

速 報

1年間の訪問リハビリテーションが老年期のクライアントの心身機能に及ぼす効果

今西美由紀^{†1}, 石浦 佑一¹, 友久 久雄², 日垣 一男³

¹大阪府立大学大学院総合リハビリテーション学研究科博士後期課程, 大阪府羽曳野市はびきの3丁目7番30号

²京都大学医学部附属病院, 京都府京都市左京区聖護院川原町54

³大阪府立大学地域保健学域総合リハビリテーション学類作業療法学専攻, 大阪府羽曳野市はびきの3丁目7番30号

受付: 2015年7月7日, 受理: 2015年11月30日

The effect of one-year visiting rehabilitation on the psychosomatic mechanism of aged clients

Miyuki IMANISHI,^{†1} Yuichi ISHIURA,¹ Hisao TOMOHISA² and Kazuo HIGAKI³

¹Research Institute of Rehabilitation Science, Osaka Prefecture University, Habikino3-7-3, Habikino, Osaka, 583-8555, Japan;

²Department of Psychiatry, Kyoto University Hospital, Shogoin-Kawaracho 54, Sakyo-ku, Kyoto, 606-8507, Japan;

³Department of Community Health, Osaka Prefecture University, Habikino3-7-3, Habikino, Osaka, 583-8555, Japan.

Received 7 July, 2015; accepted 30 November, 2015

The purpose of this study was to verify the effect of visiting rehabilitation on QOL (quality of life) and ADL (activity of daily living) of aged clients. We divided clients having home care service into two groups; clients with rehabilitation and clients without rehabilitation, and surveyed QOL and ADL approximately every 3 months for a year. The PGC Morale Scale was used to evaluate QOL and FIM was used to evaluate ADL.

As a result, QOL and ADL of clients with the rehabilitation group showed significant improvement in a year. On the other hand, though QOL of clients without rehabilitation showed mild improvement after 9 months passed, little improvement was shown in other periods. As for ADL, there was no significant change.

As stated above, it is suggested that visiting rehabilitation has some possibility to improve ADL and QOL of aged clients.

Key words : visiting rehabilitation (訪問リハビリテーション); aged people (高齢者); QOL (QOL); ADL (ADL)

1 はじめに

内閣府が発表した「高齢社会白書(2012年版)」¹によれば, 日本の65歳以上の高齢者人口は2,975万人で過去最高となった。また内閣府は, 今後も高齢者人口が増加し, 2060年には高齢化率が39.9%に達すると推計している。つまり, 2.5人に1人が65歳以上という計算になる。

そのような時代背景の中で, 2001年に施行された介護保険法では, 地域における介護サービスの充実を掲げてきた。またリハビリテーションに関しても, 診療報酬の改定に伴

い, 医療機関からの早期退院を促し, 地域支援型サービスへシフトするという方針を示してきた。超高齢社会を迎えた本邦における医療の役割について中村 (2013)²は, 「いかに治すか, いかに日常生活の維持のための手助けをするか, いかに死の看取りをするか」の3つを挙げている。

リハビリテーションについて言えば, 病気や障がい「を治す」ことは難しいかもしれないが, クライアント自身が人生の質すなわち quality of life (QOL)を維持, 向上させ, 日常生活活動すなわち activity of daily living (ADL)を取り戻すための支援の役割が求められている (Imanishi et al., 2015)³。

[†]連絡著者 E-mail: miyuki726@kcn.jp

これまで訪問リハビリテーションの有用性に関しては、治療プログラムの比較検証（大塚・吉川，2010）⁴や、評価法の検討（澁谷・村田，2007）⁵、3ヵ月間の継続的訪問リハビリテーションによる身体機能への効果（Kawagoe, et al., 2009）⁶などの報告がなされている。しかし、訪問リハビリテーションによる長期間の継続的支援が、老年期のクライアントの心身機能に及ぼした効果に関して報告された研究は非常に少ない。

そこで本研究では、訪問リハビリテーションによる1年間の継続的支援が、老年期のクライアントのQOLとADLに及ぼした効果を検証することを目的とする。

2 方法

2.1 研究デザイン

本研究では、クライアントが在宅でのケアサービスの利用を開始してから、その心身機能の状況変化を検討するための縦断調査による探索的研究を採択した。

2.2 調査協力者

調査の実施に際して、まず、京都府、大阪府、奈良県に位置する訪問ケアステーションのなかから、研究代表者が訪問可能な圏内に位置し、かつ調査協力の許可が得られた12ヵ所を選定した。これら訪問ケアステーションには、それぞれ内訳は異なるが介護士、看護師のほか、理学療法士、作業療法士などの専門職が勤務しており、それぞれの専門性を活かして、自宅療養中の高齢者に、訪問による介護・医療サービスを提供している。

次に、各訪問ケアステーションが提供する訪問ケアサービスを利用しているクライアントのなかから調査協力者200名を選定した。つまり、調査協力者はクライアントの一部ということになる。本研究では、便宜上、特にことわりのない限り、一般的に訪問ケアサービスを受けている者、言い換えれば訪問ケアステーションのスタッフらがサービスを提供している対象全般を「クライアント」と呼び、クライアントのうち本研究の調査に参加した者を「調査協力者」と呼ぶ。

