

別添 4

厚生労働科学研究費補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)) 分担研究報告書

在宅生活継続のための二次データを活用した実証分析（全国介護レセプト、国民生活基礎調査、モデル地域レセプト、住民へのアンケート調査による）

研究分担者	植嶋大晃	筑波大学 ヘルスサービス開発研究センター
研究分担者	高橋秀人	国立保健医療科学院 保健・医療・福祉サービス研究分野
研究分担者	野口晴子	早稲田大学 政治経済学術院 公共経営研究科
研究分担者	柏木聖代	東京医科歯科大学・大学院 保健衛生学研究科
研究協力者	杉山雄大	筑波大学 医学医療系 ヘルスサービスリサーチ分野
研究協力者	四津有人	茨城県立医療大学 保健医療学部
研究協力者	Timothy Bolt	埼玉大学 人文社会科学研究科経済学部
研究協力者	森山葉子	国立保健医療科学院 医療・福祉サービス研究部
研究協力者	岩上将夫	筑波大学 医学医療系 ヘルスサービスリサーチ分野
研究協力者	柏木志保	山梨大学 環境大学院総合研究部生命環境学域
研究協力者	Felipe Sandoval	筑波大学 ヘルスサービス開発研究センター
研究協力者	鈴木俊輝	筑波大学 医学群医学類
研究代表者	田宮菜奈子	筑波大学 医学医療系 ヘルスサービスリサーチ分野 筑波大学 ヘルスサービス開発研究センター

要旨

本研究では、全国の介護報酬レセプトデータを用いて、地域差に焦点を当てて在宅期間の促進要因や阻害要因を同定することを目的とする。また地域の介護力・介護負担について、国民生活基礎調査を用いて、全国における実態および関連要因を明らかにする。

本研究は以下により構成される。(1) 全国介護レセプトを用いて、個人を単位として地域要因を含めたマルチレベル分析 (2) 全国介護レセプトを用いて、在宅日数の地域差に着目し、地域を単位としたエコロジカル・スタディ (3) 国民生活基礎調査を用いた個人単位の分析 (4) モデル地域での分析 (5) 住民へのアンケート調査を用いた分析

(1) は 2018 年度に実施し、自宅での在宅介護保険サービスは在宅生活継続に関連する可能性が考えられた。また、高齢単身者には更なる支援が必要であり、都市部と地方では異なる対策が求められる可能性が考えられた。

(2) は 2017 年度および 2018 年度に実施した。本研究の結果から、市区町村における公民館、往診を実施する一般診療所が多いことは重度要介護高齢者の在宅生活継続に関連する可能性があることが明らかになった。また、人口が小さく、かつ公民館がない市区町村において地域住民が交流する場を提供することは、重度要介護高齢者の在宅生活継続に特に効果的である可能性が考えられた。

(3) は 2017 年度および 2018 年度に実施した。本研究の結果から、身体的清拭および排泄介助は、主介護者に加えて事業者が共に介護を行った場合においても主介護者の介護時間が終日である可能性が高く、排泄介助は男性において主介護者の介護時間が終日であることとの関連が強い可能性が考えられた。

(4) は千葉県 A 市の診療報酬レセプトおよび介護報酬レセプトデータを用いて、2018 年度に実施した。往診の利用については関連を認めなかったが、訪問診療の利用は、重度要介護高齢者の在宅生活継続に寄与する可能性があることが示唆された。

(5) はつくば市と協働して実施している高齢福祉計画に係るアンケート調査を二次利用して実施した。2016 年度には調査を実施し、2017 年度、2018 年度は調査結果を用いて分析を実施した。本研究から、介護が必要になる前に家族間で介護について詳細に話しあうことが家族介護者の介護負担を軽減しうること、緊急ショートステイを利用できれば、つくば市の 1 年間の介護費用を 4.0~12.9% 抑制しうること、同じ疾患数であってもより多くの病院に通院している人は多剤併用のリスクが高い可能性があることが明らかになった。また 2018 年度には、チリの全国調査における、地域在住高齢者およびその家族介護者に関する調査データを二次利用した研究も実施した。本研究から、家族介護者が高い社会的支援を受けている場合、抑うつ症状である可能性が低いことが明らかになった。

<研究全体の背景および各分析の概要>

要介護高齢者が長く在宅で過ごすことは地域包括ケアを推進するにあたり中核となるものであるが、それを実現するには、適切な医療介護サービス、家族、地域の三者のバランスが重要である。要介護高齢者に対して在宅生活だけを強いるのではなく、本人、家族そして地域の選択を尊重した、真のエイジングインプレイスを目指すことが重要である。

要介護高齢者の在宅継続に関連する先行研究は、一度の入院または入所までの期間を算出したものが多く、一定期間において対象者が在宅で生活した全ての期間（在宅期間）を明らかにした研究は行われていない。我々はこれまでの研究により、全国介護レセプトを用いた独自の指標として在宅期間を算出し、在宅日数は地域間に違いがあることを明らかにしたが、その要因までは明らかにな

っていない。そこで本研究では、全国の介護報酬レセプトデータ（以下、全国介護レセプト）を用いて、地域差に焦点を当てて在宅期間の促進要因や阻害要因を同定することを目的とする。また地域の介護力・介護負担について、国民生活基礎調査を用いて、全国における実態および関連要因を明らかにする。さらに、モデル地域の医療介護レセプトデータ、つくば市におけるアンケート調査データも用いて、在宅生活の継続に関連する要因を種々の側面から実証的に分析する。本研究において実施した分析の概要は以下の通りである。

(1) 全国介護レセプトを用いて、個人を単位として地域要因を含めたマルチレベル分析（植嶋大晃ら）

本研究では、全国介護レセプトを用いて、重度要介護者における介護保険サービス利用と在宅生

活継続との関連を検討した。分析は個人を単位として、地域の要因を含めて実施した。2016年度は、厚生労働省統計情報部にデータ利用の申請を行った。2017年度は提供を受けたデータから分析のためのデータセットを整備し、2018年度に分析を行った。分析対象は要介護4または5の認定を受けた者とし、従属変数は在宅生活継続の有無、独立変数は各種介護保険サービス利用の有無とした。

本研究の結果から、各種介護保険サービスの利用が在宅生活継続と有意な関連を認め、各種介護保険サービスの利用が在宅生活継続に関連する可能性が示唆された。従って、重度要介護高齢者に対して必要な介護保険サービスを適切に提供することで、在宅生活継続を促進できる可能性が考えられた。

(2) 全国介護レセプトを用いて、在宅日数の地域差に着目し、地域を単位とした分析（植嶋大晃ら）

本研究は、全国介護レセプトを用いて、在宅生活継続に関連する地域特性を明らかにすることを目的としたものである。分析は市区町村を単位として実施した。2016年度は、厚生労働省統計情報部にデータ利用の申請を行い、2017年度および2018年度は、提供を受けたデータを用いて分析を行った。

2017年度の分析では、従属変数を在宅ゼロ者割合（自宅で全く生活しなかった者の割合）および平均在宅日数（自宅で1日以上生活した者の在宅日数）とし、市区町村の特性を独立変数として網羅的にモデルに投入した。2018年度は、2017年度の分析結果を受けて研究班で分析手法について改めて検討し、平均在宅日数に代わり、在宅月割合（要介護4または5割合の認定を受けていた期間に対する自宅で生活した期間の割合）を従属変数とした。また独立変数についても、結果の解釈を考慮して変数を選択し、モデルに投入した。

2017年度の分析では、在宅での生活を支援するサービスに加え、急変時や終末期の支援体制や、市町村の財政状況、住居や生活に関する環境整備、他の住民との交流が、重度要介護高齢者の在宅生活継続に関連する可能性が示唆された。しかし、2017年度に実施した研究において従属変数として用いた平均在宅日数は、施設に入所していた期間を考慮していない。そのため、2018年度には在宅月割合を用いて分析を実施したところ、公民館および往診を実施する診療所が多いことが在宅生活継続に関連する結果となった。従って、住民の交流の場を整備し、住民の交流を促すような政策や、往診を行っていない一般診療所に対して往診の実施を促すような政策を実施することが、重度の介護を要する高齢者の在宅生活継続に有効である可能性が考えられた。また、人口が小さく、かつ公民館がない市区町村において、地域住民が交流する場を提供することが、重度要介護高齢者の在宅生活継続に特に効果的である可能性が考えられた。

地域包括ケアシステムにおいても、ボランティア活動や住民組織の活動といった「互助」が位置づけられている。本研究から、市区町村が公民館をはじめとした地域の繋がりを醸成し、住民の互助を促すことが、重度要介護高齢者の在宅生活継続に寄与する可能性がある。また、地域に往診を利用できる体制を整備することが、重度要介護高齢者の在宅生活継続に寄与する可能性が考えられるが、本研究は市区町村を単位とした分析であるため、個人を単位とした分析で同じ結果が得られるとは限らない。今後は、地域に往診を実施する診療所が多いことが重度要介護高齢者個人の在宅生活継続に関連するかどうかを検証する必要がある。

(3) 国民生活基礎調査を用いた個人単位の分析（植嶋大晃ら）

本研究は、国民生活基礎調査を用いて、主介護

者の長時間介護に関連する介護動作を明らかにすることを目的として実施した。2016年度は、厚生労働省統計情報部にデータ利用の申請を行い、2017年度および2018年度は、提供を受けたデータを用いて分析を行った。

2017年度の分析では、各ADLにおける主介護者による介護の有無のみを独立変数として、長時間介護との関連を検討した。また、脳血管疾患および認知症の対象者における分析についても実施した。2018年度は、2017年度の分析結果を受けて研究班で分析手法について改めて検討し、独立変数を、主介護者および事業者による各ADLの介護の有無とした。

2017年度の分析から、長時間の介護に関連する日常生活動作は脳梗塞と認知症で異なり、疾患の特性に応じた支援が必要であることが明らかになった。しかし、2017年度に実施した研究において独立変数としたのは各ADLの主介護者による介護の有無であり、事業者による介護を考慮していない。そのため、2018年度には、主介護者および事業者によるADLの介護の有無を独立変数として分析を実施したところ、主介護者が身体清拭や排泄の介護を行うことは、事業者が共に介護を行っている場合も長時間介護に関連することが明らかになった。

これらの結果から、事業者は被介護者が受けている介護の動作を考慮してケアを提供することが求められる。政策的な側面からは、事業者が提供している介護の内容を評価することで、より主介護者の負担を軽減しうる介護保険サービスを提供できる可能性がある。具体的には、身体的な負荷が大きい介護や、夜間を含めた頻繁な介護に対する評価が考えられる。また、事業者に対して、24時間対応の訪問介護を提供する、といった対応をを促すような制度についても検討する価値があると考えられた。

(4) モデル地域の医療および介護レセプトを用い

た分析（植嶋大晃ら）

本研究では、千葉県A市の診療報酬レセプトおよび介護報酬レセプトを用いて、重度要介護高齢者における訪問診療および往診の利用と在宅生活継続の関連を検討した。2016年度は、データの授受および整備を実施した。2017年度は、分析のためのデータセットを整備し、2018年度に分析を行った。分析対象者は要介護4または5の認定を受けた者とし、従属変数は在宅生活継続の有無、独立変数は訪問診療サービス利用の有無または往診サービス利用の有無とした。

本研究の結果から、対象者の要介護度や併存疾患を考慮しても、訪問診療を利用することは、重度要介護高齢者の在宅生活継続を促進する可能性があることが明らかになった。

(5) 住民へのアンケート調査を用いた分析

まず2016～2018年度において、つくば市と協働して実施している高齢福祉計画に係るアンケート調査を二次利用して実施した。2016年度には調査を実施し、2017年度、2018年度は調査結果を用いて分析を実施した。分析は以下(a)～(c)を実施した。

(a) 家族介護者の介護の動機と介護負担の関連を検討した分析（柏木志保ら）により、介護が必要になる前に家族間で介護について詳細に話しあうことが家族介護者の介護負担を軽減しうることが示唆された（柏木志保ら）。従って、高齢者が要介護認定を受けた際に、本人と家族が今後の介護について話し合うよう呼びかけるような施策を行うことで、介護者の介護負担軽減に寄与する可能性が考えられる。

(b) 緊急ショートステイサービスの整備による介護費用抑制の試算（森山葉子ら）により、緊急ショートステイを利用できれば、つくば市の1年間の介護費用を、下限推定の場合は4.0%、上限推定の場合は12.9%抑制しうる可能性があることが示された（森山葉子ら）。この結果を受けた具

体的な政策への反映として、つくば市のモデル事業としてショートステイの空床を知らせるシステムを展開している。

(c) 高齢者における通院中の医療機関数と多剤併用の関連を検討した分析 (鈴木俊輝ら) により、高齢者において、同じ疾患数であっても、より多くの病院に通院している人は多剤併用のリスクが高い可能性があることが明らかになった (鈴木俊輝ら)。従って、高齢者が受診する医療機関を集約するような医療提供体制の構築が、多剤併用の防止に寄与する可能性が考えられた。

また 2018 年度には、(d) チリの全国調査における、地域在住高齢者およびその家族介護者に関する調査データを二次利用した研究 (Felipe Sandoval ら) も実施した。本研究から、家族介護者が高い社会的支援を受けている場合、抑うつ症状である可能性が低いことが明らかになった。

(1) 全国介護レセプトを用いて、個人を単位として地域要因を含めたマルチレベル分析

A. 研究目的

地域包括ケアシステム構築において、重度の介護を要する高齢者（以下、重度要介護高齢者）の在宅生活継続は重要な課題である。介護保険下において提供されるサービスは在宅生活継続に寄与する可能性があり、訪問看護サービスの利用¹、短期入所サービス、福祉用具の貸与、通所介護サービスの利用²が、自宅で生活する高齢者の在宅生活継続に関連することが報告されている。これらの先行研究からは、介護サービスを利用した高齢者の方が在宅生活を継続しやすいと考えられるが、本邦における先行研究において、週に2回以上通所介護サービスを利用した高齢者は、施設入所の可能性が有意に高いという報告³行われている。しかし、その他の介護保険サービスの利用と在宅生活継続の関連は検討されていない。本研究の目的は、全国介護保険レセプトデータから算出した指標である在宅日数と、種々の介護保険サービスの利用との関連を明らかにすることである。

B. 研究方法

本研究では、統計法第33条（調査情報の提供）による二次利用の承認を受け、厚生労働省統計情報部より提供された7年間の全国介護レセプトデータ（サービス提供年月：2007年4月～2014年3月）における基本情報データ、集計情報データおよび受給者台帳データを用いた。また、公表データとしてインターネット上に公開されている、統計でみる市町村のすがた（総務省統計局）、および在宅医療にかかる地域別データ集（厚生労働省）も使用した。

(1) 研究デザインおよび使用したデータ

本研究は個人を対象とした横断研究である。使用したデータは、「全国介護レセプト」、「統計

でみる市町村のすがた」（以下、市町村のすがた）、「在宅医療にかかる地域別データ集」とした。

「全国介護レセプト」は、統計法第33条（調査情報の提供）による二次利用の承認を受け、厚生労働省統計情報部より提供されたデータである。「全国介護レセプト」は、データを提供した市町村に居住する、要支援または要介護の認定を受けた者の介護保険サービスの利用状況が記録されている。本研究では7年間（サービス提供年月：2007年4月～2014年3月）のデータを用いた。本データは介護保険請求に用いられる行政データであり、本邦における全市区町村における全ての利用者について記録されるが、本研究において提供を受けたデータには、2015年3月31日現在における1,741市町村のうち、公的統計としての公開を許可しなかった114市町村（6.5%）を除いた1,627市町村（93.5%）のデータが収録されていた。

「全国介護レセプト」は、要支援または要介護の認定を受けた者における介護保険サービスの種類や利用日数が月単位で記録されたデータ（以下、給付実績データ）と、介護保険サービス利用の有無によらず、要支援または要介護の認定を受けた者の要介護度が月単位で記録されたデータ（以下、受給者台帳データ）から構成される。本研究は、給付実績データおよび受給者台帳データを用いて実施した。なお、これらのデータは住所や氏名等の個人を特定できる情報が削除された状態で受領したが、個人が居住する市町村の識別は可能であり、市町村を単位とした分析を行うことも申請した解析の中に含まれ、許可された。しかし、市町村名を表章することはデータ提供元である厚生労働省統計情報部により制限されていた。

市町村のすがたは、国民生活全般の実態を示す統計データを体系的に編成した「社会・人口統計体系」を整理したものであり、A人口・世帯、B自然環境、C経済基盤、D行政基盤、E教育、

F 労働、G 文化・スポーツ、H 居住、I 健康・医療、J 福祉・社会保障、K 安全、L 家計、M 生活空間の各項目のデータが市区町村別に収録されている。本データは、本邦における各種統計調査が集約された、「政府統計の総合窓口 (e-Stat)」ウェブサイトにおいて公表されている。本データは市区町村を単位とするデータであり、本研究では、2007年～2014年におけるデータを用いたが、後述する在宅医療データが2015年3月31日現在の市区町村名および市区町村番号によって集計されたデータであったことから、市区町村名および市区町村番号を2015年3月31日現在の市区町村名および市区町村番号に統一した。

在宅医療データは、厚生労働省が在宅医療に関連する統計調査等のデータについて市区町村を単位として集計したデータであり、在宅医療に関連する医療施設数が市区町村別に収録されている。本データは市区町村を単位とするデータとして厚生労働省のウェブサイトにおいて公表されており、本研究では2014年のデータを用いたが、データは2015年3月31日現在の市区町村を単位として集計されていた。

(2) 対象者

本研究の対象者は、65歳以上で要介護4または5の認定を18ヶ月以上受けており、自宅で介護保険サービスを1日以上利用した者とした。

(3) 従属変数

全国介護レセプトから、対象者を「在宅継続群」または「在宅非継続群」のいずれかに分類し、従属変数とした。

まず、それぞれの対象者について、要介護4または5の認定を受けていた月（以下、要介護4または5認定月）のうち、在宅介護サービスの利用日数が1日以上であった要介護4または5認定月を、全て在宅月に分類した。その上で、要介護4または5の認定を初めて受けた月から7ヶ月目以

降の期間において、全ての月が在宅月であった者を「在宅継続群」とした。すなわち、在宅継続群は、要介護4または5の認定を受けてから7ヶ月目以降、少なくとも1日は自宅で介護サービスを使用した者、と定義される。次に、それ以外の者を「在宅非継続群」とした。すなわち、在宅非継続群は、要介護4または5の認定を受けてから7ヶ月目以降、1ヶ月間全く自宅で生活しなかった（施設に入所していた、または入院していた）月が1ヶ月以上存在した者、と定義される。

なお、「全国介護レセプト」では入院を直接的に同定することはできないが、要介護4または5認定月に介護保険サービスを1日も利用しないことは殆どないと考えられることから、介護保険サービスを全く利用しなかった月は入院していたと推定し、自宅で生活しなかったと定義した。

(4) 独立変数

まず、個人を単位とした独立変数は、全国介護レセプトから、年齢、性別、要介護4または5の認定を受けた初月の要介護度、初月～3ヶ月目の介護保険サービス利用の有無とした。介護保険サービスは、全国介護レセプトデータにおけるサービス種類コードから、訪問介護、訪問入浴介護、訪問看護、訪問リハビリテーション、通所介護、通所リハビリテーション、福祉用具貸与、短期入所生活介護とした。

次に市区町村を単位とした独立変数として、市区町村のすがたから、人口（千人）、人口密度（人/ha）、高齢者のうち単身高齢者の割合（%）、人口千人あたり公民館数、高齢者千人あたり一般病院数、高齢者千人あたり一般診療所数、人口あたり課税対象所得を、在宅医療データから、高齢者千人あたり往診を実施する一般診療所数を独立変数として用いた。

人口は2010年時点とし、分布を考慮して2を底とする対数に変換した。人口密度（人/ha）は、人口を、市区町村のすがたに収録されている「総

面積 (2007年～2013年の数値の平均値)」で除することにより算出し、2を底とする対数に変換した。高齢者あたり単身高齢者数は、市区町村のすがたに収載されている「高齢単身世帯数 (2010年)」を高齢単身者の人数と見なし、同じく市区町村のすがたに収載されている「高齢者人口 (2010年)」で除することにより算出した。なお、本変数は2を底とする対数に変換した。

人口千人あたり公民館数は、市区町村のすがたに収載されている「公民館数 (2008年および2011年の数値の平均値)」を、「人口 (2010年)」で除して算出した。本変数は、第1分位、第2分位、第3分位による離散変数とした。

高齢者千人あたり一般病院数は、市区町村のすがたに収載されている「病院数 (2007年から2013年までの結果の平均値)」を、同じく市区町村のすがたに収載されている「高齢者人口 (2010年)」で除して算出した。本変数は、第1分位、第2分位、第3分位による離散変数とした。

高齢者千人あたり一般診療所数は、市区町村のすがたに収載されている「一般診療所数 (2007年から2013年までの結果の平均値)」を、同じく市区町村のすがたに収載されている「高齢者人口 (2010年)」で除して算出した。本変数は、第1分位、第2分位、第3分位による離散変数とした。

人口あたり課税対象所得は、市区町村のすがたに収載されている「課税対象所得 (2007年から2014年までのデータの平均値)」を、「人口 (2010年)」で除することにより算出した。なお課税対象所得は、各年度の個人の市町村民税の所得割の課税対象となった前年の所得金額を指す。本変数は、2を底とする対数に変換して用いた。

高齢者千人あたり往診を実施する一般診療所数は、在宅医療データにおける「往診を実施する診療所の施設数 (2014年)」を、市区町村のすがたに収載されている「高齢者人口 (2010年)」で除して算出した。なお、往診は、容態変化等による患者側からの要望に応じ、予定外に訪問して診療

を行うことである。本変数は、第1分位、第2分位、第3分位による離散変数とした。

(5) 統計学的分析

独立変数を従属変数との関連を多重ロジスティック回帰分析 (マルチレベルモデル) により検討した。有意水準は5%とし、分析には、SAS 9.3 (SAS Institute, Cary, NC, USA) および Stata14 (StataCorp, College Station, TX, USA) を用いた。

(倫理面への配慮)

本研究は筑波大学倫理委員会の承認を得て実施した。(通知番号 第1166号)

C. 研究結果

対象者選択のフローを図1-1に示す。本研究の対象となったのは759,410人で、女性は514,780人(67.8%)、年齢の平均値および標準偏差は82.6±7.9歳であった。在宅継続群の人数は260,879人(34.5%)であった。また、要介護4または5の認定を受けた初月～3ヶ月目の期間に訪問介護を利用した者は268,633人(35.4%)、訪問入浴介護を利用した者は69,539人(9.2%)、訪問看護を利用した者は131,932人(17.4%)、訪問リハビリテーションを利用した者は25,816人(3.4%)、通所介護を利用したものは289,951人(38.2%)、通所リハビリテーションを利用した者は(14.1%)、福祉用具貸与を利用した者は450,992人(59.4%)、短期入所生活介護を利用した者は148,619人(19.6%)であった。

多重ロジスティック回帰分析の結果、各種介護保険サービスの利用が従属変数と有意な関連を認め、従属変数との関連が比較的大きかったサービスは、福祉用具貸与(オッズ比2.93、95%信頼区間2.89～2.97)、訪問入浴介護(1.88、1.84～1.91)、通所介護(1.47、1.46～1.49)であった。また、従属変数と有意に関連した市区町村の特性は、人口(1.03、1.01～1.04)、単身高齢者割合(0.89、0.86～0.92)、高齢者千人あたり病院数が大きいこと(第二分位0.93、0.89～0.96、第3分

位 0.87、0.84~0.91) であった。

D. 考察

福祉用具貸与は、本邦の先行研究²を支持する結果であった。また訪問入浴介護については、入浴の制限があると入所しやすい⁴という先行研究が行われており、この結果を支持するものと考えられた。通所介護は先行研究の結果は一貫していないが、先行研究の対象者は要支援または要介護の認定を受けた者とされており、本研究から、重度の要介護高齢者においては通所介護サービスの利用が在宅生活継続に関連する可能性が考えられた。

また、市区町村を単位とした変数では、人口が大きいほど在宅生活継続の可能性が高い結果であったことから、都市部と地方では異なる対策が求められる可能性が考えられた。単身高齢者割合については、大きい市区町村ほど入所もしくは入所する可能性が高いという結果であったが、これは本邦の先行研究⁵を支持するものである。

本研究の限界は以下の通りである。本研究では全体の 6.5%にあたる市区町村で「全国介護レセプト」が提供されなかった。市区町村名の表章はデータ提供元である厚生労働省統計情報部により制限されていたが、データを提供した市区町村と提供しなかった市区町村の人口を比較したところ、提供した市区町村の人口が有意に小さかった。そのため、本研究の結果は人口が小さい市区町村に偏った推定となっている可能性がある。ただし、本研究の結果は全市区町村の 93.5% を対象として得られたものであり、対象とした市区町村の特性の偏りが結果に与える影響は大きくないと考えられる。また本研究では、対象者の医学的状況や、医療サービスの提供状況を考慮できていないため、研究結果はこれらによる交絡の影響を受けている可能性がある。また、本研究では詳細な介護保険サービスの利用の有無は考慮していない。今後は、より詳細なサービス利用の効果を明らかにする仮

説検証型の分析が求められる。

E. 結論

本研究の結果から、自宅での在宅介護保険サービスは在宅生活継続に関連する可能性が考えられた。また、高齢単身者には更なる支援が必要であり、都市部と地方では異なる対策が求められる可能性が考えられた。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

(2018 年度)

植嶋大晃, 高橋秀人, 渡邊多永子, 野口晴子, 田宮菜奈子: 重度要介護高齢者の在宅日数に関連する介護保険サービス. 日本臨床疫学会第 2 回年次学術大会, 2018.

