

た。ただし、統計的な差のテストに関しては検討中であり、今後の課題である。

#### 4.初回要介護度別平均利用期間

##### (1) 初回認定が要支援の利用者の平均利用期間

これまでは、介護保険の利用を始めた時点での要介護度を考慮していなかった。ここでは介護保険利用の最初の認定が要支援であった高齢者を対象に介護保険制度の平均利用期間および介護サービス別保険平均利用期間の推計を行った。

要介護度が要支援であった高齢者の介護保険利用停止までの平均利用期間を表 6 に示した。65 歳時点での平均利用期間は要介護レベルを考慮しない推計値とあまり変わらないが年齢が高くなるにつれて平均利用期間雄年数に差が出てきた。

これは高齢者の中でも前期高齢者は比較的健康的な人が多く、65 歳時点での要介護レベルを考慮しようがしまいが、介護保険の平均利用期間にあまり違いがないと考えられた。また、後期高齢者で要介護認定が要支援ということは介護保険を利用している高齢者の中でも比較的健康的な良い高齢者ということができよう。したがって、要支援高齢者の平均利用期間が約 1 年長くなっていた。

表 290 性別介護保険利用開始からの平均利用期間：介護保険の利用が要支援（単位：年）

年齢	男性	女性
65	7.3	9.4
70	6.9	8.7
75	6.8	8.5
80	6.4	8.1
85	5.7	7.5

表 7 に性・介護サービス別平均利用期間の推計値をまとめた。要介護レベルを考慮しない介護サービス別平均利用期間と比較すると、男女とも訪問介護を利用する期間がそれぞれの年齢において長くなっている一方、施設介護の利用期間が非常に短くなっていた。

通所介護についてみると、男性においてあまり差はないようであるが、女性は年齢が高くなるにつれて、利用期間が長くなっていた。要介護認定が要支援の高齢者の場合は介護保険利用停止の理由として、死亡・入院・転出等のほかに健康状態の回復があるため、結果の解釈は慎重になされなければならないが結果を理解するうえで一つ考慮しておかなければならないことは、今回用いているデータは 2 年分しかないことである。

つまり、要支援の認定を受けた高齢者の何割が 2 年間のうちに施設介護が必要になるまで健康状態を悪化させる可能性があるか考える必要がある。

表 291 初回認定が要支援の介護保険利用者の性・介護サービス別平均利用期間（単位：年）

年 齢	訪問介護		通所介護		施設介護	
	男	女	男	女	男	女
65	2.3	3.2	1.1	1.7	0.1	0.2
70	2.0	2.7	1.2	2.0	0.1	0.2
75	2.0	2.4	1.3	2.3	0.2	0.2
80	1.8	2.0	1.3	2.5	0.2	0.3
85	1.5	1.6	1.3	2.4	0.2	0.3

表 292 初回認定が要支援の介護保険利用者の性・介護サービス別平均利用期間の平均介護保険利用期間に対する割合（単位：％）

年 齢	訪問介護		通所介護		施設介護	
	男	女	男	女	男	女
65	31.4	33.8	14.7	18.6	1.9	1.8
70	29.5	30.9	17.2	22.5	2.1	2.3
75	28.8	27.8	19.5	27.0	2.2	2.8
80	28.2	24.6	20.9	30.6	2.5	3.6
85	26.9	21.2	22.2	32.1	2.9	4.5

表 5 と同様に、要支援で始まった介護保険利用者の平均介護保険利用期間の割合を表 8 にまとめた。表 5 との違いは、1) 施設介護の占める割合が低い、2) 訪問介護において男性の平均利用期間の割合が高く、また、年齢が高くなるにつれてその割合が減少している、3) 女性では通所介護における平均利用期間の割合の増加が比較的大きい。

#### (2) 要介護 1 の介護保険利用者の平均利用期間

次に、要介護 1 で始まった高齢者の平均利用期間の推計値を表 9 に示した。65 歳時の介護保険平均利用期間は男性がこれまでの推計で一番長い 8 年で、女性も 9.4 年と最も長かった。しかし、75 歳以上の年齢では要支援の高齢者のほうが平均利用期間は長かった。

表 293 性別による介護保険利用開始からの平均利用期間：介護保険の利用が要介護 1（単位：年）

年齢	男性	女性
65	8.0	9.4
70	7.0	8.6
75	6.4	8.2
80	5.7	7.8
85	5.2	7.0

つづいて、要介護 1 で始まった介護保険利用者の性・介護サービス別平均利用期間の推計値と介護保険の平均利用期間の割合をそれぞれ表 10 と表 11 にまとめた。訪問介護の平均利用期間は 65 歳時に男 1.8 年、女 3.1 年から 85 歳時の 1.2 年と 1.8 年にそれぞれ低下していた。通所介護利用期間および施設介護利用期間において女性は 65 歳から 85 歳まで僅かながら増加していた。一方で、男性はほとんど変化が見られなかった。

表 294 要介護 1 の介護保険利用者の性・介護サービス別平均利用期間（単位：年）

年齢	訪問介護		通所介護		施設介護	
	男	女	男	女	男	女
65	1.8	3.1	1.5	1.9	0.4	0.5
70	1.6	2.6	1.4	2.0	0.4	0.6
75	1.4	2.2	1.5	2.3	0.4	0.7
80	1.3	1.8	1.4	2.3	0.4	0.8
85	1.2	1.3	1.3	2.1	0.4	0.9

表 295 要介護認定が要介護 1 の介護保険利用者の性・介護サービス別平均利用期間の平均介護保険利用期間に対する割合（単位：%）

年齢	訪問介護		通所介護		施設介護	
	男	女	男	女	男	女
65	23.0	33.0	18.9	19.8	5.5	5.5
70	22.2	30.7	20.8	23.6	6.0	6.9
75	22.7	27.2	22.9	27.4	6.3	8.5
80	23.1	23.1	24.9	30.1	7.0	10.4

85	22.7	18.6	25.6	30.4	8.2	12.5
----	------	------	------	------	-----	------

(3) 要介護3の介護保険利用者の平均利用期間

最後に、要介護3の介護保険利用者の平均利用期間の推計値を表12に示した。平均介護保険利用期間は男性の場合65歳の6.5年から85歳の3.3年へ低下していた。また、女性は65歳の8.0年から85歳の5.0年へと低下していた。

