

原 著

地域医療連携における患者逆紹介選好尺度 PQR-19の提案

ヨシ ミ リュウスケ*、2*、3* ネ モトユウ タ ロウ カ トウ ヒロタカ ハラ コウ ジ
吉見 竜介*、2*、3* 根本裕太郎* 加藤 弘陸* 原 広司*

目的 地域医療連携を円滑に行うためには、大病院から診療所等への逆紹介の促進が必要である。本研究では、患者の逆紹介に関する選好を構成する因子を明らかにし、COSMINの手法に基づき患者逆紹介選好尺度を提案することを目的とした。

方法 専門家7人により逆紹介の選好に関する項目プールを作成した。調査日より過去6か月以内に大病院（400床以上）に入院した経験があり、その疾患で何らかの医療機関に通院中の20歳以上の患者を対象としてインターネットによるアンケート調査を行い、探索的因子分析により患者の逆紹介選好を構成する因子構造を決定した。得られた因子を下位尺度として新規尺度を作成し、尺度の信頼性と妥当性を検討した。

結果 インターネット調査パネル登録者23,000人にスクリーニング調査を行った結果374人が本研究の条件に合致し、その中で調査に回答したのは293人であった。因子分析を施行した結果、患者の逆紹介選好に関連する因子として「かかりつけ医評価」、「逆紹介受容性」、「治療継続性」、「病勢評価」の4つが同定された。これらの因子を下位尺度とし、合計19個の質問項目からなる患者逆紹介選好尺度 The 19-item Patient Preference Questionnaire Form for Reverse Referral (PQR-19)を作成した。各下位尺度スコアについて、Cronbachの α 係数を求めた結果、十分な信頼性（0.76～0.87）が得られた。妥当性検証では、医師の勧めで逆紹介に応じた患者では応じなかった患者と比較してPQR-19の全体スコア（ 3.28 ± 0.69 vs. 2.96 ± 0.63 , $P = 0.044$ ）やその下位尺度である治療継続性スコア（ 3.52 ± 0.76 vs. 3.05 ± 0.81 , $P = 0.012$ ）が有意に高く、他の下位尺度スコアもすべて高い傾向にあった。

結論 患者の逆紹介選好を構成する4つの因子を因子分析により抽出し、新規尺度PQR-19を提案した。信頼性と妥当性の一部は未検証であり、今後の課題である。

Key words : 逆紹介, 地域医療連携, 因子分析, インターネット調査, 大病院, かかりつけ医

日本公衆衛生雑誌 2025; 72(11): 853–861. doi:10.11236/jph.24-094

I 緒 言

地域医療連携とは、病院と診療所がそれぞれの役割を分担し、協力して地域全体で効率的・効果的な医療を提供することである。現在本邦で求められる医療の形は、以前の「病院完結型」から地域全体で患者を支える「地域完結型」に変化している¹⁾。

大病院において、外来患者数を抑制できれば高度な診療や研究・教育に時間を振り向けることができる²⁾。患者にとっても、自宅に近い診療所で治療を

続けることは、利便性や健康管理の継続性の点でメリットが多い³⁻⁵⁾。一方、大病院から地域の診療所等への逆紹介を否定的に捉える患者が一定数存在する。逆紹介を促進するためには、そのような患者の逆紹介に対する否定的な意識が生じるメカニズムを理解する必要がある。

逆紹介の障壁となる患者側の要因は十分に解明されていない。過去の国内の調査では、患者が逆紹介に同意するためには病診間の連携の充実と明確な役割分担、かかりつけ医の診療向上と専門性、立地条件が重要とされている^{6,7)}。ある報告では、逆紹介された患者の7割が転医していたが、病診の役割分担に納得しているのは5割未満であった⁸⁾。さらに、逆紹介の知識よりもかかりつけ医に対するイメージや評価を反映した感情が逆紹介受諾に影響するとする報告もある⁹⁾。これらの報告は古く、その

* 横浜市立大学大学院国際マネジメント研究科国際マネジメント専攻

^{2*} 横浜市立大学医学部血液・免疫・感染症内科学

^{3*} 横浜市立大学附属病院臨床検査部

責任著者連絡先：〒236-0004 横浜市金沢区福浦3-9
横浜市立大学大学院国際マネジメント研究科国際マネジメント専攻 吉見竜介

E-mail: yoshiryu@med.yokohama-cu.ac.jp

後の社会情勢の変化を反映しておらず、単施設の小規模集団に基づくものであり、現在の一般的な患者層に当てはまるかは不明である。

逆紹介に関する患者側の要因を解明することは、患者が逆紹介に肯定的になる施策の策定に有意義である。患者が「逆紹介を受け入れないこと」よりも「逆紹介を受け入れること」の方が好ましい選択肢であると考えられる程度、すなわち患者逆紹介選好の程度を数値化する尺度はこれまでに存在しないが、新たに開発されれば逆紹介に関する今後の研究に役立つツールとなりうる。本研究では、因子分析により患者の逆紹介に関する選好を構成する因子を明らかにし、逆紹介選好尺度を提案することを目的とした。