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

(参考文献)

1. Oyama Y, Tamiya N, Kashiwagi M, Sato M, Ohwaki K, Yano E. Factors that allow elderly individuals to stay at home with their families using the Japanese long-term care insurance system. *Geriatrics and Gerontology International*. 2013;13:764-773.
2. Tomita N, Yoshimura K, Ikegami N. Impact of home and community-based services on hospitalisation and institutionalisation among individuals eligible for long-term care insurance in Japan. *BMC health services research*. 2010;10:345.
3. Kuzuya M, Izawa S, Enoki H, Hasegawa J. Day-care service use is a risk factor for long-term care placement in community-d

welling dependent elderly. *Geriatrics & Gerontology International*. 2012;12:322-329.

4. Gill TM, Allore HG, Han L. Bathing disability and the risk of long-term admission to a nursing home. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci*. 2006;61(8):821-825.
5. 石附敬, 和気純子, 遠藤英俊. 重度要介護高齢者の在宅生活の長期継続に関連する要因. *老年社会科学*. 2009;31(3):359-365.

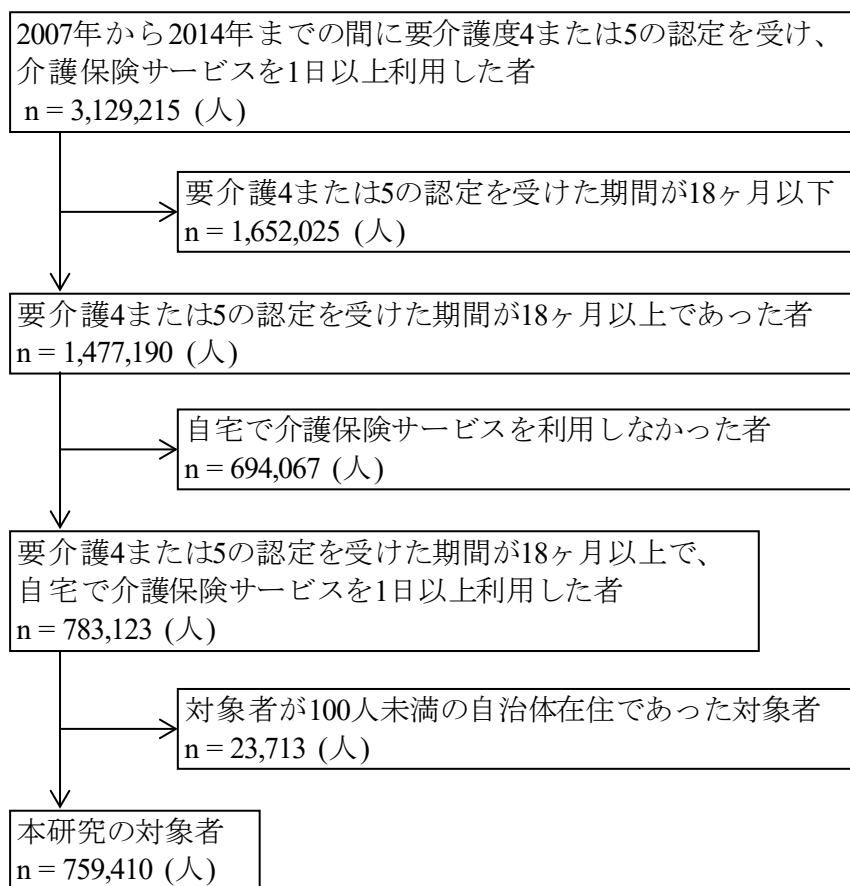


図 1-1 対象者選択のフロー

(2) 全国介護レセプトを用いて、在宅日数の地域差に着目し、地域を単位としたエコロジカル・スタディ

(2-1) 2017 年度に実施した研究

A. 研究目的

わが国では急速な高齢化に伴う重度要介護高齢者の増加に対し、「重度な要介護状態となっても住み慣れた地域で自分らしい暮らしを人生の最後まで続ける」ことを目的とした、「地域包括ケアシステム」の構築が厚生労働省によって推進されている。そのために、市区町村の現状に基づいた独自の施策の立案および実行が求められており、地域包括ケアの担い手である市区町村の実態や施策の評価指標が必要とされている。重度要介護者の在宅生活継続は、前述の「重度な要介護状態となっても住み慣れた地域で自分らしい暮らし」という地域包括ケアシステムの目標に相応する指標になりうると考えられる。

在宅生活継続の関連要因を検討した先行研究は本邦においても行われているが、それらは個人を対象とし、特定の都道府県や市区町村から対象者を抽出して行われた研究のみであり、在宅継続の状況や関連要因について、市区町村を単位とした研究は実施されていない。

我々は先行研究において、全国介護レセプトデータを用いて、重度要介護高齢者が観察期間に在宅で生活したと考えられる全ての日数（以下、在宅日数）を算出した。また、在宅生活が可能となった者に対しては、その在宅生活を継続するための支援が必要である一方、在宅への復帰が困難な者に対しては、施設での療養の質の向上に目を向ける必要がある。そこで、「在宅日数 0 日の者の割合（以下、在宅ゼロ者割合）」と、「在宅日数 1 日以上の子の在宅日数」（以下、平均在宅日数）を地域を評価する指標として算出した。在宅ゼロ者割合と平均在宅日数を市区町村別に算出し、それに関連する市区町村単位の要因を明らかにする

ことは、地域包括ケアシステム構築に関する市区町村の方針や政策の決定に貢献すると考えられる。本研究の目的は、在宅ゼロ者割合と平均在宅日数を市区町村別に算出し、公表されている市区町村データとの関連を検討することである。

B. 研究方法

本研究では、統計法第 33 条（調査情報の提供）による二次利用の承認を受け、厚生労働省統計情報部より提供された 7 年間の全国介護レセプトデータ（サービス提供年月：2007 年 4 月～2014 年 3 月）における基本情報データ、集計情報データおよび受給者台帳データを用いた。また、公表データとしてインターネット上に公開されている、統計でみる市町村のすがた（総務省統計局）、および在宅医療にかかる地域別データ集（厚生労働省）も使用した。

本研究では、介護レセプトデータを提供し、在宅日数を算出した重度要介護高齢者の人数が 100 人以上であった市区町村とした。なお、在宅日数算出の対象者は、提供を受けたデータの期間に要介護度 4 または 5 の認定を受け、認定を受けた時点の年齢が 65 歳以上であった者のうち、要支援または要介護の認定を受けていた期間に介護保険サービスを少なくとも 1 日以上利用した者とした。

在宅日数は、対象者ごとに介護保険サービスを少なくとも 1 日以上利用した月の総数を日数換算した値から、「総入所期間」（介護老人保健施設、介護老人福祉施設、介護療養型医療施設、特定施設入居者生活介護、認知症対応型共同生活介護、地域密着型特定施設入居者生活介護、地域密着型介護老人福祉施設入所者生活介護のサービス利用日数と、15 日以上の短期入所生活介護、介護老人保健施設および介護療養型医療施設の短期入所療養介護、認知症対応型共同生活介護、特定施設入居者生活介護、地域密着型特定施設入居者生活介護の短期利用型サービスの利用日数の合計）を減じることにより算出した。

本研究では、上記の方法により対象者ごとに在宅日数を算出し、それを市区町村別に集計することにより、在宅ゼロ者割合および平均在宅日数を算出した。

また、統計でみる市町村のすがた、在宅医療にかかる地域別データ集から、市区町村の基本属性や、医療または介護サービスの提供状況に関する変数を説明変数として用いた。具体的な変数は以下の通りである。

統計でみる市町村のすがたから用いた変数は、人口総数、人口あたり 65 歳以上人口、65 歳以上の世帯員のいる主世帯数人口あたり高齢夫婦世帯数、65 歳以上の世帯員のいる主世帯数あたり高齢単身世帯数、人口あたり離婚件数、人口密度、人口あたり課税対象所得、人口あたり従業者数、人口あたり第 1 次産業従業者数、財政力指数、人口あたり公民館数、人口あたり図書館数、世帯数あたり一戸建住宅数、1 住宅あたり延べ面積、世帯数あたり高齢者等用設備住宅数、世帯数あたり最寄りの老人デイサービスセンターまでの距離が 250m 未満の住宅数、人口あたり小売店数、人口あたり飲食店数、人口あたり大型小売店数、人口あたり百貨店・総合スーパー数、人口あたり一般病院数、人口あたり療養病床を有する病院数、人口あたり一般診療所数、人口あたり歯科診療所数、人口あたり介護老人保健施設数、人口あたり介護老人福祉施設数、人口あたり有料老人ホーム数、人口あたり国民健康保険被保険者数、国民健康保険被保険者 1 人あたり診療費であった。

在宅医療にかかる地域別データ集から使用した変数は、人口あたり在宅療養支援病院、人口あたり在宅療養支援診療所数、人口あたり訪問診療を実施する一般診療所数、人口あたり看取りを実施する一般診療所数、人口あたり訪問看護ステーション数、人口あたり介護療養型医療施設病床数、人口あたり小規模多機能型居宅介護事業所数であった。

分析においては、まず在宅ゼロ者割合および平

均在宅日数の市区町村を単位とした基本統計量を算出し、次に重回帰分析により説明変数と目的変数の関連を検討した。重回帰分析にあたっては、多重共線性の影響を考慮し、VIF が 10 以下となるよう変数を選択した。

分析には、SAS 9.3 (SAS Institute, Cary, NC, USA) および Stata14 (StataCorp, College Station, TX, USA) を用いた。

(倫理面への配慮)

本研究は筑波大学倫理委員会の承認を得て実施した。(通知番号 第 1166 号)

C. 研究結果

2014 年 3 月 31 日現在における 1741 市区町村のうち、対象となったのは 1560 市区町村であった。(89.6%) 在宅ゼロ者割合の平均値および標準偏差は $38.4 \pm 10.4\%$ で、最大値は 78.2%、最小値は 13.2%であった。また、平均在宅日数の平均値および標準偏差は 336.3 ± 59.3 日で、最大値は 616.5 日、最小値は 113.9 日であった。

重回帰分析は、説明変数の全てについて欠損のない 1530 市区町村において実施した。在宅ゼロ者割合のみと有意な負の関連を認めた変数は、財政力指数が高い、在宅療養支援病院が多い、小規模多機能型居宅介護事業所が多いであった。平均在宅日数のみと有意な正の関連を認めた変数は、人口総数が多い、人口密度が高い、飲食店が多い、離婚数が多いであった。在宅ゼロ者割合と有意な負の関連があり、かつ平均在宅日数と有意な正の関連を認めた変数は、訪問看護ステーションが多い、看取りを実施する一般診療所が多い、公民館が多い、大型小売店が多い、小売店が多いであった。(表 2-1-1、表 2-1-2)

D. 考察

本研究において用いた在宅医療介護サービスに関する変数の中で、訪問看護ステーション数と看取りを実施する一般診療所数は、在宅ゼロ者割合

と有意な負の関連を認め、かつ平均在宅日数とも有意な正の関連を認めた。また、在宅療養支援病院数、小規模多機能型居宅介護事業所数は、在宅ゼロ者割合との有意な負の関連のみを認めた。

在宅ゼロ者割合は要介護4または5の認定を受けていた期間の全てで自宅で生活しなかった者の割合である。従って、ある変数と在宅ゼロ者割合と有意な負の相関が認められた場合、その変数が大きいほど、重度要介護高齢者のうち在宅で生活した者の割合が大きいことが示唆され、在宅生活の促進に関連する可能性があると考えられる。また、平均在宅日数は自宅で生活した重度要介護高齢者がその在宅生活を継続した期間を示す指標である。従って、ある変数が平均在宅日数と正の相関を認めた場合、その変数が大きいほど、在宅で生活した重度要介護高齢者が長期間の在宅生活を送ったことが示唆され、在宅生活の促進に関連する可能性があると考えられる。

訪問看護ステーション数と看取りを実施する一般診療所数は、在宅ゼロ者割合との有意な負の関連と、平均在宅日数との有意な正の関連の双方を認めた。本結果から、これらの数が多い市区町村ほど、在宅で生活した重度要介護者が多く、かつ重度要介護者が在宅生活を長期間にわたり継続していたことが示唆された。特に、看取りを実施する一般診療所数に関しては、既存の診療所が体制を整えることで増加させることが可能であるため、診療報酬など医療政策の変更により増加が期待できることから、政策提言上の意義もあるものと考えられる。

小規模多機能型居宅介護事業所数、在宅療養支援病院数は、在宅ゼロ者割合との有意な負の関連が認められた。本結果から、これらの数が多い市区町村ほど、在宅で生活した重度要介護者が多かったことが示唆された。小規模多機能型居宅介護サービスは、訪問介護、通所介護、短期入所を同一の事業所が一貫して行うサービスである。今後は個人を単位として、本サービス提供の影響を明

らかにすることが必要であると考えられる。また、在宅療養支援病院の主な施設基準は、医師および看護師が患者の自宅を24時間訪問可能であることである。従って在宅療養支援病院数は、市区町村における在宅生活者の急変時における支援体制の一部を示していると考えられる。在宅療養支援病院数は、看取りを実施する一般診療所数と同様、既存の病院の体制変更により増加させることが可能であることから、診療報酬等の医療政策の変更による増加が期待でき、政策提言上の意義もあるものと考えられる。

本研究は市区町村を単位としたエコロジカル・スタディであり、因果関係について言及することは困難であるが、今後、個人を単位とした分析を行っていく上で、本研究の結果は有用であると考えられる。

E. 結論

重度要介護高齢者の在宅生活は、在宅での生活を支援するサービスだけでなく、急変時や終末期の支援体制の整備により促進されうる可能性が考えられた。

F. 健康危険情報

G. 研究発表

植嶋大晃, 高橋秀人, 野口晴子, 田宮菜奈子.
市区町村別の重度要介護高齢者の在宅日数および関連する地域特性. 第76回日本公衆衛生学会総会, 2017.

H. 知的財産権の出願・登録状況

表 2-1-1 重回帰分析において在宅ゼロ者割合と有意な関連を認めた変数

独立変数	標準化 偏回帰 係数	P値
財政力指数(市町村財政)	-0.19	0.00
小売店数/人口	-0.13	0.00
看取りを実施する一般診療所数/人口	-0.11	0.00
公民館数/人口	-0.09	0.00
訪問看護ステーション数/人口	-0.08	0.00
大型小売店数/人口	-0.08	0.00
小規模多機能型居宅介護事業所数/人口	-0.06	0.00
在宅療養支援病院/人口	-0.05	0.02
一般診療所数/人口	0.06	0.04
介護療養型医療施設病床数/人口	0.09	0.00
介護老人保健施設数/人口	0.10	0.00
介護老人福祉施設数/人口	0.13	0.00
人口あたり歯科診療所数/人口	0.16	0.00
療養病床を有する病院数/人口	0.16	0.00
第1次産業従業者数/人口	0.18	0.00
在宅日数を算出したもののうち女性の割合	0.28	0.00

表 2-1-2 重回帰分析において平均在宅日数と有意な関連を認めた変数

独立変数	標準化 偏回帰 係数	P値
公民館数/人口	0.10	0.00
小売店数/人口	0.10	0.02
訪問看護ステーション数/人口	0.10	0.00
看取りを実施する一般診療所数/人口	0.09	0.00
大型小売店数/人口	0.07	0.02
飲食店数/人口	0.07	0.04
離婚件数/人口	0.07	0.05
人口密度	0.05	0.04
人口総数	0.05	0.05
療養病床を有する病院数/人口	-0.07	0.05
人口あたり歯科診療所数/人口	-0.07	0.01
一般病院数/人口	-0.08	0.03
一般診療所数/人口	-0.11	0.00
第1次産業従業者数/人口	-0.11	0.00
国民健康保険被保険者数/人口	-0.12	0.00
在宅日数を算出したもののうち女性の割合	-0.12	0.00
課税対象所得/人口	-0.17	0.00
介護老人福祉施設数/人口	-0.21	0.00

(2-2) 2018 年度に実施した研究

A. 研究目的

本邦では急速な高齢化が進み、本邦の要介護高齢者は今後も増加し続けることが予想されており、いわゆる団塊の世代が 75 歳以上となる 2025 年以降は医療および介護の需要がさらに増加することが見込まれる。このような状況に対し、「重度な要介護状態となっても住み慣れた地域で自分らしい暮らしを人生の最後まで続ける」ことを目的とした「地域包括ケアシステム」が厚生労働省によって提唱され、その構築が推進されている。

自宅での生活を希望する要介護高齢者がその生活を継続することは、地域包括ケアシステムの目的である「重度な要介護状態となっても住み慣れた地域で自分らしい暮らしを人生の最後まで続ける」ことに合致する。

地域包括ケアシステムは、市町村や都道府県が、地域の特性を考慮して構築することが求められていることから、要介護高齢者の在宅生活継続に関連する地域特性を明らかにすることは、地域包括ケアシステム構築において重要である。しかしながら、要介護高齢者の在宅生活継続を評価する地域を単位とした指標が必要となるが、そのような指標は定まっておらず、在宅生活継続に関連する地域の特性も明らかではない。

本研究の目的は、重度の介護を要する高齢者（以下、重度要介護高齢者）の在宅生活継続を評価する市区町村を単位とした指標に関連する市区町村の特性を探索的に検討することである。

B. 研究方法

(1) 研究デザインおよび使用したデータ

本研究は、本邦における全国の市区町村を分析単位とした生態学的研究である。また、本研究は横断研究として実施した。本研究において使用したデータは、「全国介護レセプト」、「統計でみる市区町村のすがた」（以下、市区町村のすが

た）、「在宅医療にかかる地域別データ集」（以下、在宅医療データ）の 3 種類のデータとした。

「全国介護レセプト」は、統計法第 33 条（調査情報の提供）による二次利用の承認を受け、厚生労働省統計情報部より提供されたデータである。

「全国介護レセプト」は、データを提供した市区町村に居住する、要支援または要介護の認定を受けた者の介護保険サービスの利用状況が記録されている。本研究では 7 年間（サービス提供年月：2007 年 4 月～2014 年 3 月）のデータを用いた。本データは介護保険請求に用いられる行政データであり、本邦における全市区町村における全ての利用者について記録されるが、本研究において提供を受けたデータには、2015 年 3 月 31 日現在における 1,741 市区町村のうち、公的統計としての公開を許可しなかった 114 市町村（6.5%）を除いた 1,627 市区町村（93.5%）のデータが収録されていた。

「全国介護レセプト」は、要支援または要介護の認定を受けた者における介護保険サービスの種類や利用日数が月単位で記録されたデータ（以下、給付実績データ）と、介護保険サービス利用の有無によらず、要支援または要介護の認定を受けた者の要介護度が月単位で記録されたデータ（以下、受給者台帳データ）から構成される。本研究は、給付実績データおよび受給者台帳データを用いて実施した。なお、これらのデータは住所や氏名等の個人を特定できる情報が削除された状態で受領したが、個人が居住する市区町村の識別は可能であり、市区町村を単位とした分析を行うことも申請した解析の中に含まれ、許可された。しかし、市区町村名を表章することはデータ提供元である厚生労働省統計情報部により制限されていた。

なお本研究では、2007 年から 2014 年までのデータを用いたが、後述する在宅医療データが 2015 年 3 月 31 日現在の市区町村名および市区町村番号によって集計されたデータであったことから、本研究では市区町村名および市区町村番号を

2015年3月31日現在の市区町村名および市区町村番号に統一した。

市区町村のすがたは、国民生活全般の実態を示す統計データを体系的に編成した「社会・人口統計体系」を整理したものであり、A人口・世帯、B自然環境、C経済基盤、D行政基盤、E教育、F労働、G文化・スポーツ、H居住、I健康・医療、J福祉・社会保障、K安全、L家計、M生活空間の各項目のデータが市区町村別に収録されている。本データは、本邦における各種統計調査が集約された、「政府統計の総合窓口 (e-Stat)」ウェブサイトにおいて公表されている。本データは市区町村を単位とするデータであり、本研究では、2007年～2014年におけるデータを用いたが、後述する在宅医療データが2015年3月31日現在の市区町村名および市区町村番号によって集計されたデータであったことから、「全国介護レセプト」と同様に、市区町村名および市区町村番号を2015年3月31日現在の市区町村名および市区町村番号に統一した。

