

平成 13 年度国民生活選好度調査にみる 〈介護と世帯〉に関わる国民意識の分析

後 藤 隆

Nursing-care and profile relationship analysis using the National Survey on Lifestyle preferences 2001 data

Takashi Goto

Abstract: This paper analyses nursing-care and profile relationship using the National Survey on Lifestyle preferences 2001 data. The National Survey on Lifestyle preferences 2001 was researched and reported by the Cabinet Office the next year after the nursing-care insurance started in Japan. Around those days, some researches analyzed the nursing-care needs and services relationship targeting on the samples mainly used the nursing-care insurance services or the old age group. On the contrast, the National Survey on Lifestyle preferences 2001 samples have much more various profiles. Through this paper's 3 types multiple-variants analysis techniques (association analysis, cluster analysis using BIC criteria, multiple probit analysis), we get 'profile hypothesis: the popular consciousness about nursing-care and profile relationship depends on each profile'.

はじめに

本稿の目的は、内閣府より利用許諾をえた平成 13 年度国民生活選好度調査個票データの内の、「老後の生活と介護」、とくに〈介護と世帯〉に関わる国民意識を分析することにある。

平成 13 年度国民生活選好度調査は、「家族と生活に関する国民意識」をテーマとしており、平成 14 年 4 月に発表された同「調査結果のポイント」によれば、大きく 4 つのポイントがある。すなわち、「家族の意識（親子の意識、結婚、パラサイト・シングル）」、「女性の就業（働き方、在宅勤務）」、「老後の生活と介護」、「家意識と遺産」である。^{注1)}

平成 13 年国民生活選好度調査に限らず、国民生活選好度調査は、もともと、たとえば直近の平成 21 年度国民生活選好度調査が「個人の幸福観の現状とその要因」をテーマとしているように、わが国の家族、社会、関連政策等、広く生活（暮らし）に関する国民意識（満足や意向）に光を当ててきた調査である。

ただ、そうしたベースは共有しつつも、平成 13 年国民生活選好度調査は、独自の特徴を持っている。それは、平成 12 年の介護保険制度導入と関わって、上記ポイントで紹介したように、「老後の生活と介護」に関わる質問回答項目が設けられた点である。平成 13 年度国民生活選好度調査個票データは、全体としては 19 項目のフェイス・シートと 24 項目の質問票から構成さ

れているが、その中から、本稿が「老後の生活と介護」、とりわけ「介護と世帯」に関わる質問回答項目に注目する理由の1つはここにある。

くわえて、もう1つ理由がある。それは、やはり介護保険制度導入と関わって、「介護と世帯」に注目した詳細な先行研究が存在することである。代表的なものを3つ挙げる。

1つめは、平成13年度厚生労働省の国民生活基礎調査である。そこには、「介護票」(介護サービス利用状況に関する質問回答項目) および世帯状況に関する質問回答項目が含まれており、1節で紹介するように、山村・柳原によって両者の関係が分析されている。2つめは、主に内閣府経済社会総合研究所による介護サービス/労働市場に関する一連の調査分析であり、1節で紹介するように、清水谷・野口によってまとめられている。3つめは、内閣府経済社会総合研究所からの委託を受けた京都大学経済研究所附属先端政策分析研究センターの分析である。

もちろん、国民生活選好度調査とこれら先行研究とは、調査目標、質問回答項目、回答者等が異なっており、単純に各々の分析結果を突き合わせることはできない。だが、国民生活基礎調査が全国に居住する15歳～79歳までの多様な回答者(層化二段無作為抽出、有効回答者数3988人)を対象にしたものであるのに比して、先行研究の回答者は、介護サービスを既にうけているか、その家族、あるいは65歳以上高齢者を対象にしたものである。いわば、先行研究が、「介護と世帯」について差し迫った状況にある回答者の分析だとすれば、国民生活選好度調査では、幅広い国民意識の分析が可能である。また、先行研究はいずれも、Heckman & Mcfadden 以来の計量経済学のマイクロ・データ(家計/世帯別の個票データ)分析の系譜に位置づけられ、最終的な分析ゴールも介護サービス/労働市場の需要予測におかれている。^{注2)}これに比して、国民生活選好度調査の分析では、上記のような回答者の多様性、幅広さから、介護サービスの利用希望やその担い手について介護保険導入時の国民がどのように感じ考えていたかを世帯のあり方と関わらせて明らかにすること、いわば当時の世論あるいは社会通念を明らかにすることが可能である。

本稿の構成は次のとおりである。まず1節において、介護保険導入前後の時期に、「介護と世帯」を扱った3つの先行研究を読解し、要すれば、世帯のあり方、とくにオカネとヒトの違いが、介護の選択肢の選択を左右していることを確認する。次にそれを手がかりに、2節において、平成13年度国民生活選好度調査の中の、「介護と世帯」に関わる質問回答項目をどのように選定し、どのような分析にかけていけばよいかを、検討する。3節では、その検討を受け選定した、3つの被説明変数、すなわちcare(在宅、施設、その他)、icare(高齢者介護の望ましい担い手:配偶者、息子、娘、息子の妻、その他の家族や親族、施設型介護、在宅介護、地域社会)、pcare(高齢者介護の実際の担い手:icareと同項目)、そして3つの説明変数、すなわちsex(男、女)、profile(1高校、予備校、短大、大学、大学院などの生徒または学生、2高校を卒業して就職、アルバイト、習い事や家事手伝いをしている40歳未満の独身者、340歳以上の独身者、4子のない夫婦、5第一子が小学校入学前の親、6第一子が小学校または中学校の親、7第一子が高校の親、8第一子が大学、大学院などの親、9就職または結婚した子供を一人でも持つ親、10全ての子供が就職、または結婚した親)、hprop(世帯全体の年間収入と所有不動産評価額と世帯全体の貯蓄残高の和から世帯全体の借入金残高を差し引いて作っ

た合成変数)を、多変量プロビット分析にかけている。4節では、その分析結果から、「在宅か、施設かの選択には、性別と profile の違いが影響しているが、世帯の経済状態の影響は確認できなかったこと」、「在宅でもなく、施設でもない介護希望の選択は、profile と世帯の経済状態が影響していること」、「在宅の選択には、実際の介護者が影響していること」を整理したうえで、介護保険導入直後の国民意識からは「回答者の profile、つまりライフコース上のポジションを含めた回答者像の違いによって、〈介護と世帯〉についての切迫度、緊急度等が変化し、それが介護サービス／形態の選択に影響をもたらす可能性」、すなわち profile 影響仮説が導き出せることを明らかにしている。

