

対する義手機能の完成度が影響しているものとする。一般的に義足に要求される機能は体重支持や歩行、跳躍などの粗大運動であるのに対し、義手は手指、腕、両手の協調動作といった巧緻性が要求される。現在において、元の手指のように随意的かつ巧みに操作できる義手は市場に存在しない。これらの理由から、PIADS 日本語版の結果は両上肢切断者の心理状況を反映しており、妥当性が示されたものとする。

以上考察してきたように、評価表を開発するにあたって信頼性と妥当性を検証することは重要な手続きであるが、別の次元として最も重要なことは、表4に示したような回答におけるコメントにあったと考える。今回、評価をおこなった中でも、全体として義肢には何が必要とされているか、義肢利用者のニーズが把握できることにより、福祉用具の開発に重要な指針を与えると同時に、用具の選択・訓練等のサービスの質の向上、流通業者の質の向上など、福祉用具に関わる多くの場面で効果を発揮できると考える。

義肢利用者のニーズが把握できることにより福祉用具の開発に重要な指針を与え、用具の選択・訓練等のサービスの質の向上、流通業者の質の向上など、福祉用具に関わる多くの場面で効果を発揮できると考える。

現時点において実施被験者数が十分な数を満たしているとはいえない。通常、心理統計における信頼性と妥当性を検証するためには質問項目数の3倍を目安にしなければならないため、QUEST、PIADSともに被験者を増やしたうえでの検証が今後の課題になると考える。

E. 結論

今回、QUEST 日本語版および PIADS 日本語版の信頼性・妥当性を義肢利用者に対して検証した。

QUEST では福祉用具関連（8項目）の満足度はピアソン相関係数 0.8、クロンバック α 係数 0.85、スピアマン順位相関係数-0.47 から全体的に信頼性・妥当性を確認できたが、サービス関連（4項目）の満足度については、ピアソン相関係数 0.99、クロンバック α 係数 0.59、スピアマン順位相関係数 0.32 から、尺度得点の信頼性は非常に高かったが、内的整合性、妥当性を示すには更なる検証が要求された。

PIADS においてもサブスケールである「効力感」「積極的適応性」「自尊心」のピアソン相関係数はそれぞれ 0.94、0.96、0.80、クロンバック α 係数は質問項目全体に対して 0.94 であったことから全体的に信頼性が高いことを確認できた。妥当性についても、切断レベルが高くなるほどスコアが低くなる傾向がみられ妥当性を支持する結果が得られた。

以上より義肢利用者における QUEST 日本語版および PIADS 日本語版の有用性を確認することができた。

F. 参考文献

鎌原雅彦, 心理学マニュアル 質問紙法, 北大路書房, pp 100-108, 2001.

分担研究報告書

福祉用具の心理的効果測定法の開発：日常生活用具の心理評価として

QUEST 第2版日本語版の信頼性と妥当性の検証
：高齢利用者における福祉用具サービスの改良・開発ニーズを明らかにするために

分担研究者 上村 智子 信州大学医学部保健学科作業療法学専攻

研究要旨 QUEST 第2版の日本語版を作成して、在宅の要介護認定者 35名 (72.4±8.1 歳) に実施し、再テスト信頼性、内部一貫性、収束的妥当性を検証した。次に、身体に障害のある高齢者・成人 18名 (53.0±15.6 歳) を対象に PIADS との併存的妥当性を検証した。2 研究の協力者で排泄・入浴・移動用具とコミュニケーション・エイドを利用していた 39名 (68.6±12.7 歳) を対象に、用具の種類別にサービスの改良・開発ニーズを探求した。QUEST 第2版の再テスト信頼性や内部一貫性は良好であった。収束的妥当性や PIADS 自尊心サブスコアを用いた併存的妥当性の検証においても、スコア間に中程度以上の相関関係が認められた。QUEST 第2版の結果によれば、4 種類の用具に共通して「使い心地」の良い製品開発のニーズがあり、用具別の改良・開発ニーズも明らかになった (例. 排泄用具：利用者に合ったサイズの品揃えなど)。得に、移動用具には安全性をはじめとする様々な課題のあることが確認された。

A. 研究目的

2000 年に施行された介護保険制度によって、高齢利用者による福祉用具需要が拡大した。制度導入後、福祉用具供給量は増大し、介護保険で貸与される用具に限定しても、2003 年度の支給額 (1273 億円) は前年度比 36.1%の伸びを示した¹⁾。

サービスの量的拡大に伴い、「自立支援の視点から妥当性の低いサービス」事例の報告などサービスの質への課題が指摘されている。

現行の福祉用具サービスの課題を明らかにして、用具やサービス提供システムを改良するには、個別事例の成果から一般性の高い改良・開発ニーズを見出す必要があり、そのために標

準化された評価が必要とされている。しかし国内には、福祉用具全般に使える評価がない。

QUEST の概要

QUEST (Quebec User Evaluation of Satisfaction with assistive Technology) 第2版は福祉用具と関連サービスの質の検証などに用いる福祉用具評価である。用具と関連サービスへの利用者の満足度を調べる質問紙であり、福祉用具の種類を問わず使用できる。作業療法士 Louise Demers らが開発し、第2版は、第1版 (1996 年) の出版を経て 2000 年に出版された。QUEST 第2版のオリジナル版 (英語版とフランス語版) やオランダ語版はすでに標準化されている。

QUEST 第 2 版は質問 1 と 2 で構成され、質問 1 では、福祉用具の 8 種類の性能と関連サービスの 4 種類の性質、計 12 項目への満足度を利用者が 5 段階で評定する。用具の評価項目は「大きさ」「重さ」「部品調整」「安全性」「丈夫さ」「簡単」「使い心地」「有効性」であり、サービスの評価項目は「入手までの手続き」「修理」「専門家」「アフターサービス」である。評定は「1:まったく満足していない」「2:あまり満足していない」「3:やや満足」「4:満足」「5:非常に満足」のいずれかであり、評定 5 以外の項目については利用者にコメントを求める。質問 2 では、質問 1 の 12 項目から、評価対象の福祉用具サービスにおいて重要度の高い 3 項目を尋ねる。

QUEST 第 2 版の採点では、質問 1 の 12 項目の回答から非該当回答を除いた得点の平均値を総スコアとして算出する。さらに下位得点として同様の算出方法で、用具の 8 項目の回答から用具スコアを、サービスの 4 項目の回答からサービス・スコアを算出する。

