

表題

生活保護利用者の頻回受診に関連する要因：個人と医療機関の特徴

抄録

目的：本研究では、2自治体の生活保護データベースと医療扶助レセプトデータの結合データを用いて、日本で経済的な自己負担がなく医療サービスを利用することができる生活保護利用者の頻回受診に関連する特徴を、医療供給者側の要因も同時に考慮して明らかにすることを目的とした。

研究デザイン：回顧的コホート研究を行った。

セッティング：日本の2自治体の生活保護データベースを二次利用した。

研究参加者：2016年1月に生活保護を利用しているすべての成人を2016年12月まで追跡した。合計6016人が分析対象となり、そのうち男性は2,956人（49.1%）、ひとり暮らしの者は2,030人（33.7%）であった。

アウトカム指標：厚生労働省による頻回受診の定義を採用した。ひと月あたり15回以上同一医療機関を受診している場合に頻回受診ありとした。

結果：分析対象となった6016名のうち、139名（2.3%）が頻回受診を経験していた。多変量ポアソン回帰分析の結果、個人要因として、利用者が独居の場合には同居者がいる場合と比べて1.58倍（95%信頼区間：1.05-2.39）頻回受診が発生しやすく、供給者要因として、個人経営の医療機関では医療法人と比べて1.74倍（95%信頼区間：1.20-2.52）頻回受診が発生しやすかった。頻回受診と個人の障害や介護認定の状況には、有意な関連はなかった。

結論：生活保護利用者において、頻回受診の背景には社会的孤立が関連している可能性が示唆された。個人医療機関も頻回受診の発生に関与している可能性があった。社会的孤立を防ぐための介入（医療および社会的なケアを統合的に提供するなど）は、生活保護利用者といった社会的に弱い立場の者の医療需要を低減するために有効な可能性が考えられる。

本研究の強みと限界

- 本研究は、日本の生活保護利用者の頻回受診の潜在的要因を分析した初めての研究である。
- 頻回受診に対する、個人および医療供給者の双方の要因を併せて評価することができた。
- 生活保護利用者の欠損のないデータを使用することで、標準的な社会調査の手法では調査が困難であった社会的に弱い立場にある人の頻回受診の関連要因を評価することができた。
- データの利用可能性の限界から、分析に含まれた変数は限られていた。教育歴や社会関係、利用者につされた診断名、治療内容、病気の重症度、医療行為の程度など、測定できない重要な要素は含まれていない。

背景

頻回受診は、患者が受ける医療の質に影響を与え、医療システムの持続可能性にも影響を与える可能性があることから課題視されている。医療サービスを頻繁に利用する人は、断片的で連携がとれていないような、非効率的な医療サービスを受けやすく、健康上の転帰が悪くなる可能性が指摘されている[1-5]。頻回受診はまた、社会保障に関する経済的コストの増加や病院の過度な混雑、医療従事者のストレスにも関連していることがわかっている [1, 6-8]。

近年の研究では、患者の複雑な生物・心理・社会的ニーズが頻回受診を促進する可能性があることが明らかになってきた。例えば、生物的要因として、高齢、慢性的な痛みがあること、呼吸器疾患などの慢性的な健康状態が利用者の頻回受診と関連していることが報告されている[2, 3, 6-20]。心理的要因としては、さまざまな物質の乱用、精神疾患、孤独感などが頻回受診と関連していることが報告されている[18, 20-22]。さらに、頻回受診の社会的要因として、ひとり暮らしや就労していないことなど、社会的孤立を示す要因も予測因子として挙げられている[3, 6, 13, 18, 19, 23]。その一方で頻回受診は、医療の供給者側の要因によっても影響を受ける可能性がある。経済学でいう供給者（医師）誘発需要は、医療システムに悪影響を与える潜在的な問題として継続的に議論されている[24-27]。