1. 先行研究における〈介護と世帯〉の分析

先行研究の1つめは、平成13年度国民生活基礎調査に関する、山村・柳原の「『国民生活基礎調査』データに基づく居宅介護サービス利用に関する多変量プロビット分析」(『統計数理』、55巻、1号、2007)である。なお、簡便のため、同論文を、以下では山村・柳原の分析と呼ぶ。

山村・柳原の「分析対象者」は、介護保険の「第1号被保険者(65歳以上の要介護者および要支援者)」で、居宅介護サービスのみを利用しており、施設介護サービスは利用していない「1,964」名の利用者(除欠損値)である。居宅介護サービスの種類は、本来、訪問介護、訪問入浴、訪問看護、訪問リハ(ビリテーション)、通所介護、通所リハ、短期入所生活介護、短期入所療養介護、認知症対応型共同生活介護(グループホーム)の9種類であるが、当時の利用者数が少なかったため、認知症対応型共同生活介護(グループホーム)は分析対象から除かれている。また、短期入所生活介護と短期入所療養介護はショートステイとして併合されている。結果、山村・柳原の分析で扱う居宅介護サービスは7種類となるが、利用者ごとの回答内容は複数サービスの併用を含むものとなっている。たとえば、ある利用者は、「訪問介護」だけを利用しているが、別の利用者は「訪問介護」に加え「ショートステイ」も利用している、……といった形である。

山村・柳原の分析では、こうした7種類の居宅介護サービスの利用者(含併用者)を「被説明変数」とし、それらと、8種類の「説明変数」、すなわち「要介護度」、「疾病」、「歩行」、「日常生活の自立状況」、「通院期間」、「就床日数」、「世帯状況」、「世帯年間所得金額」との関係を明らかにしようとしている。「被説明変数」は「利用の有無」、すなわちデータ種別で言えば、「1/0」の2値変数(名義尺度のダミー変数)であり、「説明変数」は、たとえば調査期間(平成13年5月)での「就床日数」が「ない」、「1~3日」、「4~6日」、「7~14日」、「15日以上」の「5段階に分かれている」ように、順序尺度の変数である。

このように、名義(目)尺度2値変数でありなおかつ複数サービス併用を含むダミー変数の「被説明変数」と順序尺度の「説明変数」との関係を明らかにしようとする場合、分析技法としては、計量経済学分野では、パラメータ推定に最尤推定法を用いた多変量ロジットあるいはプロビットモデルが適切であることが既に知られている。山村・柳原の分析でも、同理由から、多変量プロビットモデルが用いられている。また、多変量プロビットモデルによるパラメータ推

定は、複数の算出結果をもたらすので、その中から最適な結果を選ぶ必要がある。山村・柳原の分析では、「説明変数」数（8変数）の多さに考慮し、BIC（ベイズ情報規準量）が用いられている。^{注3)} なお、BICとは、「複数数の算出結果」の内ある「算出結果」の説明力を、あるデータの下でえられるその「算出結果」の母数の尤度の総和とした場合、その説明力と別の「算出結果」の説明力の比をとったものである。^{注4)}

山村・柳原の分析は、基本的にはここまで紹介したデータ、「説明変数」－「被説明変数」関係、分析技法によるものである。そして、BIC規準で最適だった多変量プロビットモデル算出結果からは、〈介護と世帯〉に関わって、概ね次の3つの結論が導かれている。

- 1) 「訪問系サービス」（「訪問介護」、「訪問看護」）では、「世帯状況」としては、「世帯員数3人以上の世帯と比較して」「高齢者単独世帯」が多い。「世帯年間所得金額」としては「300万以上～1000万未満」で「訪問介護」の利用が少ない。
- 2) 「通所系サービス」（通所介護、通所リハ）の内、「通所介護」では、「世帯状況」が「世帯員数3人以上の世帯と比較して」「高齢者単独世帯」、「高齢者夫婦世帯」、「高齢者夫婦世帯以外の2人暮らし」が少な く、「通所リハ」では、「高齢者夫婦世帯」が少なかった。こうした「世帯状況」の特徴にくわえ「世帯年間所得金額」では有意な結果がみられな いことから、「通所系サービス」利用者の「属する世帯」は「家族介護力の高い世帯」と表現されている。
- 3) 「ショートステイ」では、「世帯状況」としては、「高齢者夫婦世帯」での利用は少なく、「世帯員数8～9人」の利用が他の世帯状況と比較して多い。「世帯年間所得金額」としては、「300万未満」と比較して、「300万以上～1000万未満」、「1000万以上」の「利用が多かった」。

先行研究の2つめは、平成13年、14年の2度にわたって内閣府が行なった「高齢者の介護利用状況に関するアンケート調査」の分析であり、清水谷論・野口晴子『介護・保育サービス市場の経済分析：マイクロデータによる実態解明と政策提言』（東洋経済新報社、2004）にまとめられているものである。なお、以下では清水谷・野口の分析と呼ぶ。

清水谷・野口の分析の「対象サンプル」は、平成13年調査では、住民基本台帳からランダム抽出した13万余世帯の中から、要介護者（要介護認定を受けていない者を含む）と同居し、要介護者が1人の世帯をスクリーニングしたものであり、結果1005名の回答者数がえられている。平成14年調査は、基本的には平成13年調査の1005名の回答者の追跡調査であり、ほぼ同程度の回答者数がえられている。

清水谷・野口の分析は、「介護」に限っても、「賃金コスト」、「サービスの質」、「供給効率性」、「価格・所得弾力性」、「家族負担」、「需要予測」等多岐にわたるものであるが、ここでは本稿の注目する〈介護と世帯〉に関わって、前掲書第6章「介護・保育サービスの利用と家族負担・労働供給」の「A. 介護サービス利用が家族負担・労働供給に与える影響」を紹介する。なお、