本研究では、日本の高齢利用者における福祉用具サービスの改良・開発ニーズを明らかにするツールとしての QUEST 第 2 版日本語版の信頼性と妥当性を検証した。

B. 研究方法

1. 信頼性検証と収束的妥当性検証

在宅の要介護認定者で福祉用具を使用している 35 名 (72.4±8.1 歳、男性 18 名・女性 17 名) を調査対象とした。評価対象の用具は、排泄用具、入浴用具、起居&移動用具のいずれかであった。対象者には、研究について説明して、文書と口頭で研究協力への了承を得た。

全員が病院かデイケアの作業療法または訪

問看護を利用しており、各サービス提供施設の作業療法士か理学療法士か看護師が、対面式インタビューで QUEST 第 2 版を 2 回実施した。追加質問として、「福祉用具サービスへの全体的な満足度」についても QUEST と同じ 5 段階尺度を用いて調べた。QUEST、追加質問ともに、利用者本人が回答できない場合には、家族介護者に回答を求めた。

1 回目と 2 回目の間隔は 7~14 日 (8.3±2.4 日) とし、利用者ごとに同じ検者がインタビューした。

再テスト信頼性検証のために、①質問 1 の下位項目ごとの回答の再現性と②総スコアと用具スコアとサービス・スコアの再現性を調べた。①を重み付きカッパ係数 (κ_w) で、②を Spearman 相関係数 (r_s) で調べた。

内部一貫性については、Cronbach α 係数を用いて調べた。

収束的妥当性検証のために、QUEST 総スコアと「福祉用具サービスへの全体的な満足度」の間の相関関係を Spearman 相関係数 (r_s) で調べた。

有意水準はすべて 5% 未満とした。

2. 併存的妥当性検証

身体に障害のある高齢者・成人で福祉用具を使用している 18 名 (53.0±15.6 歳、男性 14 名・女性 4 名) を調査対象とした。評価対象の用具は、起居&移動用具、コミュニケーション・エイド、上肢装具のいずれかであった。対象者には、研究について説明して、文書と口頭で研究協力への了承を得た。

PIADS (Psychosocial Impact of Assistive Devices Scale) を用いて併存的妥当性を調べた。PIADS は福祉用具サービスによる利用者

の心理的効果を測定する質問紙であり、臨床心理士 Jeffrey Jutai らが開発した (1996 年)。PIADS では、利用者が用具使用による心理的变化を 26 項目について 7 段階で評定する。回答では、用具を使用しないと仮定したときの評価項目 (例.能力 (生活の大切なことをうまくできる)) の感じを「0」として、使用によって「感じ」が増加した場合に「1」「2」「3」、減少した場合に「-1」「-2」「-3」と評定する (評定の絶対値は、「感じ」が変化した程度を表している)。PIADS の採点では、26 項目の回答を 3 群に分類して、効力感と積極的適応性と自尊感の 3 種類のサブスコア (最小値「-3」、最大値「3」) を算出する。

QUEST 第 2 版と PIADS の共通点は、福祉用具利用者自らが心理状態を評価する質問紙であり、標準化された量的尺度を有することである。相違点は、QUEST 第 2 版では評価時点の「満足度」だけを尋ねるが、PIADS では複数の心理状態についてそれぞれの変化量 (福祉用具の有無によって比較) を尋ねることである。

対象者全員が病院で作業療法を行っており、担当作業療法士が対面式インタビューで 2 種類の評価を行った。Spearman 相関係数 (r_s) を用いて併存的妥当性を調べた。有意水準は 5%未満とした。

3. 福祉用具サービスの改良・開発ニーズ

身体に障害のある高齢者・成人で福祉用具を使用している 39 名 (68.6±12.7 歳、男性 22 名・女性 17 名) に QUEST 第 2 版を実施した。前述した QUEST 第 2 版の信頼性検証 (1 回目の結果) および併存的妥当性検証の協力者を福祉用具の種類別に分類して、6 名以上が該当した用具群の利用者を調査対象とした。

調査対象の用具は、排泄用具、入浴用具、移動用具、コミュニケーション・エイドのいずれかであった。本研究で、除外した研究協力者の使用していた福祉用具は上肢装具 (4 名)、杖・手すり (3 名)、リフト (3 名)、ベッド (2 名)、シャワーキャリー (1 名) であった。

福祉用具や関連サービスにおいて、利用者にとって重要度の高い性能・性質と、満足していない性能・性質を用具の種類別に調べた。前者については QUEST 質問 2 の「重要度の高い 3 項目」の回答を調べた。後者については質問 1 の各項目における「3: やや満足」か「2: あまり満足していない」か「1: まったく満足していない」と回答した者の比率を調べた。

C. 研究結果

1. 信頼性検証と収束的妥当性検証

1) 対象者の属性

調査対象者 (72.4±8.1 歳、男性 18 名・女性 17 名) の要介護度は、要支援と要介護 1 の者が 6 名、要介護 2 と 3 の者が 19 名、要介護 4 と 5 の者が 10 名であった (表 1)。評価対象の福祉用具は、排泄用具 16 名、入浴用具 11 名、起居&移動用具 8 名であった (表 1)。

2) 再テスト信頼性

QUEST1 回目の結果によれば、全 12 項目に 3 (やや満足) 以下の回答が含まれ、9 項目に 2 (あまり満足していない) 以下の回答が含まれていた (表 2)。

質問 1 の 12 項目中 7 項目については、2 回の結果のいずれか、または両者ともに非該当回答が含まれていた (表 2)。「修理」では 16 名 (46%)、「アフターサービス」では 15 名 (43%) の回答が非該当であった (表 2)。

質問 1 の 2 回の回答の一致度では、次の 8

項目「大きさ」「部品調整」「丈夫さ」「有効性」「入手までの手続き」「修理」「専門家」「アフターサービス」において良好な再現性 ($0.60 < \kappa_w \leq 0.80$) が確認された ($p < 0.01$) (表 3)。他の 4 項目「重さ」「安全性」「簡単」「使い心地」においても中程度の再現性 ($0.40 < \kappa_w \leq 0.60$) が確認された ($p < 0.01$) (表 3)。