在宅医療データは、厚生労働省が在宅医療に関連する統計調査等のデータについて市区町村を単位として集計したデータであり、在宅医療に関連する医療施設数が市区町村別に収録されている。本データは市区町村を単位とするデータとして厚生労働省のウェブサイトにおいて公表されており、本研究では2014年のデータを用いたが、データは2015年3月31日現在の市区町村を単位として集計されていた。

本研究では、「全国介護レセプト」を用いて市区町村を単位として要約した指標を算出し、市区町村を1行としたデータに集約した。その後、市区町村を単位とした「全国介護レセプト」に、「市区町村のすがた」、「在宅医療データ」を、2015年3月31日現在の市区町村を単位として結合することで、1市区町村を1行としたデータセットを作成し、本研究における分析に用いた。

(2) 対象者

本研究では、「介護給付費実態調査」(以下、「全国介護レセプト」)において、2007年4月から2014年3月までの期間に、65歳以上で要介護4または5の認定を受け、要介護4または5の認定を受けていた期間に、介護保険サービスを少なくとも1日以上利用した者(以下、要介護4または5利用者)について、市区町村を単位とする指標を算出した。分析の対象としたのは、要介護4または5利用者が100名以上であった市区町村とした。

(3) 従属変数

本研究における従属変数は、市区町村を単位とした指標である在宅ゼロ者割合および在宅月割合とした。まず、それぞれの対象者について、要介護4または5の認定を受けていた月(以下、要介護4または5認定月)を、前述した在宅介護サービスおよび入所サービスの利用の有無で、在宅月、入所月、入院月に分類した。

はじめに、在宅介護サービスの利用日数が1日以上であった要介護4または5認定月を、全て在宅月に分類した。次に、在宅介護サービスの利用が0日であった月のうち、入所サービスの利用日数が1日以上であった月を入所月に分類した。最後に、在宅介護サービスの利用日数が0日であった月のうち、入所サービスの利用日数も0日であった月、すなわち介護保険サービスを全く利用しなかった月を入院月に分類した。なお、「全国介護レセプト」では入院を直接的に同定することはできないため、要介護4または5認定月に介護保険サービスを1日も利用しないことは殆どないと考えられることから、この期間は1ヶ月を通して入院していたと推定して入院月の分類を行った。

在宅ゼロ者割合は、要介護4または5の認定を受けて介護保険サービスを利用した者のうち、要介護4または5の認定を受けていた期間の在宅月の数が0であった者の割合として計算した。

在宅月割合は、要介護4または5認定月の最初の1ヶ月と最後の3ヶ月を除いた期間における、要介護4または5認定月の月数に対する在宅月の月数の割合として算出した。

(5) 独立変数

本研究では、市区町村の基本情報、家族の状況、および地域住民の交流に関する変数、在宅医療の提供体制、一般的な医療の提供体制、介護および療養サービスの提供体制、社会経済状況に関する変数を独立変数とした。以下、それぞれについて記述する。

市区町村の基本情報を示す変数は、人口(千人)、要介護4または5利用者のうち女性の割合(%)、人口あたり高齢者数(%)、人口密度(人/ha)とした。人口は、市区町村のすがたに収録されている「人口(2010年)」を用いた。要介護4または5利用者のうち女性の割合は、「全国介護レセプト」から算出した。人口あたり高齢者数については、統計でみる市区町村のすがたに収録されている「高齢者人口(2010年)」を、同じく市区町村のすがたに収録されている「人口(2010年)」で除して算出した。なお、「高齢者人口(2010年)」は65歳以上の者の人口を指す。人口密度(人/ha)は、人口を、市区町村のすがたに収録されている「総面積(2007年～2013年の数値の平均値)」で除することにより算出した。

家族の状況を示す変数は、高齢者のうち単身高齢者の割合(%)、人口千人あたり離婚件数とした。高齢者あたり単身高齢者数は、市区町村のすがたに収録されている「高齢単身世帯数(2010年)」を高齢単身者の人数と見なし、同じく市区町村のすがたに収録されている「高齢者人口(2010年)」で除することにより算出した。なお、「高齢単身世帯数(2010年)」は、65歳以上の者一人のみである世帯の数を指す。人口あたり離婚件数は、市区町村のすがたに収録されている「離婚件数(2007年～2013年の数値の平均値)」を、

同じく市区町村のすがたに収録されている「人口(2010年)」で除することにより算出した。

地域住民の交流を示す変数は、人口千人あたり公民館数とした。本変数は、市区町村のすがたに収録されている「公民館数(2008年および2011年の数値の平均値)」を、「人口(2010年)」で除して算出した。公民館は、社会教育法第20条111において、「市町村その他一定区域内の住民のために、実際生活に即する教育、学術及び文化に関する各種の事業を行い、もって住民の教養の向上、健康の増進、情操の純化を図り、生活文化の振興、社会福祉の増進に寄与することを目的とする。」とされている。また、同22条111では、公民館が行う事業は「定期講座を開設すること」、「討論会、講習会、講演会、実習会、展示会等を開催すること」、「図書、記録、模型、資料等を備え、その利用を図ること」、「体育、レクリエーション等に関する集会を開催すること」、「各種の団体、機関等の連絡を図ること」、「その施設を住民の集会その他の公共的利用に供すること」とされている。

在宅医療の提供体制を示す変数は、高齢者千人あたり往診を実施する一般診療所数とした。本変数は、在宅医療データにおける「往診を実施する診療所の施設数(2014年)」を、市区町村のすがたに収録されている「高齢者人口(2010年)」で除して算出した。なお、往診は、容態変化等による患者側からの要望に応じ、予定外に訪問して診療を行うことである。

一般的な医療提供体制を示す変数は、高齢者千人あたり一般病院数、高齢者千人あたり一般診療所数とした。高齢者千人あたり一般病院数は、市区町村のすがたに収録されている「病院数(2007年から2013年までの結果の平均値)」を、同じく市区町村のすがたに収録されている「高齢者人口(2010年)」で除して算出した。高齢者千人あたり一般診療所数は、市区町村のすがたに収録されている「一般診療所数(2007年から2013年ま

での結果の平均値)」を、同じく市区町村のすがたに収載されている「高齢者人口 (2010年)」で除して算出した。

介護および療養サービスの提供体制を示す変数は、高齢者千人あたり療養病床を有する病院数、要介護認定者千人あたり介護老人保健施設定員数、要介護認定者千人あたり介護老人福祉施設定員数とした。高齢者千人あたり療養病床を有する病院数は、市区町村のすがたに収載されている「療養病床を有する病院数 (2007年から2013年までの結果の平均値)」を、「高齢者人口 (2010年)」で除して算出した。要介護認定者千人あたり介護老人保健施設定員数は、市区町村のすがたに収載されている「介護老人保健施設定員数 (2007年から2013年までの結果の平均値)」を、「2010年10月における要介護認定者数 (全国介護保険レセプトより算出)」で除して算出した。要介護認定者千人あたり介護老人福祉施設定員数は、市区町村のすがたに収載されている「介護老人福祉施設定員数 (2007年から2013年までの結果の平均値)」を、「2010年10月における要介護認定者数 (全国介護保険レセプトより算出)」で除して算出した。

社会経済状況を示す変数は、人口あたり課税対象所得、完全失業率とした。人口あたり課税対象所得は、市区町村のすがたに収載されている「課税対象所得 (2007年から2014年までのデータの平均値)」を、「人口 (2010年)」で除することにより算出した。なお課税対象所得は、各年度の個人の市町村民税の所得割の課税対象となった前年の所得金額を指す。

(6) 統計学的分析

まず、在宅ゼロ者割合、在宅月割合、および市区町村の特性について、基本統計量を記述した。次に、それぞれの市区町村の特性を表す変数の分布を考慮し、回帰分析に投入する際の対数変換もしくは離散変数への変換の有無を決定した。さら

に実際に回帰分析に独立変数として投入した、変換後の市区町村の特性の基本統計量についても記述した。

次に、在宅ゼロ者割合、在宅月割合を従属変数、分布を考慮して変換した市区町村の特性を独立変数とした単回帰分析を実施した。さらに、在宅ゼロ者割合、在宅月割合を従属変数、分布を考慮して変換した市区町村の特性を独立変数とした重回帰分析を実施した。

副次的な分析として、公民館および往診と従属変数の関連を人口が修飾するかどうかを明らかにするために、主モデルに「人口と人口千人あたり公民館数」、および「人口と高齢者千人あたり往診を実施する一般診療所数」の交互作用を加えたモデルによる重回帰分析を実施した。また、人口と公民館数の組み合わせ、および人口と往診を実施する診療所数の組み合わせが従属変数に与える影響を明らかにするために、主モデルに人口 (低値、高値) と人口千人あたり公民館数 (なし、低値、高値) の組み合わせによる6つのカテゴリから成る離散変数を加えたモデルと、主モデルに人口 (低値、高値) と高齢者千人あたり往診を実施する診療所数 (第1分位、第2分位、第3分位) の組み合わせによる6つのカテゴリから成る離散変数を加えたモデルによる重回帰分析を実施した。

分析には SAS 9.3 (SAS Institute, Cary, NC) および Stata14 (StataCorp, College Station, TX, USA) を使用し、有意水準は $P < 0.05$ とした。

(倫理面への配慮)

本研究は、筑波大学倫理委員会の承認を受けて実施した (承認番号: 1166号 2017年3月3日)。受領したデータは、住所や氏名等の個人を特定できる情報が削除されており、対象者の個人情報保護されている。

C. 研究結果

(1) 研究の対象

本研究において用いた 2007 年から 2014 年までの「全国介護レセプト」において、65 歳以上で要介護 4 または 5 の認定を受けた者の人数は 3,747,247 人であった。そのうち、要介護 4 または 5 の認定を受けていた期間に介護保険サービスの利用が全くなかった 617,582 人を除外した結果、要介護 4 または 5 利用者の人数は 3,129,665 人であった。これらについて、従属変数である在宅ゼロ者割合および在宅月割合を算出して市区町村を単位として要約し、1,627 市区町村のデータを作成した。そのうち要介護 4 または 5 利用者の人数が 100 名以下であった 67 市区町村を除いた 1,560 市区町村を分析対象とした (図 1)。なお、「市区町村のすがた」および「在宅医療データ」には、本研究の分析対象である 1560 市区町村のデータは全て収載されていた。

(2) 従属変数の基本統計量

従属変数である在宅ゼロ者割合の平均値および標準偏差は 39.5 ± 10.6 (%)、在宅月割合では 51.2 ± 6.3 (%) であった。

(3) 独立変数の基本統計量

独立変数の平均値および標準偏差は、人口 (千人) では 66.0 ± 167.2 、要介護 4 または 5 利用者のうち女性の割合 (%) では 66.8 ± 2.8 、高齢者人口割合 (%) では 27.9 ± 6.9 、人口密度 (人 / ha) では 9.5 ± 22.4 、高齢者のうち単身高齢者の割合 (%) では 14.0 ± 4.9 、人口千人あたり離婚件数では 1.7 ± 0.4 、人口千人あたり公民館数では 0.4 ± 0.8 、高齢者千人あたり往診を実施する一般診療所数では 0.7 ± 0.4 、高齢者千人あたり病院数では 0.2 ± 0.2 、高齢者千人あたり一般診療所数では 2.6 ± 1.7 、病院数のうち療養病床を有する病院の割合 (%) では 44.9 ± 38.8 、要介護認定高齢者千人あたり介護老人保健施設定員数では 93.4 ± 96.9 、要介護認定高齢者千人あたり介護老人福祉施設定員数では 155.1 ± 118.5 、人口あたり課税対象所得 (千円)

では 1.1 ± 0.3 、完全失業率では 6.4 ± 2.1 であった。

なお、変数を回帰分析に投入するにあたり、分布を考慮した結果、人口密度、高齢者のうち単身高齢者の割合、人口あたり課税対象所得は、それぞれ 2 を底とする対数に変換して投入することとした。また、人口 (千人) については、「低値 (1.16–25.0)、高値 (25.0–3688.8)」、人口千人あたり公民館数は「なし、低値 (0.005–0.19)、高値 (0.19–9.15)」、高齢者千人あたり往診を実施する一般診療所数は「第 1 分位 (0–0.45)、第 2 分位 (0.45–0.81)、第 3 分位 (0.81–3.27)、高齢者千人あたり病院数は「第 1 分位 (0–0.15)、第 2 分位 (0.15–0.30)、第 3 分位 (0.30–1.72)」、高齢者千人あたり一般診療所数は「第 1 分位 (0–2.09)、第 2 分位 (2.09–2.89)、第 3 分位 (2.89–51.1)」、病院数のうち療養病床を有する病院の割合 (%) は「なし、低値 (5.0–66.4)、高値 (66.6–100)」、要介護認定高齢者千人あたり介護老人保健施設定員数は「第 1 分位 (0–56.9)、第 2 分位 (57.1–106.9)、第 3 分位 (107.2–970.9)」、要介護認定高齢者千人あたり介護老人福祉施設定員数は第 1 分位 (0–108.0)、第 2 分位 (108.2–157.3)、第 3 分位 (157.5–1671.4)」から構成される離散変数にそれぞれ変換してモデルに投入した。

(4) 単回帰分析の結果

単回帰分析において、人口千人あたり公民館数は、在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は低値において -8.62 (95%信頼区間 $-10.42 \sim -6.82$)、高値において -6.16 ($-7.96 \sim -4.35$) であった。また、在宅月割合に対する偏回帰係数は、低値において 4.89 ($3.81 \sim 5.97$)、高値において 4.11 ($3.03 \sim 5.19$) であった。

また、高齢者千人あたり往診を実施する一般診療所数は在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は第 2 分位において -3.81 (95%信頼区間 -5.08

～-2.54)、第3分位において -4.19 (-5.46～-2.93) であった。また、在宅月割合に対する偏回帰係数は、第2分位において 1.94 (1.18～2.70)、第3分位において 1.65 (0.89～2.41) であった。

市区町村の基本情報では、人口(千人・二値)は在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は -5.32 (95%信頼区間 -6.33～-4.30)、在宅月割合に対する偏回帰係数は 2.95 (2.34～3.56) であった。要介護4または5利用者のうち女性の割合(%)は在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は 1.45 (1.27～1.62)、在宅月割合に対する偏回帰係数は -0.40 (-0.51～-0.29) であった。高齢者人口割合(%)は在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する人の偏回帰係数は 0.52 (0.44～0.59)、在宅月割合に対する偏回帰係数は -0.27 (-0.31～-0.22) であった。人口密度(人/ha・対数)は在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は -1.72 (-1.92～-1.53)、在宅月割合に対する偏回帰係数は 0.80 (0.68～0.92) であった。

家族の状況では、高齢者のうち単身高齢者の割合(%・対数)は、在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は 6.73 (95%信頼区間 5.73～7.73)、在宅月者割合に対する偏回帰係数は -3.28 (-3.89～-2.67) であった。人口千人あたり離婚件数も、在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は -2.48 (-3.77～-1.19)、在宅月割合に対する偏回帰係数は 3.09 (2.33～3.84) であった。

一般的な医療の提供状況では、高齢者千人あたり病院数は、在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は、第3分位において 6.70 (95%信頼区間 5.48～7.91) であった。第2分位における偏回

帰係数は -1.08 (-2.29～0.14) であったが、有意な関連は認められなかった。また、在宅月割合に対する偏回帰係数は、第2分位において 1.17 (0.42～1.92)、第3分位において -1.86 (-2.61～-1.10) であった。高齢者千人あたり一般診療所数は、在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は第2分位において -1.88 (-3.16～-0.61)、第3分位において -3.79 (-5.06～-2.51) であった。また、在宅月割合に対する偏回帰係数は、第3分位において 1.18 (0.41～1.94) であった。第2分位における偏回帰係数は、0.59 (-0.17～1.36) であったが、有意な関連は認められなかった。

介護および療養サービスの提供体制を示す変数では、高齢者千人あたり療養病床を有する病院数は、在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は低値において -1.80 (95%信頼区間 -3.06～-0.53)、高値において 3.29 (2.04～4.54) であった。また、在宅月割合に対する偏回帰係数は、低値において 1.46 (0.69～2.23) であった。高値における偏回帰係数は -0.26 (-1.01～0.50) であったが、有意な関連は認められなかった。次に、要介護認定者千人あたり介護老人保健施設定員数は、在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は第2分位において -2.88 (-4.15～-1.61) であった。第3分位では 1.09 (-0.18～2.36) であったが、有意な関連は認められなかった。また、在宅月割合に対する偏回帰係数は、第2分位において 2.29 (1.53～3.05)、第3分位において 0.84 (0.07～1.60) であった。また、要介護認定者千人あたり介護老人福祉施設定員数は、在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は第2分位において 1.81 (0.56～3.06)、第3分位において 5.98 (4.73～7.23) であった。また、在宅月割合に対する偏回帰係数は、第2分位において -0.85 (-1.59～-0.11)、第3分位

において -3.87 (-4.61~-3.12) であった。

社会経済状況では、人口あたり課税対象所得(千円・対数)は在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は -9.31 (95%信頼区間 -10.65~-7.97) , 在宅月者割合に対する偏回帰係数は 2.91 (2.08~3.75) であった。また、完全失業率は在宅月割合との有意な関連を認め、偏回帰係数は 0.29 (0.15~0.44) であった。

(5) 重回帰分析の結果

人口千人あたり公民館数は、在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は低値において -3.65 (95%信頼区間 -5.13~-2.17) 、高値において -5.61 (-7.08~-4.15) であった。また、在宅月割合に対する偏回帰係数は、低値において 1.84 (0.82~2.85) 、高値において 3.49 (2.48~4.50) であった。

また、高齢者千人あたり往診を実施する一般診療所数は在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は第2分位において -1.79 (95%信頼区間 -2.82~-0.76) 、第3分位において -2.16 (-3.28~-1.05) であった。また、在宅月割合に対する偏回帰係数は、第2分位において 1.17 (0.47~1.88)、第3分位において 1.28 (0.51~2.04) であった。

市区町村の基本情報では、人口(千人・二値)は在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連は認められなかった。要介護4または5利用者のうち女性の割合は在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は 0.98 (0.83~1.13) , 在宅月割合に対する偏回帰係数は -0.23 (-0.34~-0.13) であった。高齢者人口割合は在宅月割合との有意な関連を認め、在宅月割合に対する偏回帰係数は -0.11 (-0.18~-0.04) であった。人口密度は在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅

ゼロ者割合に対する偏回帰係数は -1.59 (-1.87~-1.30) , 在宅月割合に対する偏回帰係数は 0.72 (0.53~0.92) であった。

家族の状況では、高齢者のうち単身高齢者の割合は在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は 5.16 (95%信頼区間 4.19~6.12) , 在宅月者割合に対する偏回帰係数は -2.50 (-3.16~-1.83) であった。

地域住民の交流では、人口千人あたり公民館数は、在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は低値において -3.65 (95%信頼区間 -5.13~-2.17) , 高値において -5.61 (-7.08~-4.15) であった。また、在宅月割合に対する偏回帰係数は、低値において 1.84 (0.82~2.85) , 高値において 3.49 (2.48~4.50) であった。

在宅医療の提供状況では、高齢者千人あたり往診を実施する一般診療所数は在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は第2分位において -1.79 (95%信頼区間 -2.82~-0.76) , 第3分位において -2.16 (-3.28~-1.05) であった。また、在宅月割合に対する偏回帰係数は、第2分位において 1.17 (0.47~1.88)、第3分位において 1.28 (0.51~2.04) であった。

一般的な医療の提供状況では、高齢者千人あたり病院数は、在宅ゼロ者割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は、第3分位において 2.06 (0.79~3.34) であったが、第2分位については有意な関連を認めなかった。高齢者千人あたり一般診療所数は、在宅月割合との有意な関連を認め、在宅月割合に対する偏回帰係数は、第2分位において -0.99 (-1.73~-0.25) , 第3分位において -1.24 (-2.12~-0.37) であった。

介護および療養サービスの提供体制を示す変数では、高齢者千人あたり療養病床を有する病院数は、在宅ゼロ者割合との有意な関連を認め、在宅

ゼロ者割合に対する偏回帰係数は、高値において 2.77 (1.49～4.04) であったが、低値については有意な関連を認めなかった。次に、要介護認定者千人あたり介護老人保健施設定員数は、在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は第3分位において 3.15 (2.09～4.20) であったが、第2分位については有意な関連を認めなかった。また、在宅月割合に対する偏回帰係数は、第3分位において -0.82 (-1.54～-0.09) であったが、第2分位については有意な関連を認めなかった。また、要介護認定者千人あたり介護老人福祉施設定員数は、在宅ゼロ者割合および在宅月割合との有意な関連を認め、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は第2分位において 1.20 (0.21～2.19) 、第3分位において 3.26 (2.18～4.34) であった。また、在宅月割合に対する偏回帰係数は、第2分位において -0.87 (-1.55～-0.19) 、第3分位において -2.58 (-3.32～-1.84) であった。

社会経済状況では、人口あたり課税対象所得は在宅月割合との有意な関連を認め、偏回帰係数は -2.35 (95%信頼区間 -3.44～-1.25) であった。

(6) 副次的な分析の結果

主モデルに人口と公民館数の交互作用項を加えたモデルによる重回帰分析において、人口と公民館数の交互作用項は、在宅ゼロ者割合、在宅月割合との有意な関連が認められた。次に、主モデルに人口 (低値、高値) と人口千人あたり公民館数 (なし、低値、高値) の組み合わせによる6つのカテゴリから成る離散変数を加えたモデルによる重回帰分析では、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は、人口が低値かつ公民館が低値の市区町村では -6.80 (95%信頼区間 -8.74～-4.87) 、人口が低値かつ公民館が高値の市区町村では -8.00 (-9.74～-6.25) であった。また、人口が高値かつ公民館がない市区町村では -7.54 (-10.55～-4.53) 、人口が高値かつ公民館が低値の市区町村では -6.27 (-8.38

～-4.16) 、人口が高値かつ公民館が高値の市区町村では、-7.94 (-10.01～-5.87) であった。在宅月割合に対する偏回帰係数は、人口が低値かつ公民館が低値の市区町村では 3.62 (2.29～4.96) 、人口が低値かつ公民館が高値の市区町村では 4.56 (3.36～5.76) であった。また、人口が高値かつ公民館がない市区町村では 4.16 (2.08～6.24) 、人口が高値かつ公民館が低値の市区町村では 3.48 (2.03～4.94) 、人口が高値かつ公民館が高値の市区町村では 5.32 (3.90～6.75) であった。

