改訂ＵＣＬＡ孤独感尺度の次元性の検討

諸　井　克　英

Ⅰ．問　題

孤独感の次元性

孤独感の心理学的測定法の充実は，孤独感の実証的研究の発展をもたらす。しかし，Russell(1982) が整理しているように，研究者が孤独感をどのように概念化するかに応じて，開発・作成される孤独感尺度も異なってくる。つまり，孤独感の概念化は，単一次元的アプローチと多次元的アプローチに大別される。前者では，孤独感が単一的な心理学的現象であり，その強さのみが異なると考えられる。後者では，孤独感を多面的な心理学的現象と見做し，強さだけでなく孤独感のタイプ分類にも関心がもたれる。

単一次元的アプローチに基づく孤独感尺度作成の試みは，Russell(1982) が述べているように，1961年の Eddy の博士論文に始まる。その後，さまざまな単一次元尺度が作成され，そのほとんどが信頼性の高いものである。しかし，Russell(1982) によると，弁別的妥当性の検討がなされていない。つまり，後述するように，たとえば，孤独感は，自尊心，不安，およびうつとの間に高い相関を示すことが報告されており，当該の孤独感尺度が孤独感という心理学的概念を弁別的に測定していることを実証することが重要となる。

ところで，単一次元尺度は，“孤独” という言葉が項目の中に直接含まれるタイプとそうでないタイプに分類される。前者の代表的尺度は，Rubenstein & Shaver(1982) による NYU 孤独感尺度であり，後者の代表的尺度は Russell *et al.*(1978,1980) による UCLA 孤独感尺度である。NYU 孤独感尺度のようなタイプは，Russell *et al.*(1978,1980) の尺度開発の中では自己ラベリング尺度として尺度の基準妥当性の確認のために扱われている。自己ラベリング尺度は，社会的望ましさの影響を被りやすいことが指摘されている。しかし，Rubenstein & Shaver(1982) によれば，これは，孤独感をa)傾性的観点あるいはb)状況的観点のいずれからみるか，という孤独感に対するアプローチの概

念的相違の反映である。つまり，NYU 孤独感尺度が孤独感を傾性的に捉える立場から作成されているのに対して，UCLA 孤独感尺度は孤独感が社会的関係の不全に由来するという状況的立場から開発されている。したがって，Rubenstein & Shaver(1982) の主張に従うと，自己ラベリング尺度タイプの尺度の使用は，単に社会的望ましさの影響を除くために排斥されるべきではない。

次に，多次元的アプローチについて述べる。Russell(1982) によると，孤独感現象の多次元的アプローチは，a)概念の多様化，b)概念の構造化，c)概念の過程的理解のいずれかによる。孤独感に関連した概念（たとえば，疎外感）までも広義の孤独感に包摂するのがa)のアプローチである。したがって，このような多次元的尺度の妥当性は因子分析的検討が中心となる。b)のアプローチでは，孤独感を対人的関係次元の中でどのように位置づけるかが中心となる。最後のc)のアプローチでは，孤独感の生起からそれへの対処に至る過程を全体的に測定する尺度の開発が目的とされる。

ここでは，わが国において独自に孤独感の解明に取り組んでいる落合(1983b) の LSO(Loneliness Scale by Ochiai) と，わが国でも検討されている Schmidt & Sermat(1983) の DLS(Differential Loneliness Scale) とについて述べる。前者はa)，後者はb)に含まれる。

落合（1974,1983a）は，実際に抱かれている孤独感に関する現実の記述を基に孤独感の内包的構造の解明を試みた。高校生を対象とした研究（1974）では，まず，文章完成法に類似した仕方で高校生の孤独感の把握が試みられた。回答整理の結果，“孤独（自己の存在のし方）への目のむけ方” と “人間同士の共感についての感じ（考え）方” の２次元が浮き彫りになった。この予備的研究に基づき作成された60個の孤独感項目をQ技法によって高校生に分類させ，因子分析（完全セントロイド法）を行った。２因子が抽出され，第Ⅰ因子は “人間同士の共感についての感じ（考え）方”，第Ⅱ因子は “自己（人間）の個別性への自覚（気づいている）” と命名された。彼は，これら２次元に基づく孤独感の類型化を提唱した。後に，彼（1983a）は，中学生から大学生まで被験者を拡大し，最初の研究の追試を試みた。高校生を対象とした研究では，前研究と同様の因子構造が見出された。中学生および大学生にもQ技法による評定を行わせたところ，大学生では高校生の場合と同様な２次元構造が得られた。しかし，中学生では，個別性の自覚の次元は現れず，“人間同士の共感についての感じ（考え）方” に関連した “人間同士の理解・共感にかかわる可能性につ

いての感じ方”と“理解者の有無”の2因子構造が認められた。したがって，落合の研究によれば，孤独感の内包的構造は対他的次元から対自的次元を含む2次元構造へと発達的に変化するといえる。

落合（1983b）は，以上に述べた孤独感の2次元的構造の考えに基づき，孤独感の類型化をより簡便にできる25項目から成るリッカートタイプの孤独感類型判別尺度を作成した。大学生による評定について因子分析（主因子法，直交回転）を行い，2因子を抽出し，それぞれの因子負荷量に基づき項目を選定した（“人間同士の理解・共感についての感じ（考え）方”次元9項目，“自己（人間）の個別性の自覚”次元7項目）。これらの項目は複数の心理学者の査定により先述の2次元を表わしていることが確認され，16項目を最終的に孤独感尺度とした。再検査信頼性も十分な高さであった。また，改訂UCLA孤独感尺度との関連も検討され，改訂UCLA孤独感尺度得点は，“人間同士の理解・共感についての感じ（考え）方”次元と有意な相関を示すが，“自己（人間）の個別性の自覚”次元得点とは無関係であった。さらに，両次元は，YG検査の思考的外向性と社会的外向性との関連も示した。

次に，Schmidt & Sermat(1983) のDLSについて述べる。彼らは，孤独感を自分自身が営んでいると知覚する関係の種類と営みたいと望んでいるものとの間の主観的に感じられたくいちがいと定義した。この点では，UCLAの研究者と同じであるが，彼らは，さらに，個人が営んでいる社会的関係領域それぞれに対応した固有の孤独感が存在すると考えた。社会的関係は，家族関係，友だち関係，恋愛・性愛関係，および大集団・コミュニティ関係に区別され（関係性の次元），それぞれの領域で生じる相互作用に関する基本的次元が存在する（相互作用次元：関係の存在・欠如，特定の関係についての接近・回避，協同，評価，コミュニケーション）。これらの定義に基づき，大学生用および成人用それぞれ60項目の尺度が作成・実施された。主成分分析（直交回転）の結果，大学生および成人サンプルともに4主成分が現れた。大学生では，第Ⅰ主成分が恋愛・性愛関係，第Ⅱ・Ⅲ主成分が家族関係，第Ⅳ主成分が友だち関係や大集団との関係に関する項目にそれぞれ代表されていた。成人では，第Ⅰ主成分で家族関係，第Ⅱ主成分で恋愛・性愛関係，第Ⅲ・Ⅳ主成分で友だち関係に関する項目の負荷がそれぞれ高かった。

広沢・田中(1984) は，Schmidt & Sermat(1983) の考えに従って，異なった関係における孤独感尺度の日本語版の作成を試みた。予備調査を経て選定された40項目から成る尺度を中学生から大学生を対象に実施した。主成分分析

(直交回転) を行ったところ，第Ⅰ主成分で恋愛・性愛関係，第Ⅱ主成分で家族関係，第Ⅲ主成分で集団との関係，第Ⅳ主成分で友だち関係に関する項目の負荷が高かった。したがって，この研究では，Schmidt & Sermat(1983) が示唆した構造が原研究よりも明確にされたといえる。広沢・田中(1984) は，この原因を原研究での評定が2点尺度であったのに4点尺度を用いたためとしている。また，彼らは，改訂UCLA孤独感尺度を同時に実施し，異なった関係における孤独感尺度との関連をみた。いずれの関係での孤独感も改訂UCLA孤独感と有意な正の相関を示したが，友だちとの関係での孤独感の場合にとくに強い関係が認められた。

UCLA孤独感尺度の開発

ここでは，孤独感を測定する尺度のうち，最も一般的に用いられているUCLA孤独感尺度およびその改訂版である改訂UCLA孤独感尺度について述べる。この尺度は，a)単一次元的に孤独感を捉えている，b)測定項目において孤独という表現を避けている，c)状況的立場から孤独感を捉えている，と特徴づけられる。

Russell *et al.*(1978) は，Eddyの尺度を基にSisenweinが博士論文で提出した75項目から成る孤独感尺度から極端な表現の項目を除去し，25項目を選定した。彼らは，この尺度を，孤独感について直接査定させる自己ラベリング尺度および現在の気分・感情の評定尺度とともに，“孤独感セミナー”に応募した大学生や一般の男女大学生を対象に実施した。孤独感尺度に関する項目－全体相関分析により選定された20項目がUCLA孤独感尺度とされた。内的整合性も十分に高かった（$\alpha = .96$)。また，a)自己ラベリング尺度との相関が高い，b)臨床サンプルの大学生の得点が一般大学生よりも高い，という点で基準妥当性も十分であるとされた。さらに，孤独感尺度と気分・感情評定との関係から孤独感尺度の併存的妥当性が確かめられた。すなわち，単純相関分析において，孤独感との間に，落ち込んだ，不安な，空虚な，閉じこもった，畏怖感のある，落ち着きのない，退屈な，内気な，という評定では正の相関，満足した，幸福な，魅力的な，という評定では負の相関が得られた。