調査協力者については、まず全身状態が安定し、コミュニケーション能力や認知機能に大きな支障がないことを確認するため、各クライアントの状態を評価した。手順としては、Mini Mental State Examination (MMSE) (Folstein, 1975)⁷を用いて認知機能を検査し、24点以下のクライアントは、調査協力者から除外した。

また、調査協力者（200名）を選定する際、「リハビリ群」と「非リハビリ群」を各100名ずつ含むようにした。「リハビリ群」とは、上記訪問ケアステーションに加入しているクライアントのうち、作業療法士や理学療法士による訪問

リハビリテーションを受療している者である。一方、「非リハビリ群」は、訪問による看護または介護サービスは受けているが、訪問リハビリテーション自体は受けていない者である。

インフォームドコンセントについては、まず研究代表者が調査協力の許可が得られた各訪問ケアステーションの代表者に調査目的等を説明した。その後、各ステーションの訪問スタッフが、代表者から受けた説明内容を踏まえて、調査協力者に調査目的を説明した。さらに、調査協力者から書面にて同意を得たうえで調査を実施した。

なお本研究は、大阪府立大学研究倫理委員会から正式な倫理的承認を得た（2012-OT-17）。

2.3 データ収集方法

2.3.1 データ収集期間・評価指標

調査は、2013年5月から2014年5月の12ヵ月間にわたって実施した。調査終了まで約3ヵ月（90±10日）ごとに調査協力者の自宅にて、QOL及びADLの測定・評価を行った。

QOLの評価指標には、「改訂版 Morale Scale（以下、改訂版 PGC スケール）」を用いた。これは、Lawton (1975)⁸が、主観的幸福度の測定を目的として開発した Philadelphia Geriatric Center Morale Scale (PGC Morale Scale) を、前田ら (1979)⁹が邦訳のうえ作成した評価指標である。

今日まで多くの指標が開発されているが、改訂版 PGC スケールは最も多く使用され、本邦でも広く使用されている。改訂版 PGC スケールは17の質問項目により構成され、スコアが高いほど QOL が高いと判断される。また施設や自宅で生活する高齢者に対しても妥当性が確認されている（古谷野，1996）¹⁰。以上の事情から、本研究では、改訂版 PGC スケールを使用した。

ADLの測定指標には、Functional Independence Measure (FIM)を用いた。FIMは、ADLの評価尺度の一つで、運動機能及び認知機能を18項目7段階で評価し、スコアが高いほどADLが高いと判断される。主にリハビリテーションの臨床現場で、国内外を問わず広く使用されている。

2.3.2 測定方法

測定に際し、まず、調査協力者の背景を把握するため、年齢、性別、要介護度、傷病名、教育年数、治療経過、職業歴、趣味、信仰、家族構成について聴取し、各自の調査票を作成した。

改訂版 PGC スケールについては、原則、質問紙の記入は、調査協力者自らがを行い、FIMについては作業療法士等のリハビリテーションの専門職種で評価した。ただし、家族、友人、あるいは専門家の助けを借りた場合は、その旨、報告を受けた。

なお、調査開始後に、入院等により調査が実施できなかつ

たり、調査項目に対して記入漏れが認められた場合は、調査を中止し、データを「欠落 (missing)」扱いとした。

2.4 分析方法

経時的に収集したデータは、「リハビリ群」「非リハビリ群」の2グループに分けるとともに、データを収集した時点(経過)にも着目して次の条件で分析した。

調査協力者の属性の検討のため、次の統計的解析を行った。Shapiro-Wilk 検定にて正規性の分析を行い、「リハビリ群」及び「非リハビリ群」の各要因の比較検討では、Mann-Whitney の U 検定を用いた。

また、PGC と FIM の2変数間の相関分析については、Spearman の順位相関係数を求め、有意性の検定も行った。趣味の有無については、chi-square test: を行った。

改訂版 PGC スケールのスコア(以下、PGC スコア)及び FIM スコアのデータ分布については、パラメトリックを仮定して、解析を実施した。

まず、PGC スコア及び FIM スコアの要因分析については、PGC スコア・FIM スコアをそれぞれ指標として、データに被験者の「対応がある要因(経過)」と「対応がない要因(比較群)」を含む2要因の反復測定分散分析(Repeated Measure ANOVA)を用いて解析し、比較群及び経過の主効果と交互作用の有無を検討した。また、分散分析は、一般線形モデル(GLM)による分散分析モデルとして実施した。

分散の等質性の検討には、Mauchly の球面性検定を用いた。分散が等質の場合は自由度は修正しなかった。非等質の場合は Huynh-Feldt の ϵ 修正を用いて自由度を修正した。

分散分析の下位検定(主効果の比較)において、経過及び比較群については推定周辺平均に基づいたペアごとの比較を行った。また検定の多重性を考慮し、多重比較法として Bonferroni 法を用いて有意確率 P 及び信頼区間の調整を行った。また分散分析の下位検定(単純主効果の検定)においては、①経過ごとの比較群の検定、②比較群ごとの経過の検定、のパターンで検討した。これら二つのパターンについては、推定周辺平均に基づいたペアごとの比較を行った。これらについても検定の多重性を考慮し、多重比較法として Bonferroni 法による有意確率 P 及び信頼区間の調整を行った。

PGC スコア及び FIM スコアについて、調査開始時から3ヵ月ごとの変化について効果量(effect size)を算出した。効果量に関しては G*Power ver.3.1 を用いて、対応のある t 検定(Paired t-test) の場合の d (効果量) を算出した。