表 296 性別による介護保険利用開始からの平均利用期間：介護保険の利用が要介護 3（単位：年）

年齢	男性	女性
65	6.5	8.0
70	5.3	7.0
75	4.5	6.2
80	4.0	5.6
85	3.3	5.0

要介護認定が要介護 3 の介護保険利用者の介護サービス別平均利用期間の推計結果を表 13 にまとめた。利用期間の年数からはあまり目立った傾向は見受けられなかった。しかし、表 14 にある割合を見るとその特徴が良く理解できる。

つまり、介護保険施設における介護サービス利用期間が大きな割合を占め、特に高齢になるとその割合が増大していた。

また、通所介護の平均利用期間は 65 歳から 85 歳まで男女とも 1 年から 1.5 年でありその割合は大きく変化していなかった。しかし、介護保険の平均利用期間の約 20% の期間で通所介護を利用していた。

表 297 初回認定が要介護 3 の介護保険利用者の性・介護サービス別平均利用期間（単位：年）

年齢	訪問介護		通所介護		施設介護	
	男	女	男	女	男	女
65	1.3	2.1	1.3	1.5	1.1	1.9
70	1.0	1.7	1.2	1.4	1.0	2.0
75	0.9	1.3	1.0	1.3	0.9	2.1
80	0.8	1.0	1.0	1.3	0.9	2.1
85	0.7	0.7	0.8	1.1	0.8	1.9

表 298 初回認定が要介護 3 の介護保険利用者の性・介護サービス別平均利用期間の平均介護保険利用期間に対する割合（単位：%）

年齢	訪問介護		通所介護		施設介護	
	男	女	男	女	男	女

65	19.9	26.4	20.7	19.3	16.4	23.2
70	19.7	23.8	22.1	20.4	17.9	28.7
75	20.1	20.6	22.5	21.6	20.5	33.2
80	20.7	17.7	24.3	22.4	21.6	36.7
85	20.2	14.8	23.2	22.0	25.6	38.2

## 第14章 総括

### 1. わが国の要介護高齢者の特徴

本研究では、2001年4月から2003年4月までの間に全国から収集された要介護認定に関わるデータを用いて、認知症高齢者の月別推移を分析しわが国における認知症の有症割合について性別、年齢階層別、要介護度別の特徴を明らかにした。

その結果、要介護高齢者の割合は、男性 28.7%、女性 71.3%と女性の割合がかなり高いこと、また、要介護高齢者のうち75歳以上の後期高齢者が占める割合が、女性では81.5%であるのに対し、男性全体では67.2%と、女性に比べて男性のほうが若い年齢階層の要介護高齢者が多いことが明らかにされた。

次に、要介護高齢者について性別要介護度別の分布を分析した結果、女性の要介護1 (21.3%)、女性の要介護2 (11.7%)、女性の要支援 (10.7%) が上位を占め、要介護高齢者は、全体的には、要介護度が低い女性集団を主とした集団であることがわかった。

厚生労働省が発表した2006年4月のデータでも要介護高齢者は、男性よりも女性のほうが多く、約7割が女性と報告されている。また75歳以上の女性の後期高齢者の割合は59.3%であり、84歳までの女性高齢者は21.6%、そして要介護2までの女性が45.3%となっていた。この結果と本稿で示したデータとを比較すると、本稿データのほうが若干高い割合を示しているものの、同様の傾向を示していることから<sup>6)</sup>、本稿で示したデータ分析結果は、わが国の要介護高齢者の性別要介護度分布の特徴を、一般的に論じた内容であると推察された。

### 2. 要介護高齢者における認知症の特徴

介護保険制度において認知症と呼ばれる高齢者の割合は47.6%と示され、かなり高い割合を占めていることがわかった。この値は、豊橋市の調査によって示された49.2%よりも低く<sup>7)</sup>、東京都が報告した在宅の要介護高齢者における認知症の割合である44.3%よりも高かった<sup>8)</sup>。東京都のデータ値が、本稿で示したデータ値よりも低かったのは、施設入所者データが含まれていないことに起因するものと推察され、わが国の認知症の有症割合として本研究の47.6%という値は、妥当な数字であると考えられた。

認知症高齢者の性別分布は、男性が全要介護高齢者の13.4%、女性が34.3%と示され、認知症高齢者は女性が男性の2.6倍も存在していた。全要介護高齢者に占める女性の人数は、男性の2.5倍であることから、要介護高齢者集団における性別の人口に比例して、認知症の人数も女性のほうがわずかながら多くなっていた。これは、高齢になるほど、認知症となる割合が高くなることが理由と考えられた。

したがって認知症高齢者の問題は、要介護高齢者の問題と同様に、75歳以上の後期高齢女性の問題として捉える視点を持つべきことが必要であることが示唆された。これは、認知症高齢者を性別年齢階層別に分析すると、その62.8%が75歳以上の高齢女性であること

からも明らかである。さらに、年齢が高い要介護高齢女性は認知症である割合も高い。今後も高齢女性の割合は増加することから、認知症女性の人数はさらに増加することが予想される。

このように本研究で示された認知症の性別年齢階層別の分析は、これまでほとんど実施されておらず公表された資料は少ないが、女性において認知症の有症割合が高いことは先行研究によって明らかにされており<sup>9)</sup>、本研究の結果もこれを支持する内容であった。

なお、認知症の問題は、年齢が高い高齢者の問題というだけでなく、要介護度が高い女性の問題として捉えなければならないことが示唆された。すなわち、「要介護5の女性」は、全認知症高齢者の17.4%を占め、さらに「要介護4の女性」も15.4%であったことから、認知症高齢者の約3割は、かなり身体的な介護を必要とするだけでなく、認知症特有の問題行動も有している女性であると推察された。

この結果からは、介護保険制度の主要な利用者は高齢女性であり、しかも女性は平均寿命が長いことから、男性よりも介護給付を受ける期間が長くなることが予測される。しかも、85歳以上の高齢者における認知症になるリスクも高くなることから、女性の認知症高齢者の今後の増加が懸念される。したがって、わが国における介護問題の解決には、女性の高齢期における早期の認知症予防に関する施策の推進が重要であることが示唆された。