Russell *et al.*(1980) は，UCLA孤独感尺度の問題点として，a)尺度項目の表現方向がすべて孤独方向であること，b)弁別的妥当性の未検討，c)社会的承認欲求の影響の未検討，を挙げ，尺度の改訂を試みた。a)については，UCLA孤独感尺度の項目がすべて孤独方向に表現されており，回答者が反応する際に黙従傾向が生じる可能性がある。b)については，他の研究でうつや自尊心との

高い相関が得られており，併存的妥当性を示すと解釈されるが，孤独感尺度がこれらの心理学的概念ではなく孤独感を測定していることを示す弁別的妥当性の確認を必要とする。c)については，孤独感が一種の社会的烙印であるならば，“他者による承認を得るために社会的に望ましい方向に行動する傾向”，すなわち社会的承認欲求の影響によって反応が歪められる可能性がある。したがって，尺度評定が社会的承認欲求の影響を被らないことを示す必要がある。

第1研究では，a)の問題を改善するために反孤独方向項目を含めた39項目の孤独感尺度とともに，自己ラベリング尺度（6項目），Beckのうつインヴェントリー，Costello-Comreyのうつ・不安尺度，気分・感情評定（25項目）が男女大学生に実施された。まず，自己ラベリング尺度との単純相関に基づき，孤独方向項目，反孤独方向項目でそれぞれ高い順に10項目ずつが選定され，この20項目が改訂UCLA孤独感尺度構成項目とされた。内的整合性も十分に高く（$\alpha = .94$），旧尺度との相関も高かった（$r = .91$）。さらに，この尺度は，Beckのうつインヴェントリーや Costello-Comrey のうつ・不安尺度との相関も高く，気分・感情評定との相関でも尺度の併存的妥当性を示す傾向が得られた（$r > .40$:見捨てられた，落ち込んだ，空虚な，希望のない，孤立した，閉じこもった，社交的でない，満足できない）。

第2研究では，併存的妥当性についてより詳細に検討するとともに，弁別的妥当性の確認と社会的承認欲求の影響の検討を行った。男女大学生を対象として，改訂UCLA孤独感尺度および自己ラベリング尺度とともに，社会的活動や関係の状況の評定，気分・パーソナリティーに関する種々の尺度（Beckのうつインヴェントリー，Spielberger *et al.* の状態－特性不安インヴェントリー，Helmreich & Stapp の Texas 社会的行動インヴェントリー，Mehrabian の親和的傾向・拒絶敏感性測度，Crowne & Marlowe の社会的望ましさ尺度，Eysenck の EPI，Rathus の自己主張性尺度）を実施した。

孤独感得点は，1日あたりの1人で過ごした時間数，1人での夕食回数，週末の夜を1人で過ごした回数（それぞれ過去2週間）との間に有意な正の相関，社会的活動や親友数との間に有意な負の相関を示した。また，デート相手がいないと孤独感が高かった。したがって，社会的活動や関係の状況との関連において改訂UCLA孤独感尺度の併存的妥当性が確認されたといえる。

次に，気分・パーソナリティーに関する種々の尺度得点に対して因子分析を施したところ，社会的挑危険因子（内向－外向性，自尊心，拒絶敏感性，自己主張性），否定的感情因子（うつ，不安），社会的望ましさ因子（社会的望まし

さ，虚偽性），親和的動機づけ因子（親和的傾向，内向－外向性）の4因子に整理されることが明らかになった。この4因子を説明変数とし孤独感尺度得点を従属変数とする重回帰分析を行ったところ，これら4因子で孤独感得点の分散のうち43%を説明できるが，社会的望ましさ因子の説明力は低いことが明らかになった。したがって，先述した問題点c)の社会的承認欲求の影響はないと判断された。次に4因子に自己ラベリング得点を加えたところ，自己ラベリング得点が孤独感得点の分散の18%を独自に説明しており，改訂UCLA孤独感尺度の弁別的妥当性の証拠と見做された。さらに，先述した孤独感と社会的活動や関係の状況との関係について気分・パーソナリティーに関する尺度を統制しても同じ傾向が見出されたことも，弁別的妥当性を示している。

わが国において，工藤・西川(1983）は，いちはやく改訂UCLA孤独感尺度の日本語版を作成し，高校生，大学生，一般人，およびアルコール依存症患者を対象に尺度の妥当性を検討している。20項目に関するGP分析，内的整合性（α＝.871），再検査信頼性（6ヵ月間隔，大学新入生のみ；r＝.546）のいずれの点でも，尺度の十分な妥当性が得られた。また，社会的活動や関係の状況や家族との愛情関係に関する測度，Janis & Fieldの自尊心尺度，および西山が修正・作成したCPI(California Psychological Inventory）との関係から，孤独感尺度の併存的妥当性も十分であることが認められた。さらに，尺度の基準的妥当性を示すものとして，アルコール依存症患者の孤独感得点が一般社会人に比べ高かった。工藤ら(1986）は，この尺度項目を平易な表現に改めるとともに3点尺度にして，中学生に実施した。その結果，高い内的整合性（α＝.847）と再検査信頼性（1週間隔，r＝.743）を確認した。また，信頼性に関する報告はないが，改訂UCLA孤独感尺度の日本語訳版は老人を対象としても使用されている（工藤ら，1984；長田ら，1989)。

改訂UCLA孤独感尺度における次元性

Weiss(1973）は，孤独感を何らかの特定の関係欠如に対する反応と見做し，孤独感には社会的孤独感と情動的孤独感の2つのタイプがあると考えた。社会的孤独感は，他者と共通の関心や活動を共有できる社会的ネットワークの欠如から生じる。情動的孤独感は，他者に対する親密な愛着の欠如によってもたらされる。社会的孤独に陥っている者は，退屈感，無目的感，および周辺感（marginality）という気分によって特徴づけられ，自分を成員として受容してくれるネットワークを探すように動機づけられる。一方，情動的孤独者は，a）幼年期の分離不安の再経験といえる不安や，b)自己の環境に他のだれもいない

ように感じられる完全な孤立経験，によって特徴づけられ，情動的愛着をどのくらいもたらしてくれるかによって他者を評価する。情動的孤独感は，しばしば，a)最小の手がかりに対する過度の敏感性や，b)他者の敵意や愛情を誤解したり誇張したりする傾向をもたらす。

2つの孤独感の区別に加え，Weiss(1974) は，社会的欲求充足因の考えを提起した。彼は，社会的関係によって次の6種の社会的欲求充足因が供与されると考えた。a)愛着，b)社会的統合，c)養育の機会，d)価値の再保証，e)信頼できる味方の感覚，f)指導。それぞれの社会的欲求充足因の供与は，異なる社会的関係によって行われる。愛着は，家族や異性との関係のように安心と居場所の感覚を与えてくれる関係によって供与される。社会的統合とは，興味や関心が共有される社会的ネットワークによってもたらされる。これは，一般に友だち関係の中で得られる。養育の機会は，子どもをもつ親にみられるように，相手の安寧に責任を感じるような関係の中で供与される。価値の再保証は，社会的役割における自己の能力を証明してくれる関係によってもたらされる。たとえば，専業主婦にとって家事の技能を評価してくれる夫がこの源泉となる。信頼できる味方は，親族やきょうだいとの関係のように，どのような状況であれ援助を求めることができる関係によって供与される。最後の指導は，信頼でき権威ある人物との関係の中でもたらされる。生徒は，一般に教師との関係でこれを得る。6つの社会的欲求充足因のうち，愛着の欠如は情動的孤独感を，社会的統合の欠如は社会的孤独感をそれぞれ生じる。

Russell & Cutrona(1984) は，当該の個人がこれら6つの社会的欲求充足因を社会的ネットワークからどの程度得ているかを測定する社会的欲求充足因尺度を開発した。Cutrona(1982) は，大学新入生を対象として，孤独感と社会的欲求充足因との関連を重回帰分析によって検討した。孤独感の有意な規定因として，社会的統合が最も有効であり，次いで，価値の再保証，指導も有意な規定因であった。つまり，大学生の孤独感は，友だちとの関係で得られる社会的欲求充足因との関わりが強いといえる。

ところで，Russell *et al.*(1984) は，Weiss の2つの孤独感の区別の妥当性を男女大学生を対象として検討した。彼らは，社会的孤独状態と情動的孤独状態を表わす短文を呈示し，それぞれの状態をどのくらい強く経験しているかを9点尺度で査定させた。用いられた短文は次の通りである。“ありうる1つの孤独感のタイプは，集団や社会的ネットワークに所属しないことである。この集団や社会的ネットワークは，社会的活動にいっしょに従事する1組の友だち

