的には仮説に合致する知見が得られたものの、全般的には仮説はあまり支持されなかったことは否めない。そこで以下において、今後の課題と連動させながら、仮説が十

分に支持されなかった理由について議論する。

研究で仮説が支持されない理由としては、大まかに、仮説そのものに理論的問題があった、もしくは研究方法に問題があった、という2パターンがある。（もちろん両方の場合もある。）この枠組みに則って、まずは前者の可能性について議論するなら、本研究の仮説が支持されなかった主たる理由として、「身近な対人関係が全般的対人観による媒介・調整を経て犯罪不安にも影響する」という論理構成そのものに、多少の飛躍があったことは否めない。国民の全般的傾向として犯罪不安の高まりが指摘されているにせよ、実際に犯罪に巻き込まれる人は相対的に少数であり、回答者の多数が、世の中で報道されている犯罪や事件は、自身の身近な対人関係とは異なる世界の出来事であるかのように認識していたとしても、それはそれなりに妥当でやむを得ないことであろう。犯罪不安を抑制するためにまず介入すべき対象は、暴力団やその下部組織といった犯罪者集団および犯罪リスクが高い人々であり、身近な対人関係の是非が犯罪不安と連動するわけではないというのは、むしろ一般市民の感覚の健全性を示していると言えるのかもしれない。ただし、その解釈の妥当性を確認するために、回答者自身及びその身近な人々における犯罪経験についても質問した上で、犯罪経験の有無による差異を検討することが、今後の課題の一つとして挙げられよう。

次に、研究方法上の問題について議論する。まず、本研究で使用した尺度の適切性・妥当性について、再検討の余地があることを指摘しておきたい。たとえば本研究では犯罪に関する主観的認知の指標として、認知的要素である被害リスク知覚ではなく、感情的要素である犯罪不安を使用した。しかし、全般的他者に対する一般的信頼や警戒心（用心）は、裏切られるかもしれないというリスクを伴う対人的相互作用に対峙する際に、どのよ

うな対人方略を採用するかという方針を定めるための心理的ツールとして機能する。その意味で、これらの変数は、問題発生への恐怖心である犯罪不安よりも、むしろ問題発生の確率推測である被害リスク知覚とより強い関連を有する可能性も十分に考えられる。本研究では調査協力者の負担を軽減するために、やむを得ず被害リスク知覚の質問実施を断念したが、今後の研究ではこの可能性について確認することも必要であろう。

加えて、研究方法についても、再検討の余地はあるであろう。本研究では、インターネット調査専門会社のパネルデータベースから抽出したサンプルを対象としてのワンショットサーベイという形式で調査を実施した。このような調査方法における最大の問題点である、変数間因果の方向性が確定できないという限界については、もちろん本研究も例外ではない。先に議論した通り、たとえば「身近な対人関係が全般的人間観を規定する」という想定についても、逆に「全般的人間観のあり方によって身近な対人関係における相互作用が規定される」という逆方向因果、さらには「個人の生来的要素（遺伝的な性格特性から社会経済的地位に至るまで）が、身近な対人関係と全般的人間観の両方に影響を及ぼす（したがって身近な対人関係と全般的人間観の関連は疑似相関に過ぎない）」という第三変数効果の可能性もある。これらの問題は、本研究のみならず、ワンショットサーベイすべてに共通する問題であり、それを克服するためには、複数回に渡る縦断的調査や、実験的手法による研究の実施が不可欠である。

ちなみに縦断的調査については、数ヶ月もしくは数年程度ではなく、できれば数十年を視野にいられた、なるべく長期的な研究計画が好ましいであろう。なぜなら、そうすることによって、対人関係要因の長期的影響はもちろんのこと、就労状況や社会経済的地位をはじめとするデモグラフィッ