### 3. 認知症の判断基準および調査方法に関する問題

本研究における認知症の出現率は、2001年は5.3%、2002年は5.7%と示された。これまで認知症の出現率に関して政府が発表した資料としては、1987年(昭和62年)8月の厚生省痴呆性老人対策推進本部による報告があり、これによると在宅の認知症高齢者の出現率は4.8%と示されている。厚生労働省が老年人口推計に基づいて算出した65歳以上人口に対する認知症高齢者の出現率は、1990年に6.8%(実数として101万人)、2000年は7.2%(実数として156万人)、2005年に7.6%(実数として189万人)であった<sup>10)</sup>。

次いで、大塚らによって1992年に発表された資料によれば、厚生省人口問題研究所が1986年(昭和61年)12月の人口推計を基に算出した認知症の出現率は6.7%と示されている。さらに、この推計によれば介護保険制度が発足した2000年(平成12年)には、150万人(7.0%)、2005年(平成17年)には、1,792,320人(7.4%)と示されていた<sup>11)</sup>。これらの推計値は、本研究において示された2001年(平成13年)の認知症の推計人口1,219,632人から示された5.3%、2002年(平成14年)の1,357,198人の5.7%に比較すると高い値であった。

先行文献によって示された認知症の出現率と本研究によって明らかにされた出現率との間に差異が生じている理由は、認知症のメルクマールとして用いた認知症判定基準の判断と大塚らを初めとする従来の認知症高齢者の出現率に用いられた判断基準と調査手法が異なっていたためと考えられる。

ただし、従来の認知症の出現率に関する疫学調査研究でも、認知症の判断基準は多様で



あり一定ではない。例えば、朝田は、茨城の高齢者に介入研究を行い、その分類においては、Petersen の改定案を用い、Amnesic MCI、Multiple domains slightly impaired MCI、Single non-memory Domain MCI という分類を採用しており、うつとの関連性等に着目した研究を行っている<sup>12)</sup> が、他の研究においては、主に認知症の主要疾患であるアルツハイマー病等の診断基準が用いられたりしている。だが、研究や調査毎に認知症の定義やその判断基準が異なっているため、たとえアルツハイマー病や血管性痴呆といった主要な認知症の疾患であったとしても疾患概念や診断基準もが流動的で疫学調査を困難にしているといわれており<sup>13)</sup>、その結果の認知症の出現率に関するデータの多様性を助長する原因となっている。

とくに 1980 年代のわが国における痴呆の疫学調査では、認知症というよりは、痴呆の原因疾患となる AD の診断基準である NINCDS-ADRDA<sup>14)</sup> や CAMDEX<sup>15)</sup>、DSM-IV 等の判断基準を用いた医師による調査がなされ、65 歳以上の高齢者に占める痴呆の有病率は、4～6%で、海外では、1～10%と示された。この有病率のばらつきは、先に示した診断基準の相違によることが影響していると考えられる。とくに AD に関しては、2003 年に発表された報告書で、10%とも示され<sup>16)</sup>、統一的な基準を用いて調査がなされていたとはいえないことが予想される。

もうひとつの理由は、出現率を算出した調査方法にあると考えられた。認知症の出現率に関する疫学的研究には、多くの自治体単位の調査が存在する<sup>17)</sup>。これらの疫学調査の方法は、2 つに大別され、その第 1 は、比較的広域の自治体における無作為抽出された対象の調査であり<sup>18)・21)</sup>、第 2 は、小規模な自治体における悉皆調査である。前者の調査方法を行っている 2001 年度の富山県の調査<sup>22)</sup>の有症割合は 8.8%で、本研究の結果よりもかなり高かった。また、後者のような小規模自治体における悉皆調査による出現率は、さらに高くなる傾向があり、新潟県大和町では、1991 年にすでに 8.2%と示され<sup>23)</sup>、宮城県田尻町は、さらに高く 8.8%と報告されていた<sup>13)</sup>。このように小規模の自治体の出現率が高いのは、本研究の結果から明らかにされたように年齢階層が高いほど、認知症が占める割合は、大きく上昇する傾向があるためと推察される。すなわち小規模自治体であることは、人口構成として高齢化が進み、85 歳以上の高年齢の割合が高くなることが原因と考えられる。すなわち加齢に伴って認知症は急速に増加するため、後期高齢者が多い自治体では、とくに認知症の出現率は高くなる傾向がある<sup>22)</sup>。

さらに、先行研究において示された調査地域は、いずれも都市近郊の小規模自治体を中心としたサンプリングが行われている。したがって、これらの地域においては、認知症でない者は、これらの地域にとどまらず、都市へ働き手となって流出している可能性があることも認知症の出現率が高く示された要因のひとつと推察された。

このように認知症の出現率は、認知症の判断基準の差だけでなく、疫学的な調査方法や対象となった地域特性によっても大きく異なってしまう傾向があることが推察された。

しかし、本研究における性別の認知症の有症割合の分析から、2001 年男性の認知症の有

症割合は 46.9%で、女性は 48.5%であった。全体的には、女性のほうが男性よりも認知症の有症割合は高かったが、性別年齢階層別に有症割合を分析すると男性は 84 歳までは女性よりも有症割合は高かった。85 歳以上で女性の有症割合が男性よりも高くなるという特徴があり、85 歳以上で女性の認知症が大幅に増加することを意味している。

わが国の認知症高齢者の 60.1%は、75～94 歳の高齢女性であることが明らかにされた。このように男女を比較すると、女性は平均寿命の差による影響を除外した上でも認知症の有症割合は高く、先行研究で示されたアルツハイマー病の有病率と同様の傾向を示していた<sup>9)</sup>。

以上のように本研究の結果では、認知症の出現率は他の先行研究よりも比較的低い値を示していたが、年齢階層が上がる毎に出現率は 2 倍ずつ増えていくという傾向や、年齢によって大きく認知症の出現率が増加する傾向は、1980 年代に行われた 9 つの自治体調査、および病院内、福祉施設内の認知症出現率の調査研究の結果と一致していた<sup>24)</sup>。さらに性別にみた認知症の出現率における特徴も一致していることから、今回の分析で示された出現率は、参考資料として利用できるものと考えられた。