Ⅱ 研究方法

1. 研究デザイン

本研究では Consensus-based Standards for the Selection of Health Measurement Instruments (COSMIN) のガイドラインに基づき患者逆紹介選好の尺度を開発した^{10~13)}。まず専門家により質問項目プールを作成した後、インターネットによるパイロット調査によって質問項目の内容的妥当性を確認した。次に、各項目の回答を用いて探索的因子分析を行い、患者の逆紹介選好を構成する因子構造を決定して新規尺度を作成し、確認的因子分析により構造的妥当性を検証した。さらに、新規尺度について仮説を立て、構成概念妥当性を検証した。信頼性に関しては、新規尺度の内的一貫性を検討した。

2. 対象者

過去6か月以内に大学病院等の大病院（400床以上）に入院した経験があり、現在もその疾患で何らかの医療機関に通院しており、調査協力に同意した20歳以上の患者を対象とした。アイブリッジ株式会社（インターネット調査会社）を通じ、調査パネルに登録された国内在住の登録者に対してスクリーニング調査を行い、条件を満たす登録者をパイロット調査および本調査の対象者とした。パイロット調査では項目の内容的妥当性（包括性と分かりやすさ）に関する回答、本調査では項目自体（逆紹介に対する選好）および逆紹介関連経験の質問に対する回答を、それぞれ対象者より回収した。

因子分析に必要な標本数に関しては COSMIN を含めて最低100以上とする主張が多いが^{14~16)}、200以上が必要だと述べている報告もあることから¹⁷⁾、本調査の対象者数を最低200人以上に設定した。

3. 調査項目

1) 質問項目の作成

かかりつけ医に対する患者満足度に関する既報で

は、患者がかかりつけ医に期待する点として、①診断、治療、専門的スキル、診療実績といった診療の質^{7,18~20)}、②立地、交通手段、スケジュール、医師の面から見たアクセスの良さ^{7,18~20)}、③コミュニケーション、共感、敬意、患者の社会的背景への理解といった親密さ^{18,19)}、④同一医師での診療、病院との連携といった治療継続性^{7,18,19,21)}、⑤待合室などの物理的環境^{19,20)}、そして⑥医療費の面¹⁹⁾が挙げられてきた。これらの既報および横浜市立大学附属病院で診療に従事する医師や外来患者への意見聴取をもとに、因子分析に用いる患者の逆紹介選好に関する質問項目を計9回の会議で検討した。ここで逆紹介とは、大病院が病状の安定している患者を紹介元であるかかりつけ医や地域の診療所等の医療機関へ紹介することを指す。会議では医師3人に加え、病院事務職1人、社会科学系の研究者3人を加えた計7人の有識者によって質問の内容的妥当性や表現の理解しやすさ、重複性等を検討し、ブラッシュアップを繰り返した。その結果、合計46項目が策定され、想定される概念別に「診療の質」の8項目、「逆紹介への認識」と「継続性」の各5項目、「非抵抗感」、「安心感」、「病勢」、「アクセス」、「物理環境」、「親密さ」、「費用」の各4項目が含まれた。

2) パイロット調査

内容的妥当性を検証するために、一部の対象者に本調査とは別に次の3つの質問を行った。①「質問票のそれぞれの質問文は、分かりやすい内容でしたか」、②「質問票は、逆紹介に関連する内容を残さずとり入れていると思いましたか」、③「質問票において逆紹介に関連する内容として不足していると思う点があれば、自由に記載してください」。①と②は9点を最高点、0点を最低点とする10段階リッカート尺度、③は自由記述によって回答を得た。

3) 本調査

作成した46項目の質問項目について「全くそう思わない」（1点）、「あまりそう思わない」（2点）、「どちらとも言えない」（3点）、「まあそう思う」（4点）、「とてもそう思う」（5点）の5段階リッカート尺度により回答を得た。また、これとは別に、逆紹介を促す介入の有無に関して「今回の入院中に逆紹介を勧められた」、および、結果としての逆紹介受諾に関して「現在は逆紹介先の医療機関に通院している」という質問を提示し、「はい」と「いいえ」の二者択一で回答を得た。患者属性のうち年齢、性別、婚姻の有無、子供の有無、居住地、職業、世帯年収については調査パネルの登録データを利用し、入院した病院の種類、現在の症状の有無、主な診療科については質問によりデータを得た。