以下ではこれを清水谷・野口の「介護サービス／家族負担」分析と呼ぶ。

清水谷・野口の「介護サービス／家族負担」分析では、平成 13、14 年調査データを使って、家族による長時間介護（1 日あたり平均 8 時間以上、10 時間以上、12 時間以上）を説明するための 5 種類の理論仮説が統計的な検証にかけられている。結果、「介護サービス利用の周知が不十分なことが長時間介護につながる」、「施設入所待機中であることが長時間介護につながる」という 2 種類の仮説は棄却されている。残りの 3 種類については、次のア)～ウ)のとおりである。

ア)「random effect 付きの probit 推計」による「世帯の年間所得」の限界係数がマイナスで有意であることから、「世帯の年間所得額の多寡が長時間介護につながる」という「低所得者仮説」は支持されている。このことはまた、介護保険導入による自己負担率上昇が介護サービス需要手控えにつながった結果家族による長時間介護が強えられるという介護事情の一側面をとらえている。

イ)「介護保険でまかなえない部分で家族介護が必要」という質問回答項目の、上記「推計」による限界係数が、長時間介護の内「1 日あたり平均 8 時間以上」と「10 時間以上」では有意だが、「12 時間以上」では有意ではないため、「家族介護非代替仮説」（介護には、介護保険でまかなえない部分があり、それは家族がしなければならない）は、「比較的程度の軽い世帯には当てはまるのに対し、あまりに介護時間が長時間になると必ずしも当てはまらない」とされている。

ウ)「対価を期待しているわけではないが遺産を相続する」、「対価として生活費を余分にもらっている」という質問回答項目の、上記「推計」による限界係数が有意でない場合と有意な場合があるため、「戦略的遺産動機仮説」（家族介護と遺産動機との結び付き）は「棄却されない可能性」が示唆されている。

先行研究の 3 つめは、京都大学経済研究所附属先端政策分析研究センターが、日本大学による「健康と生活に関する調査」の平成 11、13、15 年のデータを対象とした分析であり、『世帯構造の変化が私的介護に及ぼす影響等に関する研究報告書』（平成 19 年度内閣府経済社会総合研究所委託調査、平成 20 年）としてまとめられているものである。なお、以下では、京大の分析と呼ぶ。

京大の分析では、全国 65 歳以上 100 歳未満から無作為抽出した 6700 名から、上記 3 年各々 5000 名をやや下回る 4000 名台後半の回答をえている。京大の分析は「ランダム効果プロビットモデル」を用いたもので、本稿の注目する〈介護と世帯〉と関わって、概ね次の a.～c. を結論としている。

- a. 「配偶者と同居」の場合、介護者として配偶者を期待する確率が有意に高く、それ以外の介護の選択肢（子供、病院・老人ホーム、等）への期待を低下させる。
- b. 「子供と同居」の場合、「子供数が多」とい、介護者として「子供とその配偶者」を期待

する確率が有意に高く、「配偶者」、「病院・老人ホーム」への期待を低下させる。

c. 「対数所得」が上がると、「病院・老人ホーム」を期待する確率が有意に高く、「子供とその配偶者」への期待を低下させる。

ここまで、介護保険導入前後の時期に、＜介護と世帯＞を扱った3つの先行研究を読解し、各々の要点を整理してきた。具体的な質問回答項目の細部は異なっているが、要すれば、世帯のあり方、とくにオカネとヒトの違いが、介護の選択肢の選択を左右していることが確認できた。

次節では、先行研究を経たこの要点を手がかりに、平成13年度国民生活選好度調査の中の、＜介護と世帯＞に関わる質問回答項目をどのように選定し、どのような分析にかけていけばよいかを、検討する。

2. 平成13年度国民生活選好度調査の＜介護と世帯＞に関わる質問回答項目の選定と分析方針

平成13年度国民生活選好度調査は、「はじめに」でふれたように、24の質問回答項目が「大きく4つのポイント」に分けられ、その内の1つが「老後の生活と介護」である。またその他に、19のフェイスシートと呼ばれる質問回答項目（性別、職業、所得等、回答者像を構成する項目）がある。これらの中から、1節で確認した「オカネとヒト」という要点からみて、本稿での分析にふさわしい質問回答項目の候補を挙げていこう

まず、「老後の生活と介護」に関わる質問回答項目は、問17～23の7問であるが、リバースモーゲージに対する関心度をきく問17とその付問、公的年金への信頼度をきく問18、公的年金の問題点をきく問19、将来の年金の給付水準をきく問20については、マクロな政策への関心度等をきくものとみなし、本稿の分析対象としない。すると、問21～23が残ることになる。この内、問21には、問21で「在宅」希望と答えた場合の理由に踏み込んだ付問がある。だが、問22で全回答者を対象とした「望ましい介護者」、問23で同じく「実際の介護者」をきいており、内容上重複するとみなし、分析対象としない。^{注5)} 結果、「老後の生活と介護」に関わる質問回答項目の内、問21、22、23の3つの質問回答項目を、平成13年度国民生活選好度調査の中でもとりわけ「介護」に焦点を当てた質問回答項目として、本稿の分析対象の候補とする。なお、「→」の後の英語表記は、コンピュータで処理する際の本稿での略称であり、詳細は※を参照されたい。

問21：老後介護は在宅、施設、それ以外のどれを希望するか → care(1～3)

問22：高齢者介護の望ましい担い手 → icare(spo,son,dau,wif,rel,ins,hom,com)

問23：高齢者介護の実際の担い手 → pcare(spo,son,dau,wif,rel,ins,hom,com)

※問21、careの1は在宅、2は施設、3はその他。問22、高齢者介護の望ましい担い手の icarespo は配偶者、 icareson は息子、 icaredau は娘、 icarewif は息子の妻、 icarerel はそ

の他の家族や親族、icareins は施設型介護、icarehom は在宅介護、icarecom は地域社会。
問 22、高齢者介護の実際の担い手の pcarespo は配偶者、pcareson は息子、pcaredau は娘、
pcarewpf は息子の妻、pcaarerel はその他の家族や親族、pcaarepns は施設型介護、pcaarehom
は在宅介護、pcaarecom は地域社会。

次に、F1～F19 からなるフェイスシートについてである。19 項目にのぼるフェイスシート
の内、本稿の分析に理論的に強い関連がないと考えられるもの（たとえば、「携帯電話」、「イ
ンターネット」の利用）、また、本稿の分析からみた場合にはフェイスシート内のある項目が
おさえられれば他の関連項目は必要ないと考えられるもの（たとえば、年間収入については、
回答者本人のもの、配偶者がいる場合配偶者のもの、そして世帯全体のものと、3 種類きいて
いるが、前 2 者は本稿の分析では不要であるとみなした）を除いた、次の 8 個の質問回答項目
を候補とする。「→」で略称を、※で詳細を示す。