しかしながら、要介護認定調査における認知症の判定基準に関しては、要介護認定の項目の評価と同様に、評価に際して一定の訓練が必要と考えられ、全国で統一的な研修を開催し、全国一律の要介護認定基準が整備されることが望まれる。

#### 4. 要介護高齢者の経年的な変化の特徴とその課題

要介護高齢者全体としては、二次判定において初回から 2 回目に要介護度が高くなった要介護高齢者は、合計 4,174 名 (25.8%)、初回から 3 回目に要介護度が高くなった要介護高齢者は、5,738 名 (35.5%)、初回から 4 回目に要介護度が高くなった要介護高齢者は、77,404 名 (45.8%) で、4 回目の時点でほぼ半数の高齢者が要介護度を高くしていた。

ただし、要介護認定基準時間について、初回の認定結果 (二次判定) を基に、初回から 4 回目までの平均要介護認定基準時間の推移を分析した結果、非該当から要介護 2 までの要介護高齢者は、初回から 4 回目にかけて、漸次、要介護認定基準時間が増加する傾向が示されたが、要介護 3 から 5 までの要介護高齢者は、初回の要介護認定基準時間が最も長く、2 回目、3 回目、4 回目の時間よりも長くなっていた。また、要介護 3 は、2 回目の要介護認定基準時間が最も短く、3 回目、4 回目と長くなっていたが、要介護度 4 と 5 では、3 回目の要介護認定基準時間が最も短くなっていた。

以上の結果は、要介護度が高くなっている高齢者、すなわち介護の手間が増加している高齢者は、初回認定が非該当から要介護 2 までの要介護度が低い高齢者群であり、要介護 3 から 5 までの高齢者群においては、要介護および要介護認定基準時間が低下する傾向があったことを示しており、きわめて重要である。

この結果をさらに詳細に検討するために中間評価項目得点 1～7 群の群別得点を分析した。この結果、第 1 群の麻痺等の得点としては、初回 84.1 点、2 回目 83.0 点、3 回目は 82.2

点、4回目は80.6点と初回から4回目にかけて減少していた。このことは、全体としては、状態は悪化していると推察されたが、要介護度別の分析を行った結果、要介護5以外は、すべて初回から4回目にかけて得点が減少しており、悪化していたが、要介護5だけは、初回が62.4点と最も低く、2回目が69.4点、3回目が69.4点と高くなっていた。4回目では67.0点と3回目から低くなっていた。

第2群の移動等の得点平均値は、初回は80.5点、2回目は81.1点、3回目は78.8点、4回目は74.7点と初回から2回目には増加していた。しかし、2回目から4回目にかけて減少する傾向が見られた。これは、移動については初回の状態が最も悪い状況をであったことを示している。また要介護度別には、要支援から要介護2までは、すべて初回から4回目まで漸次、得点は減少していたが、要介護3～5は、すべて初回が最も低い得点であった。

第3群の複雑な動作等の得点の推移は、初回は57.3点、2回目は57.4点、3回目は54.4点、4回目は50.4点と初回と2回目はあまり変化がみられず、2回目から3回目、3回目から4回目にかけて減少する傾向が見られ状態が悪化していると推定された。

また、要介護度ごとにみると、要介護2から5はすべて初回から2回目にかけて増加しており、2回目に状態が良くなっていることが示された。とくに要介護5は、初回5.2とかなり低かったが、2回目23.5点と急激に上昇し、3回目も26.4点と上昇していた。4回目は25.5点と低下したが、要介護4とほぼ同じ程度になっていた。

第4群の特別な介護等の全体の平均値は、初回は92.0点、2回目は91.9点、3回目は90.1点、4回目は86.9点と初回から4回目にかけて減少する傾向が見られ、全体的には悪化していた。しかし要介護度ごとにみると、悪化傾向は、非該当から要介護2までに顕著で、要介護3から5はすべて初回から2回目にかけて状態は良くなっており、その後減少している傾向が見られた。

要介護4と5は、初回から2回目の増加が大きかったが、とくに要介護5は、初回52.6点と低かったが、2回目71.9点と急激に上昇し、3回目も74.1点と上昇していた。4回目は70.9点と低下したが、要介護4とほぼ同じ程度になっており、第3群と同様の傾向を示していた。

第5群の身の回りの世話等の平均値は、初回は68.8点、2回目は67.8点、3回目は64.1点、4回目は59.6点と初回から4回目にかけて減少する傾向が見られ、状態は悪くなっており、身の回りの世話が必要となっている状況が示されていた。

要介護度ごとには、要介護2から5は、すべて初回から2回目にかけて得点が減少しており、2回目に状態が良くなっていることが示された。要介護4と5は、初回から2回目の増加が大きかったが、とくに要介護5は、初回13.3点とかなり低かったが、2回目31.4点と急激に上昇し、3回目も33.6点と上昇していた。4回目は32.7点と低下したが、要介護4とほぼ同じ程度になっていた。

第6群のコミュニケーション等の平均値は、初回は89.7点、2回目は88.7点、3回目は

87.0点、4回目は84.4点と初回から4回目にかけて、わずかに減少する傾向が見られた。

また、要介護度ごとにみても、要介護4から5だけは、初回から2回目にかけて増加しており、コミュニケーションに関わる能力が良くなっていることが推察された。他の要介護度においては、すべて状態は悪くなっていた。

第7群の問題行動の平均値は、初回は92.8点、2回目は93.0点、3回目は92.7点、4回目は92.4と初回から4回目にかけて増加する傾向が見られ、問題行動は、わずかに増え続けていたと推定された。

要介護度別には、要介護2から5では初回から4回目にかけて増加していることから、問題行動は認定回数が増えるにしたがって消失していることが推察された。しかし、非該当、要支援、要介護1では初回から4回目にかけて、漸次、減少していたことから、これらの要介護度が低い高齢者群においては、問題行動が漸次、増加していると推察された。

以上のように全体の要介護高齢者群においては、経年的に状態が悪化し、介護を必要とする割合も増加することが推定されたが、初回に認定された要介護度別に詳細に経年的変化を分析すると、非該当から要介護2までの比較的軽度の高齢者群と要介護4、5の高齢者群には大きな差があることが明らかにされた。