ク要因の変動による影響も検証可能となるからである。たとえば、本研究では居住地域による影響を検討する際に、都市部在住と地方部在住というシンプルな区分で検討したが、この方法では同じ都市部在住でも、先祖代々その地域に居住している人々と、つい最近転居してきたばかりの人々を同列に議論することになってしまう。さらには、そのような居住者の入れ替わりがどのくらい活発であるか、すなわち流動性という変数もまた、社会安全に影響しうる重要な要因の一つであり、基本的には人々の流動性が高くなるほど、「旅の恥はかき捨て」という心理が生じやすくなるがゆえに）その地域における反社会的行動の生起可能性は高まると考えられる。この流動性の変化が治安悪化や社会不安に及ぼす影響について、因果の方向性を明確にしながら検討するためにも、長期的視野に立った研究の実施が望まれよう。

一方、実験的研究の可能性についてであるが、先述した最近の社会的排斥研究などで実験的手法も導入されていることから、本研究の独立変数である対人関係における受容／排斥を実験的に操作することは、ある程度であれば可能と考えられる。したがって、本研究の従属変数である社会不安を、実験という状況にふさわしい形で測定することができれば、本研究の仮説を実験的に検証することも可能であり、そのためのツール開発もまた、今後の課題の一つとして挙げることができよう。

さらに、上記のワンショットサーベイというデータ収集方法にまつわる議論に加えて、インターネット調査会社のパネルデータベースよりサンプルを抽出したことによる影響についても留意する必要がある。これは研究の問題点というよりも限界として指摘されるべきことであるが、本研究でも性別、年齢、地域などなるべく偏りが生じないようなサンプリングを実施したものの、母集団そのものがインターネット使用者（かつデータベー

スにモニターとして登録した人々)であり、そこで得られた知見が、本研究の母集団に含まれない人々にまで適用できるかは断言できない。あえて極論を述べれば、インターネット使用者と非使用者で、対人関係の様相や社会安全認知が異なる可能性も否定できない、ということである。したがって、本研究の知見の普遍性や適用可能性について、よりの確な理解を得るためには、さまざまな母集団やサンプルを対象とした調査を地道に継続していくことが求められよう。

最後に、本研究の副産物的な成果についても、若干言及しておきたい。それは、現代社会を生きる人々の対人関係やウェル・ビーイングについて、さまざまな意義深い知見が明らかにされた、という点である。たとえば、「壮年層に比べて若年層の方が、申し訳なさや気疲れなどの対人ストレスを経験しやすく自尊心も低い」という知見は、対人関係やメンタルヘルスに関する研究領域にとっては非常に興味深い結果である。さらにこの知見は、若年層ほど社会的弱者に陥りやすいという現代の格差社会に関する議論とも合致する結果であり、そのような若年層の生活基盤の不安定さが、先行きの見えない社会への不安を喚起し、それが社会安全や治安を脅かすリスクファクターとなる可能性は十分に考えられる。その意味で、少なくとも本研究では身近な対人関係と社会安全の関連は明確に示されなかったものの、現代の若年層における対人関係の難しさが、将来的な社会安全に影響を及ぼす可能性についても、今後検討する価値があるのではないかと思われる。

5. 引用文献

荒井崇史・藤 桂・吉田富二雄 (2010). 犯罪情報が幼児を持つ母親の犯罪不安に及ぼす影響
心理学研究, **81**, 397-405.

- Cacioppo, J. T. & Patrick, W. (2008). *Loneliness: Human nature and the need for social connection*. New York: W. W. Norton & Company. (J.T.カシオポ・W.パトリック著 柴田裕之訳 (2010). 孤独の科学——人はなぜ寂しくなるのか 河出書房新社)
- 箱井英寿・高木 修 (1987). 援助規範意識の性別, 年代, および, 世代間の比較 社会心理学研究, **3**, 39-47.
- 橋本 剛 (2005a). 対人ストレス尺度の開発 静岡大学人文学部人文論集, **56**(1), 45-71.
- 橋本 剛 (2005b). ストレスと対人関係 ナカニシヤ出版
- Hayamizu, T., Kino, K., & Takagi, K. (2007). Effects of age and competence type on the emotions: Focusing on sadness and anger. *Japanese Psychological Research*, **49**, 211-221.
- 久田 満・千田茂博・箕口雅博 (1989). 学生用ソーシャル・サポート尺度作成の試み(1) 日本社会心理学会第30回大会発表論文集, 143-144.
- 加藤弘道 (2011). 多様化する教育と青年の育ち 日本青年心理学会研究委員会ワークショップ話題提供
- 木村真人・水野治久 (2004). 大学生の被援助志向性と心理的変数との関連について——学生相談・友達・家族に焦点を当てて カウンセリング研究, **37**, 260-269.
- 小林寿一 (2003). 我が国の地域社会における非行統制機能について 犯罪社会学研究, **28**, 39-54.
- Lakey, B., Moineau, S., & Drew, J. B. (1992). Perceived social support and individual differences in the interpretation and recall of supportive behavior. *Journal of Social and Clinical Psychology*, **11**, 336-348.