QUEST1 回目の総スコアの平均値と標準偏差は 4.2 ± 0.6 、用具スコアは 4.1 ± 0.7 、サービス・スコアは 4.4 ± 0.7 であり、2 回目の結果も同様であった (表 4)。QUEST の総スコア、用具スコア、サービス・スコアの 2 回の結果の間には (順に、 $r_s = 0.90$ 0.84 0.87)、すべてに高い相関関係 ($r_s \geq 0.70$) が認められた ($p < 0.01$) (表 5)。

質問 2 の 2 回の回答が一致した項目数は、3 項目中 2.0 ± 0.9 項目であった。

3) 内部一貫性

QUEST1 回目の Crookback α 係数は 0.92、2 回目の α 係数は 0.95 であり、内部一貫性の高いことが確認された ($\alpha \geq 0.80$) (表 6)。

4) 収束的妥当性

「福祉用具サービスへの全体的満足度」の平均値と標準偏差は 1 回目 3.9 ± 0.8 、2 回目 3.9 ± 0.7 であった。QUEST 総スコアの結果との相関係数 (r_s) は 1 回目 0.65、2 回目 0.71 であり、中程度 ($0.40 \leq r_s < 0.70$) 以上の相関関係が認められた ($p < 0.01$) (表 7)。

2. 併存的妥当性検証

1) 対象者の属性

調査対象者 (53.0 ± 15.6 歳、男性 14 名・女性 4 名) の疾患は、脳卒中・頭部外傷 (8 名)、脊髄損傷・脊椎症 (6 名)、他の脊髄疾患 (3 名)、慢性関節リウマチ (1 名) であった (表 8)。

評価対象の福祉用具は、起居&移動用具 (8 名)、コミュニケーション・エイド (6 名)、上肢装具 (4 名) であった (表 8)。用具導入によって、全介助が遂行不能であった作業が一部でも遂行できるようになった人が 12 名含まれていた。内訳は、起居&移動 3 名、コミュニケーション 6 名、食事 (上肢装具利用) 3 名であった。他の 6 名は、用具導入によって遂行の安全性向上や、介助量軽減といった効果を得ていた。

2) 併存的妥当性

QUEST 総スコアの平均値と標準偏差は 4.0 ± 0.6 であった (4: 満足している)。PIADS サブスコアについては効力感 1.1 ± 0.8 、積極的適応性 1.0 ± 0.8 、自尊心 1.1 ± 0.7 であった (1: 増加したと感じる。最大値 3) (表 9)。

QUEST 総スコアと PIADS 各サブスコア間の相関係数 (r_s) は効力感 0.42、積極的適応性 0.32、自尊心 0.50 であり、PIADS 自尊心との間にのみ中程度の相関関係 ($0.40 \leq r_s < 0.70$) が認められた ($p < 0.05$) (表 9)。

3. 福祉用具サービスの改良・開発ニーズ

1) 対象者の属性

調査対象者 (68.6 ± 12.7 歳、男性 22 名・女性 17 名) の使用していた福祉用具は、排泄用具 17 名、入浴用具 9 名、移動用具 7 名、コミュニケーション・エイド 6 名であった。各群の年齢の平均値と標準偏差は排泄群 72.9 ± 8.3 歳、入浴群 71.7 ± 10.7 歳、移動群 68.4 ± 15.5 歳、コミュニケーション群 52.2 ± 11.3 歳であった (表 10)。コミュニケーション群には、他群より若年で、要介護認定対象外の人が多かった (表 10)。

2) 重要度の高い性能・性質

排泄用具、入浴用具、移動用具、コミュニケ

ーション・エイド 4 種類すべてで上位 3 項目に入ったのは「使い心地」であった (表 11)。利用者が体重負荷して用いる排泄用具、入浴用具、移動用具については、「安全性」「大きさ」が上位を占めた (表 11)。重要度の高かった他の項目は、入浴用具の「簡単」「丈夫さ」、移動用具の「重さ」、コミュニケーション・エイドの「簡単」「丈夫さ」「有効性」「修理」「専門家」「アフターサービス」であった (表 11)。

3) 満足していない性能・性質

満足していない者の比率の高かった項目は、排泄用具では「大きさ (47%)」「重さ (41%)」「使い心地 (35%)」であり (図 1)、入浴用具では「安全性 (22%)」「入手までの手続き (22%)」であった (図 2)。移動用具では「安全性 (86%)」「部品調節 (57%)」「簡単 (57%)」「使い心地 (57%)」「有効性 (57%)」「丈夫さ (43%)」「入手までの手続き (43%)」「アフターサービス (43%)」であり (図 3)、コミュニケーション・エイドでは「修理 (67%)」「使い心地 (33%)」「入手までの手続き (33%)」「アフターサービス (33%)」であった (図 4)。

D. 考察

1. 信頼性検証

排泄・入浴・起居&移動用具を利用している在宅の要介護認定者 35 名 (72.4±8.1 歳) に QUEST 第 2 版日本版を実施し、再テスト信頼性を検証した。質問 1 に含まれる福祉用具サービスの 12 種類の性能や性質の満足度において、8 項目で良好な再現性 ($0.60 < \kappa_w \leq 0.80$)、4 項目で中程度の再現性 ($0.40 < \kappa_w \leq 0.60$) が認められた。英語・フランス語のオリジナル版を用いた移動用具利用者調査 (n=139) にお

いても、7 項目で良好な再現性、5 項目で中程度の再現性が報告されており²⁾、オリジナル版同様に日本語版でも質問 1 の回答の再現性がすべて中程度以上であることが確認された。

QUEST 総スコア、用具スコア、サービス・スコアの再現性では、3 スコアともに 2 回の結果の間に高い相関関係が認められた (順に $r_s = 0.90$ 0.84 0.87 $r_s \geq 0.70$)。オリジナル版を用いた多発性硬化症患者の移動用具利用者調査でも高い再現性が報告されており (順に ICC= 0.91 0.82 0.82 n=18、用具スコアのみ n=34)³⁾、オリジナル版同様に日本語版でも各スコアの高い再現性が確認された。

内部一貫性 (Cronbach α 係数 1 回目 0.92、2 回目 0.95) についても、オリジナル版による移動用具利用者調査 (α 係数 0.82 n=139)²⁾ 同様に日本語版でも高い信頼性が確認された ($\alpha \geq 0.80$)。