主モデルに人口と高齢者千人あたり往診を実施する一般診療所数の交互作用項を加えたモデルによる重回帰分析において、人口と往診を実施する一般診療所数の交互作用項は、在宅ゼロ者割合、在宅月割合のいずれとも有意な関連は認められなかった。次に、主モデルに人口 (低値、高値) と高齢者千人あたり往診を実施する一般診療所数 (第1分位、第2分位、第3分位) の組み合わせによる6つのカテゴリから成る離散変数を加えたモデルによる重回帰分析において、在宅ゼロ者割合に対する偏回帰係数は、人口が低値かつ往診を実施する診療所数が第2分位の市区町村では 1.93 (95%信頼区間 3.33～0.53) 、人口が低値かつ往診を実施する診療所数が第3分位の市区町村では 1.82 (3.26～0.37) であった。また、人口が高値かつ往診を実施する診療所数が第1分位の市区町村では 0.03 (1.67～1.74) 、人口が高値かつ往診を実施する診療所数が第2分位の市区町村では -1.72 (3.34～-0.10) 、人口が高値かつ往診を実施する診療所数が第3分位の市区町村では -2.46 (-4.14～-0.78) であった。在宅月割合に対する偏回帰係数は、人口が低値かつ往診を実施する診療所数が第2分位の市区町村で 1.31 (0.35～2.28) 、人口が低値かつ往診を実施する診療所数が第3分位の市区町村で 1.21 (0.22～2.20) であった。また、人口が高値かつ往診を実施する診療所数が第1分位の市区町村では 0.61 (-0.56～1.79) 、人口が高値かつ往診を実施する診療所数が第2分位の市区

町村では 1.66 (0.55~2.77)、人口が高値かつ往診を実施する診療所数が第3分位の市区町村では、1.91 (0.76~3.06) であった。

D. 考察

(1) 結果のまとめ

本研究の結果から、市区町村の種々の特性と在宅生活継続との関連が明らかになった。その中でも、市区町村における公民館数、往診を実施する一般診療所数と、重度要介護高齢者の在宅生活継続との関連は、先行研究では明らかになっていなかった知見であった。これらの結果は、「全国介護レセプト」および市区町村を単位とする公表データの双方を用いた本研究により、初めて明らかになったものである。以下に、それぞれの市区町村の特性と、在宅ゼロ者割合および在宅月割合との関連について、公民館数および往診を実施する一般診療所数について考察する。

(2) 市区町村の特性ごとの結果の解釈

人口千人あたり公民館数については、公民館がない市町村に比べて、公民館はあるが比較的少ない市町村、公民館数が比較的多い市町村であることは、他の変数で調整した上でも、在宅ゼロ者割合、すなわち自宅で生活する日が1日もなかった要介護4または5利用者の割合(%)が、それぞれ3.65、5.61低いことと関連していた。また、在宅月割合(%)、すなわち自宅で生活した要介護4または5利用者が自宅で生活した月の割合(%)については、公民館がない市区町村に比べ、公民館はある数がゼロではないが比較的少ない市町村、公民館数が比較的多い市町村ではそれぞれ1.84、3.49大きいことと関連していた。従って、人口千人あたり公民館数が大きい市区町村ほど、自宅で生活しなかった要介護4または5利用者が少なく、要介護4または5利用者が自宅での生活をより継続したことを示している。一方で、本研究において用いた公民館数が、重度要介護高齢者

の在宅生活継続に対して直接的に影響を及ぼすと推論することは論理的に考えにくい。そもそも、人口千人あたりの公民館数は、地域住民の交流の状況を表す市区町村の特性(潜在変数)の代理変数としてモデルに投入したものである。海外の先行研究において、地域の催事への参加や、旅行、友人・家族への訪問といった社会活動の増加が、地域在住高齢者の施設入所のリスクを低減すること¹、生活を行う範囲が小さくなること、高齢者の施設入所の可能性を高めること²が報告されている。これらの先行研究は、地域住民が他の住民と交流することが在宅生活の継続に影響することを示唆している。本研究の結果から、公民館が多い市区町村では、住民の交流の場が整備されていることから住民の交流も多く行われており、そのような市町村では重度要介護高齢者が在宅生活を継続できている、という可能性が考えられるため、本研究の結果はこれらの先行研究で得られた結論を支持するものであると言える。また、住民の交流の場を整備し、住民の交流を促すような政策が、総体として重度の介護を要する高齢者の在宅生活継続に有効である可能性が考えられた。今後は、特定の地域における調査などを通じて、公民館を始めとした地域住民の交流の状況を詳細に調査し、在宅生活継続との関連を検討する必要があると考えられる。

次に、高齢者千人あたり往診を実施する一般診療所数について、往診を実施する一般診療所が少ない市区町村に比べて、往診を実施する一般診療所が中程度の市区町村、往診を実施する一般診療所が多い市区町村であることは、他の変数で調整した上でも、在宅ゼロ者割合(%)がそれぞれ1.79、2.16小さく、在宅月割合(%)がそれぞれ1.17、1.28大きいことと関連していた。従って、往診を実施する一般診療所が多い市区町村ほど、自宅で生活しなかった要介護4または5利用者が少なく、要介護4または5利用者が自宅での生活をより継続したことを示している。往診を実施す

る一般診療所数が多い市区町村は、重度要介護高齢者においても往診が多く利用されていると考えられる。在宅医療に関する本邦の先行研究では、往診が行われた高齢者は在宅死亡が多いこと³、訪問診療サービス継続者は他職種のサービスを併用していること⁴が報告されている。往診の実施状況と在宅生活継続の関連を地域単位で検討した先行研究は行われていないが、本研究の結果から、市区町村が往診を行っていない一般診療所に対して往診の実施を促すような政策を実施することは、重度要介護高齢者の在宅生活の継続に有効である可能性が考えられた。本邦において2009年に実施された「在宅医療の提供と連携に関する実態調査⁵」において、調査に回答した在宅療養支援診療所における「在宅医療が一層充実するために必要と考えられる項目」として多く挙げられたのは、回答数が多かった順番に「緊急時の入院・入所などの受け入れ病床の確保」、「24時間体制に協力可能な医師の存在」、「24時間体制の訪問看護ステーションの存在」、「診療報酬上の評価」、「入院患者が円滑に在宅移行できるような病院の取り組み」であった。このように、往診を始めとした在宅医療の促進には、診療報酬における評価だけでなく、在宅医療に従事する医師、看護師の増加を目的とした普及活動や、緊急時の受け入れや入院患者の在宅への移行といった、病院との連携を促すような政策が求められると考えられる。

(3) 副次的な分析における結果の解釈および示唆

人口と人口千人あたり公民館数の交互作用項を加えたモデルによる分析の結果から、公民館と在宅ゼロ者割合および在宅月割合との関連は、人口の大小によって有意に異なり、特に、人口が低値に比べて高値であることの効果と、公民館がない場合に比べて低値または高値であることの効果が合わさった場合に、合わさることの効果を打ち消す方向に交互作用が影響することが明らかになった。また、主モデルに人口（低値、高値）と人口

千人あたり公民館（なし、低値、高値）の組み合わせによる6つのカテゴリから成る離散変数を加えたモデルによる分析においては、人口が小さく公民館が低値、高値の市区町村は、人口が小さく公民館がない市区町村に比べ、在宅ゼロ者割合がそれぞれ6.80、8.00小さく、在宅月割合が3.62、4.56小さいという結果であった。次に、人口が大きく公民館がない市区町村は、人口が小さく公民館がない市区町村に比べ、在宅ゼロ者割合が7.54、在宅月割合が4.16高いという結果であった。一方、人口が大きく公民館が低値、高値の市区町村は、人口が小さく公民館がない市区町村に比べ、在宅ゼロ者割合がそれぞれ6.27、7.94小さく、在宅月割合が3.48、5.32大きいという結果であった。これらの結果から、人口が小さく、かつ公民館がない市区町村は、それ以外の市区町村に比べて、自宅で生活しなかった要介護4または5利用者が多く、自宅で生活した期間の割合も小さいことが示唆された。一方で、人口が大きい市町村では、公民館数による偏回帰係数の差異は認められなかった。従って、人口が小さく、かつ公民館がない市区町村のみにおいて在宅生活継続が行われにくくなっているという結果となり、このような市区町村において公民館のような地域住民が交流する場を提供することが、重度要介護高齢者の在宅生活継続に特に効果的である可能性が考えられた。なお、人口が大きい市区町村では、公民館数が重度要介護高齢者の在宅生活継続に及ぼす影響が小さい可能性が考えられるが、本研究における公民館数は、前述した社会教育法第20条において定義された公民館の数を示しており、市区町村によっては公民館以外の公的サービスによって地域住民の交流の場を提供している可能性も考えられる。しかしながら、それらは本研究における分析では考慮されていない。そのため、人口の大きい市区町村では、公民館以外での地域住民の交流が、重度要介護高齢者の在宅生活継続に寄与している可能性があることに留意する必要がある。

また、人口と高齢者千人あたり往診を実施する一般診療所数の交互作用項を加えたモデルによる分析において、交互作用項と従属変数との有意な関連が認められなかったことから、往診を実施する一般診療所数と在宅ゼロ者割合および在宅月割合との関連は、人口の大小により修飾されないことが示唆された。また、主モデルに人口（低値、高値）と高齢者千人あたり往診を実施する一般診療所数（第1分位、第2分位、第3分位）の組み合わせによる6つのカテゴリから成る離散変数を加えたモデルによる分析において、往診を実施する診療所数が第1分位であった市区町村において、人口の大小で在宅ゼロ者割合および在宅月割合に有意な差は認められなかった。また、人口が小さく、往診を実施する診療所が第2分位または第3分位である市区町村と、人口が大きく、往診を実施する診療所が第2分位または第3分位である市区町村は、人口が小さく往診を実施する診療所数が第1分位であった市区町村に比べて、いずれも在宅ゼロ者割合は小さく、在宅月割合は大きいという結果であった。ただし、それぞれの偏回帰係数は人口の大小によらず概ね類似した値であった。これらの結果から、往診を実施する診療所数が多いことは、人口の大小に関わらず在宅生活継続に関連することが示唆された。ただし、高齢者千人あたり往診を実施する一般診療所数は人口が小さい市区町村よりも人口が大きい市区町村の方が有意に大きかったため、往診の提供状況については人口の大小によって異なる可能性が考えられた。本研究から、往診を行っていない一般診療所に対して往診の実施を促すことは、人口に依らず在宅生活継続に関連する可能性が考えられたが、その方策については、人口の大小によって異なる可能性がある。例えば、人口が大きい市区町村では、比較的往診を実施する診療所数が多く、病院数も多いと考えられることから、入院患者が円滑に在宅に移行できるような、病院と診療所の連携や、診療所間の連携といった体制を整えることで、診

療所の医師が在宅医療を受け入れやすくなる可能性がある。一方、人口が小さい市区町村では、往診を実施する診療所数が少なく、病院も少ないと考えられることから、まずは緊急時の入院や入所といった、受け入れ先を確保することが必要であると考えられる。

(4) 在宅ゼロ者割合と在宅月割合の結果の比較

在宅ゼロ者割合を従属変数とした重回帰分析と、在宅月割合を従属変数とした重回帰分析は、概ね同様の結果を示していた。在宅ゼロ者割合の集計対象者（在宅月の数が0であった要介護4または5利用者）の中には、重度の介護が必要になった際に、本人が自宅以外での生活を希望したと考えられる者が多く含まれる。一方、在宅月割合の集計対象者（在宅月の数が1以上であった要介護4または5利用者）は、本人・家族が自宅での生活を希望した者が多いと考えられる。往診や公民館は、論理的には自宅で生活する重度要介護高齢者に影響を与える可能性が高いと考えられるが、往診を実施する一般診療所数や公民館数は、在宅月割合が大きいことだけでなく、在宅ゼロ者割合が小さいこととも関連した。このことから、地域全体における在宅医療サービスの充実や、地域において地域住民が交流する場が整備されていることが、個人の療養場所を選択するプロセスに影響を及ぼす可能性も考えられる。本研究は、市区町村を単位とした全国的な分析として一定の意義があると考えられるが、今後は個人を対象として、療養場所の選択と地域を単位とする要因との関連を明らかにすることも必要である。

(5) 本研究の限界

本研究の限界は以下の通りである。まず、本研究は横断研究であることから、時間的な前後関係を特定できないため、独立変数と従属変数の因果関係に言及することは困難である。特に、公民館に代表される地域の交流の場の整備と在宅生活継

続の関連については、在宅生活を継続している地域であることで地域の繋がりが醸成され、その結果として地域の交流の場が整備される、といったような、独立変数と従属変数が逆方向の因果関係を持ちうることに留意する必要がある。

また、本研究は市区町村を分析単位とした生態学的研究であることから、本研究において認められた従属変数と独立変数の関連が、個人を単位とした場合には認められない可能性があることに留意する必要がある。一方で、本研究は市区町村の特性と在宅生活継続との関連を明らかにしたものであるため、地域包括ケアシステムの構築に向け、市区町村による在宅生活継続を目的とした政策の検討や、在宅生活継続が困難であると予測される集団に対する対応など、市区町村が主体となった政策立案に貢献しようという点において意義があると考えられる。今後は、本研究において用いた地域を単位とする変数に加え、個人を単位とした変数もモデルに投入することで、個人の特性も加味した地域の特性の影響を検討することが必要であると考えられる。

また本研究では、在宅介護サービスの利用が1日以上あった月を在宅月に分類したため、在宅介護サービスと入所サービスの双方の利用があった月は、実際には施設に入所した期間が存在するが、在宅月に分類され、1ヶ月全て自宅で生活したと見なされる。同様に、入院期間の初月など、在宅介護サービスを利用した期間と入院していた期間の双方が存在する月も在宅月に分類され、1ヶ月全て自宅で生活したと見なされる。これは要介護4または5利用者が1日以上自宅で生活した月において起きる可能性があるため、在宅ゼロ者割合の算出には影響しない。一方で在宅月割合については、施設への入所もしくは入院の回数が多い要介護4または5利用者ほど、実際の日数で算出した割合より大きな割合が算出される可能性がある。ただし、施設への入所や、入院を繰り返しながら自宅での生活を継続することは、「重度な要介護

状態となっても住み慣れた地域で自分らしい暮らしを人生の最後まで続ける」という地域包括ケアシステムの目的に合致していると考えられるため、自宅で生活した期間と、施設で生活した期間もしくは入院していた期間の双方が存在する月を「自宅で生活した月」と見なして在宅月割合を算出することは、「市区町村の地域包括ケアシステム構築を評価する」という目的に対して一定の整合性はあると考えられる。

全国介護保険レセプトデータには、入院の有無に関する情報は含まれておらず、入院期間を直接的に定義することは困難であった。ただし、本邦においては医療保険サービスと介護保険サービスの併用は禁止されており、入院中は介護保険サービスの利用は発生しない。そこで本研究では、「要介護4または5の認定を受けている高齢者は、入院期間以外は在宅介護サービスもしくは入所サービスのいずれかの介護保険サービスを利用する」ということを仮定して、介護保険サービスの利用が全くなかった要介護4または5認定月を入院月に分類した。しかしながら、要介護4または5利用者が介護保険サービスを全く利用せずに自宅で生活した場合、本研究では在宅月の月数を実際の値より小さく算出する結果となる。今後、医療保険のレセプトデータと介護保険のレセプトデータが結合されたデータが利用可能となれば、この問題は解決されるであろう。

また、本研究では全体の6.5%にあたる市区町村で「全国介護レセプト」が提供されなかった。市区町村名の表章はデータ提供元である厚生労働省統計情報部により制限されていたが、データを提供した市区町村と提供しなかった市区町村の人口を比較したところ、提供した市区町村の人口が有意に小さかった。そのため、本研究の結果は人口が小さい市区町村に偏った推定となっている可能性がある。

(6) 研究結果の解釈における留意事項

本研究は悉皆性の高いデータを用いて、全国の市区町村における重度要介護高齢者の在宅生活継続に関連する特性を明らかにしたものであり、その結果は、市区町村における、在宅生活継続を希望する高齢者を支援することを目的とした政策検討および立案には貢献しうると考えられる。ただし、高齢者が介護を受けて生活を行う場所は、本人の希望が尊重されることが原則であり、全ての重度要介護高齢者が自宅での生活を希望しているわけではない。しかしながら本研究では、在宅生活に対する本人の希望を考慮していないため、本研究の結果から得られる解釈を全ての市区町村、または全ての個人に対して適用するのは望ましくないと考えられる。

本研究の結果から、自宅で全く生活しない重度要介護高齢者は、各市区町村に平均して約40%存在することが明らかになった。入院または入所している重度要介護高齢者が自宅での生活を希望しているのであれば、その希望が達成されるよう、退院支援または退所支援を行うことが求められるため、本研究における、在宅ゼロ者割合を従属変数とした分析の結果が適用されうると考えられる。一方で、入院または入所している本人が在宅への復帰を希望していても、医学的状态や、家屋環境、家族の状況等のために在宅復帰が難しい、または本人が自宅への復帰を希望していない可能性もある。そのような場合には、本研究の結果は適用できず、病院や介護施設における生活の質を向上させることが求められる。

また、自宅で生活している重度要介護高齢者においては、本人の希望のもとに自宅で生活している場合、その生活を出来る限り継続できるような支援が必要であり、本研究における、在宅月割合を従属変数とした分析の結果が適用されうると考えられる。しかし、本人は介護施設への入所を希望しているが入所できる施設がなく、希望に反して自宅で生活している場合や、本人は在宅生活継続を希望しているものの、本人の容態の変化や家

族介護者の負担増大のため、在宅生活継続が困難となる場合もある。そのような場合、本研究の結果は適用できず、本人の希望や事情に合わせ、介護施設への入所を念頭に置いて在宅生活を支援する、といった対応が必要となる可能性がある。

このように、本人の在宅生活を希望しない場合や、本人または本人を取り巻く状態の変化により在宅生活が困難である場合、本研究の結果を適用することは望ましくない。本研究の結果は、市区町村における介護施設の入所待機者数や、本人の医学的状态、在宅生活の希望の有無を考慮した解釈に基づいた、慎重な適用が求められる。

E. 結論

本研究の結果から、市区町村における公民館、往診を実施する一般診療所が多いことは重度要介護高齢者の在宅生活継続に関連する可能性があることが明らかになった。また、人口が小さく、かつ公民館がない市区町村において地域住民が交流する場を提供することは、重度要介護高齢者の在宅生活継続に特に効果的である可能性が考えられた。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

(参考文献)

1. Miller LM, Dieckmann NF, Mattek NC, Lyons KS, Kaye JA. Social Activity Decreases Risk of Placement in a Long-Term Care Facility for a Prospective Sample of Community-Dwelling Older Adults. *Research in Gerontological Nursing*. 2014;7:106-112.

2. Sheppard KD, Sawyer P, Ritchie CS, Allman RM, Brown CJ. Life-Space Mobility Predicts Nursing Home Admission Over 6 Years. *Journal of Aging and Health*. 2013;25:907-920.
3. 田宮菜奈子, 荒記俊一, 七田恵子, 他. ねたきり老人の在宅死に影響を及ぼす要因 往診医の存在,年齢との関係を中心に. *日本公衆衛生雑誌* 1990;37(1):33-38.
4. 阿部計大, 小林廉毅, 川村颯, 野口晴子, 高橋秀人, 田宮菜奈子. 訪問診療3ヵ月以上継続と多職種による居宅サービスの併用との関連. *日本プライマリ・ケア連合学会誌* 2018;41(1):2-7.
5. 野村真美, 出口真弓. 在宅医療の提供と連携に関する実態調査 在宅療養支援診療所調査 <http://www.jmari.med.or.jp/download/WP183.pdf> 2018年11月17日アクセス可. 2009.