しかし、これまでの研究では、患者側と医療の供給者側の双方の要因を同時に考慮したものはなかった。日本では、その医療制度の特徴から医療の供給者が利用者の医療需要を操作することによってインセンティブを得ることができるような構造がいくつか存在していることが指摘されている [28]。そのため、特に個人や医療法人などの民間の医療機関では、収益の最大化、財政的な安定化が動機づけられる可能性があり、一部の患者にとって不必要または不適當な医療サービスが提供される場合がある。これは、利用者が病状にかかわらず自由に医療機関を選ぶことができること、外来診療が出来高払いとなっていることなどに由来する[28]。つまり、人頭払いやゲートキーピング制度、待機者リストがない医療制度において問題となる。さらに、生活保護を利用している人では、医療サービスを受ける際の自己負担金が免除されているため、さらなる誘発需要が生じうる [29]。しかし、国内の生活保護を受けている利用者の頻回受診を規定する潜在的な利用者および医療供給者側要因に関しても、過去に検討されてこなかった。

そこで本研究の目的は、生活保護利用者の頻回受診にどのような個人レベルの要因が関連しているのかを、医療供給者側の潜在的な要因を考慮した上で明らかにすることである。

方法

研究デザイン

本研究は、日本の各自治体の福祉事務所が有する生活保護データベースと医療扶助・介護扶助レセプトデータベースの結合データを用いた回顧的コホート研究である。

研究参加者

研究参加者は、日本の都市郊外にある東京と大阪の2自治体で、2016年1月時点で生活保護を利用している人である。この2自治体は機縁法でサンプリングされた。ここで生活保護とは、特定の資産を持たずに貧困線以下の生活をしている世帯が利用しうる国の社会福祉制度であり、日本では人口の約2%が利用している。生活保護を利用している世帯は、月々の最低生活に必要な収入が保障されるとともに、医療費の窓口支払いが免除されている[29]。研究参加者は2016年12月まで追跡された。本研究では、20歳未満の人、調査期間中に入院した人、調査期間中に生活保護の受給を終了した人のデータは除外した。

データ

ベースラインデータとして、2016年1月時点の各自治体の福祉事務所の生活保護管理システムデータを用いた。このデータには、研究参加者の年齢、性別、世帯人数、世帯構成、国籍、就労の状況、勤労所得・年金・障害年金を含む収入などの情報が含まれる。これらのデータは、各自治体の福祉事務所の職員が収集する情報で、生活保護の申請時や利用者の給付額を決定する際に必要なため、データの欠損はほとんどない。医療サービス等の利用状況については、医療扶助・介護扶助レセプトデータから収集した。この2つのデータには、医療費の総額、各月の各診療所・病院の医療機関コード、受診回数、介護保険の認定の有無などの情報が含まれている。

各自治体はこれらのデータを、個人識別番号を用いて結合した。本研究で用いたこれらのデータベースには欠損がなかった。福祉事務所は、生活保護データベースの管理ソフトウェアを福祉事務所に提供しているシステム会社を通じて、匿名化されたデータを著者に提供した。本研究計画は、東京大学医学部・大学院医学系研究科倫理委員会で承認されている（承認番号：11503）。

測定と変数

目的変数

利用者ごとの観察期間中の頻回受診の累積発生（Cumulative incidence）を医療扶助レセプトデータから特定した。つまり、医療扶助レセプトデータから参加者の月ごとの頻回受診の有無を評価し、追跡期間中に1回以上頻回受診を経験した場合に頻回受診ありとした。頻回受診の定義は日本の厚生労働省による頻回受診の定義を採用した（1カ月間に15回以上同じ医療機関を受診すること）。この定義は、日本の政策を考える上で重要であり、血液透析などの定期的に頻繁な外来通院を必要とする利用者を除外できる基準であった。これは、各医療機関から請求されるレセプトデータから判断することができた。これらの外来受診には、救急外来や病院・診療所の外来など、すべての外来受診が含まれていた。