初回認定において、要介護4、5と認定された高齢者群は、初回から2回目において、大きく状態を変動させていた。とくに要介護5と認定された高齢者群は、かなり状態が良くなっていることが推察された。しかもこの群は、初回が最も悪い状態であると考えられた。このため認定回数が増すごとに状態が良くなっており、ほとんどの項目で3回目、すなわち、1年以上にわたって、状態を改善させてくることが示された。

一般的には、要介護高齢者の状態像は、経年的に悪化していくといった衰退モデルが仮定され、本研究の結果からも全体としては、こういった衰退モデルが示されたが、これは初回認定の状態が大きく影響することが明らかにされた。すなわち、要介護度が4や5といった要介護度が高い高齢者群の状態像の変動は1年以内に起こりえること、しかも状態が改善する傾向があることを示しており、こういった変動結果が明らかになったことは、極めて重要と考えられる。

すなわち要介護4や5というかなり高い要介護度であっても改善をする可能性があるということ、また要介護4や5が初回認定になされるということは、その状態になるにあたって何らかの大きなエピソード、例えば、発作や事故、配偶者の死去などといった内容があったと推察され、この認定を受けた状態が身体および精神においてもっとも自立度が低い状態となっていると予想されたからである。したがって、こういった状態から、回復する高齢者も相当数、存在しているということであろうと考えられる。

このことは昨今、初回認定の認定有効期間が介護保険制度実施時点は原則6ヶ月とされていたのが、1年延長され、さらに2年と長期化されるという見直し案がだされようとしていることと関連して重要な結果である。なぜなら、認定有効期間の延長は、要介護後認定審査会の事務や業務の軽減を図るためという運営上の理由が大きいとのことであるが、

今回のデータから、本来、状態像が改善されるという重大な高齢者群の変動パターンが示されたことが、認定有効期間が長期化されることによって消失される可能性があるからである。したがって、本研究の結果から、このような制度の見直しがなされないことを要望したい。

##### 5.大規模多変量データにおける一般的パターンの自動抽出アルゴリズムの開発に関して

本研究では、実際に収集された要介護認定データについて、各要介護者の状態における共通点を分析し、要介護状態の典型パターンを抽出することを目的とした。これは本研究の題名にも示されているように介護類型を明らかにする研究といえる。この介護類型が必要とされるのは、前述したように要介護高齢者は、長期的にみれば状態などは衰退モデルによって表現できるが、短・長期的には、改善や悪化を繰り返すことが知られている。これは本研究の結果からも明らかにされたことであるが、たとえ要介護 4 や 5 であっても改善する群があり、また非該当や要支援、要介護 1 のように漸次、衰退していく傾向が強くなる群においても改善あるいは、状態を維持する群が存在する。

そこで本研究においては、多数の調査項目を自由度にもつベクトルデータから構成される大規模データベースから、一般的なパターンを自動抽出する代表的な数理手法を新たに開発し、データによってのみ、この類型を抽出する方法を検討した。

従来、こういった手法としては、自己組織化写像 (Self-Organization Map、略称 SOM) が知られている。SOM を適用する場合、最初に、仮説に相当するテンプレートベクトルを一定数だけ設定する必要がある。つまり、テンプレートとその個数は、分析を実行する以前に知られているべき先験情報である。しかしながら、実際のデータ分析では、そのような先験情報を分析に先立って得ることは困難である。実際、大規模データベースとして継続的に収集され、蓄積されつつある要介護認定データにおいて、一般的にどのようなパターンが存在するか示唆するような先験情報は存在しないし、こういった先験情報を恣意的に示すことには問題があると考えた。したがって、これまで行ってきた SOM による要介護者状態の分析を諦めた。

この問題を解決するために、データベクトルの統計分布に関する先験情報を必要とすることなく、non-parametric にパターンの自動抽出を行うための新しい数理手法を考案した。この手法は、非線形相互作用する位相振動子群の集団同期に関する蔵本モデルに基礎を置く。蔵本モデルは非線形振動子の位相の時間発展を決定する非線型常微分方程式によって表される。報告者らはこの微分方程式をベクトル変数に拡張し、位相振動子の自然周波数ベクトル、位相ベクトルという概念を定義した。要介護認定データは、自然周波数ベクトルに代入される。適切なデータ間相互作用もとで、データの集団同期、即ち、データベース上でデータの“相転移”が実現され、元のデータは少数の共通のベクトルのどれかに自動的に収束する。こうして、データベースにおける一般的パターンが自動的に生成されるという方法を得た。この方法によって3つの代表的典型パターンが生成され、このうち、

状態の悪化速度が遅い予防有用型を抽出することに成功した。

## 6. 予防有用型の特徴とその経年的変化に関して

性別・年齢分布は、全対象と一致していたが、この予防有用型と判定された高齢者群は、初回認定時から要介護度が大きく悪化する者は含まれていなかった。全体との比較において、この予防有用型が大きく異なっていた点は、全対象者の初回の認知症の有症割合が38.8%であったのに対し、予防有用型がわずかに14.7%であったことである。さらに認定時点別の全体の有症割合は、初回38.8%から、2回目41.6%、3回目44.9%、4回目48.8%と大きく増加する傾向が見られるのに対し、初回15.4%から、2回目17.0%、3回目17.0%、4回目19.4%と増加の割合が低かった。さらに、「非該当」、「要支援」、「要介護1」、「要介護2」については、初回から4回目まで認知症の割合が増加していたが、「要介護3」「要介護4」、「要介護5」に関しては、むしろ減少する傾向もみられ、全体と大きく異なっていた。

このほかに状態を示す項目に関しては、初回から2回目にかけて悪化傾向が示された項目は、「麻痺（左下）」、「麻痺（右下）」、「拘縮（肩関節）」、「拘縮（膝関節）」、「皮膚疾患」、「つめ切り」、「金銭の管理」、「意思の伝達」、「毎日の日課を理解」、「ひどい物忘れ」の10項目だけであり、のこりの36項目については改善傾向が示された。