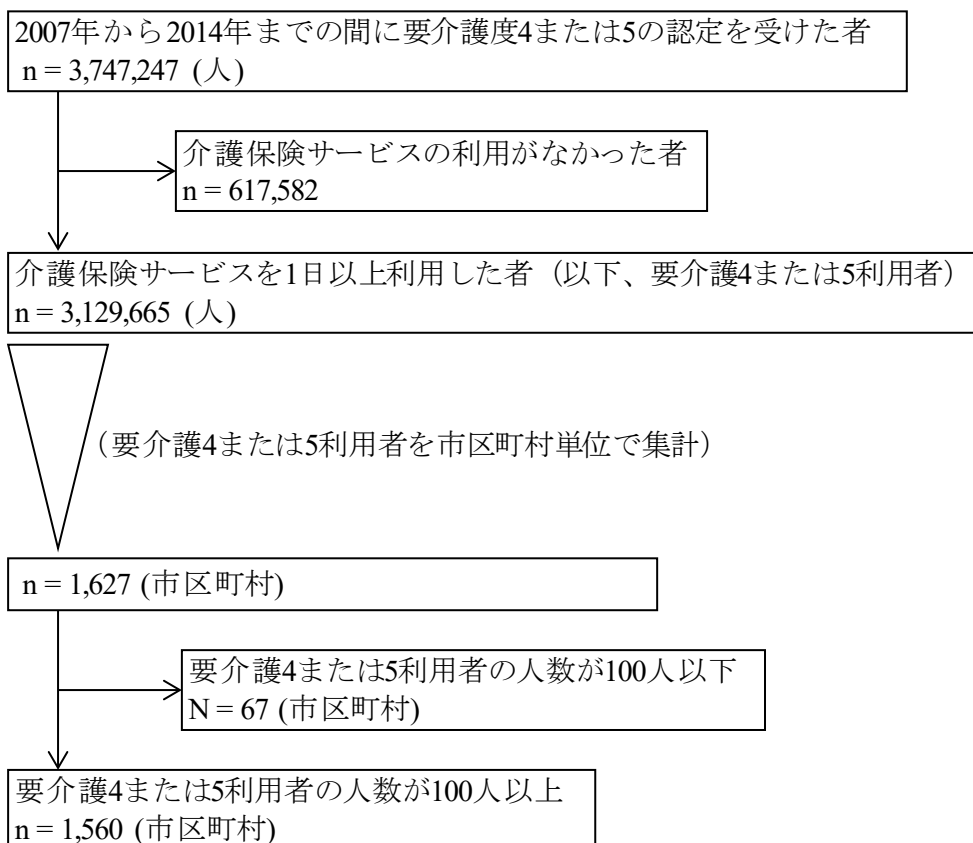


図 2-2-1 対象市区町村選択の流れ

(3) 国民生活基礎調査を用いた個人単位の分析

(3-1) 2017 年度に実施した研究

A. 研究目的

わが国では急速な高齢化に伴い、介護が必要な高齢者の人数も増大している。「平成 27 年度介護保険事業状況報告」によると、介護保険制度が開始された 2000 年に約 256 万人だった要介護および要支援認定者数は、2015 年では約 620 万人まで増加しており、今後も増加が予想される。

近年、「重度な要介護状態となっても住み慣れた地域で自分らしい暮らしを人生の最後まで続ける」ことを目的とした「地域包括ケアシステム」の構築が厚生労働省によって推進されており、中でも要介護高齢者が在宅で生活することは重要な要素である。介護保険制度において、自宅で生活する要介護高齢者に対して種々の介護保険サービスが提供され、サービス受給者数も増加している。一方、要介護高齢者の在宅生活において、家族をはじめとする介護者の役割は依然として大きい。要介護高齢者の在宅生活の継続には、本人に対する支援だけでなく、家族介護者の負担軽減も必要であると考えられる。

家族の介護負担には種々の指標があるが、本研究では、1 日にかかる介護の時間（以下、介護時間）に焦点を当てた。介護時間は介護負担の重要な側面のひとつであり、他の指標に比べて客観的な測定が可能である。先行研究によると、介護時間の増大は、介護者における介護負担感の増大、抑うつ症状、ストレス増大、退職との関連が報告されている。

長時間介護には、介護者が女性であること、介護者に抑うつ症状があること、介護を受ける者の認知機能低下や脳血管疾患といった因子が長時間介護に関連することが報告されている。さらに、介護を受けるものの日常生活動作（ADL）能力の低下と長時間介護との関連が報告されているが、これらの先行研究は種々の ADL 能力の合計点を

測定したものであり、どの ADL が長時間介護に関連するのかは明らかでない。また、これらを疾患別に分析し、比較した研究も行われていない。

本研究の目的は、自宅で生活する要介護高齢者の長時間介護に関連する動作を明らかにし、それを疾患別に比較することである。

B. 研究方法

本研究は、統計法第 33 条（調査情報の提供）による二次利用の承認を受け、厚生労働省統計情報部より提供された国民生活基礎調査を二次利用することにより実施した。本調査は、厚生労働省が実施する基幹統計である。本研究では、2013 年、2010 年および 2007 年に実施された大規模調査から、世帯票、健康票、および介護票を用いた。

データから、65 歳以上で要介護 1 から要介護 5 の認定を受けた者（以下、要介護者）と、要介護者と同居し、主に介護をしている者（以下、介護者）の組を抽出した。次に、以下の基準に該当するものを除外した組を対象とした。1) 要介護者が日常生活で介護を受けていると回答していない。2) 世帯に乳幼児が含まれている。3) 要介護者が就業している。4) 要介護者が認知症グループホームに入居している。

目的変数は、介護者が 1 日の介護にかかる時間である。本項目は、調査票では「ほとんど終日、半日程度、2～3 時間程度、必要な時に手をかす程度、その他」という 5 つの選択肢であったが、本研究における分析では、「ほとんど終日」、「半日程度または 2～3 時間程度」、「必要な時に手をかす程度」との 3 つの選択肢とし、「その他」と回答した者は分析から除外した。

説明変数は、各動作における介護の状況である。調査票では、洗顔、口腔清掃、身体の清拭、洗髪、着替、入浴介助、体位交換・起居、排泄介助、食事の準備・後始末、食事介助、服薬の手助け、散歩、掃除、洗濯、買い物、話し相手、の 16 の動作のそれぞれについて、事業者による介護の有無、

主介護者による介護の有無、主介護者以外の家族等による介護の有無、の介護の有無を回答する形式であった。本研究では、16の動作のうち8の動作（口腔清掃、身体の清拭、着替、入浴介助、体位交換・起居、排泄介助、食事介助、服薬の手助け）のそれぞれについて、「主介護者から介護を受けていない」、「主介護者から介護を受けている」の二値変数に変換して用いた。

また、調整変数として、調査年、要介護者に関する変数（年齢、性別、要介護度、介護を必要とする原因となった疾患、1ヶ月あたりの介護保険サービスに対する自己負担額）、および介護者の因子（性別、要介護者との続柄、就労の有無）を用いた。

まず、上記の変数について記述的な分析を行った。その際、要介護者の介護にかかる時間、介護の原因となった疾患、および介護者の性別に関する情報が非回答であった対象者と、説明変数とした8つのADLに関する変数のうち1つ以上が非回答であった対象者は分析から除外した。次に順序ロジスティック回帰分析を用いて、目的変数と説明変数の関連を検討した。また、全対象者による分析に加え、介護が必要となった原因が認知症、脳卒中であった介護者に層別化した分析も実施した。分析には、Stata14 (StataCorp, College Station, TX, USA) を用いた。

（倫理面への配慮）

本研究は筑波大学倫理委員会の承認を得て実施した。（通知番号 第1166号）

C. 研究結果

対象者は6088人の要介護者および介護者で、要介護者のうち、介護が必要となった原因が脳卒中であった者は1637人（26.9%）、認知症であったものは1243人（20.4%）であった。要介護者の年齢の平均及び標準偏差は83.4±7.8歳、介護者の年齢は65.1±11.6歳であった。また、要介護者のうち女性は3757人（61.7%）、介護者のうち女

性は4535人（74.5%）であった。また、1日の介護にかかる時間は、「ほとんど終日」が1,898人（31.2%）、「半日程度または2～3時間程度」が1,654人（27.1%）、「必要な時に手をかす程度」が2,146人（35.3%）であった。

全対象者による順序ロジスティック回帰分析において、長時間介護と有意に関連を認めたADLは、口腔清掃、身体の清拭、着替、体位交換・起居、排泄介助、食事介助、服薬の手助けであった。

（表3-2-1）次に、介護が必要となった原因が脳卒中であった者による順序ロジスティック回帰において長時間介護と有意な関連を認めたのは、身体の清拭、体位交換・起居、排泄介助、食事介助、服薬の手助けであった。また、介護が必要となった原因が認知症であった者による順序ロジスティック回帰において長時間介護と有意な関連を認めたのは、口腔清掃、着替、入浴介助、排泄介助、食事介助であった（表3-2-2）。

D. 考察

本研究の結果から、身体の清拭、体位交換・起居、および服薬は脳卒中においてのみ長時間介護と関連し、口腔清掃、着替えおよび入浴は認知症においてのみ長時間介護と関連することが明らかになった。また、排泄介助および食事介助は脳卒中および認知症の双方で長時間介護との関連が認められた。

本研究の強みは、日本全国から抽出された対象者に対して、長時間介護と、要介護者が介護を受けているADLとの関連を疾患別に明らかにしたことである。先行研究における説明変数はADL評価指標における合計点であるのに対し、本研究ではそれぞれのADLにおける介護の有無を説明変数としたものであり、実際の介護の現場に適用しやすいものであると考えられる。

本研究において脳卒中患者においてのみ長時間介護と関連した、身体の清拭および体位交換・起居は、介護者の身体的な負担に関連すると考えら

れる。この結果から、脳卒中患者における介護者支援に対しては、関節可動域の確保や起居動作の指導といった、身体的側面に焦点を当てた支援が有効である可能性が考えられた。

認知症患者における口腔清掃、着替えおよび入浴の介助の際は、認知症患者が介護を拒否することと介護時間が延長している可能性が考えられる。従って、認知症患者における介護者支援に対しては、認知機能低下に伴う精神的側面に焦点を当てた支援が必要であることが示唆された。

また、排泄介助および食事介助は、脳卒中、認知症の双方で長時間介護との関連が認められた。これらの動作に関しては、介護が必要となった際に支援を提供するだけでなく、環境設定や動作訓練により要介護者自身の自立度を高める介入も必要であると考えられる。

本研究の限界は以下の通りである。まず、介護票は要介護者が記入した場合と、介護者が記入した場合（要介護者の理解や意思疎通が困難であった場合等）が考えられるが、その区別は不可能であった。次に、目的変数とした1日の介護時間は選択肢で回答する質問により得られた離散変数であり、直接的に介護にかかる時間を計測したわけではない。また、本研究は横断研究であるため、本研究の結果は目的変数と説明変数の関連に留まることに留意が必要である。

E. 結論

本研究により、介護者の介護時間軽減に向けた支援をより効率的に行うためには、要介護者の疾患ごとに、ADLの支援を検討する必要があることが示唆された。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

Hiroaki Ueshima, Nanako Tamiya, Haruko Noguchi,

Felipe Sandoval, Hideto Takahashi. The Relationship Among Types of Daily Living Assistance and Long Hours of Informal Care, The 21th IAGG World Congress of Gerontology & Geriatrics, 2017.

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

表 3-1-1 全対象者によるロジスティック回帰分析

All subjects n=5181		Pseudo R2= 0.166	
	OR	95% CI	
Assistance by main caregiver □ (ref: Not assisted by main caregiver)			
Oral cleansing	1.29*	1.11 - 1.50	
Wiping body	1.44*	1.25 - 1.65	
Changing clothes	1.32*	1.14 - 1.51	
Bathing	1.07	0.94 - 1.22	
Changing positions	1.32*	1.12 - 1.55	
Toileting	1.58*	1.36 - 1.82	
Feeding	1.55*	1.35 - 1.77	
Taking medicine	1.43*	1.25 - 1.64	
Year (ref: 2007)			
2010	1.01	0.88 - 1.17	
2013	1.05	0.91 - 1.20	
Age of care recipients			
	1.00	0.99 - 1.01	
Female care recipients			
	1.05	0.90 - 1.23	
Care level (ref: 1)			
2	1.56*	1.33 - 1.83	
3	1.89*	1.57 - 2.25	
4	2.86*	2.31 - 3.54	
5	4.25*	3.31 - 5.45	
Expenditure to formal care per month (ref: Less than 10,000)			
10,001-20,000 yen	1.05	0.92 - 1.21	
20,001-30,000 yen	1.30*	1.08 - 1.55	
More than 30,001 yen	1.21*	1.01 - 1.45	
Female caregiver			
	0.93	0.80 - 1.09	
Caregiver relationship with recipients (ref: Spouse)			
Son or daughter	0.90	0.75 - 1.08	
children in law	0.68*	0.55 - 0.84	
Work (caregiver)			
	0.52*	0.46 - 0.60	
Main Disease (ref: Other diseases)			
Stroke	1.22*	1.04 - 1.43	
Heart disease	1.37	0.99 - 1.90	
Respiratory disease	1.28	0.87 - 1.90	
Dementia	1.47*	1.24 - 1.74	
Fracture or fall	1.12	0.90 - 1.38	
Frailty	0.83	0.67 - 1.02	
/cut1	1.13	0.36 - 1.89	
/cut2	2.74	1.97 - 3.51	

*p < 0.05

表 3-1-2 脳梗塞および認知症の被介護者で層別化したロジスティック回帰分析

	Stroke n=1402 Pseudo R2= 0.169		Dementia n=1072 Pseudo R2= 0.142	
	OR	95% CI	OR	95% CI
Assistance by main caregiver (ref: Not assisted by main caregiver)				
Oral cleansing	1.09	0.82 - 1.44	1.45*	1.04 - 2.00
Wiping body	1.56*	1.21 - 2.02	1.23	0.89 - 1.71
Changing clothes	0.94	0.71 - 1.24	1.89*	1.39 - 2.58
Bathing	1.05	0.82 - 1.35	1.42*	1.05 - 1.94
Changing positions	1.79*	1.32 - 2.44	0.96	0.66 - 1.40
Toileting	1.44*	1.08 - 1.92	1.45*	1.04 - 2.03
Feeding	1.33*	1.02 - 1.75	1.54*	1.14 - 2.08
Taking medicine	1.53*	1.15 - 2.02	1.22	0.88 - 1.69
Year (ref: 2007)				
2010	0.81	0.62 - 1.06	0.95	0.70 - 1.30
2013	0.91	0.69 - 1.19	1.09	0.80 - 1.49
Age of care recipients	1.01	0.99 - 1.03	0.99	0.97 - 1.02
Female care recipients	1.00	0.71 - 1.40	1.17	0.83 - 1.64
Care level (ref: 1)				
2	1.49*	1.06 - 2.09	1.36	0.97 - 1.90
3	2.12*	1.47 - 3.06	1.80*	1.22 - 2.66
4	2.94*	1.91 - 4.54	2.48*	1.51 - 4.09
5	5.68*	3.44 - 9.39	3.57*	2.02 - 6.31
Expenditure to formal care (ref: Less than 10,000)				
10,001-20,000 yen	1.09	0.83 - 1.43	1.10	0.80 - 1.52
20,001-30,000 yen	1.32	0.95 - 1.85	1.38	0.93 - 2.05
More than 30,001 yen	1.50*	1.05 - 2.15	1.14	0.77 - 1.68
Female caregiver	0.93	0.65 - 1.32	0.98	0.71 - 1.36
Caregiver relationship with recipients (ref: Spouse)				
Son or daughter	0.94	0.66 - 1.33	1.05	0.70 - 1.56
children in law	0.77	0.49 - 1.19	0.81	0.53 - 1.25
Work (caregiver)	0.53*	0.41 - 0.69	0.57*	0.44 - 0.74
/cut1	0.65	-0.75 - 2.05	0.21	-1.66 - 2.08
/cut2	2.20	0.79 - 3.60	2.00	0.12 - 3.88

*p < 0.05

(3-2) 2018 年度に実施した分析

A. 研究目的

わが国では急速な高齢化に伴い、介護が必要な高齢者の人数も増大している。「平成 27 年度介護保険事業状況報告」によると、介護保険制度が開始された 2000 年に約 256 万人だった要介護および要支援認定者数は、2015 年では約 620 万人まで増加しており、今後も増加が予想される。

近年、「重度な要介護状態となっても住み慣れた地域で自分らしい暮らしを人生の最後まで続ける」ことを目的とした「地域包括ケアシステム」の構築が厚生労働省によって推進されており、中でも要介護高齢者が在宅で生活することは重要な要素である。介護保険制度において、自宅で生活する要介護高齢者に対して種々の介護保険サービスが提供され、サービス受給者数も増加している。一方、要介護高齢者の在宅生活において、家族をはじめとする介護者の役割は依然として大きく、家族の介護における負担が大きいこと¹、家族の在宅継続意志が低いこと²が、在宅生活継続を阻害することが報告されている。要介護高齢者が在宅生活を継続するためには、家族介護者の負担を軽減することが必要である。

家族の介護負担には種々の指標があるが、本研究では、1 日にかかる介護の時間（以下、介護時間）に焦点を当てた。家族介護者の長時間介護は、介護負担の増大³に加え、虚血性心疾患の発症⁴、家族介護者の介護負担の増大⁵や、主観的健康の悪化⁶、生理学的負荷の増大⁷、生活の質の低下⁸、精神的健康の悪化⁹、抑うつ症状の増悪¹⁰、倦怠感の増悪¹¹、幸福感の低下¹²、労働時間の短縮¹³、離職¹⁴に関連することが報告されている。従って、要介護高齢者の家族介護者の負担を軽減するためには、家族介護者の介護時間の短縮が望まれる。

要介護高齢者の日常生活動作（以下、ADL）は、家族介護者による介護の有無に直接的に影響するものであり、ADL 能力が低いほど、介護時間が長いことが報告されている¹⁵⁻¹⁷。しかしながら、

先行研究はいずれも、ADL における評価指標の合計点と家族介護者の介護時間の関連を報告したものであり、具体的にどの ADL が家族介護者の介護時間に関連するのかが明らかでない。また、家族介護者の介護時間に関連する具体的な ADL が明らかでないため、事業者がどのような ADL を介助することが、家族介護者の介護時間軽減に寄与するのか、ということも明らかでない。

本研究の目的は、要介護認定を受けている高齢者と同居する家族介護者の長時間介護に関連する日常生活動作（以下、ADL）を、介護事業所による介護の有無も考慮して明らかにすることである。

B. 研究方法

(1) 研究デザインおよび対象者

本研究は、個人を分析単位とした横断研究であり、国民生活基礎調査を二次利用することにより実施した。本研究の対象は、要介護 1~5 の認定を受けている 65 歳以上の者（以下、被介護者）と同居し、主に介護を行っている者（以下、主介護者）とした。なお、以下の基準に該当する場合は対象から除外した。1) 被介護者が、国民生活基礎調査の介護票における「受けている介護内容」の 16 項目（洗顔、口腔清掃、身体の清拭、洗髪、着替、入浴介助、体位交換・起居、排泄介助、食事の準備・後始末、食事介助、服薬の手助け、散歩、掃除、選択、買い物、話し相手）のいずれの介護も受けていなかった場合 2) 主介護者および被介護者が属する世帯の世帯員に乳幼児が含まれていた場合 3) 被介護者が就労していた場合 4) 被介護者が認知症グループホームのサービスを利用していた場合 5) 主介護者の 1 日の平均的な介護時間が不明であった場合 6) 被介護者の介護が必要となった主な原因が不明であった場合 7) 「受けている介護の内容」のうち、本研究において ADL と定義した 10 項目（洗顔、口腔清掃、身体の清拭、洗髪、着替、入浴介助、体位交換・起居、排泄介助、食事介助、服薬の手助け）のい

ずれかにおいて、「介護を受けているが介護者が不明」であった場合。

(2) データ

本研究は統計法第33条に基づき、厚生労働省統計情報部の承認を受けて国民生活基礎調査のデータを二次利用することにより実施した。国民生活基礎調査は、国民生活の基礎的事項にする全国的な横断調査であり、世帯表、所得票、貯蓄票、健康票、介護票から構成される。

本研究では、2010年、2013年における、主介護者の世帯票、被介護者の世帯票および介護票を利用した。世帯票は、世帯を単位とした情報および属する世帯員の状況を調査したもので、1ヶ月間における家計支出額、家族構成、健康保険、就労の状況、子どもの状況などが含まれる。介護票は、要支援または要介護の認定を受けた者を対象として、介護に関する状況を調査したもので、要介護度、介護の原因となった疾患、介護保険サービスの利用の有無、主介護者の1日の平均的な介護時間などが含まれる。

2010年、2013年の世帯票では、それぞれ289,363世帯、295,367世帯における世帯員が対象となった。2010年、2013年の世帯票の回答率は、それぞれ79.1%(回答世帯数228,864)、79.4%(回答世帯数234,383)であった。2010年と2013年の介護票はそれぞれ7,192人と7,270人が対象となり、回答率はそれぞれ82.2%(5,910人)、87.2%(6,430人)であった。2010年と2013年の介護票の結果を合わせると、調査対象者は14462人、回答者は12,250人(84.7%)であった。

(3) 従属変数

従属変数は主介護者の1日の平均的な介護時間とした。本変数は介護票に記載されており、「ほとんど終日」、「半日程度」、「2～3時間程度」、「必要なときに手をかす程度」、および「その他」の5つの選択肢により構成されていた

が、長時間の介護であることを示す従属変数として、本研究では「半日程度」、「2～3時間程度」、「必要なときに手をかす程度」、および「その他」を「終日以外」として集約し、「ほとんど終日」または「終日以外」の二値変数に変換して用いた。

(4) 独立変数

主介護者の基本属性として、年齢、性別、就労の有無、世帯における主介護者以外の介護者(以下、その他介護者)の人数、最終学歴を独立変数とした。年齢、性別、就労の有無は主介護者の世帯表に、その他介護者の人数は被介護者の介護表に記載されていた。最終学歴は、主介護者の世帯票に記載されており、「小学・中学」、「高校・旧制中」、「専門学校」、「短大・高専」、「大学」、「大学院」により構成されていたが、本研究では「専門学校」、「短大・高専」、「大学」、「大学院」を「それ以上」として集約し、「小学・中学」、「高校・旧制中」、「それ以上」から構成される離散変数とした。

被介護者の基本属性として、年齢、性別、要介護度、介護が必要となった主な原因、最終学歴を独立変数とした。年齢、性別、要介護度は被介護者の介護票に記載されていた。介護が必要となった主な原因は被介護者の介護表に記載されており、「脳血管疾患」、「心疾患」、「悪性新生物」、「呼吸器疾患」、「関節疾患」、「認知症」、「パーキンソン病」、「糖尿病」、「視覚・聴覚障害」、「骨折・転倒」、「脊髄損傷」、「高齢による衰弱」、「その他」、「わからない」のいずれか1つを選択するものであったが、本研究においては「悪性新生物」、「関節疾患」、「パーキンソン病」、「糖尿病」、「視覚・聴覚障害」、「脊髄損傷」、「その他」を「他の疾患」として集約し、「脳血管疾患」、「心疾患」、「呼吸器疾患」、「関節疾患」、「認知症」、「骨折・転倒」、「高齢による衰弱」、「他の疾患」から

構成される離散変数とした。最終学歴は被介護者の世帯表に記載されており、主介護者の最終学歴と同様の変換を行った。

ADL 項目別にみた被介護者が受けている介護の状況については、被介護者の介護票に、洗顔、口腔清掃、身体の清拭、洗髪、着替、入浴介助、体位交換・起居、排泄介助、食事の準備・後始末、食事介助、服薬の手助け、散歩、掃除、選択、買い物、話し相手 の 16 項目における介護の有無が記載されていたが、本研究では、そのうちの 10 項目 (洗顔、口腔清掃、身体の清拭、洗髪、着替、入浴介助、体位交換・起居、排泄介助、食事介助、服薬の手助け) を ADL と定義し、独立変数として用いた。また、ADL 各項目の介護の有無は、事業者、主介護者、その他介護者による介護の有無をそれぞれ回答する形式となっている。本研究では、それぞれの ADL について、主介護者による介護の有無と事業者による介護の有無の双方を示す変数として、主介護者による介護がなかった場合を「主介護者なし」、主介護者による介護があったが事業者による介護がなかった場合を「主介護者あり事業者なし」、事業者と主介護者の双方による介護があった場合を「主介護者あり事業者あり」とし、介護の状況を 3 つに分類した離散変数とした。なお、「その他介護者」の有無は、ADL 各項目について「介護あり」と回答した人数がいずれも少なかったことから、ADL 各項目の介護については考慮しなかった。

(5) 統計学的分析

まず、全対象者、1 日の平均的な介護時間が「ほとんど終日」であった対象者 (以下、終日介護群)、1 日の平均的な介護時間が「終日以外」であった対象者 (以下、非終日介護群) のそれぞれについて、従属変数および独立変数の基本統計量を示した。なお、連続変数については平均値および標準偏差を、離散変数については頻度を算出した。また、終日介護群と非終日介護群における、

独立変数の平均値または頻度の差の有無を、連続変数については t 検定、離散変数についてはカイ二乗検定を用いて検定した。ADL 項目別にみた被介護者が受けている介護の状況については、要介護度別に頻度を記述した。