(Cohen (1988)¹¹ の示唆は対応の無い t 検定の場合の d (効果量) であるため、今回は対応ありの場合の効果量の算出式を用いた)。

反復測定分散分析においては偏イータ 2 乗(partial η^2)を、また、下位検定の「経過ごとの比較群の検定」においては t 検定の効果量(d)を、そして下位検定の「比較群ごとの経過の検定」においては、対応のある t 検定の効果量(dz)をそれぞれ効果量として算出した。偏イータ 2 乗は、計算式 " $SS_{\text{effect}} / (SS_{\text{effect}} + SS_{\text{error}})$ " で算出した。

t 検定の場合の効果量(d)は、計算式「(リハビリ群の平均-非リハビリ群の平均)/ $\sqrt{((\text{リハビリ群の標準偏差}^2 + \text{非リハビリ群の標準偏差}^2)/2)}$ 」で算出した。

対応のある t 検定の場合の効果量(dz)は計算式「t 検定の効果量(d)/ $\sqrt{2(1-\text{対応のあるデータの相関係数})}$ 」で算出した。

効果量の算出には、計算ソフト「G*Power ver.3.1 (ハインリッヒ・ハイネ大学デュッセルドルフ校提供)」を用いた。

なお、有意性の判定については、一律有意水準 5% を基準として判定した。

3 結果

3.1 調査協力者の属性

調査協力者200名の調査開始時の年齢は、64歳から84歳で、平均年齢は、78.13 \pm 5.1、教育年数は10.95 \pm 2.3であった。また、PGC スコアは9.09 \pm 2.6、FIM スコアは84.73 \pm 20.4であった。調査協力者のその他の属性については、Table 1 にまとめた。

リハビリ群と非リハビリ群の2群間で差が認められたのは「趣味の有無」及び「FIM スコア」2項目で、「趣味の有無」においては chi-square test: p=0.023、FIM スコアにおいては Mann-Whitney U test: Z=-2.254, P=0.024 であった。それ以外の項目については2群の分布に有意差は認められなかった。

なお、リハビリ群100名のうち26名、及び非リハビリ群のうち38名の計64名は、調査開始後1年以内に自宅療養の継続が不能となった。中断理由は、入院が53%、老人ホームへの入所が17%、遠方の家族宅への転居が14%、死亡が9%、その他が7%であった。以上の理由から、調査協力者は最終的に136名となった。ただし、それぞれ、調査協力者が調査継続不能となった時期が一定でないことから、属性の分析対象は、調査開始時の200名を対象としている。

3.2 PGC スコアの解析結果

分散分析の前提条件となる分散の等質性の検定(Mauchly の球面性検定)を行ったところ、経過ごとの分散の等質性が棄却された(Table 2)。そのため、次の分散分析では Huynh-Feldt の ϵ 修正法により自由度の修正をして解析を行った。

Table 1 調査開始時の調査協力者の属性

| | | リハビリ群 n=100 | | 非リハビリ群 n=100 | | P |
|-------------------|---------|-------------|-------|--------------|-------|--------|
| 年齢 ^a | | 中央値 | 4分位範囲 | 中央値 | 4分位範囲 | |
| | | 80.0 | 7.0 | 80.0 | 9.0 | 0.969 |
| | | 度数 | % | 度数 | % | |
| 性別 ^b | 女性 | 60 | 60.0% | 61 | 61.0% | 1.000 |
| | 男性 | 40 | 40.0% | 39 | 39.0% | |
| 要介護度 ^b | 1 | 19 | 19.0% | 21 | 21.0% | 0.857 |
| | 2 | 30 | 30.0% | 30 | 30.0% | |
| | 3 | 20 | 20.0% | 24 | 24.0% | |
| | 4 | 23 | 23.0% | 20 | 20.0% | |
| | 5 | 8 | 8.0% | 5 | 5.0% | |
| 疾病分類 ^b | 筋骨格系 | 18 | 18.0% | 13 | 13.0% | 0.870 |
| | 神経系 | 32 | 32.0% | 32 | 32.0% | |
| | 心・肺疾患 | 10 | 10.0% | 15 | 15.0% | |
| | 外傷 | 17 | 17.0% | 16 | 16.0% | |
| | 全身疾患 | 12 | 12.0% | 13 | 13.0% | |
| 治療経過 ^b | 退院→在宅ケア | 52 | 52.0% | 44 | 44.0% | 0.322 |
| | 通院→在宅ケア | 48 | 48.0% | 56 | 56.0% | |
| 教育年数 ^a | | 中央値 | 4分位範囲 | 中央値 | 4分位範囲 | 0.810 |
| | | 12.0 | 3.0 | 12.0 | 3.0 | |
| | | 度数 | % | 度数 | % | |
| 職業 ^b | 事務 | 7 | 7.0% | 7 | 7.0% | 0.588 |
| | 販売 | 12 | 12.0% | 7 | 7.0% | |
| | 専門・技術 | 18 | 18.0% | 16 | 16.0% | |
| | サービス | 1 | 1.0% | 3 | 3.0% | |
| | 農林・漁業 | 26 | 26.0% | 22 | 22.0% | |
| | 生産・労務作業 | 16 | 16.0% | 19 | 19.0% | |
| | 運輸・通信 | 2 | 2.0% | 7 | 7.0% | |
| | その他 | 18 | 18.0% | 19 | 19.0% | |
| 趣味 ^b | あり | 64 | 64.0% | 47 | 47.0% | 0.023* |
| | なし | 36 | 36.0% | 53 | 53.0% | |
| 信仰 ^b | あり | 64 | 64.0% | 55 | 55.0% | 0.249 |
| | なし | 36 | 36.0% | 45 | 45.0% | |
| 家族構成 ^b | 独居 | 26 | 26.0% | 33 | 33.0% | 0.342 |
| | 夫婦 | 36 | 36.0% | 41 | 41.0% | |
| | 二世帯 | 19 | 19.0% | 13 | 13.0% | |
| | 三世帯 | 19 | 19.0% | 13 | 13.0% | |
| | | 中央値 | 4分位範囲 | 中央値 | 4分位範囲 | |
| MMSE ^a | | 24.5 | 1.0 | 24.0 | 2.0 | 0.572 |
| FIM ^a | | 81.0 | 35.0 | 92.0 | 26.8 | 0.024* |
| PGC ^a | | 8.0 | 3.0 | 10.0 | 4.0 | 0.206 |