であるかもしれないし，共有された関心，仕事，あるいは他の活動に基づき所属感をもたらす集団でもよい。{社会的孤独感}"，"ありうる1つの孤独感のタイプは，特定の他者との強くかなり持続的な関係の欠如である。このような関係は，恋愛関係であることがよくあるが，愛情や安心感をもたらす1対1の関係であってもよい。{情動的孤独感}"。これらの査定値と，a)社会的欲求充足因，b)社会的関係の様態，c)不安とうつ，およびd)行動的対処と認知的対処との関連が検討された。a)については，情動的孤独感が愛着と養護の機会，社会的孤独感が価値の再保証と強いつながりを示した。b)については，社会的孤独感が友だち関係，情動的孤独感が恋愛関係と深い関連を示した。したがって，a)とb)ではWeissの考えが支持された。しかし，c)については，不安は社会的孤独感によって，うつは2つの孤独感の両方によって規定されていた。また，d)についても，行動的対処は情動的孤独感によって，認知的対処は2つの孤独感いずれによっても引き起こされていた。したがって，c)とd)については，Weissに対する支持が曖昧になる。

ところで，Russell *et al.*(1984) は，短文による孤独感の査定と改訂UCLA孤独感尺度の評定との関連を調べた。社会的孤独感および情動的孤独感の査定値と改訂UCLA孤独感尺度20項目の評定値とのピアソン相関を算出し，各項目が2つの孤独感のいずれと強く結びついているかを検討した。その結果，原項目1，5，および6は社会的孤独感，原項目3，7，および13は情動的孤独感を，それぞれ強く反映していた。しかし，a)大半の項目がいずれかを強く反映しているとはいえない，およびb)改訂UCLA孤独感尺度の全体得点が両査定値とほぼ同程度の相関値を示す，という点から，次のように結論された。改訂UCLA孤独感尺度がWeissの2つの孤独感のいずれかを強く測定していることはなく，孤独経験の共通核(common core) を反映している。しかし，改訂UCLA孤独感尺度項目のうち6項目が2つの孤独感の区別に敏感であることが明らかになり，先述したようにWeissの考えに対する部分的支持も認められた。

Vaux(1988) は，Russell *et al.*(1984) の結果を踏まえ，2つの孤独感の短文による査定とともに，改訂UCLA孤独感尺度の先の6項目の評定を男女大学生に行わせた。しかし，これらの4測度の組み合わせのいずれの場合にも同程度の正の相関がみられ，2つの孤独感の間に弁別性があるといえなかった。さらに，個人的傾性や社会的関係の様態との関連をみても，2つの孤独感の弁別的特徴が明確にならなかった。

Russell *et al.*(1984) の結果は，Weiss による 2 つの孤独感の区別の妥当性を示唆するとともに，本来は単一次元尺度であると仮定されている改訂 UCLA 孤独感尺度が複数の次元から成ることを示唆しているといえよう。

Zakahi & Duran(1982) は，大学生を対象に実施した改訂 UCLA 孤独感尺度について因子分析を行い，“親密な他者” と “社会的ネットワーク” という 2 因子を得た。コミュニケーション懸念（McCroskey *et al.*, 1986；他者との現実のあるいは予期されるコミュニケーションに伴う恐怖や不安）および社会的適応性（Duran,1983；対人関係での必要なものを認知し，それに従って自己の対人的目標や行動を適応させる能力）とこれら 2 因子との関係を正準相関分析によって検討したところ，2 つの孤独感因子は社会的適応性を構成する社会的経験と社会的確認という 2 因子と強い関連を示した。前者は，一定範囲の社会的状況に対する適応能力や意志のことであり，後者は，社会的状況での他者の期待を理解・認識する能力やその願望を指す。社会的ネットワーク因子は社会的経験，親密な他者因子は社会的確認と関わりがあった。Zakahi & Duran(1982) によれば，この結果は Weiss による 2 つの孤独感の区別を支持する。しかし，後続研究(Zakahi & Duran,1985) では，理由は明記されていないが，改訂UCLA孤独感尺度は単一次元尺度として扱われている。

先述した落合(1983b) も，自ら開発した尺度の妥当性をみる中で，改訂 UCLA 孤独感尺度について因子分析を行った。その結果，“親密さの意識”（原項目1,4,5,6,12,17,18），“理解者の存在意識”（3,13,16,20），“疎外意識”（2,10,11,19），および “社交性”（7,9,15），という 4 因子を得ている。

諸井(1991b) は，市営団地に居住する成人女性を対象として，孤独感と電話コミュニケーションとの関連を検討した。その際，孤独感を測定するために，改訂 UCLA 孤独感尺度の簡約版（4 項目尺度）を用いた。しかし，a) 4 項目での α 係数が .459 とかなり低い，b)因子分析の結果が項目の 2 因子上での明確な分離を示している，c)Weiss(1973) が区別した社会的孤独感と情動的孤独感にこれら 2 因子が対応している，という理由で，2 因子解を採用した。第 I 因子は社会的ネットワークの不全（原項目1,15），第 II 因子は親密な情動的愛着の欠如（13,18）を示している。先述した Russell *et al.*(1984) の研究では，簡約版項目のうち，原項目 1 が社会的孤独感，原項目13が情動的孤独感をより反映していた。他の測度との関連も 2 つの孤独感の弁別的特徴を示したことから，この区別は一応妥当と考えられた。

しかし，改訂 UCLA 孤独感尺度の簡約版による 2 つの孤独感の区別が項目

内容の方向性と交絡しているという問題がある。Russell *et al.*(1984) が2つの孤独感をより反映しているとした改訂UCLA孤独感尺度項目にもこの交絡がみられる。社会的孤独感を反映している3項目が反孤独方向，情動的孤独感を反映している3項目が孤独方向にそれぞれ表現されている。要するに，2つの孤独感の区別が項目表現の方向性と交絡して出現していないことを確認する必要がある。そこで，諸井（印刷中）は，Russell *et al.*(1984) の6項目に簡約版の項目を加えた8項目を用いて，別の市営団地に居住する成人女性を対象に孤独感を測定した。ただし，原項目の一部の表現方向を逆転させ，孤独感の区別と項目の表現方向との間に交絡が生じないようにした。しかしながら，因子分析を行うと2因子が生じたものの，それは孤独感の内容による区別ではなく，項目の表現方向による区別であった。

本研究の目的

以上にみたように，単一次元尺度として作成された改訂UCLA孤独感尺度が複数の因子から成る可能性がある。とりわけ，Weissが提起した社会的孤独感と情動的孤独感との区別との関連を検討する必要がある。本研究では，筆者が先行研究で得たデータを対象に，改訂UCLA孤独感尺度の次元性を検討する。まず，改訂UCLA孤独感尺度の単一次元性仮定の妥当性をみる。そのうえで，因子分析によって因子構造を探索的に調べる。その際，Russell *et al.* (1984) による6項目に注目した分析も行う。

II. 方　法

再分析の対象

孤独感尺度を用いた筆者の研究で得たデータを再分析対象とした。“日ごろ”という基準で評定させたデータについては，孤独感と自己意識との関連（諸井, 1985,1987），生活事態変化に伴う孤独感（諸井,1986,1991a）に関する研究から得られた。“ここ2週間”および“この1年間”という基準については，孤独に対する対処方略（諸井,1989），孤独感に関する原因帰属（諸井,1990），および生活事態変化に伴う孤独感（諸井,1991a）で収集されたデータを用いた。これらのデータの内訳をTable 1に示す。

孤独感の測定

Russell *et al.*(1980) による改訂UCLA孤独感尺度の20項目を和訳し，各項目について，“たびたび感じる”，“どちらかといえば感じる”，“どちらかとい

えば感じない”，“けっして感じない” の４点尺度で評定させた。尺度項目をTable 2に示す。評定の際，“日ごろ”，“ここ２週間”，および “この１年間”という３つの基準を用いた。測定の際に実際に用いた教示は，以下の通りである。

①日ごろ：　１から20までの文章に述べられているそれぞれのことがらを，日ごろ，あなたはどのくらい感じていますか。

②ここ２週間：　次の文章に述べられていることがらを，それぞれ，ここ２週間，あなたはどのくらい感じていますか。

③この１年間：　次の文章に述べられていることがらを，それぞれ，この１年間を通して，あなたはどのくらい感じていますか。

①から③のいずれの場合も，孤独感が強いほど高得点になるようにした（１点から４点)。また，いずれも，項目の順序効果をなくすために項目順序の異なる４タイプの尺度を用いた。②と③については，先に②を評定させ，次に③を評定させた。その際，２つの質問紙のタイプが異なるようにした。

Table 1

分析対象データ

[評定基準]	対象	性別	人数	研究発表年	総数
[日ごろ]	高校生	男子	89	諸井(1985)	142
			53	諸井(1991a)A	
		女子	93	諸井(1985)	131
			38	諸井(1991a)A	
	大学生	男子	194	諸井(1986)B	451
			257	諸井(1987)	
		女子	39	諸井(1986)B	178
			139	諸井(1987)	
[ここ２週間 / この１年間]	大学生	男子	190	諸井(1989)	636
			369	諸井(1990)	
			77	諸井(1991a)C	
		女子	212	諸井(1989)	600
			206	諸井(1990)	
			182	諸井(1991a)C	