4. 解析方法

1) 因子分析

各質問項目について回答の分布を確認した。内的な一貫性が高くなりすぎると尺度の内容が狭小化するため、ピアソンの相関係数が0.6以上の項目ペアについては一方の項目を解析から除外した。ただし、想定される各概念につき最低3項目は解析対象として残した。因子分析施行上の標本妥当性を Kaiser-Meyer-Olkin 測度により確認し、平行分析、MAP 基準、BIC 基準、Kaiser-Guttman 基準、Cattel Scree test により因子数を総合的に判断した。初期解の抽出方法として Minres 法、回転方法として Promax 法を用い、因子の信頼性を Cronbach の α 係数により検討した。

2) 妥当性の検証

構造的妥当性の検討には確認的因子分析を用いた。次に、構成概念妥当性の仮説検証を行った。患者の逆紹介選好度が高ければ高いほど、逆紹介を進められた際に逆紹介を受諾しやすいことが予想される。そこで、上記の逆紹介の経験に関する質問に対する回答を利用して今回の入院中に医師から逆紹介を勧められた集団を選択し、その集団内で退院後に逆紹介先に通院している群としていない群で新規尺度のスコアを比較した。比較する2群の等分散性の検定には F 検定を用い、等分散性が仮定できる場合には対応のない t 検定、仮定できない場合には Welch の t 検定を用いることとした。さらに、より頑健な帰属分布の推定のもとで2群の比較を行うために、リサンプリング回数を100,000回とするブートストラップ有意差検定を行い、ブートストラップ分布の両側において観測値以上の極端な値をとる確率を P 値として算出した。いずれの検定においても、統計学的な有意水準は5% (両側検定) とした。

3) 統計解析ソフトウェア

本研究におけるすべての統計解析を R version 4.3.1を用いて行った。

5. 倫理的配慮

本研究では個人を特定できない形で収集したデータを使用した。アンケート画面の冒頭で対象者に研究の目的や方法等を説明し、調査への回答完了をもって本研究への同意とみなす旨を明示した。本研究は横浜市立大学八景キャンパス等研究倫理委員会の承認 (承認番号: 八2023-22, 2024年3月4日) を得て行われた。

Ⅲ 研究結果

1. 対象者の属性

インターネット調査パネルに登録された20歳以上

の男女23,000人に対してスクリーニング調査を行ったところ、対象者の条件を満たす人は374人 (1.6%) であった。このうち293人 (78.3%) より回答が得られ、解析対象とした。解析対象者の属性を表1に示す。このうち実際に逆紹介された人は81人 (27.6%) であった。最初の50人の回答者については、本調査とは別にパイロット調査を依頼し、43人 (86.0%) より回答を得た。いずれの調査においても、回答の欠測は認めなかった。

2. 患者による質問項目の評価

パイロット調査の結果、質問項目の分かりやすさに関しては、中央値6点、四分位範囲は4.5~7であり、32人 (74.4%) が5点以上を回答し、最多は7点 (10人) であった。質問項目の包括性に関しては、中央値6点、四分位範囲は5~7であり、38人 (88.4%) が5点以上とし、6点 (13人) が最多であった。これらの結果より、質問項目の分かりやすさと包括性は十分であると判断し、質問項目の修正は行わなかった。

3. 逆紹介に対する患者の選好の因子分析

1) 項目分布の分析

本調査で得られた46個の質問項目の回答の各平均は2.89~3.32、各標準偏差は0.87~1.05、中央値は全項目で3であった。歪度と尖度はそれぞれ-0.48~0.07、-0.59~0.49であり、いずれの項目も比較的正規分布に近いと考えられた。

2) 項目間の相関係数

すべての質問項目間の相関係数を求めた結果、一部の項目間で高い相関係数を示した。たとえば、「逆紹介への認識」が想定される項目群の項目15と項目16の相関係数は0.718、「非抵抗感」が想定される項目群の項目2と項目3の相関係数が0.702と高値であった。他の項目との相関係数が0.6以上である項目2, 5, 10, 13, 15, 19, 24, 27, 30, 31, 32, 34, 37, 39, 46を削除し、因子分析に用いる項目を31項目に絞った。

3) 標本妥当性

Kaiser-Meyer-Olkin 測度は個別指標として0.90~0.97、全体指標として0.95であり、各データが因子分析を行うのに適していることが示された。