最後の4回目にかけて悪化傾向が示された項目は、25項目と増加し、「麻痺（左下）」、「麻痺（右下）」、「拘縮（肩関節）」、「拘縮（膝関節）」、「皮膚疾患」、「つめ切り」、「金銭の管理」、「毎日の日課を理解」、「片足での立位」、「洗身」、「聴力」、「短期記憶」、「今の季節の理解」、「透析」、「居室の掃除」、「両足つかない座位」、「浴槽の出入り」といった項目は、3回目までに初回と比較して悪化した項目として示され、これに追加して「拘縮（足関節）」、「寝返り」、「起き上がり」、「立ち上がり」、「薬の内服」、「視力」といった項目に悪化の傾向がみられ、「同じ話をする」、「収集癖」、「ひどい物忘れ」といった問題行動が発生する割合も増加していた。さらに「酸素療法」の発生も増加していた。

一方、改善が示された項目も28項目あり、「両足での立位」、「移乗」、「両足での座位」、「片手胸元持ち上げ」については、介助を必要とする割合が減少しており、初回から運動能力が向上したことが推察された。

また「食事摂取」、「口腔清潔」、「洗顔」、「整髪」、「上衣の着脱」、「ズボン等の着脱」、「ボタンのかけはずし」、「靴下の着脱」ならびに「排尿後の後始末」や「排便後の後始末」、「浴槽の出入り」、「洗身」、「居室の掃除」、「薬の内服」といった日常生活に必要な動作等において改善が示されていた。

「幻視幻聴」、「昼夜逆転」、「大声を出す」、「常時の徘徊」、「不潔行為」、「周囲への無関心」といった認知症の随伴症状についての発生率や「火の不始末」といった危険な行動も発生率が低下しており、症状の緩和がもたらされたことが推察された。

さらに「点滴の管理」、「中心静脈栄養」、「気管切開の処置」、「じょくそうの処置」、「カテーテル」といった医療処置の発生も低下していた。

以上のように予防有用型の特徴は、悪化する項目数が全体よりも少ないが改善項目が多いことであり、その悪化内容としては、「拘縮（足関節）」、「寝返り」、「起き上がり」、「立ち上がり」といった基本動作が示されていたが、「両足での立位」、「移乗」、「両足での座位」についての基本動作は改善する傾向が同時に示されていることから、予防有用型の機能レベルは多様であることがわかる。

しかし、前述したように機能レベルは多様であるが、認知症の割合が低いことから、認知のレベルについては比較的、能力を保持しており、問題行動の発現などが低いという特徴が示されていた。

#### 7. 予防有用型の介護サービスの特徴

要介護高齢者全体と予防有用群には、認知症の割合に大きな違いがあった。しかし、利用している介護サービスの違いを利用単位からみると、利用単位において違いが示されたのは、訪問リハの利用や車いすの利用が多いことだけであった。これ以外のサービスに関しては、利用単位は全体のほうが多く、初回の平均利用単位は、7300.5、2回目は、8148.5、3回目は、8374.3、4回目は8537.2と増加し、4回の平均は、8090.1単位と全体よりも低い価であった。しかし、これらの介護サービスの経年的推移にも大きな違いはなかった。

ただし、予防有用型も全体と同様に、施設系の療養施設が最も多く、次いで保健施設、福祉施設、認知症対応、特定施設と続くが、全体よりも短期医療の利用単位が短期生活よりも多く、順番としては異なっていた。次いで短期保健が高く、通所リハの次は、訪問入浴となっていた。全体では、訪問入浴の利用は少なかったが、予防有用型では多く示された。次に多かったのは、通所介護、訪問介護(身体・家事)、訪問看護と示され、予防有用群においては、訪問介護よりも訪問看護のほうが多かった。次いで訪問介護(身体)、訪問リハ、訪問介護(家事)、用具貸与(特殊寝台)、用具貸与(車いす)、療養管理(その他)、療養管理(医師・歯科医師)、用具貸与(その他)となっていた。

このように利用順位の違いとしては、予防有用群では、短期医療や、訪問入浴や訪問看護の利用単位が他の介護サービスよりも多く、全体の利用の順位と異なっていた。

また予防有用群を認知症の有無で分けて、介護サービスの違いを分析した結果、初回から4回目まで有意差が示されたのは、訪問介護(家事)、通所介護、通所リハ、車いすの貸与だけであった。このうち車いすの貸与だけが認知症なし群の利用単位が多かった。

予防有用群は、要介護度の悪化速度が他の群よりも遅く、機能を維持し続けるという傾向を持っていたが、これらの群は認知症の有症割合が低いことが特徴であった。しかし、有用群が多く単位数を使い、多くの種類を組み合わせているといった結果は示されなかった。ただし、傾向としては認知症がない群の訪問リハの利用や車いすの利用は認知症群よりも多く、他のサービスとは異なった傾向を示していた。

このように予防有用群に、訪問リハや車いすの利用が多かったが、これをもって、これらのサービスの利用によって機能の改善や、機能が維持されると判断することはできない

が、今後、介入調査などによって検討する必要はあるだろう。

#### 8.生命表の手法を用いた介護保険制度の平均期間の推計及び健康状態別余命の手法を用いた介護サービス別平均利用期間の推計

本研究の結果から、生命表の手法を用いた指標や健康状態別余命の手法を用いた指標を介護保険制度の評価に用いることは十分可能であると思われる。例えば、要支援および要介護度のそれぞれのレベルからの移動率（死亡のデータがない場合には介護保険平均利用期間）およびその変化に要する期間といったことが計算できる。制度の変化がどのように影響を与えるか介護保険の平均利用期間などの指標で検討することができる。この他にも制度の見直しの後に要介護1から要介護5への移動が増加もしくは減少した場合には、その原因を検討する良い指標となるであろう。

また、健康状態別余命の概念を応用することで、介護サービスをデータとした指標を作成することが可能であると思われる。例えば、要介護1の高齢者がどのようなサービスをどの程度必要としているかなどを検討できる。しかし、現在のデータでは制約があり、今後は、最小限、死亡のデータを含めることを提案したい。出来れば入院、転出といったデータも含めることを考えるべきであろう。これ以外にも社会保障の統合化を考えているのであれば当然、データの共有も考えるべきで、これらのデータが利用可能になれば更なる福祉サービスの向上が可能になると考えられる。これは、要介護度1と要支援2で死亡率に違いがあるか、要介護度1と要介護度2で要介護度5への移動のパターンに違いがあるかどうか検討できるからである。

