

在宅要介護高齢者を介護している家族における自記式うつ尺度の分布の考察と回答欠損者の抑うつ状態の評価について

タイラ カズヤ イトウ ミキコ
平 和也*1 伊藤 美樹子*2

目的 わが国では、高齢化が進展し、在宅療養支援が進められている状況において、家族介護者の増加およびその高齢化も進展している。家族介護者のQOLの保持・増進は重要である。本研究では、日本語訳CES-D短縮版（11項目）（以下、CES-D₁₁）に着目した。①CES-D₁₁の欠損値の出現状況と得点の分布を観察し、多重代入法による欠損値の補完前後におけるCES-D₁₁得点の特徴を欠損値の有無別に評価した。以上より、②欠損値がうつの評価に与える影響について考察し、介護者のうつ状態の発見やスクリーニングの精度の向上に関する示唆を得ることを目的とした。

方法 2008年に東大阪市で要介護認定を受けている要介護者を、要介護度別に3,808件を無作為抽出し、郵送法による無記名自記式質問紙調査を実施した。有効回答の中で、介護者が家族であった1,016件を用いた。CES-D₁₁に含まれた欠損値は、MICEアルゴリズムによる多重代入法によって補完した（代入値の収束確認のため、5回実施）。補完値代入後のCES-D₁₁の修正得点（Modified CES-D₁₁、以下、M_CES-D₁₁）の分布を観察し、Shapiro-Wilkの正規性の検定を行った。また、CES-D₁₁の欠損値の有無別にM_CES-D₁₁得点を比較し、Wilcoxon順位和検定を行った。

結果 分析に用いた変数の欠損値の割合は、5.4-23.5%の範囲にあり、CES-D₁₁に欠損値を1つでも含む割合は22.8%であった。多重代入法による欠損補完後のM_CES-D₁₁のヒストグラムは直感的に二峰性様の分布を示し、Shapiro-Wilk検定の結果、 $0.979 \leq W \leq 0.980$ 、 $p < 0.01$ となり正規性が否定された（5 / 5回）。CES-D₁₁の欠損値の有無別にみたM_CES-D₁₁のWilcoxon順位和検定の結果は、 $98714.5 \leq W \leq 99071.0$ 、 $p < 0.05$ （3 / 5回）となり、欠損値有群が有意に高かった。

結論 欠損値の補完方法によらず、介護者という対象者の特性が分布に影響し、CES-D₁₁が二峰性様の分布が確認された。また、欠損値有群のほうがうつ傾向が強くなっていることから、欠損値の処理の仕方によって、うつ傾向にあるハイリスク対象者を分析から除外してしまうことにつながるため、欠損値の扱いには留意が必要である。

キーワード 在宅要介護高齢者、介護者、うつ尺度、多重代入法、CES-D

I 緒 言

日本は少子高齢化に加えて、平均寿命の延伸により、高齢者人口は増加し、今や高齢化率

27.3%と超高齢社会を迎えている¹⁾。平成27年の要介護認定者数は620万人を超え、このうち、居宅介護サービス受給者数は平成13年の152万人から平成27年の389万人へ増加している²⁾。さ

* 1 滋賀医科大学医学部看護学科公衆衛生看護学講座助教 * 2 同教授

らに、団塊の世代が後期高齢者になる2025年には介護や看取りは一層深刻化することが予測されている。

在宅介護がどのような状況で担われているのかについて、国民生活基礎調査によれば、要介護者と同居している主な介護者は女性が66.0%と多いが、男性介護者の割合も平成13年の23.6%³⁾から平成28年の34.0%⁴⁾と増加してきている。また、その年齢も経年的に高齢化しており、同調査における介護者が60歳以上の割合は平成13年には53.8%であったが、平成28年には70.0%に増加しており、より高齢な介護者が介護を担うようになってきている。