説明変数

利用可能なデータに基づき、利用者の人口学的、社会経済的、一部の健康状態の要因と頻回受診との関連を検証した。また、医療機関への物理的アクセスなども検討した。精神障害、知的障害、身体障害の認定を受けているかどうかを、生活保護管理システムデータの情報を用いて確認した。また、介護扶助レセプトデータの情報をもとに身体的な介護の必要度を考慮した。介護保険制度では、全国的に統一された7段階の要介護（支援）度（要支援1と2、要介護1から5）が設定されている[29]。長期的なケアを必要とする可能性のある65歳以上の人と、指定された疾患を持つ40歳以上の人、この保険給付を申請できる。基準に基づいて、保険者（ほとんどの場合、市町村）が認定と保険給付の程度を認定する。保険給付の額は、認定された要介護（支援）度に応じて決定される。本研究では、「未認定」「要支援認定」「要介護認定」に分類した。

まず人口統計学的要因として、年齢（65歳未満／65歳以上）、性別（女性／男性）、世帯構成（ひとり暮らし／2人暮らし以上）、国籍（日本国籍／その他）を用いた。年齢を65歳未満と65歳以上の二つに分類したのは、福祉事務所による援助アプローチが年齢によって異なっているためである（たとえば、65歳未満の人は労働力を有するとみなされ、就労支援を受けるなど）。社会経済的な状況は、就労状況の有無で評価した。2自治体の測定されていない文化的・環境的特性、医療機関の密度や従事者数などの物理的アクセスを調整するために、ダミー変数として自治体をコード化した。これらの変数は、生活保護のデータベースから抽出した。

医療扶助レセプトデータには、利用者が受診した医療機関固有の識別コードが記載されている。医療機関固有の識別コードを医療機関の経営主体の種類に変換する際には、厚生労働省や厚生局の外部資料を利用した[31]。医療機関の特徴を明らかにするために、各医療機関を、国、公立、社会保険関係、医療法人、個人経営、その他の6つの開設者区分に分類した。調査期間中の各月に人々が最も頻繁に利用した医療機関を特定して個人データに紐づけた。

統計解析

まず、全研究対象者と頻回受診の経験者の特徴に関する記述統計を算出し、ベースラインの特徴をまとめた。次に、単変量ポアソン回帰分析により、頻回受診に対する各説明変数の発生割合比（Incidence Ratio: IR）と95%信頼区間（Confidence Interval: CI）を算出した。第三に、多変量ポアソン回帰分析により各説明変数に対する頻回受診の調整済IRを算出した。モデル1では、個人変数のみを用いて、年齢、性別、ひとり暮らしかどうか、就労の有無、障害認定の有無、要介護(支援)度、国籍、自治体ダミーのすべてを使用した。さらに、個人要因と医療供給者要因の双方の影響を検討するために、医療機関の開設者区分を説明変数に含めた多変量ポアソン回帰分析を行った（モデル2）。95%CIの算出には、階層性を考慮し、かつ2値変数のポアソン回帰分析の相対リスクを算出するためにロバスト標準誤差を推定した。

本研究結果の頑健性の検討のために、4つの感度分析を実施した。まず、頻回受診を月あたり10回の受診と再定義して同様の分析を行った。第二に、観察機関に2

カ月以上連続して頻回受診を経験した場合を目的変数と再定義して追加分析を行った。第三に、逆因果の可能性を考慮して、ベースライン月の頻回受診の発生を目的変数から除外した。これにより、頻回受診を必要とするような悪い健康状態のためにベースライン時点で生活保護を受け始めた利用者を除外した。最後に、年齢を連続変数とした分析も加えた。これらの統計解析には、STATA SE Ver.14.2 (Stata Corp., College Station, TX, USA) を使用した。