4) 因子分析

平行分析と Kaiser-Guttman 基準 (固有値1以上) では4因子、MAP 基準、BIC 基準、Cattell Scree test では3因子、標本数補正 BIC 基準では5因子が妥当な因子数であった。3因子解、4因子解、5因子解をそれぞれ求めて比較し、累積寄与率や解釈可能性の点から4因子解が最も適切であると判断した。

表1 対象者の属性

項目	N = 293	
年齢 (歳, 平均値±SD)	49.8±13.3	
性別		
男	224	(76.5%)
女	69	(23.5%)
婚姻		
未婚	96	(32.8%)
既婚	197	(67.2%)
子供		
なし	110	(37.5%)
あり	183	(62.5%)
居住地		
北海道地方	8	(2.7%)
東北地方	17	(5.8%)
関東地方	103	(35.2%)
中部地方	52	(17.7%)
近畿地方	62	(21.2%)
中国・四国地方	20	(6.8%)
九州地方	31	(10.6%)
職業		
無職	64	(21.8%)
パート・アルバイト	18	(6.1%)
会社員・公務員	168	(57.3%)
医療関係者	9	(3.1%)
自由業・自営業	21	(7.2%)
経営者・役員	6	(2.0%)
その他	7	(2.4%)
世帯年収		
200万円未満	31	(10.6%)
200万円以上500万円未満	99	(33.8%)
500万円以上1,000万円未満	108	(36.9%)
1,000万円以上	55	(18.8%)
入院した病院		
一般病院	209	(71.3%)
大学病院	84	(28.7%)
現在の症状		
なし	170	(58.0%)
あり	123	(42.0%)
主な診療科		
内科	109	(37.2%)
外科	22	(7.5%)
産婦人科	8	(2.7%)
整形外科	30	(10.2%)
リウマチ科	18	(6.1%)
泌尿器科	9	(3.1%)
皮膚科	5	(1.7%)
耳鼻咽喉科	11	(3.8%)
眼科	6	(2.0%)
精神科・神経科・心療内科	10	(3.4%)
その他	5	(1.7%)
無回答	60	(20.5%)
現在の通院先		
逆紹介先の医療機関	81	(27.6%)
逆紹介先ではない医療機関	212	(72.4%)

4 因子を抽出する因子分析の結果, 項目 1, 14, 18, 33, 40, 41, 42で因子負荷量が0.48未満となり, 項目44では複数の因子負荷量が0.35以上となった。これらを削除しつつ因子分析を繰り返した。さらに, 各因子のグループ内で項目間相関係数が0.6以上を示した項目ペアの一方の項目を可能な限り削除し, 結果的に項目16, 23, 26, 35を削除した。最終的に得られた19項目による因子分析結果を表2に示す。

4 因子 MR1～MR4 のいずれにおいても全項目の因子負荷量が0.5以上になっており, 最も高い因子負荷量以外の因子の因子負荷量は高くても0.23であった。MR1～MR4 の因子寄与率はそれぞれ17%, 15%, 11%, 10% であり, 累積寄与率は53% であった。因子間相関は中等度 (0.56～0.69) であった。

5) 因子の命名

MR1に含まれる項目で想定されていた概念は「物理環境」(項目22, 25), 「費用」(項目38), 「診療の質」(項目36), 「親密さ」(項目28, 29) であり, 共通して患者によるかかりつけ医の評価に関する内容であるため, この因子を「かかりつけ医評価」と命名した。MR2に含まれる項目で想定されていた概念は「安心感」(項目6, 7, 8), 「非抵抗感」(項目4, 3), 「逆紹介への認識」(項目17) であり, 患者の逆紹介への理解や受容的感情に関連するため, この因子を「逆紹介受容性」と命名した。MR3には想定された概念として「継続性」(項目45, 43) と「アクセス」(項目20, 21) が含まれ, 患者にとっての治療の継続しやすさに関連することから, この因子を「治療継続性」と命名した。MR4には想定された概念として「病勢」(項目9, 11, 12) のみが含まれ, この因子を「病勢評価」と命名した。

以上より, 患者逆紹介選好尺度を構成する4つの下位尺度である「かかりつけ医評価」, 「逆紹介受容性」, 「治療継続性」, 「病勢評価」およびそれらの下位尺度を構成する項目(それぞれ6項目, 6項目, 4項目, 3項目)を確定し, この新しい尺度を“The 19-item Patient Preference Questionnaire Form for Reverse Referral (PQR-19)”と命名した(表S1)。

4. 信頼性の検討

PQR-19の各下位尺度のCronbachの α 係数は, 「かかりつけ医評価」が0.87 (95% 信頼区間0.84–0.89), 「逆紹介受容性」が0.84 (0.81–0.87), 「治療継続性」が0.82 (0.78–0.85), 「病勢評価」が0.76 (0.71–0.81) であり, 十分な値であった。