***. $P < 0.001$, **. $P < 0.01$, *. $P < 0.05$

a. Mann-Whitney の U 検定

b. 分割表検定 (chi-square test:)

Table 2 等質性の検定 (Mauchly の球面性検定)

| 被験者内効果 | Mauchly の W | 近似カイ 2 乗 | 自由度 | P | イプシロン | | |
|--------|-------------|----------|-----|-------|--------------------|-------------|-------|
| | | | | | Greenhouse-Geisser | Huynh-Feldt | 下限 |
| 経過 | 0.678 | 51.388 | 9 | 0.001 | 0.825 | 0.855 | 0.250 |

反復分散分析の結果、「経過」「比較群」の主効果及び交互作用（経過×比較群）は、以下のとおりとなった。

被験者内効果の検定 (Table 3) においては、主効果として経過は、 $F(3,458) = 5.561$, $p = 0.001$ ($p < 0.001$) で有意になった。しかし、交互作用（経過×比較群）も、 $F(3,458)$

$= 14.986$, $p = 0.000$ ($p < 0.001$) で有意になっていることから、経過と比較群の間で相乗効果が働いていることが分かったため、経過の主効果を一旦保留し、下位検定（単純主効果の検定）として、「②比較群ごとの経過の検定」を行った。

Table 3 被験者内効果の検定

| | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | F 値 | P | 偏イータ 2 乗 | 非心度 パラメータ | 観測 検定力 ^b |
|-----------------------|--------|-----|-------|--------|-------|-------------|--------------|------------------------|
| 経過 ^a | 63.6 | 3 | 18.60 | 5.561 | 0.001 | 0.040 | 3622.95 | 0.961 |
| 経過 x 比較群 ^a | 171.4 | 3 | 50.12 | 14.986 | 0.001 | 0.101 | 6.2 | 1.000 |
| 誤差(経過) | 1532.4 | 458 | 3.34 | | | | | |

a. Huynh-Feldt の ϵ 修正法により自由度の修正による結果

b. アルファ = .05 を使用して計算された

Table 4 被験者間効果の検定

| | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | F 値 | P | 偏イータ 2 乗 | 非心度パ ラメータ | 観測 検定力 ^a |
|-------------|---------|-----|---------|---------|-------|-------------|--------------|------------------------|
| 切片 | 59425.3 | 1 | 59425.3 | 3622.96 | 0.001 | 0.964 | 3623.0 | 1.000 |
| 比較群 | 101.6 | 1 | 101.6 | 6.196 | 0.014 | 0.044 | 6.2 | 0.695 |
| 誤差(比較 群) | 2197.9 | 134 | 16.4 | | | | | |

a. アルファ = .05 を使用して計算された

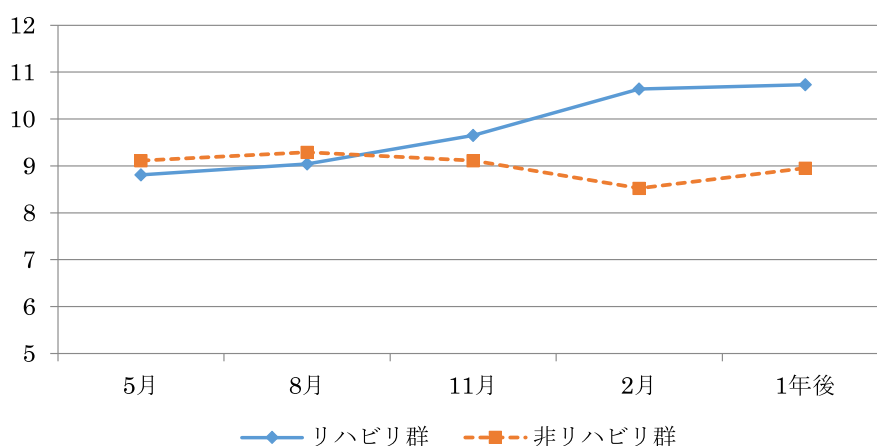


Fig. 1 PGC スコアの推定周辺平均の推移

被験者間効果の検定 (Table 4) においては、主効果として比較群は $F(1,134) = 6.196$, $p = 0.014$ ($p < 0.05$) で有意になった。しかし、先の被験者内効果の検定で交互作用(経過×比較群)が有意になっていることから、比較群の主効果を一旦保留し、下位検定(単純主効果の検定)として、「①経過ごとの比較群の検定」を行うことにした。