本研究では、QUEST 第 2 版の質問 1 において、12 項目中 7 項目に非該当回答が含まれ、特に修理とアフターサービスに非該当回答が多かった (順に、46%と 43%)。理由として、評価対象の多くがポータブルトイレや入浴用いすなどの非耐久消費財であり、車いすやリフトなどに比べて、修理やアフターサービスの必要性の低い用具であったことが挙げられる。Wessels ら⁴⁾ は、質問 1 の一部に非該当回答の選択肢を追加することによって信頼性が向上することを確認している。したがって QUEST 第 2 版の信頼性をさらに高めるには、用具の種類別に非該当項目を設定するなどして、質問項目をカスタマイズすることが勧められる。

2. 妥当性検証

排泄・入浴・起居&移動用具を利用している在宅の要介護認定者 35 名 (72.4±8.1 歳) を対象に収束的妥当性を検討した。QUEST 総スコアと「福祉用具サービスへの全体的満足度」との間には中程度以上の相関関係が認められた (r_s : 1 回目 0.65、2 回目 0.71 $r_s \geq 0.40$)。オランダ語版を用いた日常生活用具利用者の調査 (n=386) によれば、QUEST 用具スコアやサービス・スコアと全体的満足度の間の相関係数 (r_s) は順に 0.77 と 0.74 であった (総スコアとの関係は未検証)⁴⁾。本調査において収束的妥当性が若干低かった理由の 1 つとして、対象者が高齢であることが考えられた (オランダ語版の調査: 386 名の日常生活用具利用者は全調査対象 2002 名の一部であるが、全調査対象者の 53% の年齢が 60 歳未満であった)。しかし高齢者においても、中程度以上の収束的妥当性があることが確認された。

起居&移動用具、コミュニケーション・エイド、上肢装具を利用している身体障害者 (53.0 ±15.6 歳) を対象に PIADS との併存的妥当性を検証した。QUEST 総スコアと PIADS 各サブスコア間においては、PIADS 自尊心との間 ($r_s = 0.50$) にのみ中程度の相関関係 ($0.40 \leq r_s < 0.70$) が認められた。

本結果の解釈として、「福祉用具サービスへの満足度の高い利用者の自尊心は上昇するが、効力感や積極的適応性が必ずしも上昇するわけではない」という仮説が立案できるかもしれない。しかし、オリジナル版を用いた多発性硬化症患者の移動用具利用者調査 (n=75) の結果によれば、両者の相関係数は 0.34 であり³⁾、相関関係が認められなかった。したがって上記仮説を検証するには、利用者の疾病特性などを

コントロールした更なる研究が必要である。

3. 福祉用具サービスの改良・開発ニーズ

4 種類すべての福祉用具において、「使い心地」は利用者にとって重要な項目であったが、満足していない者の比率が高く、福祉用具全般に「使い心地」の良い製品開発の余地があることが確認された。

排泄用具のポータブルトイレや尿器・便器において、利用者にとって重要であるが、満足していない者の多かった項目は大きさ (満足していない者 47%) と使い心地 (35%) であった。2 つの性能ほど重要度は高くないが、満足していない者の多かった項目は重さ (41%) であった。以上の結果から排泄用具において、利用者 に合ったサイズの品揃え、持ち運びのしやすさを工夫した、使い心地の良い製品の改良・開発ニーズが示された。

入浴用具の入浴用いすや浴室内いすには、他の 3 種類の用具に比べて、満足していないと回答した人が少なかった。そのなかでも、重要な項目でかつ満足していない者の多かった項目は安全性 (満足していない者 22%) であり、安全性ほど重要度は高くないが満足していない者の多かった項目は入手までの手続きであった (22%)。以上の結果から入浴用具においては、安全性の高い製品や、入手までの手続きに対する改良・開発ニーズが示された。

移動用具の車いすや歩行車には、排泄・入浴用具に比べて満足していない者が多かった。重要な項目で、かつ満足していない者の多かった項目は安全性 (満足していない者 86%) と使い心地 (57%) であった。2 つの性能ほど重要度は高くないが、半数以上の人満足していないとした項目は部品調整 (57%)、簡単 (57%)、

有効性（57%）であった。移動用具は可動性を有する耐久消費財であり、固定して使用される非耐久消費財の排泄・入浴用具に比べて多様で高度な性能が求められる。さらに「可動性」と「安定性」のように相反するニーズの充足も必要とされる。したがって現状では、このような利用者ニーズを充足していない車いすや歩行車が少なくなく、安全で、簡単で、使い心地の良い、有効な製品の開発、および部品調整の工夫といった様々な改良・開発ニーズのあることが示された。

コミュニケーション・エイドの意思伝達装置やナースコール・スイッチにおいて、重要な項目で、かつ満足していない者の多かった項目は修理（満足していない者 67%）と使い心地（33%）とアフターサービス（33%）であった。3つの性能・性質ほど重要度は高くないが、満足していない者の多かった項目は入手までの手続き（33%）であった。コミュニケーション・エイドには、使い心地の良い製品の開発・改良ニーズに加えて、入手までの手続きを短縮して、修理やアフターサービスを充実させるニーズが示唆された。

E. 結論

日本の高齢利用者における QUEST 第2版の再テスト信頼性や内部一貫性は良好であった。収束的妥当性や PIADS 自尊心サブスコアを用いた併存的妥当性の検証においても、スコア間に中程度以上の相関関係が認められた。QUEST 第2版を用いて、排泄・入浴・移動用

具やコミュニケーション・エイドおよび関連サービスの改良・開発ニーズを明らかにすることができた。得に、移動用具には多様な課題があることが確認された。

F. 文献

- 1) 厚生労働省老健局介護保険課. 平成 15 年度介護保険事業状況報告（年報） Available from: URL: <http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/osirase/jigyoo/03/dl/1.pdf>
- 2) Demers L, Ska B, Giroux F, Weiss-Lambrou R.: Stability and reproducibility of the Quebec User Evaluation of Satisfaction with assistive Technology (QUEST). *Journal of Rehabilitation Outcomes Measurement*. 1999; 3, 42-52.
- 3) Demers L, Monette M, Lapierre Y, Arnold DL, Wolfson C.: Reliability validity and applicability of the Quebec User Evaluation of Satisfaction with assistive Technology (QUEST 2.0) for adults with multiple sclerosis. *Disability and Rehabilitation* 2002; 24, 21-30.
- 4) Wessels RD, Witte L de.: Reliability and validity of the Dutch version of QUEST 2.0 with users of various types of assistive devices. *Disability and Rehabilitation* 2003; 25, 267-272.