A,B: TimeBのデータを対象とした。
C:　1988年度および1989年度におけるTimeBのデータを対象とした。

Table 2

改訂 UCLA 孤独感尺度項目

1．私は，自分の周囲の人たちと調子よくいっている。*
2．私は，人とのつきあいがない。
3．私には，頼りにできる人がだれもいない。
4．私は，ひとりぼっちではない。*
5．私は，親しい仲間たちのなかで欠くことのできない存在である。*
6．私は，自分の周囲の人たちと共通点が多い。*
7．私は，今，だれとも親しくしていない。
8．私の興味や考えは，私の周囲の人たちとはちがう。
9．私は，外出好きの人間である。*
10．私には，親密感のもてる人たちがいる。*
11．私は，無視されている。
12．私の社会的なつながりはうわべだけのものである。
13．私をよく知っている人はだれもいない。
14．私は，他の人たちから孤立している。
15．私は，望むときにはいつでも，人とつきあうことができる。*
16．私には，私を本当に理解してくれる人たちがいる。*
17．私は，たいへん引っ込み思案なのでみじめである。
18．私には，知人はいるが，私と同じ考えの人はいない。
19．私には，話しかけることのできる人たちがいる。*
20．私には，頼りにできる人たちがいる。*

＊：反孤独方向表現項目

III．結　果

本研究では，対象（高校生，大学生），性別（男子，女子），および評定基準（日ごろ，2週間，1年間）を考慮して分析を行った。したがって，8サンプルについての結果を示すことになる。

単一次元尺度としての改訂 UCLA 孤独感尺度

改訂 UCLA 孤独感尺度が単一次元尺度であると仮定して，項目分析および主成分分析を行った。

まず各項目の弁別力を確認するために，GP 分析を行った。各サンプルで20項目の合計得点を算出し，得点分布の上位25%および下位25%を目安に上位群および下位群を選抜した。この2群間に各項目の得点で差があるかを t 検定に

よって検討した。これらの結果をTable 3-a および3-b に示す。いずれのサンプルにおいても，0.1%水準で上位群と下位群との間に有意差が確認され，20項目すべてが弁別力をもつと判断できた。

Table 3-a

改訂UCLA孤独感尺度項目に関するGP分析の結果[A] — "日ごろ" —

	<高 校 生>		<大 学 生>	
	−男子−	−女子−	−男子−	−女子−
上位群	[46〜63点 N=42]	[40〜61点 N=43]	[46〜80点 N=124]	[43〜62点 N=49]
下位群	[21〜34点 N=41]	[22〜31点 N=40]	[20〜33点 N=123]	[23〜32点 N=50]
項目	t 値(df)	t 値(df)	t 値(df)	t 値(df)
1*	7.92(74.10)	8.99(69.74)	13.55(224.03)	7.74(97)
2	7.27(55.69)	5.10(70.35)	15.66(150.79)	7.52(68.39)
3	7.48(63.08)	8.68(50.80)	16.57(194.11)	7.17(90.90)
4*	9.08(81)	9.86(64.85)	11.84(245)	5.94(88.60)
5*	8.16(81)	6.67(70.20)	13.08(245)	8.51(97)
6*	7.19(81)	5.06(81)	11.45(245)	8.53(97)
7	6.75(47.83)	7.53(46.75)	16.10(139.27)	8.14(51.26)
8	4.12(81)	5.56(81)	9.58(245)	5.37(97)
9*	4.55(81)	7.04(81)	7.76(225.90)	6.04(97)
10*	8.75(71.44)	10.71(73.94)	15.57(196.10)	10.98(69.20)
11	5.33(66.51)	7.36(72.00)	15.63(200.92)	7.89(97)
12	4.65(81)	6.51(81)	14.12(245)	7.80(97)
13	6.29(69.73)	7.95(74.64)	17.90(203.78)	12.04(73.80)
14	7.98(72.68)	8.38(66.38)	19.91(211.15)	11.45(87.48)
15*	7.84(74.06)	6.83(81)	12.07(239.83)	7.25(97)
16*	8.45(76.33)	7.86(76.27)	15.37(236.18)	9.50(82.00)
17	4.52(81)	4.89(81)	10.99(237.78)	7.15(97)
18	5.35(74.06)	5.74(81)	10.29(245)	8.88(97)
19*	5.08(48.76)	6.40(47.40)	10.85(138.99)	5.57(51.78)
20*	8.54(66.56)	8.99(65.53)	17.72(206.91)	7.17(73.19)

すべて$p < .001$

*: 反孤独方向表現項目

A: 分散が同質でないときには，*Welch* の法を用いた。

Table 3-b

改訂 UCLA 孤独感尺度に関する GP 分析の結果[A]

— "ここ2週間" および "この1年間" —

	<男 子>		<女 子>	
	−2週間−	−1年間−	−2週間−	−1年間−
上位群	46〜68点 N=170	46〜70点 N=167	43〜68点 N=150	43〜77点 N=163
下位群	20〜33点 N=170	20〜32点 N=171	20〜31点 N=173	20〜30点 N=172

項目	t 値(df)	t 値(df)	t 値(df)	t 値(df)
1*	17.41(306.74)	20.71(290.21)	18.37(251.03)	18.42(280.77)
2	16.38(234.99)	20.05(205.67)	14.41(179.75)	17.62(171.99)
3	19.39(264.19)	21.10(263.20)	17.63(181.72)	19.97(221.64)
4*	15.00(338)	16.03(336)	16.09(248.17)	15.07(333)
5*	15.80(338)	15.58(336)	15.47(321)	15.93(333)
6*	13.42(338)	16.16(336)	14.44(321)	13.44(333)
7	15.35(214.17)	18.81(190.91)	13.31(174.40)	15.61(182.35)
8	12.93(338)	12.49(336)	12.95(321)	14.05(333)
9*	10.45(338)	9.68(336)	8.83(321)	8.59(333)
10*	20.34(257.62)	23.05(257.10)	17.81(201.72)	20.73(204.20)
11	14.97(308.00)	17.49(225.79)	13.79(240.07)	15.81(243.14)
12	16.33(329.90)	17.07(336)	17.88(321)	18.73(321.50)
13	19.21(301.43)	20.00(305.90)	20.15(246.01)	23.26(267.84)
14	24.57(303.20)	24.38(256.23)	20.01(266.34)	20.91(241.06)
15*	17.78(338)	19.87(305.77)	15.51(261.95)	16.42(290.45)
16*	16.59(331.34)	20.06(336)	18.46(297.74)	19.92(277.51)
17	12.88(323.06)	13.64(326.99)	12.03(294.72)	10.85(311.12)
18	12.34(338)	12.75(336)	14.74(270.42)	16.28(310.89)
19*	13.60(187.46)	17.31(219.60)	9.05(189.62)	15.19(192.42)
20*	20.19(274.06)	22.82(269.83)	18.74(164.48)	19.74(199.44)

すべて$p < .001$

*: 反孤独方向表現項目

A: 分散が同質でないときには，*Welch* の法を用いた。

次に，当該項目の得点と当該項目を除く項目の合計得点との相関を算出した。この結果を Table 4 に示す。ピアソン相関値に多少の変動がみられるものの，いずれも0.1%水準で有意な相関が認められた。さらに，20項目での α 係数を

Table 4

改訂 UCLA 孤独感尺度に関する項目分析の結果： ピアソン相関[A]

項目	<高校生> 男子 (*N*=142) 日ごろ	<高校生> 女子 (*N*=131) 日ごろ	<大学生> 男子 (*N*=451) 日ごろ	<大学生> 女子 (*N*=178) 日ごろ	<大学生> 男子 (*N*=636) 2週間	<大学生> 男子 (*N*=636) 1年間	<大学生> 女子 (*N*=600) 2週間	<大学生> 女子 (*N*=600) 1年間
1*	.591	.567	.613	.460	.602	.688	.605	.644
2	.549	.530	.632	.528	.591	.675	.553	.610
3	.476	.664	.646	.511	.595	.636	.609	.628
4*	.462	.557	.470	.351	.408	.486	.481	.481
5*	.540	.443	.561	.489	.538	.516	.533	.574
6*	.489	.428	.504	.529	.483	.520	.516	.509
7	.546	.695	.664	.597	.566	.664	.577	.618
8	.304	.433	.417	.347	.423	.426	.433	.485
9*	.299	.425	.288	.350	.333	.291	.277	.254
10*	.525	.618	.620	.631	.612	.666	.578	.636
11	.436	.516	.588	.439	.529	.629	.447	.553
12	.383	.539	.539	.476	.541	.598	.574	.611
13	.439	.561	.632	.587	.566	.665	.629	.693
14	.538	.636	.663	.618	.683	.705	.644	.658
15*	.520	.480	.485	.463	.549	.621	.513	.550
16*	.551	.543	.592	.572	.517	.602	.560	.649
17	.317	.296	.390	.414	.443	.500	.414	.402
18	.417	.489	.483	.513	.418	.457	.534	.592
19*	.340	.479	.493	.386	.483	.579	.346	.546
20*	.535	.630	.639	.520	.610	.659	.610	.654
α係数	.865	.895	.905	.879	.897	.918	.895	.912
*SB*係数[B]	.575	.749	.771	.690	.730	.775	.759	.807
正規分布への適合度[C]	Z=.795 p=.552	Z=1.013 p=.257	Z=.992 p=.278	Z=.989 p=.282	Z=1.622 p=.010	Z=1.476 p=.026	Z=1.429 p=.034	Z=1.846 p=.002