昨今、介護保険制度における認定データ（性・年齢階級別要介護認定者数）とサリバン法を用いた健康状態別余命の研究は盛んに行われている。データの有効活用という観点から大変よいことである。

ただ、サリバン法を用いた研究で明らかにできることは一時点における母集団の健康状態構成だけである。もちろん、経年変化を検討や、地域間の比較をする上で有用ではあるが、サリバン法に内在する問題点もしっかり理解した上で結果を検証する必要がある。

今回の研究においては、介護保険の利用を65歳で始めた場合、男性は平均で7.6年、女性は9.4年間介護保険を利用することが推定された。その介護保険利用期間中に訪問介護サービスを利用する期間が男性は1.6年、女性は2.6年、通所介護サービスを利用する期間が男性は1.2年、女性が1.6年、施設介護サービスを利用する期間が男性は0.7年で女性は0.8年であった。

また、利用開始の要介護レベルが要支援の場合、65歳の男性は8.0年、女性は9.4年介護保険を利用すると計算された。その間、訪問介護サービスを利用する期間が男性は1.8年で女性は3.1年であった。この場合、推計値は介護保険の利用期間であり、利用期間を通じて介護レベルが同じである必要はないと仮定している。

これらの結果については、現在の介護保険データは、死亡や入院、転出といった移動の



データが含まれていないため、分析のうえで制約がある。しかし、得られた分析の結果から、介護保険データを生命表の手法や健康状態別余命の概念を用いて分析することで、制度評価につながる指標の可能性が示唆されたことは重要と考えられる。

本来、死亡がエンドポイントである生命表の計算に、死亡と同時に、入院、転出や健康の回復といった健康状態の面からは正反対のイベントも含まれている。制度上は介護保険の利用停止が以上のような理由であるが結果の解釈等に細心の注意が必要である。ただ、齋藤<sup>3)</sup>が行った、本研究と同じ期間の〇市のデータの分析によると、介護保険利用者全体の約60%は研究対象期間中、介護保険の利用を継続していた。35%は死亡で5%が転出もしくは他の理由で移動という結果であった。したがって利用停止の理由は死亡がかなりの部分を占めると考えられる。

また、介護サービス別平均利用期間の推計に用いたデータも健康状態別余命の計算に一般的に利用される互いに相容れないカテゴリーを定義しているわけではないので、結果の解釈に留意する必要がある。

さらに、これらの分析結果はあくまでも平均での値であり、また、データの観測された2年間でのパターンが継続するという仮定のもとに推計したものである。

最後に、データの問題点として、一度転出し、また他の場所で介護保険を利用した場合、同一人物が介護保険を利用しているにもかかわらず、2つのケースとして別々に処理されることになる。したがって、個人の健康状態の変化を継続的に見ることが出来なくなり、大きくはないが結果に影響を及ぼしてしまうことである。

## 引用文献

### 第14章

- 1) 厚生労働省, 「介護保険制度見直しについて」,  
<http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/osirase/tp040922-1.html>  
厚生労働省, 「介護保険制度改革の全体像 (持続可能な介護保険制度の構築)」,  
<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2004/12/h1222-3.html>
- 2) Saito, Yasuhiko & Eileen M. Crimmins "Mortality in the LSOA II and from Vital Statistics," 2004年ワシントンD. C. におけるアメリカ老年学会で発表
- 3) 齋藤安彦, 「生命表および健康状態別余命の介護保険データへの応用」, 報告書, 2005年3月
- 4) 山口喜一・南條善治・重松峻夫・小林和正 編著, 『生命表研究』, 1995年
- 5) 齋藤安彦, 健康状態別余命, 日本大学人口研究所研究報告シリーズ, No. 8, 1995年9月

### 第15章

- 6) 厚生労働省. 介護給付費実態調査月報 平成18年4月審査分 (2006年7月21日). 2006.
- 7) 豊橋市介護保険事業運営委員会. 第1回専門部会資料1. (平成17年6月27日). 2005.
- 8) 東京都福祉局. 平成12年度 東京都保険制度における痴呆高齢者実態調査. 2002.
- 9) Cummings JL, Vinters HV, Cole GM, et al. Alzheimer's disease: etiologies, pathophysiology, cognitive reserve, and treatment opportunities. *Neurology* 1998 ; 51 : S2-17.
- 10) 厚生省保健医療局精神保健課監修. わが国の精神保健 平成2年度版. 1990.
- 11) 大塚俊彦, 柄澤昭秀, 松下正明, 他. わが国の痴呆性老人の有症割合. *老年精神医学雑誌*, 1992 ; 3(4) : 435-439.
- 12) 朝田隆. 認知症予防に関する介入研究の成果と今後の展望. *公衆衛生*, 2006 ; 70(9) : 673-5.
- 13) Meguro K, Ishii H, Yamaguchi S et al. Prevalence of dementia and dementing diseases in Japan. the Tajiri project. *Arch Neurol* 2002 ; 59 : 1109-14.
- 14) McKhann G, Drachman D, Folstein M, et al. Clinical diagnosis of Alzheimer's disease. report of the NINCDE-ADRDA Work Group under the auspices of Department of Health and Human Services Task Force on Alzheimer's Disease. *Neurology* 1984 ; 34 : 939-44.
- 15) Roth M, Tym E, Mountjoy CQ, et al. CAMDEX. A standardized instrument for the diagnosis of mental disorder in the elderly with special reference to the early detection of dementia. *Br J Psychiatry* 1986 ; 149 : 698-709.
- 16) 朝田隆. 厚生労働科学研究費補助金効果的医療技術の確立推進臨床研究事業「痴呆性疾患の危険因子と予防介入に関する研究」平成14年度 総括・分担研究報告書 2003 : 1-4.
- 17) 柄澤昭秀. 痴呆性疾患の疫学. *老年精神医学雑誌* 1998 ; 9(10) : 1216-1227.
- 18) 東京都福祉局. 高齢者の生活実態及び健康に関する実態調査報告書. 1987
- 19) 川崎市. 川崎市老人健康実態調査報告書. 1985
- 20) 神奈川県. 神奈川県老人健康実態調査報告書. 1988
- 21) 愛知県名古屋市. 高齢者健康実態調査報告書. 1984
- 22) 鈴木道雄, 福田孜, 成瀬優知, 他. 富山県における老人性痴呆実態調査からみた痴呆有病率の推移. *老年精神医学雑誌* 2003, 14 : 1509-18.
- 23) 宮永和夫, 米村公江, 黒岩卓夫, 齊藤芳雄他. 大和町の痴呆の疫学調査 ; とくに有病率の変化, 発病率および死亡率. *老年精神医学雑誌* 1994 ; 5 : 323-332.
- 24) 柄澤昭秀. アルツハイマー病の疫学—老年期の痴呆とアルツハイマー病の有病率—. 診断と治療 2003 ; 91(2) : 211-216.