結果

生活保護を利用している 6,768 人のデータを入手し、適格基準を満たさない利用者を除いた 6,016 人が分析対象となった。そのうち、男性は 2,956 人 (49.1%)、ひとり暮らしの利用者は 2,030 人 (33.7%)、就労していない利用者は 5,081 人 (84.5%) であった。医療機関の利用状況については、主に医療法人をもっとも利用した人が 2,870 人 (47.7%)、個人に医療機関をもっとも利用した人が 1,012 人 (18.3%) であった。2016 年 1 月から 12 月までの期間に、139 人 (2.3%) が頻回受診を経験していた (表 1)。

単変量ポアソン回帰分析では、高齢、ひとり暮らし、就労なし、自治体 B が、頻回受診と有意に関連していた (表 2)。多変量で各要因を調整した場合にも、ひとり暮らしと自治体 B は頻回受診と有意に関連していた (表 2、モデル 1)。次に、医療供給者要因でさらに調整した場合にも、モデル 1 と同様の結果が得られた (表 2、モデル 2)。2 人以上暮らしの場合と比較して、ひとり暮らしの調整済 IR は 1.58 (95%CI : 1.05-2.39) であった。就労している場合と比較して、就労していない場合の調整済 IR は 1.73 (95%CI : 0.86-3.48) であった。医療供給者要因では、個人医療機関が頻回受診の発生と有意に関連していた。医療法人と比較した場合、個人医療機関の調整済 IR は 1.74 (95%CI : 1.20-2.52) であった。頻回受診と障害認定や要介護 (支援) 認定との間には有意な関連性はなかった。自治体 A と比較して自治体 B の調整済 IR は 2.68 (95%CI : 1.91-3.74) であった。

表 1. 生活保護利用者全体と、そのうち頻回受診を経験した利用者の特徴

特徴	カテゴリー	カテゴリー 別人数 N(%) N(合計 6016)	カテゴリー別 頻回受診者数 N(合計 139)	カテゴリー 別発生割合 %
性別	男性	2956(49.1)	64	2.2%
	女性	3060(50.9)	75	2.5%
年齢	65歳未満	2851(47.4)	49	1.7%
	65歳以上	3165(52.6)	90	2.8%
家族構成	独居	3986(66.3)	107	2.7%
	2人以上暮らし	2030(33.7)	32	1.6%
就労の有無	あり	935(15.5)	15	1.6%
	なし	5081(84.5)	124	2.4%
国籍	その他	161(2.7%)	5	3.1%
	日本国籍	5855(97.3)	134	2.3%
障害の認定	なし	4897(81.4)	114	2.2%
	精神障害	556(9.2)	15	2.7%
	知的障害	85(1.4)	0	0.0%
	身体障害	478(7.9)	10	2.1%
要介護（支援）認定	なし	5121(85.1)	116	2.3%
	要支援	204(3.4)	6	2.9%
	要介護	691(11.5)	17	2.5%
自治体	A	4432(73.7)	69	1.6%
	B	1584(26.3)	70	4.4%
受診医療機関の開設者区分	受診歴なし	921(15.3)	-	-
	国	159(2.6)	1	0.6%
	公的医療機関	180(3.0)	4	2.2%
	社会保険関係団体	208(3.5)	3	1.4%
	医療法人	2870(47.7)	72	2.5%
	個人	1102(18.3)	45	4.1%
	その他	576(9.6)	14	2.4%