*: 反孤独方向表現項目

A: 当該項目の得点と当該項目を除く全体得点とのピアソン相関,すべて $p < .001$

B: *Spearman-Brown* の信頼性係数(孤独方向項目と反孤独方向項目とに折半)

C: *Kolmogorov-Smirnov* の検定

求めたが，Table 4 に示すように，いずれも .800 を上回っていた。したがって，20項目が単一の概念を反映する同質的項目といえる。ところで，孤独方向表現項目10項目と反孤独方向項目10項目とに折半して *Spearman-Brown* の信頼性係数を算出した。Table 4 に示すように，“日ごろ” 基準を用いた高校－男子と大学－女子を除くサンプルでは，係数が .700 以上であった。

Table 5

改訂 UCLA 孤独感尺度に関する主成分分析の結果： 第 I 主成分の負荷量

	<高校生>		<大学生>		<大学生>			
	男子	女子	男子	女子	男子		女子	
	(N=142)	(N=131)	(N=451)	(N=178)	(N=636)		(N=600)	
項目	日ごろ	日ごろ	日ごろ	日ごろ	2週間	1年間	2週間	1年間
1*	.692	.634	.673	.535	.667	.739	.669	.700
2	.625	.598	.693	.608	.657	.729	.623	.661
3	.525	.740	.702	.599	.661	.695	.679	.685
4*	.534	.619	.536	.430	.471	.545	.551	.551
5*	.627	.500	.610	.538	.592	.560	.587	.624
6*	.568	.470	.557	.586	.535	.561	.578	.562
7	.618	.748	.724	.672	.633	.724	.652	.676
8	.344	.491	.476	.401	.477	.471	.494	.541
9*	.353	.478	.334	.413	.384	.326	.315	.288
10*	.625	.683	.680	.697	.674	.718	.640	.686
11	.497	.573	.644	.500	.591	.683	.502	.606
12	.441	.602	.601	.536	.605	.652	.629	.661
13	.493	.622	.688	.656	.631	.718	.692	.747
14	.609	.690	.712	.681	.736	.754	.700	.708
15*	.614	.541	.533	.520	.600	.662	.567	.598
16*	.623	.613	.648	.641	.580	.654	.623	.702
17	.384	.330	.438	.472	.497	.547	.463	.448
18	.445	.547	.537	.580	.470	.504	.587	.644
19*	.444	.538	.555	.461	.550	.637	.409	.607
20*	.604	.707	.700	.584	.676	.714	.676	.708
説明率(%)	29.5	35.4	37.3	31.6	34.9	40.8	34.8	39.5

*: 反孤独方向表現項目

20項目を対象に主成分分析を行い，初期解の第 I 主成分を検討した。この結果を Table 5 に示す。ここでも負荷量の値に多少変動がみられるが，いずれも正の負荷を示していた。また，第 I 主成分の説明率は，29.5%～40.8%であり，単一次元尺度の仮定からするとやや臨界的といえる。

以上の結果から，改訂 UCLA 孤独感尺度が単一次元尺度であるという仮定は妥当であり，20項目の合計得点の算出には根拠があるといえる。なお，20項目の合計得点の正規分布への適合度をみると(Table 4)，“日ごろ”という評定基準を用いたサンプルではいずれも正規分布であると判断されたが，“ここ2週間”や“この1年間”という基準で評定した場合には正規分布からの有意なずれが生じた。得点の頻度分布をみると，分布の頂点から低孤独方向へのずれ

が認められた。

改訂 UCLA 孤独感尺度が単一次元尺度であると仮定して20項目の合計得点を求め，男女差を検討した。その結果を Table 6 に示す。いずれの場合も先行研究と一致して，女子よりも男子の孤独感が有意に高かった。

Table 6

孤独感得点の男女差

	{評定基準}	<男　子>		<女　子>		男女差：　t 検定 t 値(df)
高校生	{日ごろ}	40.66(8.70)	N=142	36.85(8.69)	N=131	$t_{(271)}$ =3.62a
大学生		39.98(9.28)	N=451	37.59(7.65)	N=178	$t_{(392.58)}$ =3.31a
大学生	{2週間}	39.84(8.99)	N=636	36.94(8.34)	N=600	$t_{(1233.60)}$ =5.88a
	{1年間}	39.27(9.50)		36.73(8.96)		$t_{(1234)}$ =4.82a

a: p < .001

多次元尺度としての改訂 UCLA 孤独感尺度

改訂 UCLA 孤独感尺度が複数の次元から構成されていると仮定して，因子分析（主因子法）を行った。固有値の変化の推移および各因子次元の解釈可能性を考慮して抽出因子数を決めた。その際，先の分析から20項目の同質性を踏まえ，斜交解（直接オブリミン法，δ=0）を求めた。a)斜交回転後の因子負荷量の絶対値が .400 以上であること，b)重複してa)のことが複数の因子次元で生じていないことを基準として各因子次元の代表項目を選択し，因子の解釈を行った。8つのサンプルそれぞれでの初期固有値の推移を Table 7-a に示し，採用した因子解を Table 7-b および 7-c に示す。

(1) 評定基準：“日ごろ”

高校生では，男女ともに，3因子解が妥当であると判断された。また，この3因子解は男女で同じ因子をもたらした。第Ⅰ因子では反孤独方向に表現された項目，第Ⅱ因子および第Ⅲ因子では孤独方向に表現された項目が，それぞれ高い因子負荷を示した。第Ⅱ因子の代表項目は周囲の他者との考えの不一致や相互理解の欠如感を示しており，第Ⅲ因子の代表項目は周囲の他者との隔絶感や他者からの拒絶を反映している。したがって，第Ⅰ因子を反孤独方向表現因子，第Ⅱ因子を異質感因子，第Ⅲ因子を疎外感因子と命名した。

次に，大学生の結果について述べる。男子では3因子解，女子では4因子解

が妥当であると判断された。高校生の場合に対応する3因子がそれぞれ現れた。男子の第Ⅰ因子および女子の第Ⅱ因子は反孤独方向表現因子，男子の第Ⅱ因子および女子の第Ⅳ因子は異質感因子，男子の第Ⅲ因子および女子の第Ⅰ因子は疎外感因子と，それぞれ命名された。また，女子の第Ⅲ因子は，周囲に親密な交流を営む対象がいないことを示しており，親密な他者の欠如因子と名づけた。ところで，大学生の女子では，他の3サンプルと異なり，第Ⅳ因子が孤独方向表現項目と反孤独方向表現項目をともに含んでいる。

(2) "ここ2週間"

この基準は，大学生の測定でのみ用いられた。男子では4因子解，女子では3因子解が妥当であると判断された。男子の第Ⅲ因子および女子の第Ⅱ因子は反孤独方向表現因子，男子の第Ⅱ因子および女子の第Ⅰ因子は異質感因子，男子の第Ⅳ因子および女子の第Ⅲ因子は疎外感因子と，それぞれ命名された。また，男子の第Ⅰ因子は親密な他者の欠如因子と命名された。なお，男女ともに，表現方向の異なる項目を含む因子はなかった。

(3) "この1年間"

この基準も大学生でのみ測定をした。男子では4因子解，女子では3因子解が妥当と判断された。因子の様相は男女で異なっていた。女子をみると，先に述べた因子が再び現れた。つまり，第Ⅰ因子が反孤独方向表現因子，第Ⅱ因子

Table 7-a

因子分析（主因子法）における初期固有値（≧ 1.00）の推移

		N	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅴ
【日ごろ】							
高校生	男子	142	5.89(29.5)	2.74(43.1)	1.41(50.2)	1.16(56.0)	
	女子	131	7.08(35.4)	1.87(44.7)	1.34(51.4)	1.14(57.1)	
大学生	男子	451	7.46(37.3)	1.76(46.1)	1.22(52.2)	1.04(57.4)	
	女子	178	6.33(31.6)	2.15(42.4)	1.49(49.8)	1.14(55.5)	1.04(60.7)
【ここ2週間】							
大学生	男子	636	6.98(34.9)	1.92(44.5)	1.20(50.5)	1.12(56.1)	
	女子	600	6.97(34.8)	1.77(43.7)	1.18(49.6)	1.14(55.3)	
【この1年間】							
大学生	男子	636	8.16(40.8)	1.85(50.1)	1.22(56.2)	1.08(61.5)	
	女子	600	7.91(39.5)	1.55(47.3)	1.25(53.5)	1.06(58.8)	