要介護者のいる世帯構成割合をみると、核家族世帯が平成13年には全体の29.3%であったが、平成28年には37.9%と増加しており、うち夫婦世帯は21.9%であることから、夫婦世帯を除く「(老親)夫婦と未婚の子のみの世帯」または「(老親)ひとり親と未婚の子のみの世帯」の割合が、平成13年の11%から平成28年には16%へと特に、増加が著しくなっている。

一方で、同居の「子」や「子の配偶者」が介護をする割合は減少してきており、それに伴い、「別居の家族等」の割合が12.2%、「事業者」の割合が13.0%と高くなっている⁴⁾。

すなわち、同居の家族介護は、より世帯規模の小さな世帯状況で特定の家族が介護を担う必要がでてきており、高齢な介護者や男性介護者が増加してきている。また、そのような状況から同居の家族介護者だけの介護という形態を取らずに、別居の家族による介護や事業者の利用が行われるようになるなど、在宅介護のあり方は多様化が進んでいる。

また、介護者の高齢化と同時に、より高齢な要介護者が増加していることも予想され、要介護者が高齢になるにつれ、必要な介護量が増加し、医療的なニーズも併存するなど在宅介護をする上で、介護者の負担が大きく、その支援は重要となってくる。実際、介護の現場では、虐待や介護殺人、介護心中などの事件も報告されており⁵⁾、わが国でも湯原ら⁶⁾によって、それらの事件判例を分析した報告等があることから、

介護者の介護負担や抑うつ症状を適切に評価、スクリーニングすることは介護者と要介護者の双方において重大な問題であるといえる。

在宅要介護高齢者の介護負担と抑うつ状態については多数先行研究⁷⁾⁻¹⁰⁾がなされており、うつを評価する指標としては、DSM-IVやICD10等の臨床での診断指標をはじめ、CES-D、Zung式抑うつ尺度(SDS: Self-rating Depression Scale developed by Zung)やBDI(Beck Depression Inventory)¹¹⁾など多くの自己記入式の評価指標が開発されてきた。抑うつ尺度は、平成27年から職域におけるストレスチェックの導入が実施されるなど、働く世代のメンタル対策としても非常に有用なツールであるが、評価課題が「抑うつ状態」であるが故に、その傾向を持つ対象者の応答が適切であるかどうかを観察することが必要であると考えられる。

そこで本研究では、介護の現場において重要な役割を担っている在宅要介護高齢者の家族を対象に、抑うつ尺度の応答について、欠損値の出現状況の観察と、それらが抑うつ全体の分布にもたらす影響を評価した。これまでの自己記入式の抑うつ尺度を用いた研究においては、欠損値の扱い方は研究ごとに異なっている。例えば、欠損値の保有割合が一定の割合以上のものは除外して、それ以下の場合のみに補完値を代入して修正値を用いるもの¹²⁾や、欠損値を1つでも保有している対象者を除外してしまうもの¹³⁾、欠損値に関する記載がないもの¹⁴⁾などがある。多項目で自己記入式で評価する抑うつ尺度について、欠損値の出現がMCAR(Missing Completely At Random)の仮定が満たされていない場合においては分布に影響をおよぼす可能性があり、またそれがどのような影響をもたらすのかを把握することは有用である。本研究では、欠損値の補完方法にも留意した。

なお本研究では、自己記入式の抑うつ尺度として、主要な自己評価式尺度の1つであるCES-Dの11項目版を用いた。CES-Dは、Ladloffら¹⁵⁾の作成したオリジナル20項目のものとそれを鳥ら¹⁴⁾が日本語訳したものや、Kohoutら¹⁶⁾が作成した短縮版などがある。本調査では、

Kohoutら¹⁶⁾が作成した11項目の短縮版を島ら¹⁴⁾の翻訳に準じて日本語訳したもの（以下、CES-D₁₁）を用いた。

本研究の目的は、在宅要介護高齢者の家族介護者における抑うつが多項目尺度のResponse Biasの特徴を明らかにし、抑うつスクリーニングや疫学研究での抑うつ尺度の利用に関する有用な知見を得ることとした。