表 2. 個人および医療供給者の特性ごとの頻回受診の発生割合比 (IR) および 95%信頼区間 (CI)。単変量および多変量ポアソン回帰の結果。

	単変量			モデル 1			モデル 2		
	IR	95% CI		IR	95% CI		IR	95% CI	
年齢									
65 歳未満	参照			参照			参照		
65 歳以上	1.65	1.17	2.33	1.46	0.97	2.19	1.40	0.93	2.11
性別									
女性	参照			参照			参照		
男性	0.88	0.64	1.23	0.90	0.65	1.26	0.98	0.70	1.37
家族構成									
2 人以上暮らし	参照			参照			参照		
独居	1.70	1.15	2.52	1.53	1.01	2.32	1.58	1.05	2.39
就労の有無									
あり	参照			参照			参照		
なし	2.37	1.25	4.50	1.76	0.87	3.53	1.73	0.86	3.48
国籍									
日本国籍	参照			参照			参照		
その他	1.36	0.56	3.27	1.69	0.70	4.07	1.74	0.72	4.20
障害認定									
なし	参照			参照			参照		
精神障害	1.18	0.69	2.01	1.14	0.64	2.02	1.14	0.64	2.04
身体障害	0.91	0.48	1.73	0.83	0.44	1.56	0.86	0.46	1.62
要介護 (支援) 認定									
なし	参照			参照			参照		
要支援	1.30	0.58	2.91	1.14	0.50	2.61	1.02	0.45	2.35
要介護	1.09	0.66	1.80	0.79	0.47	1.33	0.76	0.45	1.29
自治体									
A	参照			参照			参照		
B	2.84	2.05	3.94	2.71	1.95	3.77	2.68	1.91	3.74
受診医療機関の開設者区分									
医療法人	参照						参照		
国	0.25	0.04	1.79				0.34	0.05	2.45
公的医療機関	0.89	0.33	2.40				0.64	0.23	1.74
社会保険関係団体	0.57	0.18	1.81				0.84	0.26	2.68
個人	1.63	1.13	2.35				1.74	1.20	2.52
その他	0.97	0.55	1.71				0.99	0.56	1.73

対象となったのは 6016 人で、そのうち 139 人 (2.3%) が頻回受診を経験していた。モデル 1 では、個人変数として、年齢、性別、独居かどうか、就労の有無、国籍、障害認定の有無、要介護 (支援) 認定の有無、自治体ダミーのすべてを投入した。モデル 2 では、それに供給者要因を追加し双方の影響を調整した。

頻回受診の定義を変更した感度分析においても、ひとり暮らしと就労していないことには頻回受診との関連が引き続きみられた（それぞれ IR 1.25、95%CI 1.02-1.54、IR 1.91、95%CI 1.30-2.81）。身体障害の認定をもつ利用者での調整済 IR は、障害認定がない利用者と比べて、IR 1.85（95%CI 1.44-2.38）と大きくなった。医療供給者要因では、医療法人と比較して、国、公立、社会保険を利用している場合には、頻回受診の発生割合が小さい一方、個人医療機関の利用者では、医療法人に比べて調整済 IR は 1.18（95%CI 0.95-1.47）であった。さらに、観察期間に 2 カ月以上連続して頻回受診を経験した場合に限定した感度分析では、ひとり暮らしと自治体 B は依然として頻回受診との関連があり、個人医療機関の利用と頻回受診との関連は統計的に明確ではなくなった。さらに、観察開始月の頻回受診の発生をアウトカムとして除外した場合や、年齢を連続変数として使用する感度分析でも、メインの結果と同様の結果が得られた（付録表 1、2、3、4）。

考察

本研究では、日本の生活保護利用者の頻回受診について、利用者および医療供給者の関連要因を検証した。その結果、生活保護利用者においては、他の個人要因や医療供給者要因を調整しても、ひとり暮らし、就労なし、個人医療機関に通院している利用者ほど、頻回受診を経験する傾向があることがわかった。本研究は、日本の生活保護利用者の頻回受診に関連する潜在的要因を、個人と医療供給者の双方の要因を考慮して検討した初めての研究である。

結果の解釈・先行研究との比較

ひとり暮らしや就労していないことが頻回受診と関連しているという本研究の結果は、カナダの一般人口とホームレス人口の両方において、独身、失業が頻回受診と関連している可能性を示した近年の研究結果とも一致している[23]。同様に本研究は、日本の生活保護利用者においても、社会的孤立が頻回受診の関連要因を検討する際に重要である可能性を示す新たな根拠となった。ひとり暮らしや就労していない者は、健康問題や日常生活の不安に対処するための資源が少ない可能性がある。また、ひとり暮らしの利用者は、孤独を感じるリスクが高い[32, 33]。Taubeらは、スウェーデンにおいて、孤独感が利用者の外来医療サービスの利用を促進することを見出しており[34]、本研究の結果に関しても、孤独感を有するが社会参加やコミュニケーションの機会に恵まれないひとり暮らしや就労していない利用者が、社会的な交流を求めて医療機関を頻繁に利用しているという可能性がある。