( )内： 累積説明率（%）

Table 7-b

改訂 UCLA 孤独感尺度に関する因子分析（主因子法,斜交回転）の結果： 因子パターンマトリックス — "日ごろ" —

項目	<高校－男子, N=142>			<高校－女子, N=131>			<大学－男子, N=451>			<大学－女子, N=178>			
	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ
1*	**.608**	-.170	-.304	**.582**	-.102	-.021	**.644**	.036	.127	.250	.312	-.169	.029
2	.068	-.017	**-.678**	.290	-.002	**-.515**	.368	-.141	.324	.099	-.053	**-.801**	-.065
3	.159	**.596**	-.118	**.401**	-.146	**-.421**	.360	-.348	.180	.038	.145	**-.604**	-.074
4*	**.564**	.125	.040	**.469**	-.113	-.137	**.534**	.125	.140	.053	**.734**	.036	.162
5*	.373	-.062	-.376	**.627**	.104	.009	**.457**	-.085	.149	.250	**.508**	.279	-.224
6*	**.452**	.149	-.098	.345	-.341	.200	**.439**	-.254	-.035	-.016	.142	-.098	**-.588**
7	.126	.100	**-.532**	.352	-.210	**-.428**	.326	-.260	.322	.234	.059	**-.537**	-.117
8	.011	**.599**	-.046	.086	**-.599**	.099	.014	**-.560**	.117	.160	-.227	-.034	**-.563**
9*	.360	.030	-.001	**.496**	.155	-.202	.386	.022	-.033	-.070	.203	-.043	-.377
10*	**.623**	-.125	-.169	**.695**	-.097	.039	**.706**	-.148	-.082	.093	**.597**	-.290	-.011
11	-.037	.119	**-.540**	-.014	-.371	**-.460**	.102	-.095	**.618**	**.603**	-.024	-.176	.116
12	-.126	.328	**-.453**	.055	**-.583**	-.146	.075	-.266	**.445**	**.738**	-.031	.110	-.078
13	.056	**.433**	-.265	.034	**-.602**	-.193	.191	**-.410**	.312	**.448**	.128	-.060	-.229
14	.027	.121	**-.619**	.029	**-.516**	**-.429**	.004	-.285	**.687**	**.676**	.067	-.182	.012
15*	**.567**	-.145	-.220	**.625**	.071	-.019	**.537**	.274	.261	.171	.353	.035	-.186
16*	**.584**	.301	.043	**.606**	-.164	.119	**.566**	-.246	-.050	.038	**.402**	-.081	-.362
17	.008	-.047	**-.445**	.014	-.055	**-.406**	-.051	.059	**.650**	.392	.033	-.062	-.106
18	.039	**.721**	-.085	-.045	**-.708**	-.058	.048	**-.566**	.154	.263	-.085	-.095	**-.506**
19*	**.752**	-.396	.009	**.539**	-.051	.017	**.705**	.123	-.027	-.088	**.616**	-.141	.023
20*	**.758**	.140	.142	**.679**	-.069	-.057	**.754**	-.157	-.112	-.113	**.619**	-.088	-.234
{因子間相関}													
Ⅱ	.102	***		-.459	***		-.352	***	***	.232	***		
Ⅲ	-.430	-.358	***	-.360	.314	***	.506	-.356	***	-.402	-.284	***	
Ⅳ										-.454	-.334	.231	***
寄与率(%)	17.1	9.7	11.3	18.5	11.3	6.9	19.3	7.3	10.0	10.4	12.4	8.1	7.3
全同時寄与率(%)		3.8			6.2			7.4				7.0	

*: 反孤独方向表現項目

Table 7-c

改訂 UCLA 孤独感尺度に関する因子分析（主因子法, 斜交回転）の結果： 因子パターンマトリックス — "ここ2週間" および "この1年間" —

	<大学－男子, $N=636$>								<大学－女子, $N=600$>					
	－ここ2週間－				－この1年間－				－ここ2週間－			－この1年間－		
項目	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	I	II	III
1 *	.016	.003	**.580**	.187	.364	.256	-.054	.368	.037	**.500**	-.237	**.487**	-.287	.008
2	.130	.106	.203	**.583**	**.716**	.050	-.023	.085	-.091	.080	**-.770**	-.011	**-.815**	.065
3	**.459**	-.102	.111	.389	**.509**	.354	.155	-.169	.174	.260	-.382	.227	-.398	-.183
4 *	.029	.082	**.550**	.024	.126	.333	-.111	.353	-.082	**.606**	-.084	**.591**	-.021	.036
5 *	-.051	-.079	**.574**	.065	.065	.123	.088	**.485**	.145	**.490**	-.036	**.587**	-.009	-.103
6 *	-.145	-.389	**.452**	-.061	-.101	.206	**.409**	.331	.279	.370	-.029	.369	-.050	-.253
7	.259	.046	.084	**.573**	**.757**	.164	-.062	-.051	.045	.158	**-.584**	.077	**-.665**	-.029
8	-.016	**-.511**	.026	.152	.127	-.082	**.620**	.020	**.453**	.047	-.113	-.053	-.330	**-.451**
9 *	-.066	.016	**.416**	.047	-.026	-.001	.018	**.457**	.079	.300	.037	.296	-.027	.039
10 *	.237	-.057	**.562**	.073	.185	**.500**	-.004	.279	.019	**.632**	-.079	**.693**	-.005	-.070
11	-.077	-.134	-.006	**.632**	**.734**	-.048	.029	.049	.232	-.069	**-.455**	.001	**-.658**	-.028
12	.125	-.318	-.054	**.470**	**.547**	.017	.264	-.041	**.557**	.019	-.231	.090	-.395	-.349
13	.261	-.341	.006	.364	**.484**	.201	.338	-.108	**.571**	.164	-.147	.254	-.216	**-.523**
14	-.060	-.214	.060	**.697**	**.733**	-.059	.129	.086	.394	.032	**-.465**	.025	**-.646**	-.184
15 *	-.245	-.076	**.638**	.112	.120	.103	.076	**.608**	-.010	**.470**	-.176	**.579**	-.166	.141
16 *	.167	-.271	**.458**	-.070	.043	**.435**	.276	.170	.280	**.547**	.096	**.594**	.111	**-.409**
17	-.160	-.000	.110	**.526**	**.455**	-.228	.068	.343	.234	.037	-.284	.103	-.387	.011
18	.049	**-.605**	-.039	.117	.062	.041	**.659**	-.006	**.623**	.111	-.017	.082	-.219	**-.593**
19 *	.111	.171	**.650**	.059	.178	**.456**	-.154	.345	-.254	**.628**	-.047	**.670**	-.129	.197
20 *	**.434**	-.146	**.619**	-.113	.050	**.741**	.159	.073	.133	**.757**	.102	**.773**	.132	-.193
{因子間相関}														
II	-.118	***			.414	***			.396	***		-.621	***	
III	.199	-.302	***		.496	.265	***		-.478	-.497	***	-.378	.390	***
IV	.197	-.433	.474	***	.444	.436	.232	***						
寄与率(%)	4.0	6.2	15.8	12.3	17.2	8.5	6.9	8.0	9.0	15.6	9.0	17.6	13.9	6.9
全同時寄与率(%)		7.2				11.3				7.4			7.5	

*: 反孤独方向表現項目

が疎外感因子，第Ⅲ因子が異質感因子である。男子では，先に述べた因子とかなり異なる特徴が認められた。第Ⅰ因子は，孤独方向に表現された項目の負荷量が高く，孤独方向表現因子と命名された。第Ⅱ因子は，周囲に親密な交流を営む対象がいないことを示しており，親密な他者の欠如因子と名づけた。これは，先に認められたものよりも代表項目数がやや多い。第Ⅲ因子は，異質感因子といえ，表現方向の異なる項目を含んでいる。最後の第Ⅳ因子は，これまでに見出されなかったものであり，外向性に欠けることを示しており，対人的消極性因子と命名した。

2次元尺度としての改訂UCLA孤独感尺度

Russell *et al.*(1984) の研究に従うと，改訂UCLA孤独感尺度項目のうち，項目1，5，および6が社会的孤独感，項目3，7，および13が情動的孤独感を，それぞれ反映している。したがって，これら6項目を対象に因子分析を行うと，それぞれの項目に代表される2因子が現われると予測される。そこで，6項目を対象に主因子法により因子を抽出し，斜交解（直接オブリミン法，$\delta=0$）を求めた。因子の解釈は，先述の基準a)およびb)を用いた。これらの因子分析の結果をTable 8に示す。

Table 8

改訂UCLA孤独感尺度における社会的および情動的孤独感項目に関する因子分析（主因子法,斜交回転）の結果： 因子パターンマトリックス — 2因子解 —

項目	＜高校－男子, $N=142$＞ －1日ごろ－ I	II	＜大学－女子, $N=178$＞ －1日ごろ－ I	II	＜大学－男子, $N=636$＞ －2週間－ I	II
1 *S	**.725**	-.028	**.411**	-.135	.136	**.554**
3 E	.075	**.484**	**.743**	.187	**.708**	-.010
5 *S	**.721**	-.046	.015	**-.955**	.023	**.605**
6 *S	**.533**	.101	.376	-.265	-.067	**.633**
7 E	.294	**.448**	**.707**	.049	**.710**	-.014
13 E	-.099	**.659**	**.517**	-.112	**.597**	.045
{因子間相関}	{.464}		{-.359}		{.604}	
寄与率（%）	23.9	14.7	27.2	17.5	23.1	17.9
全同時寄与率（%）	1.6		0.6		1.1	
初期説明率（%）	59.9		58.7		61.5	