- F1 : 性別 → sex(1,2)
- F2 : 調査時満年齢 → age(1～13)
- F6 : プロファイル → profile(1～10)
- F12 : 家族形態 → family(1～6)
- F15 : 世帯全体の年間収入 → hincome(1～10)
- F16 : 所有不動産評価額 → realest(1～10)
- F17 : 世帯全体の貯蓄残高 → hsave(1～8)
- F18 : 世帯全体の借入金残高 → hloan(1～9)

※ F1、sex1 は男、2 は女。F2、age1～13 は、15 歳から 79 歳まで 5 歳きざみ。F6、profile は、
1 高校、予備校、短大、大学、大学院などの生徒または学生、2 高校を卒業して就職、
アルバイト、習い事や家事手伝いをしている 40 歳未満の独身者、3 40 歳以上の独身
者、4 子のない夫婦、5 第一子が小学校入学前の親、6 第一子が小学校または中学校
の親、7 第一子が高校の親、8 第一子が大学、大学院などの親、9 就職または結婚した
子供を一人でも持つ親、10 全ての子供が就職、または結婚した親。F12、family は、1
単独世帯、2 夫婦のみ世帯、3 核家族世帯、4 二世帯世帯、5 三世帯世帯、6 その他。
F15、hincome1～8 は、200 万円未満から 1600 万円未満までの 200 万円きざみ、9 は
1600～2000 万円未満、10 は 2000 万円以上。F16、realest の 1 は所有していない、2～
5 は 500 万円未満から 2000 万円未満までの 500 万円きざみ、6～8 は 2000 万円以上か
ら 5000 万円未満までの 1000 万円きざみ、9 は 5000 万円～1 億円未満、10 は 1 億円以
上。F17、hsave の 1～4 は 250 万円未満から 1000 万円未満の 250 万円きざみ、5、6
は 1000～2000 万円未満の 500 万円きざみ、7 は 2000～3000 万円未満、8 は 3000 万
円以上。F18、hloan の 1 はない、2～5 は 250 万円未満から 1000 万円未満の 250 万円
きざみ、6、7 は 1000～2000 万円未満の 500 万円きざみ、8 は 2000～3000 万円未満、

9は3000万円以上。

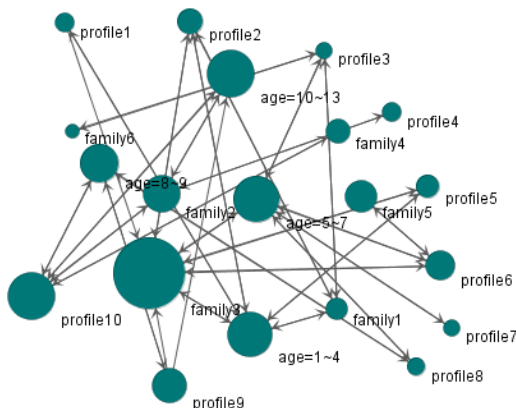
既に1節で確認したように、「オカネとヒト」の違いが介護の選択肢の選択を左右するのだから、国民生活選好度基本調査において「介護と世帯」に注目した分析を行う場合にも、ここまで候補としてきたフェイスシートを説明変数、問21、22、23を被説明変数とする説明変数—被説明変数関係を想定することは妥当である。

ただ、いずれの変数についても、検討の余地がある。

まず、説明変数については、候補として残したフェイスシートのF1、F2、F6、F12、F15、F16、F17、F18では、とくにF6がライフコース上のポジションを含め、内容上互いに似通ったものになっているとみなせることから、少なくともF1、F2、F6、F12のすべてを説明変数とするかどうかを検討すべきである。また、F15、F16、F17、F18は、例えば世帯全体の年間収入が高くて借入金残高が大きければ世帯の経済状態（収支）としては単純に「オカネ」持ちとは言えないなど、F15、F16、F17、F18の4つを総じて整理しなおした方が合理的である。

そこで、F1、F2、F6、F12については、その相互の関係をアソシエーション分析にかけ、「インパクト」規準（Jmeasureを加工したもの。^{注6)}）いずれも正の値について取り出してみたところ、図表1のように、ageとprofileとfamilyの間は相互に独立とは言えない関係にあることがわかった。結果、上記の

図表1



A	->	B	インパクト
age=1~4	->	profile5	2.587
family3	->	profile6	0.407
profile8	->	age=5~7	1.158
family5	->	profile6	0.256
age=10~13	->	profile10	10.361
age=10~13	->	family2	3.314
profile2	->	age=1~4	10.011
family2	->	profile4	3.204
family1	->	age=1~4	0.292
family2	->	profile10	3.782
profile9	->	family3	0.219
family1	->	profile3	1.903
profile10	->	age=8~9	0.461
family3	->	age=1~4	0.799
profile3	->	family1	2.106
family6	->	profile3	0.489
profile7	->	age=5~7	2.152
family3	->	profile5	0.69
profile9	->	age=10~13	0.202
age=5~7	->	profile6	4.894
profile2	->	family3	0.47
age=5~7	->	profile7	1.256
age=1~4	->	profile2	6.476
profile10	->	family2	3.232
profile5	->	family3	1.429
family1	->	profile2	1.129
age=1~4	->	profile1	3.532
age=8~9	->	profile8	0.237
age=5~7	->	profile8	0.763
profile8	->	age=8~9	0.301
profile4	->	family2	4.733
age=5~7	->	family3	0.561
family3	->	profile2	0.26
profile5	->	age=1~4	3.771
age=1~4	->	family1	0.226
profile3	->	family6	0.462
profile9	->	age=8~9	2.92
family2	->	age=10~13	3.851
profile1	->	family3	0.354
profile1	->	age=1~4	7.025
age=5~7	->	profile3	0.359
profile3	->	age=5~7	0.524
profile10	->	age=10~13	10.255
age=8~9	->	profile10	0.517
age=8~9	->	profile9	2.784
profile6	->	family3	0.72
profile2	->	family1	1.064
profile6	->	age=5~7	6.829
age=1~4	->	family3	1.186
family4	->	profile10	0.371
profile6	->	family5	0.263
profile10	->	family4	0.283
family3	->	age=5~7	0.397