本研究結果では、個人医療機関で頻回受診が多く発生することもわかった。これは、たとえば慢性的な病気で頻繁な通院を必要とする人は、近隣の医療機関に通院する必要があると、日本では個人医療機関が最も多く存在する一般的な医療機関であるという理由と[35]、供給者誘発需要の概念[24]を裏付ける可能性もあった。つまり、公立医療機関などの経営主体と比較して、個人経営の医療機関は、収益の最大化のために利用者頻回受診を促している傾向があるかもしれない。しかし、供給者

誘発需要の検証については、今回の研究の関心の範囲を超えるため、これ以上の評価は行わなかった。

政策的示唆

本研究の結果は、政策的にも重要な意味を持っている。特に、生活保護利用者を含む社会的に弱い立場にある者の社会的孤立やコミュニティの喪失を予防／軽減する施策の策定・導入は、頻回受診の低減に重要だと考えられる。例えば、社会的なケアが必要な人々の医療機関へのボランティアな付き添いを行う地域密着型の介入が、頻回受診の予防に役立つ可能性があるというエビデンスがある[36]。また、医療機関と他の公的・民間の福祉・地域開発サービスとの連携により、病院や診療所の受診をきっかけに利用者の孤立や社会的な困難に対応することも効果的なアプローチとなりうる[37, 38]。例えば、Maughanらは、英国において、関連するフレームワークによる「社会的処方」が、受診回数の低減をもたらす可能性を明らかにしている[39]。

強みと限界

本研究の重要な強みは、生活保護を利用している人々の福祉事務所の標準化された生活保護管理システムデータを利用することで、一般的な社会調査の手法では調査が困難な社会的に弱い立場にある者の頻回受診を評価できたことである。もう一つの強みは、頻回受診における個人要因と医療供給者要因の双方を同時に検証できたことである。本研究では、固定効果変数として医療供給者の開設者区分を評価し、施設間のおおまかな特性を調整した。しかし、本研究にはいくつかの限界がある。まず、本研究では縦断的なデータを利用したが、本研究結果にはまだ逆因果の可能性が残されている。例えば、頻回受診を経験する利用者には、重症で複雑な疾病を患っている人がおり、長期間にわたって頻繁な医療を必要とする結果、コホート開始以前にパートナーや仕事を失っていた可能性がある。しかし、ベースライン月の頻回受診を除外した感度分析の結果が頑健であったことから、逆因果の可能性は大きくないと考えられる。第二に、本研究は日本の自治体を代表しない2自治体のみを対象としたため、一般化には限界がある。第三に、分析に含めた変数は、データの利用可能性のために限定されていた。そのため、教育歴、社会関係、疾病の診断、治療の内容、病気の重症度、医療行為の程度などの重要な未測定要因が含まれていない。最後に、本研究では厚生労働省の頻回受診の定義を用いて分析したが、中には医療上の必要性から頻回受診が発生している場合があることも認識する必要がある。

結論

生活保護利用者のうち、ひとり暮らしや就労していないといった社会的孤立との関連が知られる要因が、利用者の頻回受診の発生と関連している可能性を示した。頻回受診には個人医療機関が関与している可能性もあった。医療的および社会的なケアをより統合的に提供するような、社会的孤立を予防／軽減する介入は、利用者