G. 研究発表

Kamimura T: Reliability and Validity of the Japanese version of QUEST 2.0. 14th Congress of the World Federation of Occupational Therapists, Sydney.

表 1 信頼性検証の対象者属性

年 齢 ¹⁾	72.4±8.1 歳	
性 別	男性	18
	女性	17
要介護度	要支援&要介護 1	6
	要介護 2&3	19
	要介護 4&5	10
認知障害の有無 ²⁾	有り	9
	無し	26
福祉用具 ³⁾	ポータブルトイレ	12(3)
	尿器・便器	4(3)
	入浴用いす	8(1)
	浴槽内いす	2(1)
	浴槽リフト	1
	車いす	4
	歩行器&杖	3(1)
	ベッド	1

¹⁾ 平均値±標準偏差

²⁾ 痴呆性高齢者日常生活自立度Ⅱb 以上を認知障害有りとした

³⁾ カッコ内は介護保険給付外の利用者数内訳

表 2 QUEST 質問 1 の回答 (第 1 回目)

番号	項目	1 回目の評定					有効数	非該当数
		1	2	3	4	5		
1	大きさ	0	0	10	12	13	35	0
2	重さ	2	1	6	12	10	31	4
3	部品調節	0	3	5	9	11	28	7
4	安全性	0	0	11	9	15	35	0
5	丈夫さ	0	1	2	15	17	35	0
6	簡単	0	2	6	15	12	35	0
7	使い心地	0	2	9	11	13	35	0
8	有効性	0	1	6	12	15	34	1
9	入手まで手続き	0	2	5	6	20	33	2
10	修理	0	0	4	6	9	19	16
11	専門家	0	1	4	9	16	30	5
12	アフターサービス	0	1	3	8	8	20	15

注) 2 回目が非該当だった者の回答は除外した

表3 QUEST 各項目の回答の再現性

番号	項目	κ_w ¹⁾	有効数
1	大きさ	0.66**	35
2	重さ	0.56**	31
3	部品調節	0.65**	28
4	安全性	0.50**	35
5	丈夫さ	0.71**	35
6	簡単	0.51**	35
7	使い心地	0.55**	35
8	有効性	0.83**	34
9	入手まで手続き	0.71**	33
10	修理	0.76**	19
11	専門家	0.69**	30
12	アフターサービス	0.75**	20

** : p < 0.01

¹⁾ κ_w (重み付きカッパ係数) 解釈 良好な再現性 (0.60 < κ_w ≤ 0.80)
 中等度の再現性 (0.40 < κ_w ≤ 0.60)

表4 QUEST 各スコアの結果

	1回目の結果		2回目の結果	
	平均±標準偏差	範囲	平均±標準偏差	範囲
総スコア	4.2±0.6	2.7 - 5.0	4.1±0.6	2.7 - 5.0
用具スコア	4.1±0.7	2.6 - 5.0	4.1±0.6	2.8 - 5.0
サービス・スコア	4.4±0.7	2.0 - 5.0	4.3±0.8	2.0 - 5.0

(n=35)

表5 QUEST 各スコアの再現性

	Spearman 相関係数
総スコア	0.90**
用具スコア	0.84**
サービス・スコア	0.87**

** : p < 0.01 (n=35)

表6 QUEST の内部一貫性

	Cronbach α	有効数
1回目	0.92	20
2回目	0.95	18

表7 QUESTの収束的妥当性

	全体的満足度	QUEST 総スコア	Spearman 相関係数
1回目	3.9±0.8	4.2±0.6	0.65**
2回目	3.9±0.7	4.1±0.6	0.71**

** : p<0.01 (n=35)

表8 併存的妥当性検証の対象者属性

年齢 ¹⁾	(歳)	53.0±15.6
性別	男性	14
	女性	4
疾患名	脳卒中・頭部外傷	8
	脊髄損傷・脊椎症	6
	他の脊髄疾患 ³⁾	3
	慢性関節リウマチ	1
認知障害の有無 ²⁾	有り	5
	無し	13
福祉用具の種類	起居・移動用具 ⁴⁾	8
	コミュニケーション・エイド ⁵⁾	6
	上肢装具 ⁶⁾	4

¹⁾ 平均値±標準偏差

²⁾ 痴呆性高齢者日常生活自立度Ⅱb以上の状態を認知障害有りとした

³⁾ 筋萎縮性側索硬化症(2), 脊髄空洞症(1)

⁴⁾ 車いす(2), ベッド(2), リフト(2), 杖&手すり(2)

⁵⁾ 意思伝達装置(3), ナースコール・スイッチ(3)

⁶⁾ ポータブルスプリング・バランス(2), 食事用カフとスプーン(2)

表9 PIADSの結果およびQUESTとの相関係数

	PIADS サブスコア ¹⁾	QUEST 総スコアと相関 ²⁾
PIADS 効力感	1.1±0.8	0.42
積極的適応性	1.0±0.8	0.32
自尊心	1.1±0.7	0.50*

* : p < 0.05 (n=18)

¹⁾ 平均値±標準偏差

²⁾ Spearman 相関係数

表 10 福祉用具サービスの改良・開発ニーズ調査の対象者属性

用具の種類	排泄 (n=17)	入浴 (n=9)	移動 (n=7)	コミュニケーション (n=6)
年齢 ¹⁾ (歳)	72.9±8.3	71.7±10.7	68.4±15.5	52.2±11.3
性別 男	11	3	3	5
女	6	6	4	1
認知障害 有り	7	1	0	3
無し	10	8	7	3
要介護度 要支援&要介護 1	1	4	1	0
要介護 2&3	8	4	5	0
要介護 4&5	8	1	0	3
対象外	0	0	1	3
用具内訳 ²⁾	ポータブルトイレ ⁽¹³⁾ 尿器・便器 ⁽⁴⁾	入浴用いす ⁽⁷⁾ 浴槽内いす ⁽²⁾	車いす ⁽⁵⁾ 歩行車 ⁽²⁾	意思伝達装置 ⁽³⁾ ナースコール・スイッチ ⁽³⁾