また、交絡による影響を考慮した従属変数と独立変数との関連について検討するために、多重ロジスティック回帰分析を行った。さらに副次的な分析として、被介護者の性別により層別化した多重ロジスティック回帰分析を行い、被介護者が男性であった場合における主介護者の長時間介護に関連する要因、被介護者が女性であった場合における主介護者の長時間介護に関連する要因をそれぞれ検討した。有意水準は $P < 0.05$ とし、分析には Stata14 (StataCorp, College Station, TX, USA) を用いた。

(倫理面への配慮)

本研究は、筑波大学倫理委員会による承認を受けて実施した。(承認番号: 1166 号 2017 年 3 月 3 日)

C. 研究結果

(1) 対象者の人数

2010 年および 2013 年の国民生活基礎調査における、介護票の調査回答者を介護する主介護者は 12,250 人であった。そのうち介護票の調査回答者と同居している主介護者は 7,564 人で、要介護 1~5 の認定を受けている 65 歳以上の者 (被介護者) と同居している主介護者は 5,422 人であった。除外基準に該当する者を除いた結果、4,213 人の主介護者および被介護者が本研究の対象となった (図 1)。

(2) 従属変数および独立変数の基本統計量
対象者のうち、「終日介護群」は 1,336 人 (31.7%)、非終日介護群は 2,877 人 (68.3%) であった。主介護者の平均年齢および標準偏差は

65.3±11.5 歳で、男性の主介護者は 1,126 人 (26.7%)、女性的主介護者は 3,087 人 (73.3%) であった。また、終日介護群の主介護者は、非終日介護群の主介護者に比べ、年齢が高く、就労している者が少なく、最終学歴が低い結果となり、いずれも統計学的な有意差を認めた。

また、被介護者の平均年齢は 83.7±7.7 歳で、男性の被介護者は 1,552 人 (36.8%)、女性の被介護者は 2,661 人 (63.2%) であった。介護が必要となった主な原因が脳血管疾患であった被介護者は 1,067 人 (25.3%)、認知症であった被介護者は 869 人 (20.6%) であった。また、終日介護群の被介護者は、非終日介護群の被介護者に比べ、年齢が低く、男性が多く、要介護度が高く、介護が必要となった主な原因が脳血管疾患であった者が多く、最終学歴が高い結果となり、いずれも統計学的な有意差を認めた。

(3) ADL 項目別にみた被介護者が受けている介護の状況の基本統計量

ADL 項目別にみた、被介護者が受けている介護の状況では、洗髪と入浴介助については要介護度が高くなるほど「家族の介護のみあり」の割合が減少していた。一方それ以外の ADL については、要介護度が高くなるほど「家族の介護のみあり」の割合が増大していた。

また、要介護 5 の被介護者において、「家族の介護のみあり」の割合が大きかったのは、服薬の手助け (69.3%)、排泄介助 (62.4%)、洗顔 (60.7%) であった。「事業者の介護のみあり」の割合が大きかったのは、入浴介助 (71.3%)、洗髪 (63.3%)、身体の清拭 (32.2%) で、「家族と事業者双方の介護あり」の割合が大きかったのは、食事介助 (36.0%)、着替え (31.1%)、体位交換・起居 (26.4%) であった。

(4) 多重ロジスティック回帰分析の結果

1 日の平均的な介護時間 (終日介護群または非

終日介護群) を従属変数とし、主介護者および被介護者の特性と、ADL 各項目の介護の状況として主介護者・事業者の介護を独立変数として投入した多重ロジスティック回帰分析において、従属変数と有意な関連を認めた独立変数は、主介護者の特性では、主介護者の年齢 (オッズ比 1.01、95%信頼区間 1.00~1.02)、主介護者の就労あり (0.44、0.36~0.54)、主介護者の学歴が高校・旧制中 (0.78、0.63~0.97) であった。また、被介護者の特性では、被介護者の要介護度が要介護 3 (1.71、1.31~2.23)、要介護 4 (2.72、2.00~3.68)、要介護 5 (3.91、2.78~5.41)、被介護者の介護が必要となった主な原因が認知症 (1.52、1.13~2.06)、被介護者の学歴が高卒・旧制中 (1.36、1.12~1.65) であった。さらに、ADL の介護 (主介護者および事業者に依る介護の有無) では、身体の清拭の「主介護者あり事業者なし」(オッズ比 1.63、95%信頼区間 1.31~2.03) および「主介護者あり事業者あり」(1.84、1.28~2.64)、体位交換・起居の「主介護者あり事業者なし」(1.40、1.10~1.79)、排泄介助の「主介護者あり事業者なし」(1.51、1.20~1.91) および「主介護者あり事業者あり」(1.46、1.02~2.09)、食事介助の「主介護者あり事業者なし」(1.57、1.27~1.93)、服薬の手助けの「主介護者あり事業者なし」(1.45、1.17~1.80) であった。

(5) 被介護者の性別で層別化した多重ロジスティック回帰分析の結果

被介護者の性別で層別化して実施した多重ロジスティック回帰分析では、男性の被介護者における分析において、排泄介助の「主介護者あり事業者あり」が有意に従属変数と関連し (オッズ比 2.07、95%信頼区間 1.11~3.84)、入浴介助の「主介護者あり事業者あり」も従属変数との有意な関連 (1.95、1.10~3.47) を認めたが、これらは女性の被介護者における分析では有意な関連を認めなかった。女性の被介護者における分析では、身体

の清拭の「主介護者あり事業者あり」は有意に従属変数と関連した (1.83、1.17~2.86)。男性の被介護者における分析では有意な関連を認めなかったが、オッズ比の点推定値は 1.77、95%信頼区間は 0.90~3.49 であった。

D. 考察

(1) 結果のまとめ

本研究において、口腔清掃、身体の清拭、体位交換・起居、排泄介助、食事介助、服薬の手助けを主介護者が行っていることが、主介護者の介護時間が終日である可能性が高いことに関連していた。特に身体の清拭および排泄介助は、主介護者と事業者の双方が介護を行った場合においても、主介護者の介護時間が終日である可能性が高いことが明らかになった。さらに、排泄介助は男性において、主介護者の介護時間が終日であることとの関連が強い可能性が考えられた。本研究は、本邦における全国的な調査である国民生活基礎調査を二次利用して行ったものであり、本邦における一般化可能性は高いと考えられる。また本研究では、ADL の合計点ではなく、それぞれの ADL の介護と、主介護者の介護時間の関連を、事業者の関与も考慮して検討したものである。

(2) ADL 項目別にみた被介護者が受けている介護の状況

ADL 項目別にみた被介護者が受けている介護の状況において、洗髪と入浴介助については、介護度が高くなるほど「家族の介護のみあり」の割合が減少していた。この結果から、洗髪や入浴介助は、通所介護サービスでの入浴や訪問入浴介護など、介護保険サービスにより主介護者の負担を軽減できている可能性が考えられた。

また、要介護 5 の被介護者における結果では、食事や着替え、体位交換・起居は「家族と事業者双方の介護あり」の割合が大きく、事業者が比較的多く介護に関与してた。一方、服薬の手助けや

排泄介助、洗顔については「家族の介護のみあり」の割合が大きく、事業者による介護への関与が少なかった。特に排泄介助については、先行研究¹⁸において失禁と介護負担増大の関連が報告されていることから、事業者による支援がより求められると考えられた。

(3) 重回帰分析における結果の解釈

ADL 各項目の介護の状況を主介護者または事業者の有無（「主介護者なし」、「主介護者あり事業者なし」、または「主介護者あり事業者あり」）の 3 グループから構成される離散変数としたモデル 2 の多重ロジスティック回帰分析と、性別により層別化して実施した分析の結果について、について考察する。

身体の清拭については、介護を主介護者が行っていなかった場合に比べ、介護を主介護者が行っていたが事業者は行っていなかった場合、主介護者の介護時間が終日である可能性が 1.63 倍高かった。さらに、介護を主介護者と事業者の双方が行っていた場合も、主介護者の介護時間が終日である可能性が 1.84 倍高かった。先行研究では、身体の清拭と家族介護者の介護時間や負担感との関連については検討されていないが、身体の清拭を行う際には脱衣を伴うため、脱衣して介護を受けることに被介護者が抵抗する、または拒否する可能性がある。このような場合、事業者が身体の清拭の介護に積極的に関与できず、結果として介護に主介護者が関与することになり、主介護者の介護に費やす時間が長くなる可能性が考えられた。また、女性の被介護者における分析において、身体の清拭の介護を主介護者が行っていなかった場合に比べ、主介護者と事業者の双方が行っていた場合、主介護者が終日の介護を行う可能性が 1.83 倍高かった。男性の被介護者における分析では有意な関連を認めなかったが、オッズ比の点推定値は 1.77、95%信頼区間は 0.90~3.49 と、女性における分析の結果に近い値であったことから、身体の

清拭の介護と長時間介護の関連については、性別による差異は大きくないと考えられた。

排泄介助については、介護を主介護者が行っていない場合と比べて、介護を主介護者が行ったが事業者は行わなかった場合、主介護者の介護時間が終日である可能性が1.51倍高かった。さらに、介護を主介護者と事業者の双方が行った場合でも、主介護者の介護時間が終日である可能性が1.46倍高かった。排泄介助や失禁と、家族介護者の介護時間や介護負担の関連については海外での先行研究において検討されており、排泄介助が必要である者の割合は、自宅で介護を受けている者よりも施設に入所しているの方が高いこと¹⁹が報告されている。また、失禁がある高齢者は、そうでない高齢者よりも家族介護者によるケアの時間が長いこと²⁰、認知症のない者において失禁があることが介護施設入所のリスクを増加させること²¹も報告されている。本研究はこれらの先行研究を支持するものであるが、先行研究では事業者による排泄の介護の有無は考慮されていない。本研究の結果から、排泄介助は、主介護者と事業者の双方が介護していた場合も、主介護者の長時間介護に関連することが新たに明らかになった。排泄介助は他のADLに比べて1日に行う頻度が高く、介護を必要とする時間を予測することが困難であるうえ、夜間にも介護が必要となる可能性がある。そのため、自宅での排泄介助を事業者が代替することが困難であることから、排泄介助が事業者によって行われていたとしても、主介護者が関与せざるを得ない状況となり、主介護者が介護に費やす時間が長くなりやすい可能性が考えられた。

また、男性の被介護者による分析において、排泄介助を主介護者が行っていない場合と比べて、主介護者と事業者の双方が行っていた場合においても、主介護者の介護時間が終日である可能性が2.07倍高かったが、女性の被介護者における分析では有意な関連を認めなかった。先行研究におい

て被介護者や介護サービス担当者の性別と、排泄介助の負担の関連は検討されていないが、一般的に男性の被介護者を介護する場合、女性の被介護者を介護する場合よりも、介護者への身体的な負荷が大きく、排泄の介護に複数人の介護者が必要となる可能性も考えられる。従って、被介護者が男性である場合には、主介護者が排泄介助により多く関与する必要が生じやすく、被介護者が女性である場合よりも、主介護者が介護に費やす時間が長くなりやすい可能性が考えられた。

体位交換・起居、食事介助、服薬の手助けについては、介護を主介護者が行っていない場合と比べて、介護を主介護者が行っているが事業者は行っていない場合、主介護者の介護時間が終日である可能性がそれぞれ1.40倍、1.57倍、1.45倍高かった。一方で、介護を主介護者が行っていない場合と比べて、介護を主介護者と事業者の双方が行っていた場合は、主介護者が終日の介護を行う可能性との関連は認められなかった。先行研究において、これらのADLと家族介護者の介護時間や介護負担との関連は検討されていないが、体位交換・起居や食事介助、服薬の手助けは、実施する時間が決まることが多く、主介護者による介護を事業者が代替しやすいため、事業者がこれらのADLの介護を行うことで、主介護者の介護時間の短縮に貢献しうる可能性が考えられた。

入浴介助については、男性における分析において、介護を主介護者が行っていない場合と比べて、介護を主介護者が行ったが事業者は行わなかった場合には、従属変数との有意な関連は認められなかった。一方で、介護を主介護者と事業者の双方が行った場合には、主介護者の介護時間が終日である可能性が1.95倍高かった。この結果から、主介護者のみで入浴介助が可能であるような被介護者は、自宅での入浴介助の負担が比較的小さいと考えられる一方で、主介護者と事業者の双方が入浴介助を行っているような男性の被介護者は、入浴介助を自宅で行うことの身体的な負荷が

大きく、事業者だけでは介護できず、主介護者も介護に関与せざるを得ない状況にある可能性が考えられた。このような場、被介護者や主介護者が同意すれば、通所介護サービスなど、自宅以外の場所で入浴を行うことを検討することも必要であると考えられる。

(5) 本研究の結果から得られた示唆

本研究の結果から、身体清拭や排泄の介護を行っている主介護者は、介護時間が長いことで、介護の負担が大きい可能性があることから、事業者はそのことに注意して対応する必要があると考えられる。さらに、主介護者の介護時間を短縮し、ひいては負担を軽減するためには、被介護者の性別に応じて、異なる支援が必要となる可能性がある可能性も考えられた。特に、男性介護者が排泄介助を必要としている場合、排泄介助に関わる担当者を増やすといった直接的な対応だけでなく、通所介護サービスや、短期入所サービスといった、レスパイトケアを目的としたサービス利用を提案する必要もあると考えられる。なお、本人が通所介護サービスや、短期入所サービスなどで自宅の外に出ることを希望しない場合には、小規模多機能型居宅介護のようなサービスを利用し、担当者が短時間かつ頻回に訪問して対応する、という対応も検討する価値があると考えられる。また、家族介護者の介護時間が長くなることによる負担増大を防ぐために、可能な限り排泄動作の自立を維持できるよう、排泄動作に焦点を当てた予防的介入や、トイレ周辺、またはトイレへの動線における環境設定を行うことの優先性が高い可能性も示唆された。

また、政策的な側面からは、事業者が提供している介護の内容を評価することで、より主介護者の負担を軽減しうる介護保険サービスを提供できる可能性がある。具体的には、身体の清拭や排泄介助により大きい介護報酬を付与し、事業者が積極的に関与するよう誘導することで、これらの介

護における家族介護者の介護時間が短縮し、負担が軽減される可能性がある。もしくは、身体的な負荷が大きい介護や、夜間を含めた頻繁な介護を必要とする被介護者には、担当する介護士の人数を増やす、24時間対応の訪問介護を提供する、といった対応を各事業者が行うことを促進する制度も検討する価値があるかも知れない。

一方で、これらの対策は、利用者の視点では自己負担額の増加、国や地方自治体の視点では介護給付費の増加を伴う。利用者については、これらの対策による介護時間および介護負担の軽減による便益が、自己負担額の増分を上回ることが求められる。従って、今後はこれらの対策の費用対効果の検証や、対策によって得られる便益に対して利用者がいくらかまで支払う意思があるか

(Willingness to pay) 等を明らかにする必要がある。

また、国や地方自治体においては、介護事業者に対する経済的インセンティブを付与する場合、介護給付費が増大する。ただし、対策によって家族介護者の負担が軽減され、被介護者がより長く自宅での生活を送った場合、同じ被介護者が施設入所した場合に比べて介護給付費は低減される。従って今後は、入所する可能性のある被介護者が、対策によってどれだけ自宅で生活することができ、施設入所に伴う介護給付費を低減することができるのかを検証することが求められる。さらに事業者の視点では、給与による経済的なインセンティブを付与したとしても、負荷の大きい介護や24時間対応の介護に携わる介護従事者を確保できるかどうか、についても検討する必要があると考えられる。

また、体位変換・起居、食事介助、服薬の手助けについては、事業者が主介護者と共に実施することで、主介護者の介護時間の短縮に寄与する可能性が考えられる。従ってこれらのADLについては、主介護者が介護を行っているが事業者による関与がない場合、事業者が介護サービスを提供することで、家族介護者の負担が軽減される可能

性がある。

(6) 本研究の限界

本研究の限界は以下の通りである。まず、本研究は横断的研究であるため、独立変数と従属変数の因果関係について言及することは困難である。特に、本研究における主要な独立変数である ADL の介護と、従属変数である介護時間の関連について、「ADL を介護したため、介護時間が長くなった」という因果関係ではなく、「介護に費やすことのできる時間が長かったため、ADL の介護を積極的に行った」という逆転した因果関係が存在する可能性が考えられる。本研究では、主介護者の「介護に費やすことのできる時間」を調整するために、「介護に費やすことのできる時間」と強く関連すると考えられた主介護者の就労の有無を多重ロジスティック回帰分析に投入した。しかしながらこの調整は部分的なものであり、上記の因果関係の逆転についての留意は必要である。また、本研究では従属変数である介護時間を「ほとんど終日」「終日以外」の二値変数としたが、本来であれば連続変数であることが望ましく、対象者が 1 日のスケジュールを記録して回答するなど、より詳細かつ具体的な調査が求められる。

また、独立変数とした ADL 各項目の介護において介護が必要であることは、被介護者の ADL 制限の程度や、介護のニーズが大きいこと自体を反映している可能性がある。これらの影響を調整した場合、本研究における終日の介護と ADL 各項目の介護状況の関連は弱まると考えられる。本研究では要介護度を調整変数としてモデルに投入し、ADL 制限の影響については一定の調整を行ったが、被介護者の介護のニーズによる影響は考慮できていない。そのため、今後は被介護者の詳細な身体機能や、介護のニーズを考慮した分析を行う必要がある。

また、「主介護者なし」には、「被介護者は該当する ADL の介護を受けているが、その介護に

主介護者が関与していない場合」と、「被介護者が該当する ADL の介護を必要としていない、すなわち該当する ADL について自立している場合」の双方が含まれることに留意する必要がある。ただし、本研究では従属変数が「主介護者の 1 日の平均的な介護時間」であり、独立変数についても従属変数と同様に主介護者の観点で捉えた概念であることから、従属変数との関連を検討する上での整合性はあるものと考えられる。

E. 結論

本研究の結果から、身体清拭および排泄介助は、主介護者に加えて事業者が共に介護を行った場合においても主介護者の介護時間が終日である可能性が高く、排泄介助は男性において主介護者の介護時間が終日であることとの関連が強い可能性が考えられた。本研究から、家族介護者の介護時間を効果的に短縮し、介護の負担を軽減するためには、主介護者がどの ADL の介護を行っているかを、被介護者の性別を加味して考慮する必要があると考えられた。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

英語論文投稿準備中

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

(参考文献)

1. Oyama Y, Tamiya N, Kashiwagi M, Sato M, Ohwaki K, Yano E. Factors that allow elderly individuals to stay at home with their families using the Japanese long-term care insurance system. *Geriatrics and Gerontology International*. 2013;13:764-773.

2. 中島民恵子, 中西三春, 沢村香苗, 渡邊大輔. 大都市圏の高齢単身世帯における要介護高齢者の施設等移行に関する要因. *厚生の指標*. 2015;62(12):15-21.
3. 菊池有紀, 葉袋淳子, 島内節. 在宅重度要介護高齢者の排泄介護における家族介護者の負担に関連する要因. *国際医療福祉大学紀要*. 2011;15(2):13-23.
4. Miyawaki A, Tomio J, Kobayashi Y, Takahashi H, Noguchi H, Tamiya N. Impact of long-hours family caregiving on non-fatal coronary heart disease risk in middle-aged people: Results from a longitudinal nationwide survey in Japan. *Geriatr Gerontol Int*. 2017;17(1):2109-2115.
5. Oldenkamp M, Hagedoorn M, Slaets J, Stolk R, Wittek R, Smidt N. Subjective burden among spousal and adult-child informal caregivers of older adults: results from a longitudinal cohort study. *BMC Geriatrics*. 2016;16:1-11.
6. Legg L, Weir CJ, Langhorne P, Smith LN, Stott DJ. Is informal caregiving independently associated with poor health? A population-based study. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 2013;67:95-97.
7. Dich N, Lange T, Head J, Rod NH. Work stress, caregiving, and allostatic load: prospective results from the Whitehall II cohort study. *Psychosomatic medicine*. 2015;77:539-547.
8. Thomas GPA, Saunders CL, Roland MO, Paddison CAM. Informal carers' health-related quality of life and patient experience in primary care: evidence from 195,364 carers in England responding to a national survey. *BMC family practice*. 2015;16:62.
9. Lethin C, Renom-Guiteras A, Zwakhalen S, et al. Psychological well-being over time among informal caregivers caring for persons with dementia living at home. *Aging & Mental Health*. 2016;1-9.
10. Cannuscio CC, Colditz GA, Rimm EB, Berkman LF, Jones CP, Kawachi I. Employment status, social ties, and caregivers' mental health. *Social Science & Medicine*. 2004;58:1247-1256.
11. Osaki T, Morikawa T, Kajita H, Kobayashi N, Kondo K, Maeda K. Caregiver burden and fatigue in caregivers of people with dementia: Measuring human herpesvirus (HHV)-6 and -7 DNA levels in saliva. *Archives of Gerontology and Geriatrics*. 2016;66:42-48.
12. van Campen C, de Boer AH, Iedema J. Are informal caregivers less happy than noncaregivers? Happiness and the intensity of caregiving in combination with paid and voluntary work. *Scandinavian Journal of Caring Sciences*. 2013;27:44-50.
13. Chen L, Zhao N, Fan H, Coyte PC. Informal Care and Labor Market Outcomes: Evidence From Chinese Married Women. *Research on aging*. 2015;39:345-371.
14. Carr E, Murray ET, Zaninotto P, et al. The Association Between Informal Caregiving and Exit From Employment Among Older Workers: Prospective Findings From the UK Household Longitudinal Study. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*. 2016:gbw156.
15. Haro JM, Kahle-Wroblewski K, Bruno G, et al. Analysis of burden in caregivers of people with Alzheimer's disease using self-report and supervision hours. *Journal of Nutrition, Health & Aging*. 2014;18:677-684.
16. Li LW. Longitudinal changes in the amount of informal care among publicly paid home

- care recipients. *The Gerontologist*. 2005;45:465-473.
17. Langa KM, Fendrick AM, Flaherty KR, Martinez FJ, Al E. Informal caregiving for chronic lung disease among older Americans. *Ches t*. 2002;122:2197-2203.
 18. Tamanini JT, Santos JL, Lebrao ML, Duarte YA, Laurenti R. Association between urinary incontinence in elderly patients and caregiver burden in the city of Sao Paulo/Brazil: Health, Wellbeing, and Ageing Study. *Neurour ol Urodyn*. 2011;30(7):1281-1285.
 19. Risco E, Cabrera E, Jolley D, et al. The association between physical dependency and the presence of neuropsychiatric symptoms, with the admission of people with dementia to a long-term care institution: A prospective observational cohort study. *International Journal of Nursing Studies*. 2015;52:980-987.
 20. Langa KM, Fultz NH, Saint S, Kabeto MU, Herzog AR. Informal caregiving time and costs for urinary incontinence in older individuals in the United States. *Journal of the American Geriatrics Society*. 2002;50:733-737.
 21. Andel R, Hyer K, Slack A. Risk Factors for Nursing Home Placement in Older Adults With and Without Dementia. *Journal of Aging and Health*. 2007;19:213-228.