Ⅱ 方 法

(1) 調査対象

東大阪市福祉部介護保険給付管理課と大阪大学保健学専攻総合ヘルスプロモーション科学講座との間に締結された「介護保険サービス状況調査共同実施」にかかる協定に基づいて2008年10月31日時点で、東大阪市に在住し、要介護認定を受け、ケアプランを作成していた要介護者

表1 介護者と要介護者の基本属性

(単位 人, () 内%)

| 要介護者要因全体 (N = 1,016) | | 介護者要因全体 (N = 1,016) | |
|----------------------|-------------|----------------------|------------|
| 要介護者の年齢 | | 介護者の年齢 | |
| -59歳 | 7 (0.7) | 20-29歳 | 3 (0.3) |
| 60-69 | 43 (4.2) | 30-39 | 12 (1.2) |
| 70-79 | 340 (33.5) | 40-49 | 91 (9.0) |
| 80-89 | 433 (42.6) | 50-59 | 263 (25.9) |
| 90-99 | 189 (18.6) | 60-69 | 272 (26.8) |
| 100- | 4 (0.4) | 70-79 | 193 (19.0) |
| 無回答 | 0 (0.0) | 80-89 | 116 (11.4) |
| 要介護者の性別 | | 90-99 | 4 (0.4) |
| 男性 | 291 (28.6) | 無回答 | 62 (6.1) |
| 女性 | 725 (71.4) | 介護者の性別 | |
| 無回答 | 0 (0.0) | 男性 | 289 (28.4) |
| 要介護者の要介護度 | | 女性 | 674 (66.3) |
| 要支援1 | 60 (5.9) | 無回答 | 53 (5.2) |
| 要支援2 | 111 (10.9) | 介護者の就労 | |
| 要介護1 | 134 (13.2) | 常勤 | 230 (22.6) |
| 要介護2 | 245 (24.1) | 非常勤 | 117 (11.5) |
| 要介護3 | 271 (26.7) | 就労なし | 614 (60.4) |
| 要介護4 | 116 (11.4) | 無回答 | 55 (5.4) |
| 要介護5 | 79 (7.8) | 介護者の婚姻状況 | |
| 無回答 | 0 (0.0) | 結婚している | 767 (75.5) |
| 要介護者の婚姻状況 | | 死別 | 45 (4.4) |
| 結婚している | 458 (45.1) | 離別 | 49 (4.8) |
| 死別 | 471 (46.4) | 未婚 | 106 (10.4) |
| 離別 | 25 (2.5) | 無回答 | 49 (4.8) |
| 未婚 | 24 (2.4) | 要介護者との同居の有無 | |
| 無回答 | 38 (3.7) | 同居 | 710 (69.9) |
| 年間総世帯年収 | | 別居 | 279 (27.5) |
| 100万未満 | 156 (15.4) | 無回答 | 27 (2.7) |
| 200万未満 | 224 (22.0) | 同居家族の人数 | |
| 300万未満 | 240 (23.6) | 独居 | 214 (21.1) |
| 400万未満 | 90 (8.9) | 2人 | 415 (40.8) |
| 500万未満 | 50 (4.9) | 3人 | 183 (18.0) |
| 600万未満 | 24 (2.4) | 4人 | 89 (8.8) |
| 700万未満 | 20 (2.0) | 5人 | 49 (4.8) |
| 800万以上 | 90 (8.9) | 6人 | 29 (2.9) |
| 無回答 | 122 (12.0) | 7人 | 8 (0.8) |
| 居宅介護サービス利用による介護負担の変化 | | 8人 | 1 (0.1) |
| 減った | 506 (49.8) | 無回答 | 28 (2.8) |
| 変わらない | 321 (31.6) | 副介護者の有無(医療・介護サービス含む) | |
| 増えた | 83 (8.2) | 有 | 836 (82.3) |
| 無回答 | 106 (10.4) | 無 | 111 (10.9) |
| 介護ができる時間的余裕 | | 無回答 | 69 (6.8) |
| 有 | 482 (47.4) | 食事介助の有無 | |
| 無 | 386 (38.0) | 有 | 236 (23.2) |
| 無回答 | 148 (14.6) | 無 | 677 (66.6) |
| 介護サービス利用料金 (円) | | 無回答 | 103 (10.1) |
| 平均±標準偏差 | 9 637±8 799 | 床ずれ予防介護の有無 | |
| 無回答 | 0 (0.0) | 有 | 87 (8.6) |
| 1日の介護時間 (時間) | | 無 | 826 (81.3) |
| 平均±標準偏差 | 7.3±6.9 | 無回答 | 103 (10.1) |
| 無回答 | 239 (23.5) | | |