の医療需要の低減に有効かもしれない。本研究の知見については、健康状態やより広範な社会経済的要因など、詳細な情報を用いたさらなる分析が必要である。

謝辞

解析やデータ解釈のサポートをいただいた東京大学大学院医学系研究科保健社会行動学分野の橋本英樹教授と Andrew Stickley 研究員に感謝を申し上げる。

研究費

本研究は、日本学術振興会科学研究費補助金（助成番号：17K19793, 18H04071），平成 30 年度厚生労働省社会福祉推進事業，北日本コンピューターサービス株式会社との共同研究費を受け実施した。これらの研究費助成機関は，本研究のプロトコル，解析，結果の解釈，および本稿の提出について，一切の裁量権を持たず、関与していない。

COI

西岡大輔、齋藤純子、上野恵子には COI はない。近藤尚己は、北日本コンピューターサービス株式会社と共同研究を実施し、共同研究費および奨学寄付金を受託している。

引用文献

1. Cook LJ, Knight S, Junkins EP, Jr., et al. Repeat patients to the emergency department in a statewide database. *Acad Emerg Med* 2004;11(3):256-63.
2. Hoot NR, Aronsky D. Systematic review of emergency department crowding: causes, effects, and solutions. *Ann Emerg Med* 2008;52(2):126-36.
3. Krieg C, Hudon C, Chouinard MC, et al. Individual predictors of frequent emergency department use: a scoping review. *BMC Health Serv Res* 2016;16(1):594.
4. Malone RE. Heavy users of emergency services: social construction of a policy problem. *Soc Sci Med* 1995;40(4):469-77.
5. Schoen C, Osborn R, Squires D, et al. New 2011 survey of patients with complex care needs in eleven countries finds that care is often poorly coordinated. *Health Aff (Millwood)* 2011;30(12):2437-48.
6. Cruwys T, Wakefield JRH, Sani F, et al. Social isolation predicts frequent attendance in primary care. *Ann Behav Med* 2018;52(10):817-29.
7. LaCalle E, Rabin E. Frequent users of emergency departments: the myths, the data, and the policy implications. *Ann Emerg Med* 2010;56(1):42-8.
8. Sandoval E, Smith S, Walter J, et al. A comparison of frequent and infrequent visitors to an urban emergency department. *J Emerg Med* 2010;38(2):115-21.
9. Alghanim SA, Alomar BA. Frequent use of emergency departments in Saudi public hospitals: implications for primary health care services. *Asia Pac J Public Health* 2015;27(2):NP2521-30.
10. Althaus F, Paroz S, Hugli O, et al. Effectiveness of interventions targeting frequent users of emergency departments: a systematic review. *Ann Emerg Med* 2011;58(1):41-52 e42.
11. Doupe MB, Palatnick W, Day S, et al. Frequent users of emergency departments: developing standard definitions and defining prominent risk factors. *Ann Emerg Med* 2012;60(1):24-32.
12. Dufour I, Chouinard MC, Dubuc N, et al. Factors associated with frequent use of emergency-department services in a geriatric population: a systematic review. *BMC Geriatr* 2019;19(1):185.
13. Hand C, McColl MA, Birtwhistle R, et al. Social isolation in older adults who are frequent users of primary care services. *Can Fam Physician* 2014;60(6):e322, e4-9.
14. Hansagi H, Allebeck P, Edhag O, et al. Frequency of emergency department attendances as a predictor of mortality: nine-year follow-up of a population-based cohort. *J Public Health Med* 1990;12(1):39-44.
15. Hansagi H, Olsson M, Sjoberg S, et al. Frequent use of the hospital emergency department is indicative of high use of other health care services. *Ann Emerg Med* 2001;37(6):561-7.
16. Hunt KA, Weber EJ, Showstack JA, et al. Characteristics of frequent users of emergency departments. *Ann Emerg Med* 2006;48(1):1-8.
17. Paul P, Heng BH, Seow E, et al. Predictors of frequent attenders of emergency department at an acute general hospital in Singapore. *Emerg Med J* 2010;27(11):843-8.
18. Soril LJ, Leggett LE, Lorenzetti DL, et al. Characteristics of frequent users of the emergency department in the general adult population: A systematic review of international healthcare systems. *Health Policy* 2016;120(5):452-61.
19. van Tiel S, Rood PP, Bertoli-Avella AM, et al. Systematic review of frequent users of emergency departments in non-US hospitals: State of the art. *Eur J Emerg Med* 2015;22(5):306-15.
20. Mandelberg JH, Kuhn RE, Kohn MA. Epidemiologic analysis of an urban, public emergency department's frequent users. *Acad Emerg Med* 2000;7(6):637-46.