2 要因の反復測定分散分析の効果量 (partial η^2) は、経過が 0.040、比較群が 0.044 であった。

また、分散分析の下位検定(単純主効果の検定)の結果、次のことが明らかになった。

まず、「①経過ごとの比較群の検定」においては、2月(調査開始から9ヵ月後)と1年後のみ有意となり、2月と1年後ともに、非リハビリ群と比較してリハビリ群の方が

PGC スコアの平均値が有意に高いことが分かった。すなわち、5月、8月、11月という経過初期においてはリハビリ群と非リハビリ群に差はないが、調査開始から9ヵ月が経過した「2月」と「1年後」という経過後期においてはリハビリ群と非リハビリ群の PGC スコアの平均値の差が開く傾向にあるということが明らかになった (Figure 1)。

次に、「②比較群ごとの経過の検定」においては、リハビリ群では、「5月と2月」「5月と1年後」「8月と2月(9ヵ月後)」「8月と1年後」「11月と2月(9ヵ月後)」「11月と1年後」で有意となった。これにより、5月、8月、11月という経過初期と比較して、2月と1年後の PGC スコアの平均値が有意に高いことが分かった。

一方、非リハビリ群では、全ての時点間の組み合わせで

Table 5 効果量 (d)

| 経過 | 比較群 | 比較群 | 効果量 ^a |
|-----|-------|--------|------------------|
| 5月 | リハビリ群 | 非リハビリ群 | 0.119 |
| 8月 | リハビリ群 | 非リハビリ群 | 0.105 |
| 11月 | リハビリ群 | 非リハビリ群 | 0.253 |
| 2月 | リハビリ群 | 非リハビリ群 | 0.961 |
| 1年後 | リハビリ群 | 非リハビリ群 | 0.717 |

a. 多重比較法: Bonferroni による調整

Table 6 効果量 (dz)

| 比較群 | (I) 経過 | (J) 経過 | 効果量 ^a | |
|--------|--------|--------|------------------|-------|
| リハビリ群 | 5月 | 8月 | 0.089 | |
| | | 11月 | 0.279 | |
| | | 2月 | 0.597 | |
| | | 1年後 | 0.605 | |
| | 8月 | 11月 | 0.284 | |
| | | 2月 | 0.637 | |
| | | 1年後 | 0.623 | |
| | | 2月 | 0.564 | |
| | 11月 | 1年後 | 0.478 | |
| | | 2月 | 0.045 | |
| | | 2月 | 8月 | 0.085 |
| | | | 11月 | 0.000 |
| 2月 | 0.243 | | | |
| 1年後 | 0.064 | | | |
| 非リハビリ群 | 8月 | 11月 | 0.084 | |
| | | 2月 | 0.407 | |
| | | 1年後 | 0.136 | |
| | 11月 | 2月 | 0.309 | |
| | | 1年後 | 0.079 | |
| | | 2月 | 0.217 | |

a. 多重比較法: Bonferroni による調整

Table 7 等質性の検定 (Mauchly の球面性検定)

| 被験者内 効果 | Mauchly の W | 近似カイ 2乗 | 自由度 | P | イプシロン | | |
|------------|----------------|------------|-----|-------|------------------------|-------------|-------|
| | | | | | Greenhouse -Geisser | Huynh-Feldt | 下限 |
| 経過 | 0.252 | 182.580 | 9 | 0.001 | 0.676 | 0.696 | 0.250 |

有意にならなかった。即ち、非リハビリ群においては、経過による PGC スコアの変化はなく、リハビリ群においては2月と1年後の経過後期でリハビリ群の PGC スコアが上昇する傾向にあるということが明らかになった。

また、下位検定 (単純主効果の検定) の効果量については、「①経過ごとの比較群の検定」においては、2月 (9ヵ月後) と1年後で比較群の効果量が大きくなる傾向にある

(Table 5)。また、「②比較群ごとの経過の検定」においては、リハビリ群で各経過月と2月及び1年後の比較において効果量が大きくなる傾向にある。

3.3 FIM スコアの解析結果

分散分析の前提条件となる分散の等質性の検定 (Mauchly の球面性検定) の結果、経過ごとの分散の等質性が棄却されたため、次の分散分析では Huynh-Feldt の ϵ 修正法によ

Table 8 被験者内効果の検定

| | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | F 値 | P | 偏イータ 2 乗 | 非心度 パラメータ | 観測 検定力 ^b |
|-----------------------|--------|-----|---------|--------|-------|-------------|--------------|------------------------|
| 経過 ^a | 219.1 | 3 | 78.65 | 5.561 | 0.001 | 0.040 | 3622.95 | 0.961 |
| 経過 x 比較群 ^a | 3990.6 | 3 | 1432.77 | 14.986 | 0.001 | 0.101 | 6.2 | 1.000 |
| 誤差 (経過) | 7861.3 | 373 | 21.06 | | | | | |

a. Huynh-Feldt の ϵ 修正法により自由度の修正による結果

b. アルファ = .05 を使用して計算された

Table 9 被験者間効果の検定

| | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | F 値 | P | 偏イータ 2 乗 | 非心度パ ラメータ | 観測 検定力 ^a |
|-------------|-----------|-----|-----------|----------|-------|-------------|--------------|------------------------|
| 切片 | 4615535.7 | 1 | 4615535.7 | 2239.738 | 0.001 | 0.944 | 2239.7 | 1.000 |
| 比較群 | 2156.0 | 1 | 2156.0 | 1.046 | 0.308 | 0.008 | 1.0 | 0.174 |
| 誤差 (比較群) | 276140.2 | 134 | 2060.7 | | | | | |