理由も併せ、F1、F2、F6、F12からは、sex と profile だけを説明変数として残すこととした。

また、F15、F16、F17、F18については、本来、いずれも等間隔性の保証のない順序尺度であり加減乗除計算にはなじまないが、ここでは簡便のため次のような合成値を算出し、それを hprop として分析に用いることにした。

$$\text{hprop} = (\text{F15} : \text{hincome} + \text{F16} : \text{realest} + \text{F17} : \text{hsave}) - \text{F18} : \text{hloan}$$

こうして、本稿では、説明変数として、sex1 (男)、sex2 (女)、profile1 ~ 10、hprop を選定したことになる。

次に、被説明変数の候補であるが、実は、icare、pcare は、いずれも「○はいくつでも」と調査票に注記された複数回答項目である。また、既にみたように、「icarespo は配偶者、icareson は息子」等、名目(義)尺度であり、F15、F16、F17、F18 を hprop としたような合成値も作りにくい。そこで、icare1 ~ 8、pcare1 ~ 8 については、各々のダミー変数行列(例えば、icarespo に「○」と回答されていれば、「1」を、そうでなければ「0」を与える。これを icareson 等 icare の残りの項目についてもおこなった結果えられる表のこと)を、合理的に分類するべく、クラスタ分析にかける。

今回使用したクラスタ分析のアルゴリズムは、「部分母集団とクラスタの対応の最尤推定値につき BIC によるモデル選択」を適用したものであり、一般にクラスタ分析と関わって指摘のある、分析者によるクラスタ数の予めの指定の難を避けることができる。図表 2 に icare、pcare の順に、そのクラスタ分析の結果を示す。^{注7)、注8)、注9)}

図表 2

icare のクラスタ分析結果

```
> DATAicaredum.Mclust=Mclust(DATAicaredum)
```

```
> DATAicaredum.Mclust$G
```

```
[1] 4
```

```
> DATAicaredum.Mclust$modelName
```

```
[1] "EEV"
```

```
> DATAicaredum.Mclust$BIC
```

	EII	VII	EVI	VEI	EVI	VVI	EEE
1	-28733.34	-28733.34	-27853.70	-27853.70	27853.70	-27853.70	-24078.73
2	-24702.27	NA	NA	NA	NA	NA	NA
3	-23430.15	NA	NA	NA	NA	NA	NA
4	-22866.91	NA	NA	NA	NA	NA	NA
5	-21406.23	NA	NA	NA	NA	NA	NA
6	-20246.04	NA	NA	NA	NA	NA	NA
7	-19142.08	NA	NA	NA	NA	NA	NA
8	-18375.74	NA	NA	NA	NA	NA	NA
9	-18072.61	NA	NA	NA	NA	NA	NA

	EEV	VEV	VVV
1	-24078.73	-24078.73	-24078.73
2	-19859.44	NA	NA
3	NA	NA	NA
4	-13299.05	NA	NA
5	NA	NA	NA
6	NA	NA	NA
7	NA	NA	NA
8	NA	NA	NA
9	NA	NA	NA

pcare のクラスタ分析結果

```
> DATApcaredum<-read.csv("E:/DATApcaredum.csv",header=T)
```

```
> DATApcaredum.Mclust=Mclust(DATApcaredum)
```

```
> DATApcaredum.Mclust$modelName
```

```
[1] "EEV"
```

```
> DATApcaredum.Mclust$G
```

```
[1] 2
```

```
> DATApcaredum.Mclust$BIC
```

	EII	VII	EVI	VEI	EVI	VVI	EEE
1	-26914.39	-26914.39	-23547.41	-23547.41	-23547.41	-23547.41	-22860.37
2	-25385.69	NA	NA	NA	NA	NA	-21925.58
3	-24541.77	NA	NA	NA	NA	NA	NA
4	-23672.78	NA	NA	NA	NA	NA	NA
5	-22830.72	NA	NA	NA	NA	NA	NA
6	-21996.79	NA	NA	NA	NA	NA	NA
7	-21118.23	NA	NA	NA	NA	NA	NA
8	-20529.13	NA	NA	NA	NA	NA	NA
9	-19916.65	NA	NA	NA	NA	NA	NA

	EEV	VEV	VVV
1	-22860.37	-22860.37	-22860.37
2	-16910.14	NA	NA
3	NA	NA	NA
4	NA	NA	NA
5	NA	NA	NA
6	NA	NA	NA
7	NA	NA	NA
8	NA	NA	NA
9	NA	NA	NA

図表2のクラスタ分析結果は、とくに icare について、最適とされた EEV モデル（なお、EEV モデルが何を表すかは、^{注9)}を参照されたい）が、クラスタ3つ分の BIC 値しか算出でき

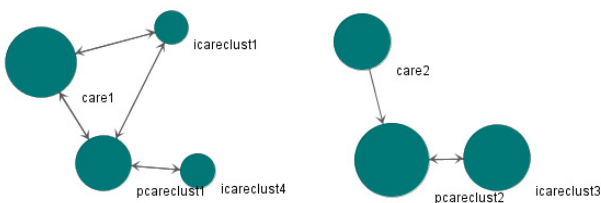
ていない (NA は算出結果がえられていないことを示す) こと、EEV モデル以外の他のモデルでは複数のクラスがえられていないこと、が問題点である。だが、「複数回答」を合理的に処理することを優先し、以下では、この問題点に留意しつつ、icareclust1～4、pcareclust1～2を用いることにした。

ここまでで、説明変数として sex1 (男)、sex2 (女)、profile1～10、hprop を、被説明変数として care1～3、icareclust1～4、pcareclust1～2 を選定したことになる。また、これらの内1つでも回答に欠損のある場合、回答者ごと削除したので、分析対象データ数は 2901 名分となった。

最後に、このままの説明変数—被説明変数関係だけでもよいのだが、念のため、care1～3、icareclust1～4、pcareclust1～2 相互の関係を、図表 1 と同じやり方でアソシエーション分析にかけてみた。結果を図表 3 に示す。

図表 3 からは、care1 (在宅希望) の場合、理想の介護者は icareclust1、4 を、実際の介護者は pcareclust1 であること、care2 (施設希望) の場合は理想の介護者は icareclust3、実際の介護者は pcareclust2 であることが推察できる。ここから、被説明変数である、care、icareclust、pcareclust の間にどのような関係があるか分析することにも、意味があると考えられる。