¹⁾ 平均値±標準偏差

²⁾ カッコ内は件数

表 11 福祉用具別の QUEST 結果

用具の種類	排泄 (n=17)	入浴 (n=9)	移動 (n=7)	コミュニケーション (n=6)
用具スコア ¹⁾	4.1±0.7	4.5±0.4	3.5±0.5	4.5±0.6
サービススコア ¹⁾	4.4±0.7	4.6±0.5	3.9±1.1	3.8±0.8
総スコア ¹⁾	4.2±0.6	4.5±0.4	3.6±0.7	4.2±0.7
重要度の高い項目 ²⁾	使い心地 ^(71%) 安全性 ^(65%) 大きさ ^(47%)	安全性 ^(56%) 簡単 ^(56%) 大きさ ^(33%) 丈夫さ ^(33%) 使い心地 ^(33%)	使い心地 ^(71%) 大きさ ^(57%) 重さ ^(57%) 安全性 ^(57%)	簡単 ^(50%) 丈夫さ ^(33%) 使い心地 ^(33%) 有効性 ^(33%) 修理 ^(33%) 専門家 ^(33%) アフターサービス ^(33%)

¹⁾ 平均値±標準偏差

²⁾ 上位 3 項目. カッコ内は該当者の比率

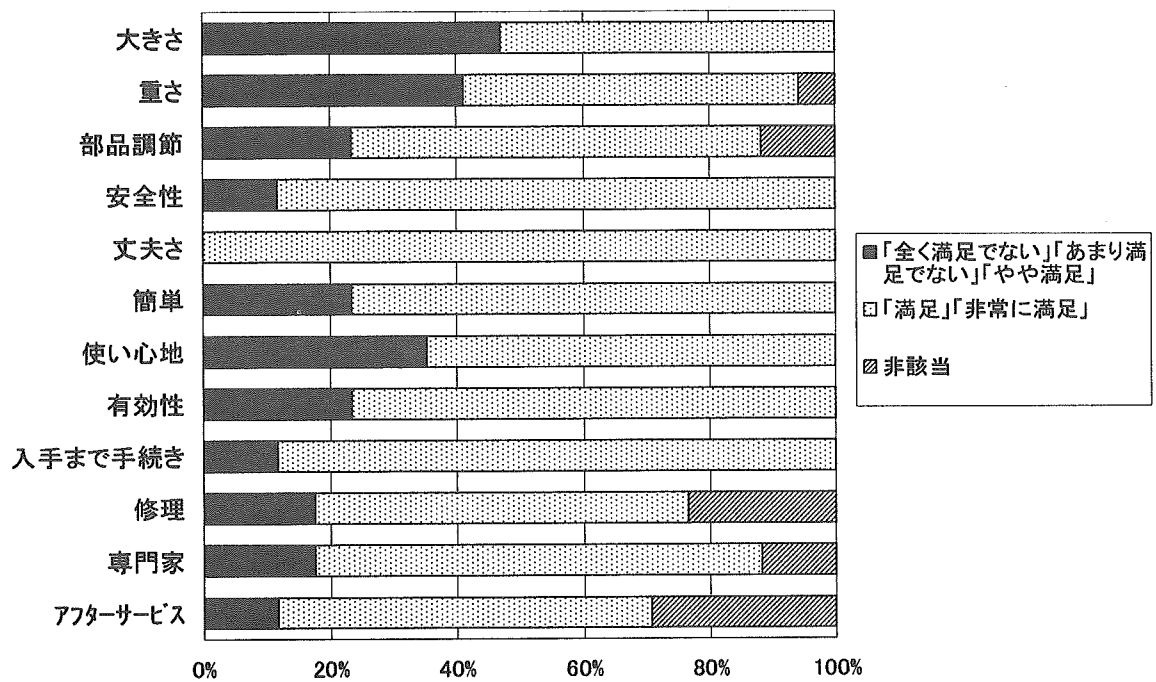


図1 QUEST「不満」と「やや満足」回答の比率（排泄）

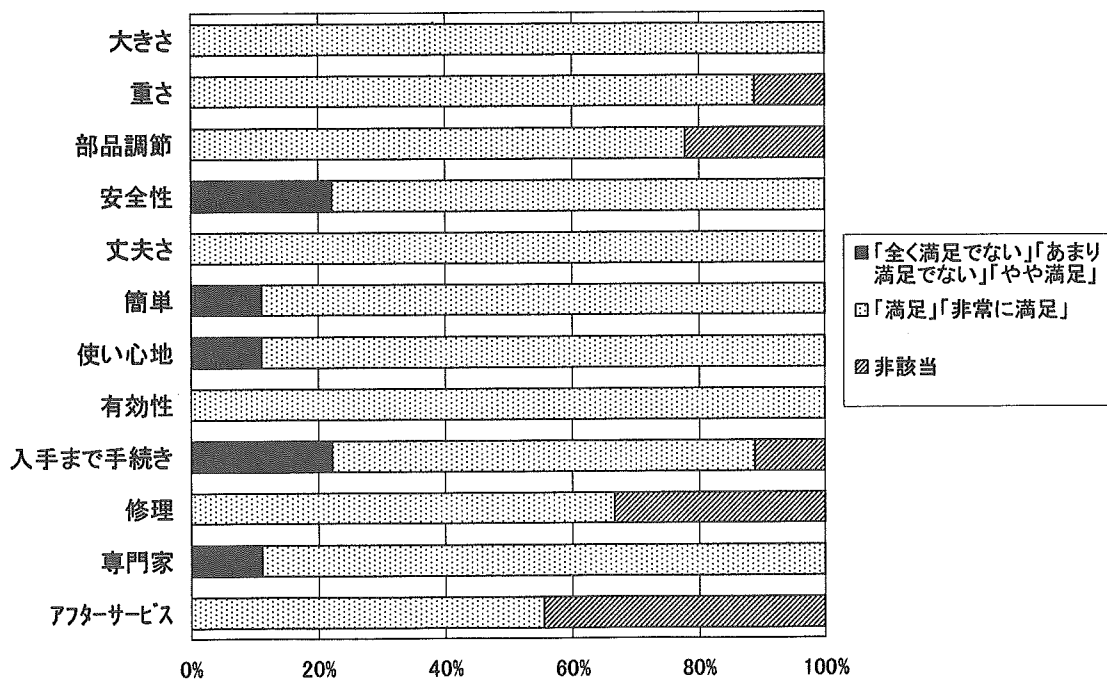


図2 QUEST「不満」と「やや満足」回答の比率（入浴）

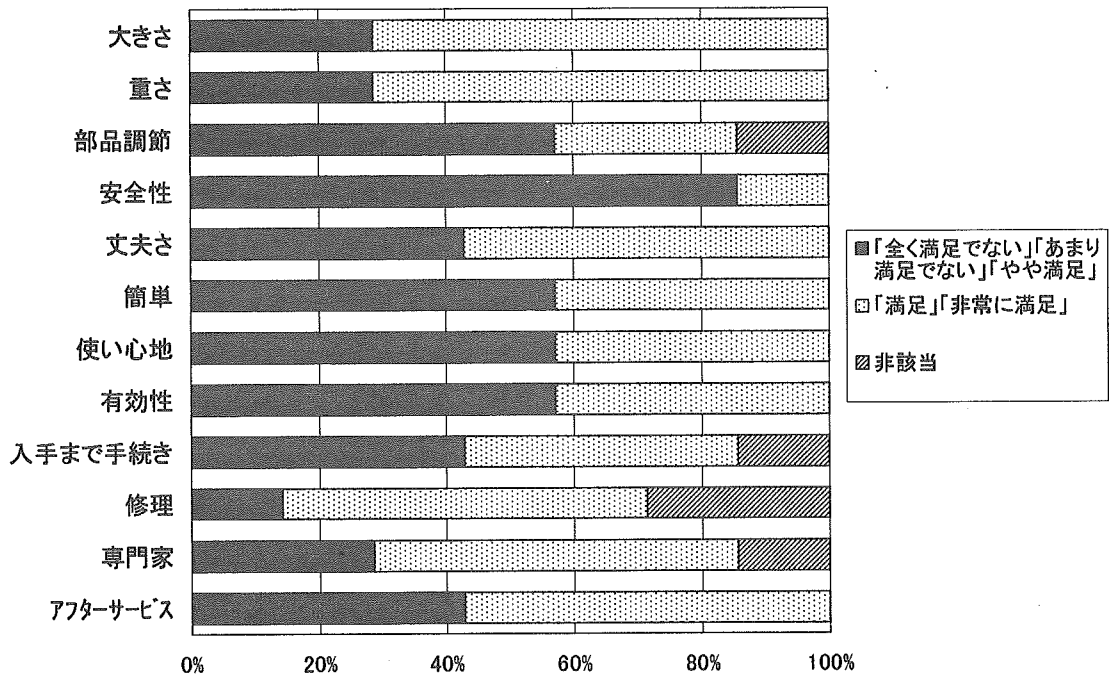


図3 QUEST「不満」&「やや満足」回答の比率（移動）