a. アルファ = .05 を使用して計算された

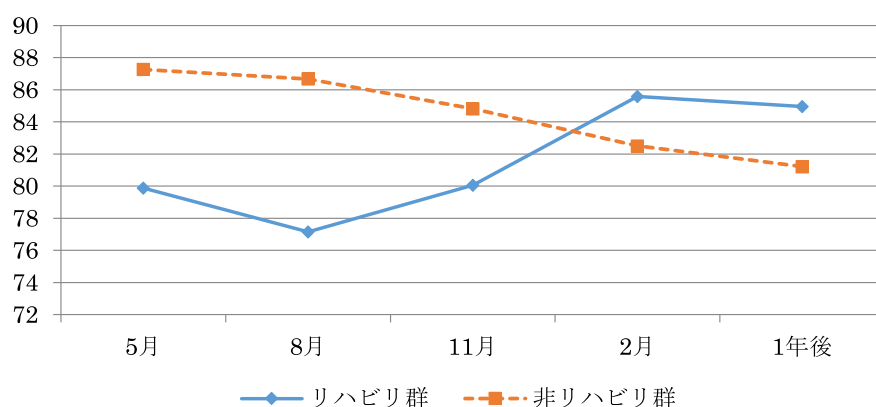


Fig. 2 FIM スコアの推定周辺平均の推移

り自由度の修正をして解析を行った。

反復測定分散分析の結果、経過、比較群の主効果及び交互作用（経過×比較群）は以下のとおりである。

被験者内効果の検定においては、主効果として経過は $F(3,373) = 3.734, p = 0.013 (p < 0.05)$ で有意であった。しかし交互作用（経過×比較群）も $F(3,373) = 68.022, p = 0.000 (p < 0.001)$ で有意になっていることから、経過と比較群の間で相乗効果が働いていることが分かったため、経過の主効果を一旦保留し、下位検定（単純主効果の検定）として、「②比較群ごとの経過の検定」を行うことにした。

被験者間効果の検定においては、主効果として比較群は、 $F(1,134) = 1.046, p = 0.308 (p \geq 0.05)$ で有意にはならなかった。しかし、先の被験者内効果の検定で交互作用（経過×比較群）が有意になっていることから、比較群の主効果を

一旦保留し、下位検定（単純主効果の検定）として、「①経過ごとの比較群の検定」を行うことにした。

2 要因の反復測定分散分析の効果量（partial η^2 ）は、経過が 0.027、比較群が 0.008 であった。

また、分散分析の下位検定（単純主効果の検定）の結果、次のことが明らかになった。

まず、「①経過ごとの比較群の検定」においては、8月のみ有意となり、リハビリ群と比較して非リハビリ群の方が FIM スコアの平均値が有意に高いことが分かった。

「②比較群ごとの経過の検定」においては、リハビリ群では、5月と11月のペア比較を除き、5月 > 8月、5月 < 2月、5月 < 1年後、8月 < 11月、8月 < 2月、8月 < 1年後、11月 < 2月、11月 < 1年後、2月 < 1年後のペアで有意になった。すなわち、8月時点での FIM スコアが最

Table 10 経過ごとの比較群間の効果量 (d)

| 経過 | (I) 比較群 | (J) 比較群 | 効果量 ^a |
|-----|---------|---------|------------------|
| 5月 | リハビリ群 | 非リハビリ群 | 0.339 |
| 8月 | リハビリ群 | 非リハビリ群 | 0.468 |
| 11月 | リハビリ群 | 非リハビリ群 | 0.237 |
| 2月 | リハビリ群 | 非リハビリ群 | 0.004 |
| 1年後 | リハビリ群 | 非リハビリ群 | 0.182 |

a. 多重比較法: Bonferroni による調整

Table 11 経過時点間の効果量 (dz)

| 比較群 | (I) 経過 | (J) 経過 | 効果量 ^a | |
|--------|--------|--------|------------------|-------|
| リハビリ群 | 5月 | 8月 | 0.342 | |
| | | 11月 | 0.025 | |
| | | 2月 | 0.475 | |
| | | 1年後 | 1.085 | |
| | 8月 | 11月 | 0.889 | |
| | | 2月 | 1.128 | |
| | | 1年後 | 1.225 | |
| | | 2月 | 0.760 | |
| | 11月 | 1年後 | 0.889 | |
| | | 1年後 | 0.623 | |
| | | 2月 | 8月 | 0.316 |
| | | | 11月 | 0.535 |
| 2月 | 0.730 | | | |
| 1年後 | 0.794 | | | |
| 非リハビリ群 | 8月 | 11月 | 0.426 | |
| | | 2月 | 0.677 | |
| | | 1年後 | 0.771 | |
| | 11月 | 2月 | 0.545 | |
| | | 1年後 | 0.657 | |
| | | 2月 | 0.471 | |

a. 多重比較法: Bonferroni による調整

も低く、経過が進むにつれて FIM スコアが上昇する傾向にあることが明らかになった。

一方、非リハビリ群では、5月と8月のペア比較を除き、5月>11月、5月>2月、5月>1年後、8月>11月、8月>2月、8月>1年後、11月>2月、11月>1年後、2月>1年後のペアで有意になった。すなわち、経過が進むにつれて FIM スコアが低下する傾向にあるということになる。