個人の下位尺度内の項目の回答の平均値を下位尺

表2 患者の逆紹介選好についての因子分析

項目	内容	予測された 概念	因子名	平均 M	標準偏差 SD	第1因子 MR1	第2因子 MR2	第3因子 MR3	第4因子 MR4	共通性 h^2	独自性 u^2	複雑性 com
22	かかりつけ医は今の病院よりも建物がよい	物理環境		2.91	0.97	0.75	0.11	-0.09	-0.09	0.50	0.50	1.1
25	かかりつけ医の医療設備は十分である	物理環境		3.00	0.99	0.73	-0.04	0.05	0.04	0.58	0.42	1
38	かかりつけ医は今の主治医よりも私の経済事情に配慮してくれる	費用		3.03	0.91	0.71	-0.07	0.01	0.07	0.52	0.48	1
36	かかりつけ医の知識と技術は今の主治医よりも十分専門的である	診療の質	かかりつけ医 評価	2.92	0.93	0.69	0.08	0.12	-0.18	0.53	0.47	1.2
28	かかりつけ医は今の主治医よりも私のことを知っていてくれる	親密さ		3.08	0.90	0.61	-0.07	0.03	0.19	0.51	0.49	1.2
29	かかりつけ医のスタッフは今の病院よりも親切に対応してくれる	親密さ		3.06	0.94	0.52	-0.04	0.23	0.13	0.57	0.43	1.5
6	逆紹介によって主治医が変わることには不安はない	安心感		2.89	1.01	0.04	0.77	-0.06	-0.08	0.51	0.49	1
7	逆紹介先でも治療は問題なく続けられると思う	安心感		3.10	0.98	-0.06	0.68	0.02	0.17	0.60	0.40	1.1
8	逆紹介によって通院の方法がかわることに不安はない	安心感	逆紹介受容性	3.03	1.05	0	0.64	-0.01	0.09	0.48	0.52	1
4	逆紹介先にはとくにこだわりはない	非抵抗感		2.99	1.03	0.06	0.62	0	0.01	0.44	0.56	1
3	逆紹介をいつされてもよい	非抵抗感		2.96	0.97	-0.19	0.6	0.19	0.1	0.46	0.54	1.5
17	逆紹介に良いイメージをもっている	認識		2.98	0.92	0.27	0.53	0.07	-0.1	0.50	0.50	1.6
45	今の病院は逆紹介先にきちんと私の診療情報を提供してくれる	継続性		3.32	0.98	0.06	0.14	0.77	-0.22	0.60	0.40	1.3
43	かかりつけ医は必要時には今の病院へ再紹介してくれる	継続性		3.23	0.99	0.09	-0.08	0.7	0.03	0.55	0.45	1.1
20	かかりつけ医は今の病院よりも通院スケジュールが立てやすい	アクセス	治療継続性	3.15	0.96	-0.01	0.11	0.54	0.18	0.53	0.47	1.3
21	かかりつけ医は今の病院よりも簡単に受診させてくれる	アクセス		3.15	0.92	0.16	-0.07	0.52	0.21	0.55	0.45	1.6
9	主治医より今私の病気は落ち着いていると言われている	病勢		3.09	0.99	-0.12	0.09	0.05	0.75	0.60	0.40	1.1
11	まわりは私の病気は落ち着いていると思うだろう	病勢	病勢評価	3.25	1.01	0.04	-0.02	0.06	0.66	0.50	0.50	1
12	今の病気の状態であれば治療は逆紹介先でもできそう	病勢		3.06	0.99	0.19	0.26	-0.26	0.55	0.53	0.47	2.2

表3 PQR-19の妥当性の検討

検証：逆紹介の達成と PQR-19

対象：今回の入院中に医師に逆紹介を勧められた人 ($N = 80$)

因子	逆紹介先に通院せず $N = 28$		逆紹介先に通院中 $N = 52$		P	効果量 d
	平均	標準偏差	平均	標準偏差		
1 かかりつけ医評価	3.02	0.75	3.31	0.83	0.128	0.365
2 逆紹介受容性	2.87	0.74	3.13	0.75	0.142	0.353
3 治療継続性	3.05	0.81	3.52	0.76	0.012	0.607
4 病勢評価	2.90	0.80	3.18	0.95	0.196	0.310
全体スコア	2.96	0.63	3.28	0.69	0.044	0.487