*： 反孤独方向表現項目
S： 社会的孤独感項目； E： 情動的孤独感項目

8サンプルのうち，3サンプルのみで2因子解（固有値≧1.00）が得られ，残りの5サンプルでは1因子解しか得ることができなかった。2因子解が得られたサンプルをみると，高校－男子の“日ごろ”基準および大学－男子の“2週間”基準では，Russell *et al.*(1984) が認めた項目が，それぞれの因子で高い負荷を示した。大学－女子の“日ごろ”基準でも2因子が現われた。しかし，第Ⅰ因子に項目3，7，および13が高い負荷を示したものの，第Ⅱ因子では項目5のみの負荷が高かった。また，項目1は第Ⅰ因子に高い負荷をみせ，項目

Table 9-a

改訂UCLA孤独感尺度に関する因子分析（主因子法,斜交回転）の結果：　因子パターンマトリックス（2因子解）　―　“日ごろ”　―

項目	<高校－男子> (N=142) Ⅰ	Ⅱ	<高校－女子> (N=131) Ⅰ	Ⅱ	<大学－男子> (N=451) Ⅰ	Ⅱ	<大学－女子> (N=178) Ⅰ	Ⅱ
1 *S	**.761**	.011	**.587**	-.088	**.654**	-.073	.269	.319
2	.318	**.416**	.326	-.310	.341	**-.405**	**.560**	.102
3 E	.037	**.632**	**.419**	-.394	.300	**-.459**	.397	.261
4 *	**.504**	.069	**.478**	-.178	**.551**	-.013	-.184	**.702**
5 *S	**.523**	.174	**.651**	.134	**.445**	-.200	.114	**.495**
6 *S	**.441**	.187	.302	-.184	**.402**	-.182	.331	.312
7 E	.292	**.438**	.369	**-.456**	.276	**-.511**	**.588**	.156
8	-.133	**.592**	.041	**-.486**	-.058	**-.561**	**.494**	-.084
9 *	.347	.013	**.532**	.041	.395	.054	.128	.323
10*	**.716**	-.038	**.694**	-.042	**.686**	-.050	.159	**.666**
11	.130	**.467**	-.012	**-.645**	.082	**-.612**	**.616**	-.089
12	-.050	**.621**	.011	**-.656**	.015	**-.632**	**.664**	-.095
13 E	.028	**.593**	-.014	**-.710**	.113	**-.635**	**.572**	.151
14	.221	**.515**	.008	**-.774**	-.052	**-.846**	**.734**	.023
15*	**.685**	-.020	**.650**	.085	**.556**	-.003	.179	.396
16*	**.466**	.235	**.584**	-.065	**.524**	-.167	.209	**.524**
17	.184	.246	.042	-.302	-.030	**-.488**	**.472**	.024
18	-.120	**.721**	-.092	**-.699**	-.029	**-.601**	**.590**	.033
19*	**.856**	**-.424**	**.548**	-.012	**.733**	.139	-.132	**.684**
20*	**.637**	.016	**.690**	-.076	**.728**	-.035	-.048	**.750**
{因子間相関}	{.337}		{-.572}		{-.601}		{.448}	
寄与率（%）	20.4	16.1	19.1	16.7	18.4	17.9	18.4	15.5
全同時寄与率（%）	0.9		3.2		4.1		2.4	

*：反孤独方向表現項目
S：社会的孤独感項目；　E：情動的孤独感項目

6はいずれの因子の負荷も高くなかった。

次に，改訂UCLA孤独感尺度項目20項目を対象に因子分析（主因子法，斜交回転，直接オブリミン法，$\delta = 0$）を行い，2因子解を求めた。これらの結果をTable 9-aおよび9-bに示す。

男子の“2週間”基準を除く7サンプルで，孤独方向に表現された項目に高い負荷を示す因子と反孤独方向に表現された項目に高い負荷を示す因子が現われた。それぞれ，孤独方向表現因子，反孤独方向表現因子と命名した。

Table 9-b

改訂UCLA孤独感尺度に関する因子分析（主因子法，斜交回転）の結果：　因子パターンマトリックス（2因子解）　—　“ここ2週間”および“この1年間”　—

	<大学－男子, $N=636$>				<大学－女子, $N=600$>			
	—ここ2週間—		—この1年間—		—ここ2週間—		—この1年間—	
項目	I	II	I	II	I	II	I	II
1 *S	**.645**	.233	.200	**.614**	.217	**.518**	.250	**.485**
2	**.628**	-.085	**.599**	.189	**.478**	.184	**.720**	-.033
3 E	**.633**	-.134	**.576**	.171	**.466**	.268	**.515**	.197
4 *	**.443**	.324	-.076	**.669**	-.024	**.634**	-.048	**.621**
5 *S	**.563**	.243	.057	**.542**	.167	**.469**	.042	**.611**
6 *S	**.499**	.094	.193	**.400**	.291	.325	.199	.376
7 E	**.605**	-.165	**.608**	.174	**.487**	.211	**.663**	.040
8	**.445**	-.248	**.611**	-.125	**.528**	-.019	**.628**	-.079
9 *	.353	.208	-.068	**.411**	.047	.283	-.018	.307
10*	**.652**	.245	.069	**.729**	.073	**.641**	.002	**.729**
11	**.567**	-.322	**.676**	.058	**.584**	-.066	**.674**	-.052
12	**.585**	-.373	**.743**	-.045	**.729**	-.059	**.641**	.044
13 E	**.608**	-.292	**.726**	.051	**.669**	.079	**.558**	.229
14	**.731**	-.348	**.765**	.059	**.756**	.002	**.788**	-.044
15*	**.571**	.240	.081	**.641**	.123	**.491**	.039	**.583**
16*	**.547**	.155	.216	**.488**	.200	**.479**	.160	**.582**
17	**.463**	-.158	**.429**	.143	**.455**	.019	.374	.074
18	**.440**	-.293	**.573**	-.050	**.602**	.016	**.590**	.075
19*	**.529**	.396	-.073	**.779**	-.217	**.678**	-.035	**.673**
20*	**.657**	.287	.126	**.660**	.051	**.715**	-.037	**.799**
{因子間相関}	{.008}		{.601}		{.566}		{.707}	
寄与率(%)	32.0	6.6	21.2	19.1	18.5	15.5	20.2	18.3
全同時寄与率（%）	0.0		4.5		3.8		3.3	

*：　反孤独方向表現項目
S：　社会的孤独感項目；　E：　情動的孤独感項目

Russell *et al.*(1984) の6項目をみると，高校－男子および大学－男子の“日ごろ”基準，大学－男子の“1年間”基準では，項目1，5，および6が反孤独方向表現因子，項目3，7，および13が孤独方向表現因子で高い負荷を示した。高校－女子の“日ごろ”基準では項目3と6，大学－女子の“日ごろ”では項目1，3，および6，大学－女子の“2週間”および“1年間”基準では項目6が，それぞれ項目の基準に達しなかった。

IV. 考　察

本研究では，もともと単一次元尺度として用いられている改訂UCLA孤独感尺度の次元性について，筆者の先行研究で得たデータを用いて検討した。

まず，単一次元尺度仮定の妥当性をみたが，GP分析や項目相関分析の結果，さらにα係数の大きさは，いずれも尺度項目が単一の心理学的概念を測定していることを示している。したがって，Russell *et al.*(1980)により単一次元尺度として作成された改訂UCLA孤独感尺度の統計的な意味での内的整合性は十分であると結論できる。しかしながら，主成分分析によると，尺度の単一次元性仮定がやや臨界的であるといえる。したがって，尺度が複数の因子から構成されている可能性もある。

そこで，因子分析（主因子法，斜交回転）を行ったところ，各サンプルで3因子解または4因子解が得られた。まず，特徴的な点として，大学－男子の“この1年間”サンプルを除く7サンプルで，反孤独方向に表現された項目から構成される反孤独方向表現因子が現れた。大学－男子の“この1年間”サンプルでは，逆に，孤独方向に表現された項目から成る孤独方向表現因子が得られた。これらの結果は，一般的には，被験者が反孤独方向表現項目に対して同質的に反応することを示している。ただし，大学－男子で“この1年間”という評定基準を用いた場合には，逆に孤独方向表現項目に対する同質的反応が生じている。したがって，性役割のうえで孤独感の表出に敏感である男子は，長期的状態に関する質問に対して，孤独方向表現にある種の歪みをもって同質的に反応するのかもしれない。

周囲の他者との考えの不一致の有無や相互理解の欠如感を示す異質感因子や，周囲の他者との隔絶感や他者からの拒絶を示す疎外感因子も，大学－男子の“この1年間”サンプルを除く7サンプルで，ともに現れた。大学－男子の“この1年間”サンプルでは，異質感因子のみが生じた。大学－女子の“日ご

ろ”，大学－男子の“ここ２週間”および“この１年間”の各サンプルでは，周囲に親密な交流を営む対象がいないことを示す親密な他者の欠如因子が得られた。また，大学－男子の“この１年間”サンプルでは，周囲に対する積極的な対人的働きかけの動機づけに乏しいことを意味する対人的消極性因子が現われた。