およびその家族12,570件から、要介護度別に層化し、3,808件を無作為に抽出し、調査対象とした。調査対象に対して、2008年11月から2009年1月9日までの期間において、配布・回収ともに郵送法にて、無記名自記式質問紙調査を実施した。

なお、倫理的配慮として、大阪大学医学部保健学倫理委員会にて承認を得ている（承認番号：82-3，承認年月日：平成20年7月4日）。調査対象者には、事前に調査への参加は自由意思であることや、調査票への回答の匿名性は確保されていることなどを明示し、調査票の返信をもって同意を得たものとした。

調査票を配布した3,808件のうち、回答が得られたのは2,035件（回答率53.4%）であった。有効回答は1,641件（有効回答率80.6%）であり、家族介護者に対する設問にも回答があった1,016件（90.0%）を分析対象とした。

(2) 分析方法

CES-D₁₁の回答状況を確認するため、まずCES-D₁₁の欠損割合を確認し、欠損値の補完にはMICE（Multivariate Imputation by Chained Equations）アルゴリズムによる多重代入法を

用いた。具体的な手続きとしては、Van Buurenら¹⁷⁾の方法に基づき、CES-D₁₁と単相関（|r| ≥ 0.1）の認められる要介護度、利用限度額に対するサービス利用料の割合、年間総世帯年収、介護者の年齢、介護者の就労状況、1日の介護時間、居宅介護サービス利用による介護負担の変化、副介護者の有無、介護ができる時間的余裕の有無、食事の介助の有無、床ずれの予防介護の有無の11項目を欠損値補完に寄与する変数とし、CES-D₁₁を含めた、22変数を投入し、欠損値の推計および補完を行った。また、欠損値の推計は5回行い、推計値が収束した値となっているかについても確認を行った。

その後、欠損値を補完する前に、欠損値を保有していた群（以下、欠損値有群）と欠損値を保有していない群（以下、欠損値無群）との間で、欠損値補完後のCES-D₁₁の修正得点（Modified CES-D₁₁，以下、M_CES-D₁₁）を比較するため、Wilcoxonの順位和検定を行った。分析には、統計ソフトR for 2.14.1を使用した。

Ⅲ 結 果

分析対象となった介護者は、平均年齢63.8 ± 12.0歳で、女性が66.3%であった。要介護者は平均年齢82.0 ± 7.9歳で、女性が71.4%と多数を占め、要介護度は要介護度2以上が70.0%であった（表1）。

欠損値の推測に用いた変数のうち、全く欠損値がなかったものは要介護度と利用限度額に対するサービス利用料の割合の2変数のみであった。各変数における欠損値の割合（表2）は、5.4-23.5%の範囲にあり、CES-D₁₁項目中に欠損値を1つでも含む割合は22.8%であった。また、CES-D₁₁の欠損保有者232名を欠損値の保