下位検定（単純主効果の検定）の効果量については、「①経過ごとの比較群の検定」においては、8月で比較群間の効果量が最も大きい結果になった。また、「②比較群ごとの経過の検定」においては、リハビリ群と非リハビリ群ともに、経過が進むにつれて経過時点間の効果量も大きくな

る傾向にあることが明らかになった。

4 考察

4.1 リハビリ群と非リハビリ群の差

本研究では、調査協力者をリハビリ群と非リハビリ群という2つのグループに分けるとともに、データ収集時点(経過)に着目した分析を行った。ただし、Table 1からもわかるように、性別、要介護度、疾病分類など、属性に関してはそのほとんどにおいて大きな差異は認められない。

しかし、QOLの指標となる PGC スコア及び、ADLの指標となる FIM スコアにおいては、次のような差異が認められた。

まず、PGC スコアについては、すでに述べたように、リハビリ群においては調査開始後9ヵ月後(2月)と1年

後という経過後期においてPGCスコアの平均値が非リハビリ群よりも有意に高いことが明らかになった。一方、非リハビリ群は、5月、8月、11月、2月、1年後と5回の経過時点を通じて、PGCスコアはほぼ横ばいで推移している。この結果を見る限り、少なくとも本研究の調査協力者に関しては、リハビリ群、すなわち理学療法士や作業療法士による訪問リハビリテーションの効果が表れたと言える。1年後で調査を終了しているため、明確には言えないが、非リハビリ群のPGCスコア平均値にほとんど変化がみられないことから、両群の差は、時間が経過するにつれてさらに開くことも考えられる。つまり、リハビリ群については、時間が経過するほどQOLが向上すると考えられる。

また、FIMスコアの平均値は、非リハビリ群のほうがリハビリ群に比べて有意に高かった。しかし、時間の経過に着目した場合、リハビリ群についてはFIMスコアの平均値が上昇する傾向がみられる一方、非リハビリ群では低下する傾向にあることが明らかになった。つまり、もともと非リハビリ群のほうがADLが高かったにもかかわらず、時間の経過とともにADLが下がったことになる。一方、リハビリ群のADLは時間の経過とともに上昇傾向がみられたことを勘案すれば、少なくとも調査協力者の非リハビリ群については、ADL維持に向けて訪問リハビリテーションの必要性が示唆されたと言える。

4.2 訪問リハビリテーションの有用性

リハビリ群のPGCスコアは結果的に上昇したが、上昇が確認できたのは、調査開始から9ヵ月後以降であった。このことから、訪問リハビリテーションのQOLに対する効果は確認されたものの、短期ではなく、少なくとも9ヵ月、あるいはそれ以上の長期的継続支援によってもたらされることが示唆される。調査協力者の結果が、一般のクライアントに当てはまると仮定すれば、クライアントは短期的な効果が見られないことで、挫折感をおぼえ、リハビリの継続を躊躇する可能性もある。そこで、セラピストとしてクライアントのQOLを向上させるには、短期的な状況にとらわれず、継続することで効果が得られる可能性が高いことを折に触れてクライアントに告げながら、根気強く寄り添い続ける姿勢が求められると考える。

またリハビリ群のADLについては、非リハビリ群よりも低かったにもかかわらず、時間の経過とともに上昇する傾向がみられたが、調査開始3ヵ月後に、わずかながらも低下がみられた (Table 10)。これは、調査協力者が、在宅での生活にまだ慣れることができていない時期であったため、と考えられる。

一般的に、クライアントが退院直後の場合、住宅改修や生活リズムの再構築が必要となる。そのため、クライアン

ト自身が戸惑い、ストレスを感じる場面が数多く存在する。例えば、病院のリハビリテーション室や病室では、それほど無理をせずにこなせていた日常動作も、一般家庭という環境下では、うまくできないこともありうる。

そうした場合、セラピストには、クライアントの心身の状況を把握して、物理的な環境整備を提案するとともに、クライアントの精神的なケアを行うための知識や技能等が求められる。

本研究では、6ヵ月後に若干の効果が認められるようになり、さらに9ヵ月後、12ヵ月後と時間の経過とともにADLが著しく向上した。この結果からは、QOL同様、長期的な支援が有効であることが示唆される。ただし、リハビリテーションの効果は短期的なものではなく、繰り返しや積み重ねが重要であるため、治療効果を向上させるには、セラピストとクライアントの間に良好な治療関係が構築されていることが必要である (今西, 2009)¹²。

リハビリテーションは、身体機能の回復や運動習慣を定着させるための訓練というイメージが強い。しかし、在宅における臨床場面では、生活機能の支援のみならず、対人交流技能の向上や余暇活動の再開発などによる社会参加への支援も重要な意味合いを持つ。そうした支援が、間接的にQOLやADLの向上につながることを、セラピストはクライアントから教わり続けている。セラピストは、そうした「クライアントからの教え」を日々、受け止め、迅速かつ継続的に訪問リハビリテーションのプログラムに還元することで、さらなるクライアントのQOLやADLの向上が期待できよう。