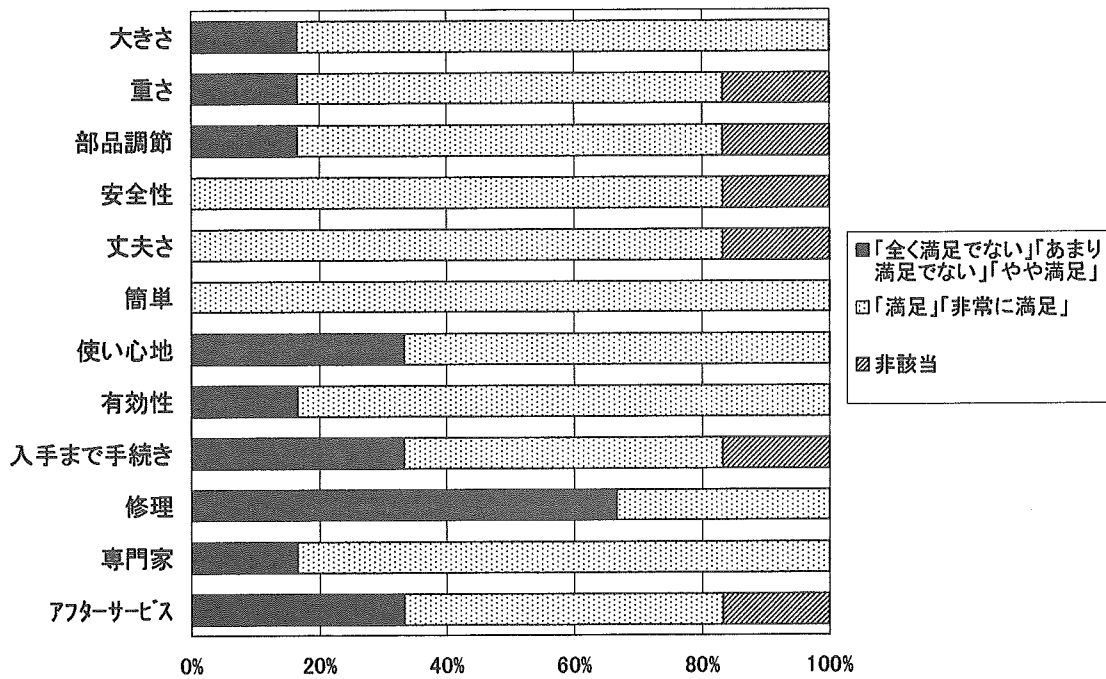


図4 QUEST「不満」&「やや満足」回答の比率（コミュニケーション）

厚生労働科学研究費補助金（障害保健福祉総合研究事業）

分担研究報告書

福祉用具の心理的効果測定手法の開発

分担課題 吃音軽減用具の評価

分担研究者 森浩一 所属 国立身体障害者リハビリテーションセンター研究所

研究要旨 吃音軽減の方略としてメトロノームに合わせた発話や遅延ないし周波数変換聴覚フィードバック (DAF/FAF) などの効果が知られ、一定の有用性が認められている。しかし、その効果は一様でないだけでなく、客観的な評価と主観的な評価が食い違うことも認められる。そのため、これら補助機器のより有効な効果判定の方法を探り、適用症例と使用（訓練）方法を明確にすることが求められている。本分担研究はその一環として、吃音の脳機能計測等を行い、脳機能と吃症状の軽重との間で関連する変数を抽出した。乳幼児にも同様の検査を行い、成人と同様の結果を得たが、成人と同じ変数では症状の軽重と有意に相関するものがなく、吃音の進展によるものないし発達の違いがあることを見いだした。また、吃音軽減装置の効果に関連した音声の制御特性を探るため、変換聴覚フィードバック (Transformed Auditory Feedback, TAF) を用い、発声された音声の基本周波数に対する聴覚フィードバックの効果を測定した。その結果、吃音者と非吃音者とは、制御遅延時間500 ms以内の速い音声フィードバック制御特性が異なることを見いだした。この差異がDAFの感受性の違いをもたらしていると思われる。