表2 欠損値保有割合

(単位 人)

| 変数 | 欠損数 | 欠損割合(%) |
|--------------------------|-----|---------|
| 欠損値の推測に用いた変数 | | |
| 要介護度 | 0 | 0.0 |
| 利用限度額に対するサービス利用料の割合 | 0 | 0.0 |
| 総世帯年収 | 122 | 12.0 |
| 介護者の年齢 | 62 | 6.1 |
| 介護者の就労状況 | 55 | 5.4 |
| 1日の介護時間 | 239 | 23.5 |
| 居宅介護サービス利用による介護負担の変化 | 106 | 10.4 |
| 副介護者の有無 | 69 | 6.8 |
| 介護ができる時間的余裕の有無 | 148 | 14.6 |
| 食事介助の有無 | 103 | 10.1 |
| 床ずれ予防介護の有無 | 103 | 10.1 |
| CES-D ₁₁ | | |
| CES-D ₁₁ 合計得点 | 232 | 22.8 |
| 食欲がなかった | 165 | 16.2 |
| 憂うだった | 160 | 15.7 |
| 普段ならなんでもないことが億劫だった | 150 | 14.8 |
| よく眠れなかった | 153 | 15.1 |
| うれしと感じた | 164 | 16.1 |
| さびしい気がした | 169 | 16.6 |
| 周りの人がよそよそしいと感じた | 168 | 16.5 |
| 楽しいと感じた | 164 | 16.1 |
| 悲しいと感じた | 161 | 15.8 |
| 周りの人が自分を嫌っているように感じた | 162 | 15.9 |
| 何をするにもなかなかやる気がおこらなかった | 152 | 15.0 |

表3 Shapiro-Wilkの正規性の検定

| | W (検定統計量) | p 値 |
|-------|-----------|----------|
| DATA1 | 0.980 | p < 0.01 |
| DATA2 | 0.979 | p < 0.01 |
| DATA3 | 0.980 | p < 0.01 |
| DATA4 | 0.979 | p < 0.01 |
| DATA5 | 0.979 | p < 0.01 |

有回数ごとの内訳をみると、全11項目中5項目以下が79名(34.1%)、6項目以上が153名(65.9%)となっており、過半数以上の欠損値を保有している者が多くなっていた。

M_CES-D₁₁の合計得点のヒストグラムをみると、杉浦ら¹⁸⁾の先行研究と同様に二峰性様の分布が確認された。5つのデータセットすべてにShapiro-Wilkの正規性の検定を行った結果(表3)をみても、すべてのデータセットにおいて $0.979 \leq W \leq 0.980$, $p < 0.01$ となり、正規性は否定された。

M_CES-D₁₁をCES-D₁₁の欠損値有無別にみたWilcoxon順位和検定の結果(表4)は、5つのデータセット中3つにおいて $98714.5 \leq W \leq 99071.0$, $p < 0.05$ と欠損値有群が欠損値無群よりM_CES-D₁₁得点有意に高い結果となり、残りの2つにおいて有意差は認められなかった。

IV 考 察

杉浦ら¹⁸⁾の先行研究では、分析対象全体と女性介護者ではCES-D₁₁のヒストグラムは単峰性を示したが、男性介護者では二峰性を示していた。ただし、杉浦らの分析では過半数以上の項目が欠損の場合は分析から除外されており、欠損している項目が半数以下のものには回答のあった項目だけで算出した点数に回答割合の逆数を掛け合わせるという方法をとっていたため、このことが分布を歪めていた可能性が否定出来ない。そこで今回は、データ全体を用いて多重代入法を行い、Shapiro-Wilkの正規性の検定を行ったところ、欠損値を補完したすべてのデータセットにおいて正規性は認められないという結果となり、かつ、それらの分布を見ると、直感的には二峰性傾向であると考えられた。すなわち、先行研究で示唆されていた在宅要介護高齢者の家族介護者のうつ尺度における二峰性様の分布は、欠損値の補完方法によらず認められた。大谷ら¹⁹⁾が、Zung式抑うつ尺度(SDS)において、質問文の表現が肯定的な表現と否定的な表現によって回答得点に差があることや、抑うつ状態とは直接に関連していない応答バイア