- Leary, M. R., Kowalski, R. M., Smith, L., & Philips, S. (2003). Teasing, rejection, and violence: Case studies of the school shootings. *Aggressive Behavior*, **29**, 202-214.
- Leary, M. R., Twenge, J. M., & Quinlivan, E. (2006). Interpersonal rejection as a determinant of anger and aggression. *Personality and Social Psychology Review*, **10**, 111-132.
- 諸井克英 (1991). 改訂 UCLA 孤独感尺度の次元性の検討 静岡大学人文学部人文論集, **42**, 23-51.
- 永井 智 (2010). 大学生における援助要請意図—主要な要因間の関連から見た援助要請意図の規定因— 教育心理学研究, **58**, 46-56.
- 内閣府 (2006). 治安に関する世論調査 平成18年12月調査 内閣府大臣官房政府広報室<<http://www8.cao.go.jp/survey/h18/h18-chian/index.html>> (2010年11月17日取得)
- 中谷内一也・島田貴仁 (2008). 犯罪リスク認知に関する一般人 - 専門家間比較：学生と警察官の犯罪発生頻度評価 社会心理学研究, **24**, 34-44.
- Orth, U., Trzesniewski, K. H., & Robins, R. W. (2010). Self-esteem development from young adulthood to old age: A cohort-sequential longitudinal study. *Journal of Personality and Social Psychology*, **98**, 645-658.
- パットナム, R. D. 柴内康文 (訳) (2006). 孤独なボウリング—米国コミュニティの崩壊と再生 柏書房
- 齋藤知範・島田貴仁・原田 豊 (2008). ソーシャル・サポートと保護者による子どもの被害防止情報入手—社会的・文化的資源の検討— 犯罪心理学研究, **33**, 178-197.
- 阪口祐介 (2008). 犯罪リスク知覚の規定構造—国際比較から見る日本の特殊性— 社会学評論, **59**, 462-477.
- Sarason, B. R., Shearin, E. N., Pierce, G. R., & Sarason, I. G. (1987). Interrelations of social support measures: Theoretical and practical implications. *Journal of Personality and Social Psychology*, **52**, 813-832.
- 嶋 信宏 (1991). 大学生のソーシャルサポートネットワークの測定に関する一研究 教育心理学研究, **39**, 440-447.
- 島田貴仁 (2011). 犯罪不安とリスク認知 小俣謙二・島田貴仁 (編著) 犯罪と市民の心理学—犯罪リスクに社会はどうかかわるか 北大路書房 pp.2-22.
- 島田貴仁・鈴木 護・原田 豊 (2004). 犯罪不安と被害リスク認知：その構造と形成要因 犯罪社会学研究, **29**, 51-64.
- 高木大資・辻 竜平・池田謙一 (2010). 地域コミュニティによる犯罪抑制：地域内の社会関係資本および協力行動に焦点を当てて 社会心理学研究, **26**, 36-45.
- 浦 光博 (2009). 排斥と受容の行動科学—社会と心が作り出す孤立 サイエンス社
- Vaux, A. (1988). Social and emotional loneliness: the role of social and personal characteristics. *Personality and Social Psychology Bulletin*, **14**, 722-734.
- 山岸俊男 (1998). 信頼の構造—こころと社会の進化ゲーム 東京大学出版会
- 山岸俊男 (1999). 安心社会から信頼社会へ 中公新書
- Yamagishi, T. & Yamagishi, M. (1994). Trust and commitment in the United States and Japan. *Motivation and Emotion*, **18**(2), 129-166.
- 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.