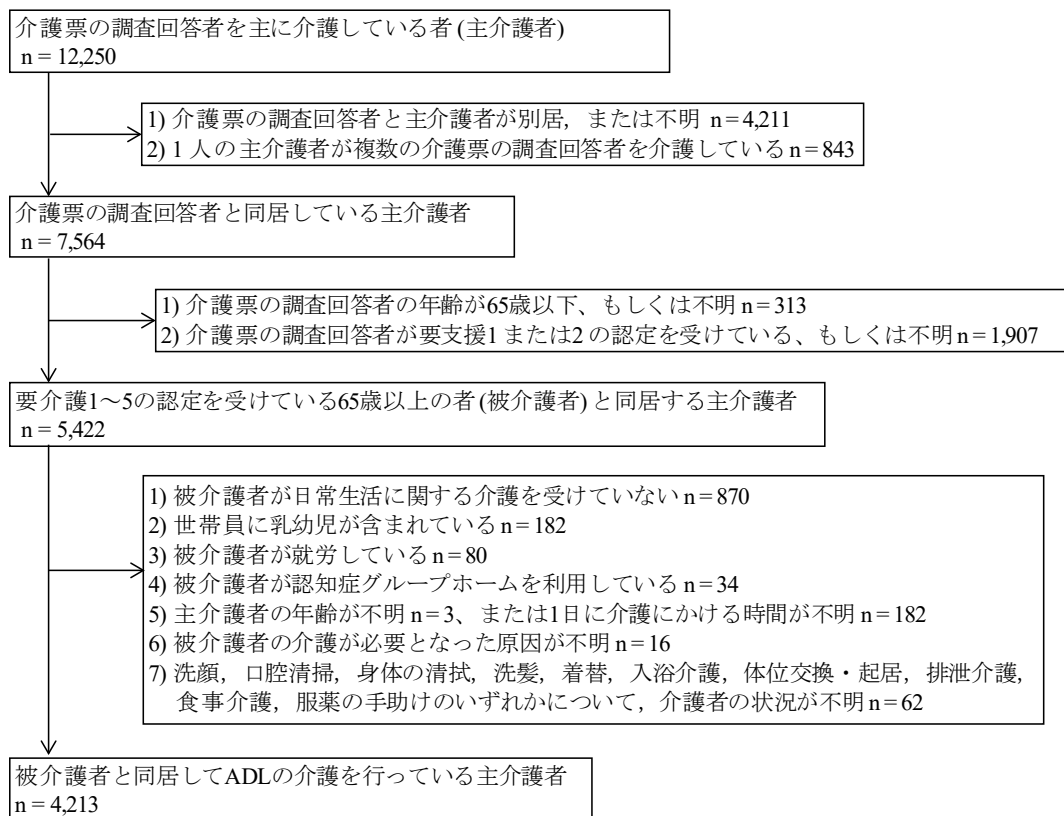


図 3-2-1 対象者選択の流れ

(4) モデル地域の医療および介護レセプトを用いた分析

A. 研究目的

本邦における在宅医療に関連する診療報酬は、在宅患者訪問診療料と往診料に分けられる。在宅患者訪問診療料（以下、訪問診療サービス）は「在宅での療養を行っている患者であって、疾病、傷病のために通院による療養が困難な者に対して、患者の入居する有料老人ホーム等に併設される保険医療機関以外の保険医療機関が定期的に訪問して診療を行った場合」に算定でき、往診料（以下、往診サービス）は「往診料は、患者又は家族等患者の看護等に当たる者が、保険医療機関に対し電話等で直接往診を求め、当該保険医療機関の医師が往診の必要性を認めた場合に、可及的速やかに 患家に赴き診療を行った場合」に算定できるとされている。しかしながら、これらのサービスを利用することが在宅生活継続に関連するかどうかは明らかになっていない。

本研究課題における分担報告「市区町村別の重度要介護高齢者の在宅生活指標に関連する地域特性」において、往診サービスが在宅生活継続に関連する可能性が示されたが、個人を単位とした分析における検証は不十分である。本研究の目的は、診療報酬レセプトと介護報酬レセプトを連結したデータを用いて、重度要介護高齢者における訪問診療サービスおよび往診サービスの利用と、在宅生活継続との関連を明らかにすることである。

B. 研究方法

(1) 研究デザインおよび使用したデータ

本研究は後ろ向きコホート研究として実施した。使用したデータは、千葉県 A 市における診療報酬レセプトデータおよび介護報酬レセプトデータである。本研究はデータの提供を受けた千葉県 A 市との共同研究として実施し、分析は診療報酬レセプトデータと介護報酬レセプトデータを結合したデータセットにより行った。なお、データは個

人の識別が不可能である形で受領しており、研究者が対象者の個人情報を得ることはない。

(2) 対象者

本研究の対象は、要介護 4 または 5 の認定を 18 ヶ月以上受け、認定を受けた初月から 6 ヶ月目までに在宅での介護保険サービス（以下、在宅介護サービス）を 1 日以上利用した 75 歳以上の者とした。なお、在宅介護サービスは、介護保険制度における施設サービス（介護老人保健施設、介護老人福祉施設、介護療養型医療施設）、介護保険制度では居宅サービスとされている特定施設入居者生活介護と、地域密着型サービスとされている認知症対応型共同生活介護、地域密着型特定施設入居者生活介護、および地域密着型介護老人福祉施設入所者生活介護のサービス以外の全てのサービスを指す。

(3) 従属変数

介護報酬レセプトにより、対象者を、「在宅継続群」または「在宅非継続群」のいずれかに分類し、従属変数とした。

まず対象者について、要介護 4 または 5 の認定を受けていた月（以下、要介護 4 または 5 認定月）のうち、在宅介護サービスの利用日数が 1 日以上であった要介護 4 または 5 認定月を、全て在宅月に分類した。その上で、要介護 4 または 5 の認定を初めて受けた月から 7 ヶ月目から 18 ヶ月目までの期間において、全ての月が在宅月であった者を在宅継続群とした。すなわち、在宅継続群は、要介護 4 または 5 の認定を受けてから 7 ヶ月目から 18 ヶ月目までに、少なくとも 1 日は自宅で介護サービスを使用した者である。次に、それ以外の者を在宅非継続群とした。すなわち、在宅非継続群は、要介護 4 または 5 の認定を受けてから 7 ヶ月目から 18 ヶ月目までの期間に、1 ヶ月間全く自宅で生活しなかった（施設に入所していた、または入院していた）月が 1 ヶ月以上存在した者

である。

(4) 独立変数および調整変数

独立変数は、要介護4または5の認定を受けた初月から6ヶ月目までにおける訪問診療サービス利用の有無および往診サービス利用の有無とした。訪問診療サービスは、診療報酬における「在宅患者訪問診療料(1)」、「在宅患者訪問診療料(2)」、「在宅患者共同診療料(訪問診療)」、「オンライン在宅管理料」のいずれかが算定されていた場合に「利用あり」とした。往診サービスについては、「往診料」、「特別往診料」、「在宅患者共同診療料(往診)」のいずれかが算定されていた場合に「利用あり」とした。

なお調整変数として、診療報酬レセプトから、対象者の年齢、性別、Charlson Comorbidity Index(以下、CCI)を用いた。CCIとは、1987年にCharlsonらによって発表された慢性疾患に関連する状態についてスコア化したものである¹。本研究では、本邦におけるデータにおいて、院内死亡率に対する妥当性が検証された改訂版²を用い、CCIの値を、「0~2、3~4、5以上」の離散変数に変換して用いた。

介護報酬レセプトからは、要介護4または5の認定を受けた初月の要介護度、要介護4または5の認定を受けた初月から6ヶ月目までにおける訪問サービス(訪問介護、訪問入浴介護、訪問看護、訪問リハビリテーション、夜間対応型訪問介護、小規模多機能型居宅介護、定期巡回・随時対応型訪問介護看護のいずれかのサービス)利用の有無、通所系サービス(通所介護、通所リハビリテーション、認知症対応型通所介護)利用の有無、福祉用具サービス(福祉用具貸与、住宅改修)利用の有無、短期入所サービス(短期入所生活介護、短期入所療養介護(介護老人保健施設)、短期入所療養介護(介護療養型医療施設等)、特定施設入居者生活介護(短期利用型)、地域密着型特定施設入居者生活介護(短期利用型)、認知症対応

型共同生活介護(短期利用型)利用の有無を調整変数として用いた。

(5) 統計学的分析

従属変数と独立変数の関連を、多重ロジスティック回帰分析を行った。モデルには、前述の独立変数および調整変数を全て投入した。有意水準は5%とし、分析には、SAS 9.3(SAS Institute, Cary, NC, USA)およびStata14(StataCorp, College Station, TX, USA)を用いた。

(倫理面への配慮)

本研究は筑波大学倫理委員会の承認を得て実施した。(通知番号 第1178号)

C. 研究結果

(1) 対象者数および基本統計量

対象者選択の流れを図1に示す。本研究では、千葉県A市における359人が対象となった。対象者の年齢の平均値および標準偏差は85.4±5.99歳、女性の人数は251人(69.9%)であった。

要介護4または5の認定を受けた初月から6ヶ月目までに訪問診療サービスを利用した者は39人(10.9%)、往診サービスを利用した者は68人(18.9%)であった。また、往診サービスを利用した68人のうち、訪問診療サービスも利用した者は13人(19.1%)であった。

他の変数の基本統計量は、CCIは、0~2であった者が203人(56.6%)、3~4であった者が97人(27.0%)、5以上であった者が59人(16.4%)であった。要介護4または5の認定を受けた初月の要介護度が要介護4であった者は246人(68.5%)、要介護5であった者は113人(31.5%)であった。また、要介護4または5の認定を受けた初月から6ヶ月目までに訪問系サービスを利用した者は211人(58.8%)、通所系サービスを利用した者は212人(59.1%)、福祉用具サービスを利用した者は294人(81.9%)、短期入所サー

ビスを利用した者は106人(29.5%)であった。

(2) 多重ロジスティック回帰分析の結果

独立変数を全てモデルに投入した多重ロジスティック回帰分析において、要介護4または5の認定を受けてから6ヶ月以内に訪問診療サービスを利用した者は、そうでない者に比べ、7ヶ月目から18ヶ月目までにおいて在宅継続群であることと有意な関連が認められた(オッズ比2.30、95%信頼区間1.08~4.90)。一方、往診サービスの有無は従属変数との有意な関連は認められなかった(1.48、0.82~2.68)。

D. 考察

本研究においてデータを利用した千葉県A市において、要介護4または5の認定を受けた初月から6ヶ月目までに訪問診療サービスを利用することは、7ヶ月目から18ヶ月目において在宅継続群であることと有意な関連が認められた。一方、往診サービスの利用については有意な関連は認められなかった。

訪問診療は、通院が困難な患者の自宅に、医師が定期的に訪問して診療を行い、人工呼吸器や胃ろう、中心静脈栄養や尿道カテーテル等の管理を行うものである。本研究の結果から、訪問診療サービスの利用が、その後の在宅生活継続に関連することが示唆されたことから、重度要介護高齢者に対して定期的な医学的管理を行うことが、在宅生活の継続に寄与したと考えられる。

往診は、通院できない患者からの求めに応じて、医師が訪問し、実施する診療である。本研究では、往診サービスの利用と在宅生活継続に有意な関連は認められなかった。本邦の地方自治体において行われたアンケート調査³では、往診の依頼内容として「突然の発熱」、「痛みの増強」、「呼吸状態の悪化」が報告されている。本研究において往診サービスを利用した者は、利用しなかった者に比べ、在宅における医学的なニーズがあった者

が多い可能性がある。表1の結果において、往診サービスを利用した者のうち80.9%については訪問診療サービスを利用していなかった。本研究において往診サービスを利用した者は、その後の定期的な医学的管理を行うに至らなかった可能性がある。今後は、往診サービスを利用した者に対して、医学的なニーズに応じて適切な管理が行われているかどうかを検証する必要があると考えられた。

なお、本研究課題における分担報告「市区町村別の重度要介護高齢者の在宅生活指標に関連する地域特性」では、全国の市区町村を単位とした分析により、市区町村において往診を実施する診療所が多いことが在宅生活継続と関連するという結果であった。この結果は、本研究の結果と相反するものであるが、分析単位が市区町村であることから、個人を単位とした分析で同様の結果が得られるとは限らない。また、全国の市区町村を対象とした分析であることから、本研究との直接的な比較は困難である。今後は、往診の利用の有無だけでなく、地域において往診を利用できる体制が整備されていることが、要介護高齢者個人の在宅生活継続に与える影響についても検証する必要があると考えられた。

本研究の限界は以下の通りである。まず、本研究は千葉県A市の診療報酬レセプトデータ及び介護報酬レセプトとデータを用いて行ったものであるため、結果を他の市区町村に適用できるとは限らない。従って結果の解釈には一定の留意が必要である。今後は、より多くの市区町村のデータを用いて、訪問診療および往診の利用の有無と在宅生活継続の関連を検討する必要がある。

また本研究では、医学的状況や、家族介護者の状況、社会経済的要因については考慮できていないため、本研究の結果は未測定の変因による交絡を受けている可能性がある。

E. 結論

本研究においてデータを利用した千葉県 A 市において、訪問診療サービスの利用は、重度要介護高齢者の在宅生活継続に関連する可能性があることが示唆された。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

(参考文献)

1. Charlson ME, Pompei P, Ales KL, MacKenzie CR. A new method of classifying prognostic comorbidity in longitudinal studies: development and validation. *Journal of chronic diseases*. 1987;40(5):373-383.
2. Quan H, Li B, Couris CM, et al. Updating and validating the Charlson comorbidity index and score for risk adjustment in hospital discharge abstracts using data from 6 countries. *Am J Epidemiol*. 2011;173(6):676-682.
3. 安城市. 在宅医療アンケート調査報告書 (速報) . 2016.

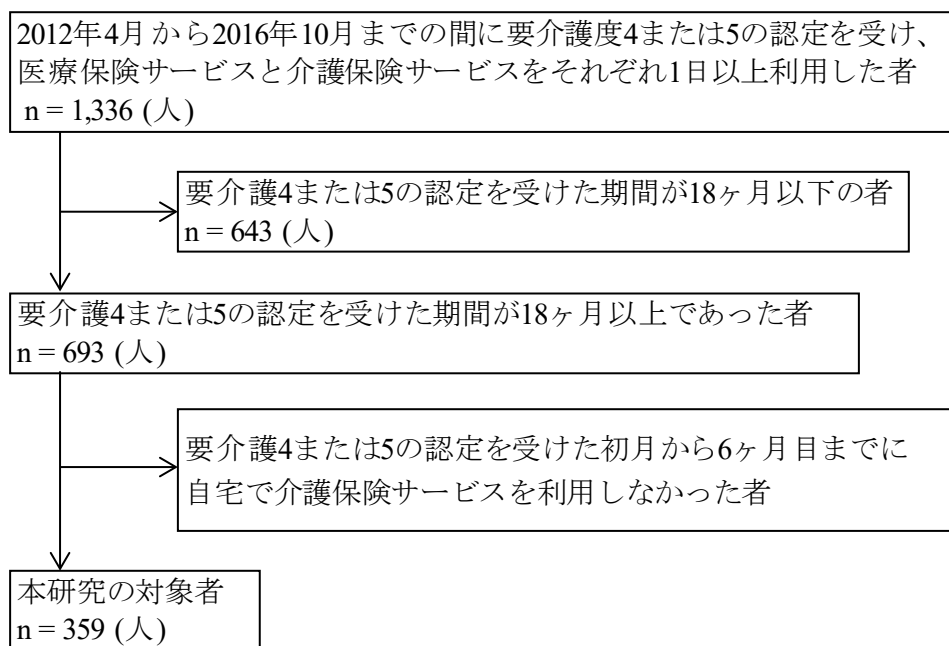


図 4-1 対象者選択のフロー

(5) つくば市調査を用いた分析

(5-a) 主介護者の介護動機が介護負担に与える影響：つくば市に在住する要介護者と家族に対する調査を用いた分析

A. 研究目的

在宅介護を必要とする要介護者にとり、家族介護者は必要なパートナーである。しかし、高齢者と同居する家族介護者の 68.9%が負担やストレスを感じている。家族介護者の心のバランスを保つことは、在宅介護を継続するために、また高齢者の日々の生活の質を高めるためにも重要であると考えられる。

家族介護者の負担に関する先行研究では、社会的な規範が介護負担の要因になることが指摘される一方で、子が高齢の親の面倒をみるべきだという社会的な規範は日本社会においては時代とともに、また社会や地域の特性により異なることが指摘されている。そこで、本稿では、家族介護者の介護負担との関連要因を明らかにするとともに、家族介護者の介護の動機と介護負担の関係について分析することを目的とする。

B. 研究方法

本稿では茨城県つくば市が高齢者福祉計画策定のために、2014 年に実施したアンケート調査の結果を用いた。この調査では、要介護認定を受けた 6,683 名の中から 1,972 名が無作為に抽出され、郵送によるアンケート調査が実施された。984 名(回収率 49.9%)から回答があった。この調査では、家族介護者の負担を評価するために Zarit 介護負担尺度日本語版の短縮版(J_ZBI_8)が用いられた。本稿では、J_ZBI_8 を回答していない者、そして家族から介護を受けていない者を対象から除外した。その結果、472 名の要介護高齢者とその家族介護者が対象となった。

本稿では 13 点以上を高負担群、13 点未満を低

負担群と設定し、多重ロジスティック解析を試みた。

この調査では、6 つの介護の理由を設定している。それらは、1)自分がすべきだと義務感を感じたから、2)自分がもっとも介護しやすい状況にあったから、3)自分しかいなかったから、4)介護すべき人がその役割を果たさなかったから、5)自分がお世話してあげたいと思ったから、6)その他である。本稿では先行研究に従って「義務(規範)」と「自分しか介護に携わることができない環境」に分類した。「義務(規範)」には上述の 1)を選定した。また、「自分しか介護に携わることができない環境」には、上記 3)と 4)を選定した。

(倫理面への配慮)

本研究は、筑波大学倫理委員会の承認を得て実施した。(通知番号：第 887 号)

C. 研究結果

集計の結果、36.0%の家族介護者が高負担群であった。多重ロジスティック解析の結果、介護の理由(環境型)(OR: 3.09; 95% CI: 1.58-6.05)、家族介護者が介護の方針に対し意見を述べるできないこと(OR: 0.24; 95% CI: 0.08-0.69)、要介護者が認知症であること(OR: 3.91; 95% CI: 1.84-8.30)が高負担感と関連があることが明らかとなった。また、本稿では社会的な規範は介護負担と関連がなかった。

D. 考察

分析の結果、自分しか介護をする人がいないという環境が介護負担と関連があることがわかった。これは、Schulz (2012)が選択の余地がないことと介護負担との関連を示した研究と同様の結果である。

本稿では、家族介護者が介護方針に意見を述べるできないことも介護負担と関連があ

ることが明らかとなった。高齢者介護は、忍耐が必要な作業である。このような作業に対し、日々介護に携わる家族介護者の意見が介護方針に反映されなければ、個々の作業に対し家族介護者の負担感が高くなることは、当然である。

本稿では要介護者が認知症である場合も家族介護者の負担感は高くなることが明らかとなった。この結果は、介護負担に関する先行研究と同様の結果である。

E. 結論

日本では、高齢者が元気な時に介護の話を家族間で行うことは好ましいと思われない傾向にある。しかし、介護を担うことができる者が少なくなった現状を考慮すると、高齢者が元気なうちにどのような介護を望むのか、またそれを受け家族はどのような介護を実践しようと思うのかを話しあい、介護の方針を家族間で定めることが家族介護者の負担軽減策になるとと思われる。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

(5-b) 緊急ショートステイサービスの整備による 介護費用抑制の試算

A. 研究目的

高齢化著しいわが国において、財政や人的資源の不足、また高齢者の希望もあり、在宅介護が推進されている。しかし在宅介護には、介護保険サービスを利用したとしても、家族をはじめとした介護者による関わりが必要であり、介護者は介護をすることによる自分の時間の制約や、介護離職、また介護者の心身の不調、介護負担感、健診未受診率の高さといった介護者の健康に関わる問題 4) が指摘されている。

一方で、要介護者が在宅介護を継続するか施設に入所するかの決定については、本人の意向よりも、家族の意向がより反映されることも明らかとなっている 5,6)。

在宅介護をしている介護者の全国調査において、必要な支援を問うと、介護者の緊急時の要介護者へのサービス支援が最も必要であることが示唆された 7)。

また、本研究で利用した第 6 期つくば市高齢者福祉計画策定のためのアンケート調査において、在宅介護をしている介護者に聞いた今後の介護継続意向で、何かしらの支援があれば継続できると回答した者の 6 割超が最も必要な支援として緊急ショートステイを挙げた。そこで、緊急ショートステイサービスが、使いたい時に使えるよう整備されることで、介護者が安心して介護をすることができ、施設入所せずに在宅介護を継続できた場合と、施設入所した場合とを比べて、どれだけ介護費用が抑制できるかを試算することを目的とする。

B. 研究方法

本研究では、第 6 期つくば市高齢者福祉計画策定のためのアンケート調査 (2014 年 2 月実施、以下、実態調査とする) および、厚生労働省により公表されている介護給付費等実態調査の 2014 年

分を用いて、試算を行った。

実態調査の対象者は、65 歳以上の要介護認定を受けた(要支援を含む)在宅在住のものであり、層別抽出された 1,972 人に配布され、984 人の有効回収があった (回収率 49.9%)。

このうち、分析対象者は、268 人の要支援者、160 人の介護者に関わる回答がなかったもの、61 人の要介護度についての回答がなかったものを除外し、495 人の要介護者およびその介護者を分析対象者とした。

実態調査において、介護者に介護継続に関わる意向を、このまま続けられる、何等かの支援が整えば続けられる、できればもう続けたくない、すぐにやめたいの 4 択で問い、何等かの支援が整えば続けられると回答した 217 人 (43.8%) に着目した。この回答群に、何らかの支援として必要な支援は何かを複数回答可として聞いたところ、緊急ショートステイサービスを挙げた者が多かった (136 名、62.7%)。この回答群を、緊急ショートステイサービスが整備されることで在宅介護継続可能群とし、要介護度別の割合を求め、介護給付費等実態調査の 2014 年分から、実際につくば市で在宅で介護を受けている者 (65 歳以上で、要介護認定を受け (要支援を除く)、介護保険制度の在宅介護サービスを利用している者) の人数で割り戻し、これらの群が 1 年間、緊急ショートステイサービスを利用しながら在宅介護生活を送る場合と、1 年間施設で生活する場合の、介護費用の差を算出した。介護費用も介護給付費等実態調査の 2014 年分を用いた。この際、在宅介護継続に必要な支援として、緊急ショートステイサービスのみを選択した者で試算した場合を下限推定、複数選択の一つとして緊急ショートステイサービスを選択した者で試算した場合を上限推定として、2 パターンの試算を行った。

(倫理面への配慮)

本研究は、筑波大学倫理委員会の承認を得て実

施した。(通知番号：第 887 号)

C. 研究結果

下限推定では、在宅介護継続可能群が 267 人(要介護 1：84 人、要介護 2：87 人、要介護 3：66 人、要介護 4：16 人、要介護 5：14 人)と推定され、抑制される介護費用は 3.9 億円と試算された。上限推定では、在宅介護継続可能群が 873 人(要介護 1：281 人、要介護 2：294 人、要介護 3：158 人、要介護 4：97 人、要介護 5：43 人)と推定され、抑制される介護費用は 12.8 億円と試算された。

D. 考察

緊急ショートステイサービスを整備することで在宅介護が継続された場合、推定された抑制され得る介護費用は、下限推定では 3.9 億円であり、つくば市の 1 年間の介護費用の約 4.0%に相当し、上限推定で試算された 12.8 億円は、同費用の 12.9%に相当する額であった。

在宅介護をしている介護者にとって、日頃から最も気がかりなことは自分が急に病気になったり、外出が必要となった際の、要介護者の緊急の預け先であったりケアをしてくれる代替者を確保できるかどうかであることが指摘されている。本研究で使用した実態調査では、在宅介護者の 10%が、また同市のケアマネジャーへの調査では 50%が緊急ショートステイサービス利用の申し出を断られたことがあると回答している。自治体によっては、行政の事業として常に 2～3 床のベッドを確保し、随時緊急ショートステイサービスを受け入れている自治体もある。整備の仕方はその自治体の実態に即した方法があるであろうが、何らかの体制を整える必要があると考えられる。つくば市では、緊急ショートサービスの利用が難しい理由を検討したところ、つくば市内ではベッドが不足しているということよりは、どこに空きベッドがあるかを探しきれないことであるとわかり、空床

情報お知らせカレンダーの実証実験を行い、好評であったことから 2019 年度より本格始動した。

レスパイトケアの利用で介護者の負担感が減少したり(8,9)施設入所を予防することも報告されている(10,11)。逼迫する介護費用を適正使用していくためにも、また多くの高齢者が自宅で過ごしたいと望んでいることから、いざというときのためのサービスを確実に提供し、安心した中で在宅介護が継続されるようサービスを整備していくことが必要である。

E. 結論

在宅介護が推進される中、在宅介護継続のキーとなるサービスとして、緊急ショートステイサービスが考えられ、その整備により介護費用が抑制され得ると本研究において試算された。在宅介護の継続には介護をする家族の意向も大きく反映されることから、介護者への適切で効果的な支援が必要である。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

国際誌投稿中

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

(参考文献)

- 1) Schulz R, Visintainer P, Williamson GM. Psychiatric and physical morbidity effects of caregiving. *The Journal of Gerontology*. 1990; 45: 181-191. 8.
- 2) Zarit SH, Todd PA, Zarit JM. Subjective burden of husbands and wives as caregivers. *Gerontologist*. 1986; 26: 260-266.