表4 M_CES-D₁₁を従属変数としたCES-D₁₁の欠損値有無別のWilcoxon順位和検定

| | 欠損値有群 | | 欠損値無群 | | W | p 値 |
|-------|-------|-------|-------|-------|----------|--------|
| | 中央値 | 四分位範囲 | 中央値 | 四分位範囲 | | |
| DATA1 | 9.0 | 6.0 | 8.0 | 6.0 | 98 717.0 | 0.047* |
| DATA2 | 8.0 | 6.0 | 8.0 | 6.0 | 95 733.5 | 0.221 |
| DATA3 | 8.0 | 6.0 | 8.0 | 6.0 | 99 071.0 | 0.038* |
| DATA4 | 8.5 | 7.0 | 8.0 | 6.0 | 98 714.5 | 0.047* |
| DATA5 | 8.5 | 6.0 | 8.0 | 6.0 | 96 778.0 | 0.136 |

注 網かけは、有意な差が認められたデータセット、* $p < 0.05$

スの存在を推定しているように、CES-D₁₁においても、介護者という対象者の特性が影響して二峰性の分布を呈していると考えられる。

CES-Dは、多くの先行研究に用いられているが、分析によっては正規性を仮定しているものもあるため、今回のように正規性が保たれていない場合には、分析の解釈や信頼区間を計算する際に誤った解釈をしてしまう可能性がある。

また、欠損値有群と欠損値無群のWilcoxon順位和検定の結果から、欠損値を補完したM_CES-D₁₁の5つのデータセットのうち3つにおいて有意に差があるという結果となり、欠損値有群の方がM_CES-D₁₁の合計得点が高い傾向があることがわかった。一方、横山ら²⁰⁾によって、CES-D₁₁のカットオフポイントは7点とされており、補完後の分布に7点以上の対象者の割合も一定数以上いることが考えられる。したがって、欠損値有群を分析から除外してしまうと、うつ傾向のハイリスク対象者を除外してしまう恐れがあるといえる。

本研究の知見は、介護者の高齢化、男性介護者の増加や未婚の子世代が介護を担う核家族の増加に伴う同居家族人員の減少、別居での介護など家族介護のあり方が多様化し、介護を行うにおいて脆弱な世帯状況が進展してきている中で、抑うつ尺度を用いたハイリスク介護者のケースファインディングや抑うつ状況の分析において欠損値保有者の観察に注意を促す知見として有用であると考えられる。

ただし、本研究の限界として、在宅要介護高齢者において家族介護者のどのような特性がCES-D₁₁の分布に影響を与えているのかまでは

明らかにできていない。また、欠損値保有群の欠損値の保有個数割合によってうつ傾向に違いがあるのかの比較の分析については、欠損値保有個数が過半数以上のサンプルが多い方に偏ってしまっている等のデータ上の課題がある。

今後、在宅要介護高齢者の家族介護者における自己記入式の抑うつ尺度の回答に影響を与える特性に関する分析や、高齢化している介護者や抑うつ傾向にあり回答に欠損値出現のリスクが高い対象者への適用にあたり、欠損値出現のリスクを回避するため、より質問項目の少ない尺度の開発等が必要であろう。

V 結 語

先行研究で示されていた在宅要介護高齢者における家族介護者のCES-D₁₁の二峰性様分布は、欠損値補完の方法によらず確認された。また、多重代入法により欠損値を補完した際、欠損値無群よりも欠損値有群の方がうつ傾向が強い可能性があり、CES-D₁₁を用いる際、欠損値の扱い方に留意する必要がある。