対応のない t 検定を行った。

度スコアとしたところ、その平均±標準偏差は「かかりつけ医評価」で 3.00 ± 0.73 、「逆紹介受容性」で 2.99 ± 0.74 、「治療継続性」で 3.21 ± 0.78 、「病勢評価」で 3.13 ± 0.82 であり、中央値はすべて3であった。歪度と尖度はそれぞれ $-0.31 \sim -0.10$ 、 $0.26 \sim 1.44$ であり、各下位尺度スコアはいずれも比較的正規分布に近いと考えられた。さらに、個人において4つの下位尺度スコアの平均値を全体スコアと定義すると、全体スコアは平均±標準偏差は 3.08 ± 0.63 、中央値は3.06、歪度と尖度はそれぞれ -0.53 と 2.02 であった。

5. 妥当性の検討

確認的因子分析の結果、適合度指標は良好であった (GFI; 0.905, AGFI; 0.876, CFI; 0.936, TLI; 0.925, SRMR; 0.047, RMSEA; 0.061 [90% CI: 0.052–0.071])。最低の因子負荷量でも0.68であり、すべて P 値は0.001未満であった。因子間相関は0.67～0.81であった。

構成概念妥当性の検証では、「今回の入院中に逆紹介を勧められた」という質問に「はい」と答えた、すなわち実際に逆紹介されたか否かに関わらず入院中に逆紹介を促す介入を受けた80人のうち、「現在は逆紹介先の医療機関に通院している」に「はい」と答えた群は52人 (逆紹介受諾群)、「いいえ」と答えた群は28人であった (逆紹介非受諾群; 表3)。逆紹介受諾群は逆紹介非受諾群と比較して、治療継続性が有意に高値であり (3.52 ± 0.76 vs. 3.05 ± 0.81 , $P = 0.012$, $d = 0.61$)、かかりつけ医評価 (3.31 ± 0.83 vs. 3.02 ± 0.75 , $P = 0.13$, 効果量 $d = 0.37$)、逆紹介受容性 (3.13 ± 0.75 vs. 2.87 ± 0.74 , $P = 0.14$, $d = 0.35$)、および病勢評価 (3.18 ± 0.95 vs. 2.90 ± 0.80 , $P = 0.20$, $d = 0.31$) も高い傾向にあった。また、全体スコアについても、逆紹介受諾群は逆紹介非受諾群と比較して有意に高値であり

(3.28 ± 0.69 vs. 2.96 ± 0.63 , $P = 0.044$, $d = 0.49$)、患者の逆紹介選好度が高ければ高いほど、逆紹介を勧められた際に逆紹介を受諾しやすいという予想と矛盾しなかった。ブートストラップ有意差検定においても同様の結果が得られ、それぞれの P 値は、かかりつけ医評価0.058, 逆紹介受容性0.070, 治療継続性0.008, 病勢評価0.083, 全体スコア0.019であった。

以上より、PQR-19が一定の構造的妥当性を有することが示唆された。

IV 考 察

新規尺度 PQR-19には事前に想定されたすべての概念が含まれ、最終的に4因子に集約された。第一因子「かかりつけ医評価」には患者がかかりつけ医に対して持つ評価が反映されており、逆紹介選好度に最も影響を与えた。第二因子「逆紹介受容性」では、患者が逆紹介に対して持つ肯定的な感情が反映されている。第三因子「治療継続性」は大病院での治療をかかりつけ医で継続できるかどうかを問う内容であり、地域医療連携の重要性を示している。第四因子「病勢評価」からは、患者自身の病状に対する認識が逆紹介選好に影響することが明らかになった。

PSQ-19は患者の逆紹介選好度を初めて数値化する尺度であり、今後の逆紹介に関する研究に大きく貢献する可能性がある。尺度の開発は世界的な患者報告式アウトカム尺度の評価指針である COSMIN の基準に基づいて行われ^{12,22)}、内容的妥当性が確認された。解析集団のサンプルサイズは300人と十分であり、多様な背景を持っていたことから、尺度の使用対象となる標的集団を十分に代表していると考えられる。専門家会議で項目の関連性と包括性を議論した上で、患者に項目の包括性と分かりやすさを

質問し、良好な回答結果を得た。確認的因子分析により構造的妥当性を検証し、SRMRで0.08未満を満たした。内的一貫性信頼性についてはすべての下位尺度でCronbachの α 係数が0.70以上を満たした。構造的妥当性の仮説検証では、逆紹介選好度が高ければ逆紹介に応じる確率が高いという仮説を検証し、予想通りの結果を得た。こうした検証過程は、尺度開発の質の高さに寄与していると考えられる。