次に非リハビリ群のPGCスコアは、有意な上昇がみられず、調査期間中、ほとんど変化がないままであった。臨床現場でも、訪問介護や訪問看護においては、クライアントが受身的な立場であることが多い。そのため、この時期には、自分自身の生活を自分自身で決定できないことに対する不満を示す語りがみられることも少なくない。鷺田 (2003)¹³は「人は自分が生きる意味を確認しながらでないと生きられない存在」と述べ、人が生きるうえでの「意味づけ」を重視していることを指摘している。

本研究では、PGCスコアが変化した具体的な理由までは立ち入っていないが、ほとんど変化しなかったことを考慮すれば、クライアントが不満を覚える要素が、非リハビリ群には存在したことが推察される。

また非リハビリ群のADLは、時間の経過とともに低下の一途をたどった。非リハビリ群は、看護師や介護士から受動的なケアを受けることになり、自ら主体的にADLを維持しなくても生活自体は可能ではある。そのため、積極的にADL向上のための練習を行うリハビリ群とは、異なる

る動きを示したと考えられる。

訪問リハビリテーションの現場では、導入の段階でクライアントに強い不安感が存在する場合には、一時的にセラピストが主導的な立場をとることもあるが、生活の主体はあくまでもクライアントと捉えている。セラピストは、そのことを治療場面で様々な活動を通して伝え続け、最終的には「協働」という治療関係を構築していくことが、治療の奏功機転となりうると考える。本研究の調査協力者を含め、訪問ケアステーションを利用するクライアントは、「かつての自分」には戻れないことが多い。しかし、そのことを起点として、各クライアントなりに工夫することで、新たな生活のかたちを再獲得できるようになっていくのではないだろうか。

一方、看護師や介護士によるケアは、クライアントが受動的な立場にならざるをえない場面も多い。調理や更衣や入浴の練習をする必要はないが、食事や入浴などの生活時間や、その活動様式を、看護師や介護士の訪問体制の都合にあわせなければならないこともある。

もちろん、いずれの場合も、サービスを提供する側はクライアントの立場を最大限に尊重していることに変わりはない。しかし、少なくとも、本研究の調査協力者については、リハビリ群ではより能動的な状況に置かれ、非リハビリ群は受動的にならざるを得なかったのではないだろうか。それもまた、この2群間に差異をもたらした要因の一つとも考えられる。

5 結論

本研究では、訪問リハビリテーションによる1年間の継続的支援が、老年期のクライアントのQOLとADLに及ぼした効果を検証した。その結果、リハビリ群と非リハビリ群では、リハビリ群のほうに、QOL、ADLともに向上がみられた一方、非リハビリ群では、低下傾向がみられた。

これらの結果から、訪問リハビリテーションによる長期的な継続支援が、老年期のクライアントのQOL及びADLを向上させる可能性を秘めていることが示唆された。今後は、本研究の精緻化に向けて、QOLとADLに変化をもたらした具体的な要因に踏み込んだ研究を進める必要がある。

謝辞

研究調査への協力を快諾して下さいました皆様に心より深謝いたしますと共に、今後のご多幸を心よりお祈り申し

上げます。本当に有難うございました。

文献

- 1 内閣府：高齢社会白書平成24年版
(http://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2012/zenbun/pdf/1s1s_1.pdf, 2013.7.2).
- 2 中村仁一 (2013) 「治る」ことをあきらめる「死の方上手」のすすめ, 第1版, 講談社, 東京, pp. 24-46
- 3 Imanishi, M., Tomohisa, H., Higaki, K. (2015) In-home occupational therapy for a patient with stage IV lung cancer: changes in quality of life and analysis of causes. Springer Plus, 4: 157.
- 4 大塚美幸, 吉川ひろみ (2010) 訪問作業療法における作業に焦点を当てたプログラムと機能訓練プログラムの効果の比較. 作業療法, 29: 435-446.
- 5 澁谷隆一, 村田和香 (2007) 訪問リハビリテーションにおける作業に関する自己評価・改訂版(OSA)の有効性と作業療法の役割. 北海道作業療法, 24: 6-12.
- 6 Kawagoe, M. S. Kajiya, K. Mizushima (2009) Effect of Continuous Home-Visit Rehabilitation on Functioning of Discharged Frail Elderly, J. Phys. Ther. Sci. 21: 343-348.
- 7 Folstein, M., Folstein, S.E., McHugh, P.R. (1975). "Mini-Mental State" a Practical Method for Grading the Cognitive State of Patients for the Clinician. Journal of Psychiatric Research, 12(3); 189-198.
- 8 Lawton, M. P.(1975) : The Philadelphia Geriatric Center Morale Scale. Journal of Gerontology, 42: 468-477.
- 9 前田大作, 浅野 仁, 谷口和江 (1979) 老人の主観的幸福感の研究, モラールスケールによる測定の実験. 社会老年学, 11: 15-31.
- 10 古谷野 亘 : (1996) QOLなどを測定するための測度(2). 老年精神医学雑誌, 7: 431-441.
- 11 Cohen, J. (1988) Statistic Power Analysis for the Behavioral Sciences, Routledge, NY, 143-148.
- 12 今西美由紀 (2009) 訪問リハビリテーションにおける老年期のクライアントからセラピストへの祖父母性 (grandparenthood) の発現と生きることの質, 作業療法, 28: 157-166.
- 13 鷺田清一 (2003) 老いの空白. 第3版, 弘文堂, 東京, pp. 56-57