文 献

- 1) 内閣府ホームページ. 平成29年版高齢社会白書 (http://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2017/zenbun/29pdf_index.html) 2017.7.1.
- 2) 厚生労働省ホームページ. 介護保険事業状況報告 (<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/84-1.html>) 2017.7.1.
- 3) 厚生労働省. 平成13年国民生活基礎調査 (<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa01/3-3.html>) 2017.11.7.
- 4) 厚生労働省. 平成28年国民生活基礎調査 (<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa16/dl/05.pdf>) 2017.11.7.
- 5) Eliason S. Murder-suicide : a review of the recent literature. The journal of the American Academy of Psychiatry and the Law [Internet]. 2009 Jan ; 37(3) : 371-6.
- 6) 湯原悦子. 介護殺人の現状から見出せる介護者支援の課題. 日本福祉大学社会福祉論集 [Internet]. 日本福祉大学 ; 2011 ; (125) : 41-65.
- 7) 松村香, 沼田加代, 畠山玲子, 他. 熊本市およびその近郊における主介護者の抑うつ状態に影響を及ぼす要因研究. 厚生指標 2016 ; 63(1) : 30-7.
- 8) Arai Y, Kudo K, Hosokawa T, et al. Reliability and validity of the Japanese version of the Zarit Caregiver Burden Interview. Psychiatry and Clinical Neuropsychiatry ; 51 : 281-7.
- 9) Martin P, Silvia S. Associations of Stressors and Uplifts of Caregiving With Caregiver Burden and Depressive Mood : A Meta-Analysis. J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci. 2003 Mar ; 58(2) : 112-28.
- 10) Leah DC, Michael JS, Thomas H, et al. Prediction Caregiver Burden and Depression in Alzheimer's Disease. Journal of Gerontology : SOCIAL SCIENCES 2000 ; Vol. 55B, No. 1 : S2-S1.
- 11) Beck AT, Ward CH, Mendelson M, et al. "An inventory for measuring depression". Arch Gen Psychiatry. 1961 ; 4(6) : 561-71.
- 12) 杉澤あつ子, 杉澤秀博, 柴田博. 地域高齢者の心身の健康維持に有効な生活習慣. 日本公衛誌. 1998 ; 45(2) : 104-11.
- 13) Iwata N, Saito K. PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE CENTER FOR EPIDEMIOLOGIC STUDIES DEPRESSION SCALE OF JAPANESE WORKERS. Jpn.J.Ind.Health. 1989 ; 31 : 20-1.
- 14) 島悟, 鹿野達男, 北村俊則, 他. 新しい抑うつ性自己評価尺度について. 精神医学 [Internet]. 1985 [cited 2013 Jan 5] ; 27 : 717-23.
- 15) Radloff LS. The CES-D Scale : A Self-Report Depression Scale for Research in the General Population. Applied Psychological Measurement [Internet]. 1977 Jun 1 [cited 2012 Feb 29] ; 1(3) : 385-401.
- 16) Kohout FJ, Berkman LF, Evans DA, et al. Two Shorter Forms of the CES-D Depression Symptoms Index. Journal of Aging and Health [Internet]. 1993 May 1 [cited 2012 Feb 29] ; 5(2) : 179-93.
- 17) Van Buuren S, Boshuizen HC, Knook DL. Multiple imputation of missing blood pressure covariates in survival analysis. Statistics in medicine [Internet]. 1999 Mar 30 ; 18(6) : 681-94.
- 18) 杉浦圭子, 伊藤美樹子, 三上洋. 在宅介護の状況および介護ストレスに関する介護者の性差の検討. 日本公衛誌. 2000 ; 51(4) : 240-51.
- 19) 大谷明, 佐藤学. SDS (Zungの自己評価式抑うつ尺度) の質問文の表現に関連した応答バイアスの検証. 行動計量学. 1999 ; 26(1) : 34-45.
- 20) Yokoyama E, Kaneita Y, Saito Y, et al. CUT-OFF POINT FOR THE 11-ITEM SHORTER FORM OF THE CES-D DEPRESSION SCALE. The Nihon University Journal of Medicine. 2008 ; 50(5-6) : 123-32.