図表 3



A	->	B	インパクト
pcareclust1	->	icareclust4	0.323
pcareclust1	->	icareclust1	0.869
care1	->	icareclust1	0.022
care2	->	pcareclust2	0.021
icareclust1	->	pcareclust1	1.226
pcareclust1	->	care1	0.032
icareclust3	->	pcareclust2	1.375
icareclust4	->	pcareclust1	0.441
care1	->	pcareclust1	0.024
pcareclust2	->	icareclust3	1.132
icareclust1	->	care1	0.04

以上から、本稿では、次の2つの説明変数—被説明変数関係を分析にかけることとする。

- ① 説明変数 (sex、profile、hprop) —被説明変数 (care、icareclust、pcareclust)
- ② 説明変数 (icareclust、pcareclust) —被説明変数 (care)

次節では、実際の分析結果を示し、①、②の説明変数—被説明変数関係について、統計的に有意なレベルでなにが導き出せるかを明らかにする。

3. 平成13年度国民生活選好度調査の〈介護と世帯〉に関わる説明変数—被説明変数関係の分析

①、②とも、被説明変数は基本的にダミー変数であり、説明変数は2つ以上であることから、分析技法としては、1節での先行研究がそうだったように、BIC規準を用いた多変量プロビット分析（多重プロビット分析（モデル）等と、呼称は異なるが同じもの）が適切である。そこで、R2.10.1の、一般化線形モデル（generalized linear model）を扱うglm関数を用いる。一般化線形モデルとは、「正規分布を拡張した分布族（family）に対応させ、非線形の現象を線形モデルの場合と同じく」扱うための分析技法であり、それがR2.10.1ではglm関数なのである。^{注10} また、1節で既にふれたように、「多変量プロビットモデルによるパラメータ推定は、複数の算出結果をもたらす。その中から最適な結果を選ぶ必要がある」ので、以下の分析でもそのためのBIC規準をくりかえし算出するR2.10.1の関数も用いてある。次式のstepがそれである。

```
>step(glm(care1 ~ sex1 + sex2 + profile1 + profile2 + profile3 + profile4 + profile5 + profile6 + profile7 + profile8 + profile9 + profile10 + hprop,data=DATA,family=binomial(link="probit"),k=log(2901))
```

上式中、「step(」の後の「glm glm(care1 ~ sex1 + sex2 + profile1 + profile2 + profile3 + profile4 + profile5 + profile6 + profile7 + profile8 + profile9 + profile10 + hprop)までは、care1を被説明変数に、sex1、sex2、profile1、profile2、profile3、profile4、profile5、profile6、profile7、profile8、profile9、profile10、hpropを説明変数に下さい、という意味である。その次の「data=DATA」は分析対象データファイルの指定、「family=binomial(link="probit")」は被説明変数がダミー変数（ある回答がcare1（在宅）であれば1、そうでなければ0）の場合の多変量プロビット分析の指定、「k=log(2901)」はBIC算出用にデータ数を指定するものである。

上式による計算結果として、まず、 α 、 β 、 γ を説明する。

α

Step: BIC=3988.82

```
care1 ~ sex1 + profile2 + profile3 + profile4 + profile5 + profile6 + profile7 + profile8 + hprop
```

Coefficients:	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	0.079769	0.058518	1.363	0.17284
sex1	0.272171	0.047307	5.753	8.75e-09 ***
profile2	-0.427819	0.079249	-5.398	6.72e-08 ***
profile3	-0.295458	0.124992	-2.364	0.01809 *
profile4	-0.231989	0.105597	-2.197	0.02803 *
profile5	-0.181387	0.090659	-2.001	0.04542 *
profile6	-0.232901	0.073847	-3.154	0.00161 **
profile7	-0.270303	0.130855	-2.066	0.03886 *
profile8	-0.329262	0.117117	-2.811	0.00493 **
hprop	0.007014	0.004555	1.540	0.12357

β

Step: BIC=3968.55

care2 ~ sex1 + profile1 + profile2 + profile3 + profile4 + profile5 + profile6 + profile7 + profile8 + profile9 + hprop

Coefficients:	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-0.185662	0.067761	-2.740	0.00614 **
sex1	-0.293796	0.047519	-6.183	6.30e-10 ***
profile1	0.136670	0.114292	1.196	0.23178
profile2	0.426044	0.085067	5.008	5.49e-07 ***
profile3	0.325265	0.129070	2.520	0.01173 *
profile4	0.285252	0.110437	2.583	0.00980 **
profile5	0.154136	0.096731	1.593	0.11106
profile6	0.252055	0.080596	3.127	0.00176 **
profile7	0.337332	0.134623	2.506	0.01222 *
profile8	0.374811	0.121069	3.096	0.00196 **
profile9	0.082220	0.072214	1.139	0.25489
hprop	-0.004194	0.004582	-0.915	0.36004

γ

Step: BIC=680.17

care3 ~ profile5 + hprop

Coefficients:	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-1.83300	0.09425	-19.448	<2e-16 ***
profile5	0.30953	0.14981	2.066	0.0388 *
hprop	-0.02294	0.01047	-2.191	0.0285 *

α は、care1 を被説明変数に、BIC 規準で、sex1、profile2、profile3、profile4、profile5、profile6、profile7、profile8、hprop を説明変数とすることが最適と計算された分析結果である。だが、その直後の「Coefficients」の「Pr(>|z|)」をみると、「hprop」の「0.12357」のところだけ無印である。そこは、統計的に有意か否かを検定にかけた結果の表記であり、R では、その表記は「Signif. codes」として「0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’」となっている。

つまり、 α は、BIC 規準では、被説明変数 care1 を hprop を含む説明変数で説明する分析結果を選択できるが、hprop は統計的には有意とみなされないことを意味している。別言すれば、 α は、care1 を被説明変数、sex1、profile2、profile3、profile4、profile5、profile6、profile7、profile8 を説明変数とする関係が統計的に有意に確認できる。また、これら有意な説明変数の「Estimate」をみると、sex1 (男) だけがプラスで、後はマイナスの符号が付いているので、 α は、回答者が男の確率がこのまま固定されれば、profile2 (40 歳未満の独身者)、profile3 (40 歳以上の独身者)、profile4 (子のない夫婦)、profile5 (第一子が小学校入学前の親)、profile6 (第一子が高校の親)、profile7 (第一子が大学、大学院などの親)、profile8 (就職または結婚した子供を持つ親) の確率 (正確にはオッズ比) が各「Estimate」分マイナスの方向にあることを意味している。