21. Agarwal G, Lee J, McLeod B, et al. Social factors in frequent callers: a description of isolation, poverty and quality of life in those calling emergency medical services frequently. *BMC Public Health* 2019;19(1):684.
22. Wang H, Zhao E, Fleming J, et al. Is loneliness associated with increased health and social care utilisation in the oldest old? Findings from a population-based longitudinal study. *BMJ Open* 2019;9(5):e024645.
23. Chambers C, Chiu S, Katic M, et al. High utilizers of emergency health services in a population-based cohort of homeless adults. *Am J Public Health* 2013;103(2):S302-10.
24. Evans RG. Supplier-induced demand: some empirical evidence and implications. *The economics of health and medical care*. Springer 1974. p. 162-73.
25. Johnson EM. Physician-induced demand. Elsevier Cambridge, MA; 2014. p. 77-83.
26. McGuire TG, Pauly MV. Physician response to fee changes with multiple payers. *J Health Econ* 1991;10(4):385-410.
27. van Dijk CE, van den Berg B, Verheij RA, et al. Moral hazard and supplier-induced demand: Empirical evidence in general practice. *Health Econ* 2013;22(3):340-52.
28. Sekimoto M, Ii M. Supplier-induced demand for chronic disease care in Japan: Multilevel analysis of the association between physician density and physician-patient encounter frequency. *Value Health Reg Issues* 2015;6:103-10.
29. Sakamoto H, Rahman M, Nomura S, et al. Japan health system review [Internet]. World Health Organization. Regional Office for South-East Asia. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/259941> (accessed July 21, 2020).
30. The Ministry of Health, Labour, and Welfare. Appropriate medical assistance and health management for people on public assistance (in Japanese). 2017.
31. The Ministry of Health, Labour and Welfare. Explanation of terms: types and categorization of health care institutes (in Japanese). 2013.
32. Chen Y, Hicks A, While AE. Loneliness and social support of older people living alone in a county of Shanghai, China. *Health Soc Care Community* 2014;22(4):429-38.
33. Jennifer Yeh S-C, Lo SK. Living alone, social support, and feeling lonely among the elderly. *Soc Behav Pers* 2004;32(2):129-38.
34. Taube E, Kristensson J, Sandberg M, et al. Loneliness and health care consumption among older people. *Scand J Caring Sci* 2015;29(3):435-43.
35. The Ministry of Health, Labour and Welfare. Overview of the medical facilities survey and hospital reports (in Japanese) [Internet] 2006. <https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/iryosd/16/> (accessed July 21, 2020).
36. Seaberg D, Elseroad S, Dumas M, et al. Patient navigation for patients frequently visiting the emergency department: A randomized, controlled trial. *Acad Emerg Med* 2017;24(11):1327-33.
37. Hudon C, Chouinard MC, Dubois MF, et al. Case management in primary care 参照 or frequent users of health care services: A mixed methods study. *Ann Fam Med* 2018;16(3):232-9.
38. Bickerdike L, Booth A, Wilson PM, et al. Social prescribing: less rhetoric and more reality. A systematic review of the evidence. *BMJ Open* 2017;7(4):e013384.
39. Maughan DL, Patel A, Parveen T, et al. Primary-care-based social prescribing for mental health: an analysis of financial and environmental sustainability. *Prim Health Care Res Dev* 2016;17(2):114-21.