本研究では、逆紹介に応じた群は応じなかった群よりもPQR-19の全体スコアが有意に高値であり、とくに治療継続性スコアで効果量が大きかった。こうした因子間の影響度の比較は、PQR-19が下位概念を持つことで可能となっており、今後様々な状況での応用が期待される。

本研究には以下の限界がある。インターネット調査であることから年齢、性別、診療科、職業における回答者の偏りや虚偽の回答が含まれる可能性がある。同集団での再確認や他集団での解析は行えておらず、COSMINが示す尺度開発プロセスのうち、再テスト信頼性や測定誤差、異文化間妥当性、応答性は未検証である。患者逆紹介選好尺度に関する既報が存在せず、基準関連妥当性は検討できなかった。また、構成概念妥当性の仮説検証は横断研究であったため、PQR-19と他の変数の因果関係までは説明できていない。今後、縦断的観察研究や介入研究によりPQR-19の有用性が実証され、患者の逆紹介選好と逆紹介受容の意思決定や逆紹介実績の関連を含め逆紹介研究が進展することが期待される。

V 結 語

本研究では、因子分析によって4つの下位尺度と19の質問項目を含む患者逆紹介選好尺度PQR-19を提案した。信頼性と妥当性の検証の一部はまだ課題として残されており、今後さらに検証を進めていく必要がある。

本研究に際して様々なご助言を下さいました窪田賢輔博士、藤巻洋博士、高橋正徳氏に心より御礼申し上げます。

本研究について開示すべきCOI状態はない。

Supporting Information

Supplemental online material is available on J-STAGE.

URL: <https://doi.org/10.11236/jph.24-094>

(受付 2024. 9.27)
(採用 2025. 5.16)
(J-STAGE 早期公開 2025. 8. 4)

文 献

- 1) 社会保障制度改革国民会議. 社会保障制度改革国民会議報告書 ～確かな社会保障を将来世代に伝えるための道筋～. 2013. https://www5.cao.go.jp/keizai-shimon/kaigi/minutes/2013/0808/sankou_02.pdf (2024年9月11日アクセス可能).
- 2) Yarbrough AK, Powers TL. A resource-based view of partnership strategies in health care organizations. *J Hosp Mark Public Relations* 2006; 17: 45–65.
- 3) Li N, Kong N, Li Q, et al. Evaluation of reverse referral partnership in a tiered hospital system — a queuing-based approach. *Int J Prod Res* 2017; 55: 5647–5663.
- 4) Wen X, Song Q, OuYang S, et al. Novel use of structural equation modeling to examine the development of a framework of patient-centered two-way referral systems for building digital subjective well-being healthcare: a cross-sectional survey in central china. *Digit Health* 2024; 10: 20552076241253079.
- 5) Yin B-D, Tu D-H, Yang N, et al. The application effect of internet technology on managing patients with hypertension in a medical center: a prospective case-control study. *Medicine* 2021; 100: e28027.
- 6) Kamegai M, Sunaga T, Ikusaka M, et al. A patient attitude survey regarding “reverse referral to family doctors” among the outpatients of a university hospital. *St Marianna Med J* 1998; 26: 737–743.
- 7) 藤井和美, 竹下美保, 山根 瞳, 他. 逆紹介推進に向けた地域医療課での取り組みかかりつけ医を決めるための有効な方法について. *松江市立病院医学雑誌* 2017; 21: 20–24.
- 8) 田村 誠, 福田 敬, 宮城恵子, 他. 逆紹介された患者の通院行動と機能分化に対する態度. *病院管理* 2002; 39: 141.
- 9) 上市秀雄, 三浦広大, 岡田幸彦. 逆紹介された患者の転院受諾に感情, 認知要因が及ぼす影響. *日本心理学会大会発表論文集* 2013; 77: 2EV-004-002EV-004.
- 10) 佐藤秀樹, 土屋政雄. 尺度研究におけるCOSMINガイドラインの動向. *認知行動療法研究* 2022; 48: 123–134.
- 11) Prinsen CAC, Mokkink LB, Bouter LM, et al. COSMIN guideline for systematic reviews of patient-reported outcome measures. *Qual Life Res* 2018; 27: 1147–1157.
- 12) Terwee CB, Prinsen CAC, Chiarotto A, et al. COSMIN methodology for evaluating the content validity of patient-reported outcome measures: A delphi study. *Qual Life Res* 2018; 27: 1159–1170.