同じようにみていくと、 β では、care2（施設）を被説明変数、sex1、profile2、profile3、profile4、profile6、profile7、profile8を説明変数とする関係が成り立ちうる事がわかる。(profile1、profile5、profile9、hpropは統計的に有意ではない。)「Estimate」をみると、 α とは異なり、男がマイナス、profile2、profile3、profile4、profile6、profile7、profile8がプラスの符号を付けられている。これは、回答者が男の確率がそのまま固定されれば、profile2（40歳未満の独身者）、profile3（40歳以上の独身者）、profile4（子のない夫婦）、profile6（第一子が高校の親）、profile7（第一子が大学、大学院などの親）、profile8（就職または結婚した子供を持つ親）のオッズが各「Estimate」分プラスの方向にあることを意味している。

したがって、 α 、 β からは、被説明変数がcare1（在宅）か、care2（施設）かの選択は、説明変数がsex1（男）であるかどうか、によって、符号が反対となるいくつかのprofileによって区別されることがわかる。

別言すれば、care1（在宅）を選択するのは、男でprofile2、profile3、profile4、profile5、profile6、profile7、profile8ではない回答者であり、care2（施設）を選択するのは女で、profile2、profile3、profile4、profile6、profile7、profile8にあたる回答者である確率が高いということになる。ただ、1節での先行研究の知見と異なり、care1、care2の選択にhprop（経済状態）が影響を与えていることは確認できない。

γ の分析結果は、care3（その他）を被説明変数に、profile5（第一子が小学校入学前の親）、hpropを説明変数とする関係が統計的に有意であることを意味している。profile5はプラス、hpropはマイナスの符号がつけられている。これは、care3（その他）は、調査時点以降子育て期間が長い親で、profile5を固定した場合、世帯の経済状態がマイナスの影響を与える回答者が選択する選択肢であることを示している。

care1、care2については、さらに説明変数の異なる分析結果もえられている。 δ 、 ϵ を見比べてほしい。

δ

Step: BIC=3965.53

care1 ~ sex1 + profile2 + profile6

Coefficients:	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	0.05894	0.03574	1.649	0.0991 .
sex1	0.26769	0.04705	5.689	1.28e-08 ***
profile2	-0.34813	0.07655	-4.548	5.42e-06 ***
profile6	-0.16765	0.06963	-2.408	0.0161 *

ϵ

Step: BIC=3928.01

care2 ~ sex1 + profile2 + profile8

Coefficients:	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-0.09305	0.03456	-2.692	0.0071 **
sex1	-0.29099	0.04723	-6.162	7.20e-10 ***

profile2	0.29816	0.07593	3.927	8.61e-05 ***
profile8	0.23771	0.11501	2.067	0.0387 *

δ は、care1（在宅）を被説明変数、sex1（符号+、男）、profile2（符号-、40歳未満の独身者）、profile6（符号-、第一子が小学校または中学校の親）を説明変数とする関係が統計的に有意であることを示している。 ε は、care2（施設）を被説明変数、sex1（符号-、男）、profile2（符号+）、profile8（符号+、第一子が大学、大学院などの親）を説明変数とする関係が統計的に有意であることを示している。別言すれば、 δ は、care1（在宅）は、回答者が男で、独身、調査時点以降子育て期間が長い親にあたる場合選ぶ回答選択肢である確率が高く、 ε は、care2（施設）は、回答者が女で、独身、調査時点以降の子育て期間が δ に比し相対的に短い場合選ぶ回答選択肢である確率が高いことになる。

さて、ここからは、2節末で選定した②の被説明変数-説明変数関係、すなわち、care1（在宅）か、care2（施設）かを、icareclust（理想の介護者）、pcareclust（実際の介護者）で説明しようとするものである。

分析結果を、 θ にまとめて示す。

θ

Step: BIC=4008.8

care1 ~ icareclust1 + icareclust3

Coefficients:	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	0.07932	0.04507	1.760	0.0784 .
icareclust1	0.13043	0.06733	1.937	0.0527 .
icareclust3	0.05075	0.05562	0.912	0.3615

Step: BIC=3970.92

care2 ~ icareclust1 + icareclust3

Coefficients:	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-0.14770	0.04520	-3.268	0.00108 **
icareclust1	-0.13497	0.06766	-1.995	0.04606 *
icareclust3	-0.03696	0.05578	-0.663	0.50758

Step: BIC=4001.48

care1 ~ pcareclust1

Coefficients:	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	0.09940	0.03041	3.269	0.00108 **
pcareclust1	0.08396	0.04748	1.768	0.07699 .

θ の1番めの、被説明変数 care1（在宅）、説明変数 icareclust1、icareclust3 では、icareclust1 のみが統計的に有意（「Estimate」の、icareclust の値 0.0527 の後に「.」が付いている）である。2番めの被説明変数（施設）、説明変数 icareclust1、icareclust3 では、icareclust1 のみが統計的に

有意（1番めの場合より有意度は高い）である。3番めの、被説明変数 care1（在宅）、説明変数 pcareclust1 では、pcareclust1 が統計的に有意である。

なお、この他の被説明変数－説明変数関係では、有意なものはいえられなかった。既述のように、icareclust、pcareclust とともに「複数回答」をクラスタ化したものであり、とくに icareclust のクラスタ化には問題点があった。その点に留意すると、ここでの分析結果については、図表3の一部（図表3左側）の、icareclust1 と pcareclust1 の被説明変数－説明変数関係が有意であることが明らかになった、に止めておくべきである。

次節では、3節での分析結果をふまえ、結論として今後検討すべき理論仮説を提示する。

4. 結論

平成13年度国民生活選好度調査個票から〈介護と世帯〉に関わる質問回答項目を被説明変数、説明変数として選定し、アソシエーション分析、BIC規準によるクラスタ分析、BIC規準による多変量プロビット分析にかけえられた結果について、あらためて大きく整理すれば、次の3点となる。