落合(1983b) は，改訂 UCLA 孤独感尺度を男女大学生に評定させ，因子分析（主因子法，直交回転）を行い，４因子を得た。彼の結果では，項目表現の方向の影響がみられなかった。さらに，４因子の因子名は本研究のものと類似しているが，因子構成項目の強い類似性はない。これは，落合(1983) の研究では直交回転が用いられているのに，本研究では斜交回転を用いているためではない。本研究のデータを直交回転しても，出現因子と構成項目が斜交回転の場合とほとんど変わらないからである。回転方法よりも，a)日本語訳のニュアンスが異なる項目がある（項目6,9,18など），b)落合(1983) は代表項目の基準を負荷量の絶対値 .500 に設定しているが，.400 に下げると，複数の次元に重複する項目がみられる（項目2,3,7,9,10,20 など），という点での差異が重要であると思われる。

次に，改訂 UCLA 孤独感尺度が Weiss による社会的孤独感と情動的孤独感の区別をどのくらい反映しているかを検討するために行った分析について述べる。Russell *et al.*(1984) による研究では，改訂 UCLA 孤独感尺度項目のうち，項目１，５，および６が社会的孤独感，項目３，７，および13が情動的孤独感をそれぞれ強く反映していた。これらの６項目を対象とした因子分析（主因子法，斜交回転）では，高校－男子の“日ごろ”および大学－男子の“ここ２週間”サンプルでのみ，Russell *et al.*(1984b) の研究に一致する結果がみられた。次に，20項目を対象とする因子分析で２因子解を求めると，男子の“２週間”を除く７サンプルで，孤独方向表現因子と反孤独方向表現因子の２因子が得られた。しかし，Russell *et al.*(1984) の６項目が明確に分離しているのは，高校－男子および大学－男子の“日ごろ”，大学－男子の“１年間”の３サンプルであった。したがって，Russell *et al.*(1984) の６項目が社会的孤独感と情動的孤独感をそれぞれ反映しているという証拠は，男子のサンプルでのみ得られたことになる。しかし，20項目を対象とする因子分析の結果によれば，これらの６項目が分離しているわけではなく，項目表現の方向の差異による分離といわざるを得ない。Zakahi & Duran(1982) が認めた２因子の構成項目は，彼らが示した因子分析の結果の表では各因子での負荷量の大きさに従って

項目が並べてあるので，原項目との対応が不明である。しかし，各因子に正および負の負荷量が混在していることから，本研究のような項目表現の方向に対応した2因子ではないと推測される。

諸井（印刷中）は，原項目の一部の表現を逆転させることによって，社会的孤独感と情動的孤独感の区別と項目の表現方向の交絡が生じないようにした。しかし，因子分析によって生じた2因子は，項目の表現方向による区別を示していた。この結果は，本研究で得られた2因子解と一致する。もともと，Russell *et al.*(1984) は，2つの孤独感を表わした短文による評定と改訂UCLA孤独感尺度項目との相関から6項目を選定している。したがって，この6項目や20項目全体の因子構造を問題としているわけではない。つまり，a)自らが開発した改訂UCLA孤独感尺度が孤独経験の共通核を反映していることを示すことに主眼がおかれている，b)尺度がもともと単一次元尺度として仮定されている，という点から，彼らは，改訂UCLA孤独感尺度の因子構造の検討をする必要を感じていないと思われる。改訂UCLA孤独感尺度項目に関する限り，Weissの社会的孤独感と情動的孤独感の考えを決定的に支持する証拠は認められないといえよう。

最後に，本研究の結論を述べる。併存的妥当性や弁別的妥当性は別にして，尺度自体を統計的に検討したところでは，改訂UCLA孤独感尺度を単一次元尺度と見做してよかろう。その因子構造の探索的検討は，サンプルを超えたいくつかの共通な因子の存在を示した。しかし，もともと，この尺度が，たとえばSchmidt & Sermat(1983) のDLSのように，構造的に作成されているわけではないので，尺度自体の分析のみでの因子の同定があくまでも探索的であるということに留意すべきである。つまり，孤独感現象を多次元的現象として把握するという視点の確立とともに，他の心理学的概念との関連の検討による因子の心理学的意義を見定める必要がある。

＜ 付記 ＞

1) 本研究では，統計的処理のために，統計パッケージSPSS／PC+（V3.0J版）をNEC製PC-9801-RA2上で利用した。

V．引用文献

Cutrona,C.E. 1982 Transition to college: Loneliness and the process

of social adjustment. In L.A.Peplau & D.Perlman(Eds.), *Loneliness: A sourcebook of current theory, research and therapy*. New York: John Wiley & Sons. Pp.291-309.

Duran,R.L. 1983 Communicative adaptability: A measure of social communicative competence. *Communication Quarterly*, **31**, 320-326.

広沢俊宗・田中國夫 1984 異なった関係における孤独感尺度の構成 関西学院大学社会学部紀要, **49**, 179-188.

工藤 力 1986 思春期の孤独感に関する研究 心理学研究, **57**, 293-299.

工藤 力・西川正之 1983 孤独感に関する研究（I） — 孤独感尺度の信頼性• 妥当性の検討 — 実験社会心理学研究, **22**, 99-108.

工藤 力・長田久雄・下村陽一 1984 高齢者の孤独に関する因子分析的研究 老年社会科学, **6**, 167-185.

McCroskey,J.C.,Richmond,V.P.,& Stewart,R.A. 1986 *One on one: The foundations of interpersonal communication*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall.

諸井克英 1985 高校生における孤独感と自己意識 心理学研究, **56**, 237-240.

諸井克英 1986 大学新入生の生活事態変化に伴う孤独感 実験社会心理学研究, **25**, 115-125.

諸井克英 1987 大学生における孤独感と自己意識 実験社会心理学研究, **26**, 151-161.

諸井克英 1989 大学生における孤独感と対処方略 実験社会心理学研究, **29**, 141-151.

諸井克英 1990 大学生における孤独感と原因帰属 実験社会心理学研究, **30**, 41-52.

諸井克英 1991a 生活事態変化に伴う孤独感 人文論集（静岡大学人文学部社会学科・人文学科研究報告）, **41**, 29-63.

諸井克英 1991b 孤独感と電話行動に関する社会心理学的研究 電気通信普及財団研究調査報告書（昭和63年度）, **5**, 333-343.

諸井克英 印刷中 孤独感と電話行動に関する社会心理学的研究(2) 電気通信普及財団研究調査報告書（平成元年度）.

落合良行 1974 現代青年における孤独感の構造（I） 教育心理学研究, **22**, 162-170.

落合良行 1983a 現代青年における孤独感の構造（II） — その発達的

変化の検討を中心にして ― 静岡大学教育学部研究報告（人文・社会科学篇），**33**, 189-203.

落合良行 1983b 孤独感の類型判別尺度(LSO）の作成 教育心理学研究，**31**, 332-336.

長田久雄・工藤 力・長田由紀子 1989 高齢者の孤独感とその関連要因に関する心理学的研究 老年社会科学，**11**, 202-217.

Rubenstein,C.,& Shaver,P. 1982 The experience of loneliness. In L.A. Peplau & D.Perlman (Eds.), *Loneliness: A sourcebook of current theory,research and therapy*. New York: John Wiley & Sons. Pp.206-223.

Russell,D. 1982 The measurement of loneliness. In L.A.Peplau & D.Perlman (Eds.), *Loneliness: A sourcebook of current theory, research and therapy*. New York: John Wiley & Sons. Pp.81-104.

Russell,D., & Cutrona,C. 1984 The provisions of social relationships and adaptation to stress. *Paper presented at the American Psychological Association Convention*, Toronto, Ontario, Canada.

Russell,D.,Cutrona,C.E.,Rose,J.,& Yurko,K. 1984 Social and emotional loneliness: An examination of Weiss's typology of loneliness. *Journal of Personality and Social Psychology*, **46**, 1313-1321.

Russell,D.,Peplau,L.A.,& Cutrona,C.E. 1980 The revised UCLA Loneliness Scale: Concurrent and discriminant validity evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, **39**, 472-480.

Russell,D.,Peplau,L.A.,& Ferguson,M.L. 1978 Developing a measure of loneliness. *Journal of Personality Assessment*, **42**, 290-294.

Schmidt,N., & Sermat,V. 1983 Measuring loneliness in different relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, **44**, 1038-1047.

Vaux,A. 1988 Social and emotional loneliness: The role of social and personal characteristics. *Personality and Social Psychology Bulletin*, **14**, 722-734.

Weiss,R.S. 1973 *Loneliness: The experience of emotional and social isolation*. Cambridge: MIT press.

Weiss,R.S. 1974 The provisions of social relationships. In Z. Rubin

(Ed.), *Doing unto others.* Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall. Pp.17-26.

Zakahi,W.R., & Duran,R.L. 1982 All the lonely people: The relationship among loneliness, communicative competence, and communication anxiety. *Communication Quarterly*, **30**, 203-209.

Zakahi,W.R., & Duran,R.L. 1985 Loneliness, communicative competence, and communication apprehension: Extension and replication. *Communication Quarterly*, **33**, 50-60.