- 13) Mokkink LB, de Vet HCW, Prinsen CAC, et al. COSMIN risk of bias checklist for systematic reviews of patient-reported outcome measures. *Qual Life Res* 2018; 27: 1171–1179.
 - 14) Kline P. Factor analysis. *Handbook of Psychological Testing*. 2nd ed. Abingdon: Routledge. 2000; 113–135.
 - 15) Gorsuch RL. Determining the number of factors. *Factor Analysis*. 2nd ed. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates. 1983; 142–174.
 - 16) Mokkink LB, Prinsen C, Patrick DL, et al. COSMIN study design checklist for patient-reported outcome measurement instruments. 2019. [https://www.cosmin.nl/wp-content/uploads / COSMIN-study-designing-checklist_final.pdf](https://www.cosmin.nl/wp-content/uploads/COSMIN-study-designing-checklist_final.pdf) (2024年9月11日 アクセス可能).
 - 17) Boomsma A. The robustness of LISREL against small sample sizes in factor analysis models. in *Systems under Indirect Observation : Causality, Structure, Prediction*. Jöreskog KG, Wold HOA, Eds. Amsterdam : North-Holland. 1982; 1: 149–173.
 - 18) Ono M, Shinozuka M, Matsumura S, et al. Original article japanese people's view of an ideal primary-care physician: a qualitative study. *Asia Pac Fam Med* 2005; 4(3–4): 2.
 - 19) Ware JE, Jr., Snyder MK, Wright WR, et al. Defining and measuring patient satisfaction with medical care. *Eval Program Plann* 1983; 6: 247–263.
 - 20) Baker R. The reliability and criterion validity of a measure of patients' satisfaction with their general practice. *Fam Pract* 1991; 8: 171–177.
 - 21) 多賀俊昭, 岩嶋美津子, 立松末子. 「かかりつけ医情報提供同意書」を用いた入院患者のかかりつけ医に対する意識調査. *日本医療マネジメント学会雑誌* 2008; 9: 350–353.
 - 22) Terwee CB, Prinsen CA, Chiarotto A, et al. Cosmin methodology for assessing the content validity of prompts user manual version 1.0. 2018. <https://www.cosmin.nl/wp-content/uploads/COSMIN-methodology-for-content-validity-user-manual-v1.pdf> (2024年9月11日 アクセス可能).
-

Proposal of a patient reverse referral preference scale for regional medical collaboration

Ryusuke YOSHIMI^{*2*,3*}, Yutaro NEMOTO^{*}, Hirotaka KATO^{*} and Koji HARA^{*}

Key words : reverse referral, regional medical collaboration, factor analysis, internet survey, large hospital, primary care physician

Objectives Regional medical collaborations have become increasingly important in recent years. To facilitate such collaborations, it is necessary to promote reverse referrals from large hospitals to clinics. This study aimed to identify the factors that constitute patient preferences regarding reverse referrals and propose a new patient reverse referral preference scale based on the guidelines of the Consensus-based Standards for the Selection of Health Measurement Instruments (COSMIN).

Methods Seven specialists developed a pool of items that related to preferences for reverse referrals. Patients aged 20 years and older who had been hospitalized in university hospitals or other large hospitals (with 400 beds or more) within the past six months and who were currently receiving treatment for their condition were included in the study. The factor structure that constituted patient reverse referral preferences was determined using an online questionnaire and an exploratory factor analysis. A new scale for assessing patient reverse referral preferences was developed using the factors identified as subscales, and the reliability and validity of the scale were examined.

Results Screening surveys were conducted on 23,000 registered members of an internet survey panel, of whom 374 met the criteria for this study and 293 responded to the survey. The factor analysis identified four factors related to patient preferences for reverse referrals: “evaluation of primary care physicians,” “reverse referral acceptability,” “treatment continuity,” and “disease assessment.” Based on these factors, we created a 19-item scale, “The 19-item Patient Preference Questionnaire Form for Reverse Referral (PQR-19).” Cronbach’s alpha coefficients for each subscale indicated sufficient reliability (0.76 to 0.87). In terms of validity, patients who accepted reverse referrals at physician recommendation had significantly higher scores on the PQR-19 total score (3.28 ± 0.69 vs. 2.96 ± 0.63 , $P = 0.044$) and its subscale, treatment continuity (3.52 ± 0.76 vs. 3.05 ± 0.81 , $P = 0.012$), and tended to have higher scores on other subscales, compared to those who did not accept reverse referrals.

Conclusion This study identified four factors that constituted patient preferences for reverse referrals through a factor analysis and proposed a new scale, PQR-19. Some aspects of the scale’s reliability and validity have not yet been fully verified, which remains a topic for future research.

* Department of International Management, Yokohama City University Graduate School of International Management

^{2*} Department of Hematology and Clinical Immunology, Yokohama City University School of Medicine

^{3*} Clinical Laboratory Department, Yokohama City University Hospital