- 3) Miyawaki A, Tomio J, Kobayashi Y, Takahashi H, Noguchi H, Tamiya N. Impact of long-hours family caregiving on non-fatal coronary heart disease risk in middle-aged people: Results from a longitudinal nationwide survey in Japan. *Geriatr Gerontol Int.* 2017; 17.
- 4) Sugiyama T, Tamiya N, Watanabe T, et al. Association of care recipients' care-need level with family caregiver participation in health check-ups in Japan. *Geriatr Gerontol Int.* 2018; 18: 26-32.
- 5) Tamiya N, Kobayashi Y, Murakami S, Sasaki J, Yoshizawa K, Otaki J, et al. Factors related to home discharge of cerebrovascular disease patients: 1-year follow-up interview survey of caregivers of hospitalized patients in 53 acute care hospitals in Japan. *Arch Gerontol Geriatr.* 2001; 33: 109- 121. 19.
- 6) 東京都社会福祉協議会. ショートステイから見える在宅福祉・介護保険の今. ショートステイに関する現状調査報告書. 2008.
- 7) 平成 22 年度厚生労働省老人保健健康増進等事業 NPO 法人サポートネットワークセンター・アラジン. 家族 (世帯) を中心とした多様な介護者の実態と必要な支援に関する調査研究事業. 2011.
- 8) Kuzuya M, Enoki H, Kasegawa J, Izawa S, Hirakawa Y, Shimokata H, et al. Impact of caregiver burden on adverse health outcomes in community-dwelling dependent older care recipients. *Am J Geriatr Psychiatry.* 2011.; 19: 382-391. 21.
- 9) Van Exel NJA, Moree M, Koopmanschap M, Goedheijt TS, Brouwer W. Respite care –An explorative study of demand and use in Dutch informal caregivers. *Health Policy.* 2006; 78: 194- 208. 22.
- 10) Moriyama Y, Tamiya N, Kawamura A, Thomas D. M, Noguchi H, Takahashi H. Effect of short-stay service use on stay-at-home duration with certified care needs: Analysis of long-term care insurance claims data in Japan. *PLOS ONE.* 2018; 13(8): e0203112. Doi:10.1371/journal.pone.0203112 23.
- 11) Tomita N, Yoshimura K, Ikegami N. Impact of home and community-based services on hospitalization and institutionalization among individuals eligible for long-term care insurance in Japan. *BMC Health Serv Res.* 2010; 10: 345. DOI: 10.1186/1472-6963-10-345. 24.

(5-c) 高齢者における通院中の医療機関数と多剤併用の関連

A. 研究目的

近年、高齢者における多剤併用が問題視されている。先行研究によると、6種類以上の服薬で薬物有害事象の頻度が有意に増加するという結果が報告されている。特に高齢者では、複数疾患を持っていることが多いため、多剤併用になりやすく、日本の大学病院における高齢者の処方薬剤数は外来で平均4.4剤、入院で平均6.4剤であることが知られている。

日本では医療機関を自由に受診できるため、複数の医療機関を受診し、各機関で処方を受けることが、多剤併用になる原因の一つではないかと考えられた。

今回、つくば市の65歳以上の高齢者において、現在通院中の医療機関数と多剤併用の関連を検討することを目的とした。

B. 研究方法

使用したデータは、平成28年度の「つくば市高齢者福祉計画策定のためアンケート調査」である。調査期間は2016年12月の1ヶ月間で、調査対象は、つくば市在住の要介護認定を受けていない、前期高齢者と後期高齢者、それぞれの中から、無作為に抽出された1500名ずつ、計3000名である。アンケート回収率は、前期高齢者で50.6%、後期高齢者で53.2%であり、分析ではこれらを合計した1557名を対象とした。本研究の暴露因子は通院中の医療機関数、アウトカムは多剤併用とした。多剤併用は、日本医師会の定義に沿って、「6種類以上の服薬」と定義した。今回の暴露因子である通院中の医療機関数は、「現在、病院・医院（診療所、クリニック）に通院していますか。」というアンケート項目に対して「はい」と回答した人の中で、「何ヶ所の病院・医院に通院していますか。」という問いに対して回答された数

を「通院中の医療機関数」として定義した。アウトカムの多剤併用に関しては、「現在、医師の処方した薬を何種類飲んでいませんか。」という問いに対し、「1種類、2～3種類、4～5種類、6種類以上、飲んでいない」、という選択肢のうち「6種類以上」と回答した者を多剤併用と定義した。今回、重要な交絡因子の一つとして、治療中の疾患数を考えた。「現在治療中または後遺症のある病気はありますか。」という複数選択可のアンケート項目における19個の選択肢（1.ない、2.高血圧、3.脳卒中、4.心臓病、5.糖尿病、6.高脂血症、7.呼吸器の病気、8.胃腸・肝臓・胆のうの病気、9.腎臓・前立腺の病気、10.筋骨格系の病気、11.外傷、12.がん、13.血液・免疫の病気、14.うつ病、15.認知症、16.パーキンソン病、17.目の病気、18.耳の病気、19.その他）のうち、「1.ない」を除いた18選択肢のうち、回答された個数を「治療中の疾患数」として集計した。アンケート回答者1557人のうち、一つでも現在治療中の疾患を持つ993人を同定し、現在通院中の医療機関数が1つの群516人と2つ以上の群477人に分けた。この2群において、各群から、年齢・性別・疾患数が同じ者を1:1のマッチングにより選出した。マッチングの結果、各群343人、計686人が選出された。マッチされた対象者の間で、多剤併用の割合をカイ二乗検定で比較した。さらに、通院中の医療機関数（2医療機関以上 vs.1医療機関）と多剤併用の関係を多変量ロジスティック回帰分析で検討した。交絡因子として、マッチングに用いた因子と、喫煙・飲酒・経済状況に加え、疾患数を集計する際に用いたアンケート項目の18疾患のうち、カイ二乗検定で多剤併用と有意に関連が認められた個々の疾患（心臓病、糖尿病、胃腸・肝臓・胆のうの病気、腎臓・前立腺の病気、筋骨格系の病気、外傷）をモデルに投入した（マッチングは疾患の個数を用いて実施したが、疾患の種類は考慮しておらず、その影響を考慮するために交絡因子とした）。また、追加の検討として、全く

同様のマッチング・解析の過程を、現在通院中の医療機関数が2つ以下と3つ以上の2群に分けて繰り返した。マッチングの結果、各群139人、計278人が選出された(図1)。

(倫理面への配慮)

本研究は、筑波大学倫理委員会の承認を得て実施した。(通知番号:第1166号)

C. 研究結果

通院中の医療機関数が1つと2つ以上の2郡間を比較した主解析では、カイ二乗検定の結果、多剤併用の割合は通院中の医療機関が1つの群では、11.4%(39/343)に対し、2つ以上の群では、17.2%(59/343)であった(P=0.029)。多変量ロジスティック回帰分析の結果、2つ以上の医療機関に通院中の者は、1つの医療機関に通院中の者に比べて多剤併用のリスクが有意に高かった(調整後オッズ比1.76、95%信頼区間1.08-2.85、P=0.022)。追加の検討では、多剤併用の割合は通院中の医療機関が2つ以下の群では19.4%(27/139)に対して、3つ以上の群では33.1%(73/139)であり(P=0.010)、調整後オッズ比2.18(95%信頼区間1.21-3.90、P=0.009)であった。

D. 考察

本研究の結果より、同じ年齢・性別・疾患数であっても、より多くの医療機関に通院している者の方が多剤併用のリスクが高い可能性が示唆された。この一因として、医療者が他機関での処方内容を把握することが難しく、減薬できる機会を失っていることがあるのではないかと考えられた。そこで、本研究の結果から、複数の医療機関にかかっている患者は、病院や薬局において多剤併用のハイリスク患者と見なし、お薬手帳などを有効活用しながら注意して対応する必要があると考えた。

本研究の限界は以下の通りである。まず、ア

ンケートの回答率が約50%だったことから、例えばより健康意識が高い人が多く回答した、といった偏りがあった場合、一般化可能性に問題がある可能性がある。次に、アンケートの回答は自己申告であるため、誤分類の可能性がある。例えば多くの医療機関にかかっている者のほうが薬の種類数を過大申告していた場合、本研究での多変量ロジスティック回帰分析におけるオッズ比は過大推定されている可能性が考えられる。最後に、今回、最も重要な交絡因子と考えられた「背景疾患」について、疾患数はマッチングの過程で、さらに個々の疾患の影響は統計解析の過程で調整したが、各疾患の重症度については調整できておらず、これが今回得られた結果を部分的に説明している可能性があると考えた。また、本研究では診療科や専門性を始めとする医師の属性や、医療機関の連携の有無について考慮できていないことにも留意する必要がある。

E. 結論

高齢者において、同じ年齢・性別・疾患数であっても、より多くの医療機関にかかっている者の方が多剤併用のリスクが高いことが示唆された。本研究の結果から、複数の医療機関に通院している人々への多剤併用対策が検討されるべきであると考えられた。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

鈴木俊輝, 岩上将夫, 田宮菜奈子: 高齢者における通院中の病院数と多剤併用の関連. 第29回日本疫学会学術総会, 2019.

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

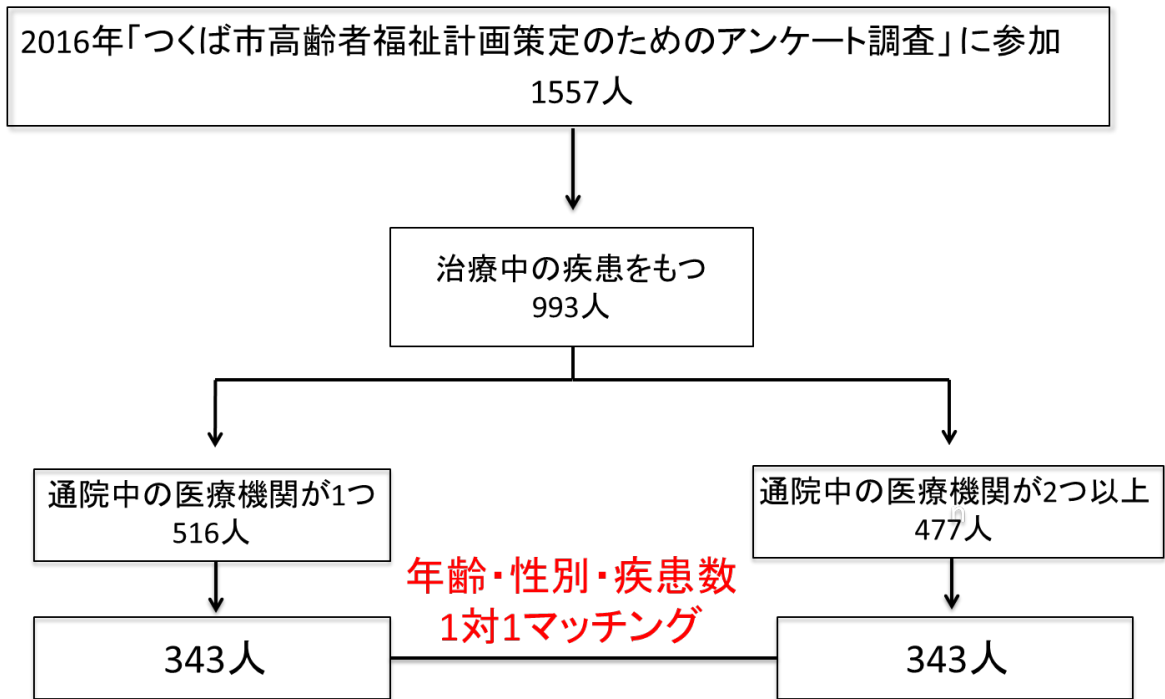


図 5-c-1 対象者の選択およびマッチングの流れ

(5-d) チリの地域在住高齢者の家族介護者における社会的支援と抑うつ症状の関連

A. 研究目的

抑うつ症状は国際的にも最も重大な問題のひとつであり、高齢者の家族介護者の負担に関する重大な問題である。

先行研究では、高齢者の家族介護者が社会的支援を受けることで、精神的健康度が改善されることが報告されているが、社会的支援と介護者に関するエビデンスは限られている。

介護保険制度がない地域において、社会的支援は高齢者の介護者の抑うつ症状を改善する可能性が考えられるが、この関連について、全国を代表するデータを用いた検討はこれまで実施されていない。

本研究の目的は、チリにおける全国調査を用いて、地域在住高齢者の家族介護者における社会的支援と抑うつ症状の関連を明らかにすることである。

B. 研究方法

1. データ

我々は、チリ共和国において実施された介護者と高齢者を対象とした全国調査 ("the National Survey on the Dependency of Older Persons") を二次的に分析した。データの収集期間は2009年11月から2010年1月であった。

2. 対象者

本研究の対象は、主介護者から介助を受けている、60歳以上の地域在住高齢者とした。主介護者とは、自身を主な介護者であると回答し、高齢者からも日常生活動作 (以下、ADL) および手段的日常生活動作 (以下、IADL) の介護を行う者であると認められている者とした。

3. 変数および測定方法

本研究では、抑うつ症状の評価を「Center for Epidemiological Studies Depression Scale(以下、CES-D)」により行った。CES-Dの点数が60点中16点以上であったことを「抑うつ症状あり」とし、従属変数とした。家族介護者における社会的支援の測定には、「Duke-UNC 機能的社会的支援質問票 (以下、FSSQ)」を用いた。FSSQの点数が55点中32点以上であった者を、高レベルの社会的支援を受けた者とし、独立変数とした。

潜在的交絡因子として、(i)家族介護者の特性、(ii)介護の特性、(iii)被介者の特性を共変量とした。(i)家族介護者の特性は、年齢、性別、教育の年数、結婚の有無(既婚、離婚、未亡人、独身)そして健康保険加入の有無とした。(ii)介護の特性は、居住地域(地方/都会)、介護にかかる時間、被介護者との関係(配偶者、子ども、その他)、同居の有無(同居/非同居)とした。(iii)被介者の特性は、被介護者のADL能力(Katz Index)、被介護者のIADL能力(Brody index)、被介護者の認知機能障害とした。認知機能障害はミニメンタルステート検査(MMSE)短縮版により測定した。

4. 統計学的分析

まず、独立変数および共変量と従属変数の関連を単変量解析により検討した。離散変数についてはカイ二乗検定、連続変数についてはt検定を用いた。次に、単変量解析におけるP値が0.25未満であった変数を多重ロジスティック回帰分析に投入し、オッズ比(OR)および95%信頼区間(CI)を示した。統計学的有意水準は5%とし、分析にはSPSS 22を用いた。

(倫理面への配慮)

本研究において二次利用した調査における対象者の同意および倫理委員会の承認は、National Agency for Elderly People of Chileにおいて得られている。

C. 研究結果

本研究の対象は、377組の高齢者とその家族介護者であった。介護者の46.9%に抑うつ症状が認められ、76.9%が高い社会的支援を受けていた。次に、介護者のうち女性は85.1%であり、平均的な教育期間は8.2年、介護に費やす時間の平均は15.6時間であった。また、介護者の43.8%が介護を受ける高齢者の息子または娘で、23.3%が配偶者であった。

単変量解析の結果から、多重ロジスティックモデルの独立変数として11個が選択された。多重ロジスティック回帰分析の結果を表5-d-1に示す。介護者が高い社会的支援を受けている場合、受けていない場合に比べ、抑うつ症状があることのオッズ比は0.31(95%信頼区間0.17～0.58)であった。また、過去12カ月以内に休日を取っていた場合、抑うつ症状があることのオッズ比は0.51(95%信頼区間:0.27～0.98)であり、いずれも有意な関連が認められた。これらの結果は、介護者が高い社会的支援を受けている場合と、過去12カ月以内に休日を取っていた場合は、そうでない場合に比べて抑うつ症状である可能性が低かったことを示している。

一方、女性であること(オッズ比2.38、95%信頼区間1.14～4.99)、健康保険に加入していないこと(4.63、1.84～11.66)、介護者が配偶者であること(3.83、1.55～9.49)、介護にかかる時間(1.05、1.02～1.09)は、それぞれ抑うつ症状であることとの有意な関連を認めた。

D. 考察

本研究では、チリにおける高齢者とその介護者に関する全国調査を用いて、社会的支援と介護者の抑うつ症状の関連を明らかにした。本研究の結果から、高い社会的支援を受けていること、休日を過ごしていることが、抑うつ症状でないことと関連した。一方、介護者が女性であること、介護

者が配偶者であること、健康保険に加入していないこと、介護にかかる時間が長いことが、抑うつ症状であることと関連した。

本研究において、抑うつ症状を認めた介護者は、全体の46.7%と比較的多く、介護者の抑うつ症状への取り組みが重要であると考えられる。また、高い社会的支援があることは、抑うつ症状でないこと有意に関連していたことから、社会的支援がうつ症状を防止しうることが示唆された。従って、社会的支援を維持し強化するたような介入が、家族介護者における抑うつ症状の改善に寄与する可能性がある。社会的支援が家族介護者に与える影響についてはさらなる調査が必要であるが、家族介護者支援を目的とした介護福祉のボランティアプログラム等の、社会交流を含めた活動が必要である可能性が考えられる。

また、休日を過ごしていることが抑うつ症状でないことと関連したことから、レスパイトケア等、家族介護者が一時的に休息を得られるような支援が抑うつ症状の改善に寄与する可能性が考えられた。今後は、家族介護者における抑うつ症状軽減に対するレスパイトケアの有用性について、詳細な調査が必要であろう。

本研究の限界は以下の通りである。まず、本研究は横断研究であるため、因果関係に言及することは難しい。また、介護者、被介護者、家庭の経済状況といった、未測定の交絡要因が存在することには留意が必要である。

E. 結論

本研究の結果から、家族介護者が高い社会的支援を受けている場合は、そうでない場合に比べて抑うつ症状である可能性が低いことが明らかになった。社会的支援を維持し強化するたような介入が、家族介護者における抑うつ症状の改善に寄与する可能性が考えられる。

F. 健康危険情報

なし

G.研究発表

Felipe Sandoval, Nanako Tamiya, Peter Lloyd-Sherlock, Haruko Noguchi. The relation between perceived social support and depressive symptoms among informal caregivers of community-dwelling older persons in the Republic of Chile.

Psychogeriatrics 2019 doi: 10.1111/psyg.12438

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

表 5-d-1 抑うつ症状 (CES-D 16 点以上) を従属変数とした多重ロジスティック回帰分析の結果 (n=315)

Variables in the Equation		Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
			Lower	Upper
Perceived Social Support (ref= lower social support <32)				
	Higher social support (≥32)	0.311	0.167	0.579
Vacations				
	Have you taken vacations in the past 12 months?	0.513	0.270	0.975
Age				
	Age of the carer (in years)	0.982	0.959	1.005
Gender of the carer (ref= male)				
	Sex of the carer (female)	2.381	1.136	4.988
Educational background				
	Years of education (in years)	0.943	0.879	1.010
Health Insurance type (ref=insured)				
	Uninsured	4.629	1.838	11.656
Relation with care recipient (ref=other)				
	Partner (wife, husband, etc)	3.832	1.546	9.493
	Children	1.387	0.762	2.523
Period of care				
	Hours of care (in hours)	1.052	1.017	1.087
	Living in the same house (ref=no)	0.939	0.828	1.064
Activities of daily living				
	ADL Score of the care-recipient	0.966	0.902	1.034
	IADL Score of the care-recipient	0.996	0.806	1.230
Cognitively impaired care-recipient (ref=no)				
	Yes	0.765	0.431	1.357
Constant		2.467		
Hosmer and Lemeshow Test				
Step	Chi-square	df	Sig.	
1	2.125	8	0.977	