研究成果の刊行に関する一覧表

書籍 なし

雑誌

<u>Takaya Miyano</u> <u>Takako Tsutsui</u>	Data synchronization in a network of coupled phase oscillators	Phys Rev Lett	98	024102	2007
宮野尚哉 筒井孝子	集団同期によるデータクラスタリング	信学技報	3	31-35	2007
<u>Takako Tsutsui,</u> <u>Naoko Muramatsu.</u>	Japan's Universal Long Term Care System Reform of 2005: Containing Costs and Realizing a Long-Term Vision.	Journal of American Geriatrics Society	of	In Press	2007
筒井孝子	介護保険制度下の要介護高齢者における認知症の特徴	厚生の指標	9月号	In Press	2007

## Data Synchronization in a Network of Coupled Phase Oscillators

Takaya Miyano\*

*Department of Micro System Technology, Ritsumeikan University 1-1-1, Noji-higashi, Kusatsu, Shiga 525-8577, Japan*

Takako Tsutsui†,‡

*National Institute of Public Health 2-3-6, Minami, Wako, Saitama 351-0197, Japan*

(Received 29 May 2006; published 11 January 2007)

We devised a new method of data mining for a large-scale database. In the method, a network of locally coupled phase oscillators subject to Kuramoto's model substitutes for given multivariate data to generate major features through phase locking of the oscillators, i.e., phase transition of the data set. We applied the method to the national database of care needs certification for the Japanese public long-term care insurance program, and found three major patterns in the aging process of the frail elderly. This work revealed the latent utility of Kuramoto's model for data processing.

DOI: 10.1103/PhysRevLett.98.024102

PACS numbers: 05.45.Xt, 89.20.-a

In a society of mutual communication, individuals usually look for a consensus, despite their differences, and opinions spontaneously converge into a few representative ideas referred to as public opinion. This common phenomenon residing in democratic societies might reflect synchronization of individual neuronal entities with degrees of freedom. Inspired by this conjecture and recognizing the social needs for using public databases of an explosively growing scale thanks to recent progress in computer science and information technology, we devised a new method of data mining based on spontaneous data clustering for a large-scale database. In the method, a network of locally coupled limit-cycle phase oscillators subject to an analogue of the Kuramoto model [1–4] substitutes for a set of multivariate data by encoding the data vectors into the natural frequencies, yielding instantaneous renewal of the data represented by the time derivatives of the phase vectors. Local phase locking of the network generates a few common frequency vectors that represent major features of the data set. Information is represented and processed by the oscillator's rhythms. This might be reminiscent of a version of a hypothesis for temporal coding in synchronous electrical activity of neurons [5–13], although the present method is not concerned with neuroscience but involves phase transition in a large population of data. Our method requires no initial templates to generate patterns from data, unlike existing methods such as self-organizing mapping [14]. Rather, the method is based on the expectation that prototypical patterns lurk in data themselves. We applied the method to the national database for the Japanese public long-term care insurance program, finding three major classes to categorize aging status of the frail elderly.

Collective synchronization is the phenomenon that a group of events spontaneously comes into occurrence in unison with a common rhythm, despite differences in the individual rhythms of the events, actually emerging in many real-world networked systems. Following the pio-

neering work by Winfree [15], Kuramoto established a firm foundation of the physics underlying collective synchronization with a network of coupled limit-cycle phase oscillators as a comprehensive and mathematically tractable model to unravel the intriguing machinery [1]. As appreciated by Mirollo and Strogatz [3], the Kuramoto model was a breakthrough in nonlinear science. For instance, the Kuramoto model has been applied to neuroscience to provide new insights into the binding problem in vision, i.e., the linking of sensory input across multiple receptive fields, and information processing based on pulsatile electrical activity of neurons [6,7,11,12]. This paper focused on data clustering in a network of coupled phase oscillators. Nevertheless, the present study might share with previous literature on neuroscience the issue of how information codes are processed in a synchronous dynamic system.

Our aim is expressed as “let data find patterns by themselves without any prior knowledge.” Given  $N$  multivariate data points with  $D$  degrees of freedom,  $\vec{x}_i = (x_i(1), \dots, x_i(D))$  ( $i = 1, \dots, N$ ), we devise, as an analogue of the Kuramoto model, a network of coupled phase oscillators to whose natural frequencies the data vectors  $\vec{x}_i$  are encoded:

$$\frac{d\theta_i(n)}{dt} = x_i(n) + \frac{K}{N_i} \sum_{j=1}^N H(\vec{d}_{i,j}) \sin(\theta_j(n) - \theta_i(n)). \quad (1)$$

Here,  $K$  is a positive coupling constant and  $\theta_i(n)$  is the  $n$ th component of the phase vector  $\vec{\theta}_i = (\theta_i(1), \dots, \theta_i(D))$  whose initial values can be set to random numbers. The derivatives of  $\vec{\theta}_i$  with respect to time are instantaneous “frequency” vectors representing renewals of  $\vec{x}_i$ . We design the nonlinear interaction so as to work only between neighboring phase vectors. The neighborhood of  $\vec{\theta}_i$  is defined by a partitioning function  $H$ . Let us express the distance as  $\vec{d}_{i,j} = |\vec{x}_i - \vec{x}_j|$ . We define the partitioning function as  $H(\vec{d}_{i,j}) = 1$  if  $\vec{d}_{i,j} \leq \vec{d}_0$  and  $H(\vec{d}_{i,j}) = 0$ , other-