- 1) 在宅か、施設か、の選択には性別と profile の違いが影響しているが、世帯の経済状態の影響は確認できなかったこと。
- 2) 在宅でもなく、施設でもない介護希望の選択は、profile と世帯の経済状態が影響していること。
- 3) 在宅の選択には、実際の介護者が影響していること。

これら3点と、1節で紹介した先行研究とを突き合わせると、次のような理論仮説が示唆される。

- A 先行研究からは、「オカネとヒト」が介護サービス選択を左右するという知見がえられているが、本稿の分析では、とりわけ profile の違いが注目される。
- B このことは、「はじめに」でふれたように、先行研究が、「〈介護と世帯〉について差し迫った状況にある回答者の分析」であり、国民生活選好度調査が「幅広い国民意識」に焦点を当てた調査であるためだと考えられる。
- C A、Bから、回答者の profile、つまりライフコース上のポジションを含めた回答者像の違いによって、〈介護と世帯〉についての切迫度、緊急度等が変化し、それが介護サービス／形態の選択に影響をもたらす可能性が考えられる。

これを、〈介護と世帯〉に関する profile 影響仮説と呼ぶ。

profile 影響仮説は、本稿のここまでの分析から示唆されたというだけでなく、次の2点において有用と考えられる。

- ① 本稿で分析対象とした平成13年度国民生活選好度調査は、介護保険導入直後の調査であり、広く国民が「介護と世帯」をめぐる考察、実感を深めていたとは考えにくい。別言すれば、介護保険導入という制度の進行と、介護と世帯についての国民意識との間にズレが生じていた可能性がある。（一種の文化遅滞とも表現できるだろう。）そこで、介護保険導入以降10年余が経過し、介護サービスについても以前より周知の進んだ現段階で、あらためて「介護と世帯」をめぐる国民意識を調査することは有用である。
- ② 「介護と世帯」に関するprofile影響仮説が確かめられることは、ライフコース上のどの時点、ポジションにある場合、どのような介護サービスを想定すると効果的かが明らかになることと同じである。そこで、profileごとの介護広報や教育の考案に有用である。

今後、②の応用の観点までつなげうる、profile影響仮説の検証を進めることとしたい。

※末尾となったが、本稿で分析対象とした個票データについては、御多用中、内閣府政策統括官（経済社会システム担当）付参事官（総括担当）付政策企画専門職野村容子氏に利用申請手続き等でたいへんお世話になった。記して、感謝申し上げたい。また、筆者所属社会福祉学部では決してポピュラーとは言えない、本稿のような計量分析について、仔細な検討のうえ、大学院生等への教材としての有用性も認めてくださった査読委員に御礼を申し上げます。

<注>

-
- 1) <http://www5.cao.go.jp/seikatsu/senkoudo/h13/point.html>
 - 2) 蓑谷千風彦『計量経済学大全』、東洋経済新報社、2008、17章
 - 3) 実際、山村・柳原の分析では、BIC規準による最適モデルからえられた、7種類の居宅介護サービス利用の、21の併用組み合わせについて、 χ^2 検定を行い、有意水準1%で帰無仮説（21の併用組み合わせは関連がない）を棄却し、次のように結論付けている。「そのため、このデータでは変数を個別にプロビットモデルにあてはめるのではなく、それぞれ相関を入れて同時に多変量プロビットモデルをあてはめた方がよいことがわかる」。
 - 4) このBICの説明は、査読委員の指摘をうけ、涌井良幸『道具としてのベイズ統計』、日本実業出版社、127-128頁をかみくだいて、筆者が補筆したところである。
 - 5) このほか、問17リバースモーゲージへの回答では「あまり関心がない」、「全く関心はない」を足すと70%を越えること、問18「老後の生活を公的年金に十分頼れると思う」が1.2%にすぎないこと、問19「公的年金の問題点」は「いくつでも」の複数回答であること、問20の「将来の年金の給付水準」は回答の40%以上が「その時の状況による」であること、も本稿の分析対象から除いた理由として付け加えておく。また、F12の付問として、「家族の中」の「介護を必要とする方」の有無をきいているのだが、「いない」との回

答が 89% なので、これも分析対象から除いた。

- 6) Ef-prime.inc の natto1.0.3 を用いた。「インパクト」とは、下記 J-measure

$$\begin{aligned} J(A \rightarrow B) &= P(X \in A) \times j(\tilde{Y}|X \in A) \\ &= P(X \in A, Y \in B) \log \frac{P(Y \in B|X \in A)}{P(Y \in B)} \\ &\quad + P(X \in A, Y \notin B) \log \frac{P(Y \notin B|X \in A)}{P(Y \notin B)} \end{aligned}$$

に、

$$J_{\pm}(A \rightarrow B) = J(A \rightarrow B) \times \text{sign} \left(\log \frac{P(Y \in B|X \in A)}{P(Y \in B)} \right)$$

を付加した「符号付き J-measure」のことである。鈴木、永井、谷口「Natto 情報理論的アプローチによる探索的データ解析ツール」、<http://ef-prime.com/>。

- 7) Fraley, C., A. E. Raftery, MCLUST: Software for Model-based Cluster Analysis, Journal of Classification, vol.16, pp297-306.
- 8) R2.10.1 を用いた。R は、既に説明の必要がないだろうが、フリーの統計、データ分析パッケージの集積であり、アルゴリズムの公開、新しい分析技法の開発、公開スピードの速さなど、いくつもの優れた利点をもっている。参考書や関連ホームページも多数。幅広い分析技法をカバーした次を参照。金明哲『R によるデータサイエンス』、森北出版、2007 年 1 版 2 刷。なお、R 使用時のクレジットは次のとおり。R Development Core Team (2009). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>. また、本文中、BIC によるクラスタ分析のプログラムは Mclust である。Mclust は R とは別に利用許諾が必要である。それを記す。by using mclust, you accept the license agreement in the LICENSE file and at <http://www.sta.washington.edu/mclust/licence.txt>
- 9) 荒木孝治編著『R と R コマンドーではじめる多変量解析』、日科技連、2009、166 頁。なお、BIC によるクラスタ分析の結果、ここで採り上げられる EEV モデルとは、クラスタの大きさが「同等 (Equal)」、形状が「同等 (Equal)」、方向が「異なる (Vary)」であることを示している。荒木、同書、168 頁、注 10) ~ 12)。
- 10) 金前掲書、155 頁。