A. 研究目的

発達性吃音は幼児期に好発し、罹患率は5%近くあり、有病率は人口の約1%であることが知られているが、吃音を治療できる施設・専門家の数が我が国では圧倒的に不足しており、何らかの対策が必要である。吃音の専門家の育成はすぐには実現できないので、吃音訓練を補助し、治療を効率化する手段を開発することも重要な課題である。

発達性吃音の原因は未だに不明であるが、いくつか関連する要因は挙げられており、喉頭調節の異常 (Conture et al, 1986)、遺伝的因子の関与 (Kidd, 1980)、脳の解剖異常 (Sommer et al, 2002; Foundas et al, 2001)、機能的異常、聴覚フィードバックの異常、動的心理機序等がある。真の原因が不明なため根本的な治療法はわかっ

ていないが、臨床上は、メトロノームに合わせた発話や、遅延聴覚フィードバック (Delayed Auditory Feedback; DAF) ないし周波数変換聴覚フィードバック (Frequency-altered Auditory Feedback; FAF) などによって、少なくとも装置使用時にはある程度の吃音軽減効果があることが知られており、吃音訓練にも使われている。一方で、その効果は一様でなく、より効果的な使用のためには病態をさらに明らかにする基盤的な研究が必要である。そこで本分担研究では、吃音者の脳機能計測と聴覚フィードバック特性の計測を行った。

自分の発話を時間的に50～200 ms程度遅らせたものを聴覚にフィードバックさせる遅延聴覚フィードバック (DAF) を非吃音者に適用すると、吃音に似た症状 (人工吃音) が誘発されることが

知られている。しかしDAFを吃音者に適用した場合、吃音がかえって改善することや、雑音(白色雑音等)を用いて聴覚遮断した時に吃頻度が減少する現象、さらに音声のピッチを大きくシフトさせて聴覚にフィードバックさせる手法(FAF)も吃音を減少させること等から、吃音の病態には聴覚が深く関連しており、吃音者は聴覚フィードバックに何らかの障害があるのではないかという説が提唱されている。そこで本研究では、吃音者と非吃音者を対象に、聴覚フィードバックされる音声の周波数に摂動を加えた人工的なフィードバック、すなわち変換聴覚フィードバック(TAF: Transformed Auditory Feedback)により、発声された音声の基本周波数(F0)に対する聴覚の影響を測定し、両被験者群間で、フィードバック特性に違いがあることを見出した。

吃音者で聴覚フィードバック特性が異常ということは、フィードバックにかかわる経路(聴覚・発声制御・これらの接続)のどこかに異常があるということである。しかし、具体的にどこであるかは、フィードバック実験のみからでは明らかにできない。そこで、聴覚系の脳機能計測を行うことにより、聴覚系の異常の有無を調べた。言語処理において通常左脳が優位に働くが、吃音者では左優位性が欠如しているとの報告が多数ある。吃音者の文章音読時には、運動に関連する領域が過度に活動し、かつ、その活動が右に側性化している(Fox et al, 1996)ことや左半球の言語領域(ブローカ野及びウェルニッケ野)で代謝が減少する(Wu et al, 1995)ことがPET(陽電子断層法)を用いた研究で明らかになっている。また、聴覚情報処理の際の異常もMEG(脳磁図)を用いた研究(Salmelin et al, 1998)で示されており、吃音と聴覚機能異常との関連が示唆される。しかし従来の低侵襲脳機能計測法は放射能投与の安全性の問題(PET)、fMRIでは大きな騒音があること、多くの装置では被験者を強く拘束する

必要があり(PET, MEG, fMRI等)、空間解像度が十分ではない(脳波)などによって幼児児を含めた被験者に対する聴覚言語の脳機能検査手段としては不十分であったり適応困難であったりする。そのため、吃音好発時期である幼児児を含めた脳機能測定の見聞は少ない。本研究では、成人から幼児児まで同様な刺激・記録方法で計測が可能な多チャンネル近赤外分光法(NIRS)脳オキシメータを用いて(古屋・森, 2003, Minagawa-Kawai et al, 2004, 佐藤ら, 2003)、成人に加えて(佐藤ら, 2004)吃音児の音声言語刺激に対する左右聴覚野の機能差を測定した。

B. 研究方法

B-1 NIRSによる脳機能計測

B-1-1 対象者

吃音被験者は、治療施設および吃音の自助団体より協力者を募集した、幼児吃音児(7名: 男6, 女1; 年齢: 3-5歳)、学童吃音児(10名: 男7, 女3; 年齢: 6-12歳)、成人吃音者(10名: 男10; 年齢18-44歳)である(成人は佐藤ら, 2004に発表)。吃音重症度は7段階評定を行った。

対照群の被験者は、研究者所属施設内・外に広告を出し、募集した(成人対照群は古屋・森, 2003による; 小児は佐藤ら, 2003を含む)。すべての被験者は、十分な説明の上、本人(成人の場合)ないし保護者(小児の場合)が書面で研究への参加に同意した。小児は検査中も保護者が付き添った。被験者は、全員右利きである。被験者には謝金を支払った。

B-1-2 手続き

[音刺激の提示方法]音刺激はサンプルレート22.05 kHz, 16 bitの量子化で作成し、パソコンに内蔵したサウンドボード(Wave Center PCI)と外部のデジタル・アナログ変換器(Tango 24)によって再生し、10 kHzのローパスフィルタ

(FT-8)とプログラマブル・アッテネータ(PA-4)、ヘッドフォンバッファ(HB-5)を経て、挿耳型イヤホン(EAR-TONE 3A)で被験者に聞かせた。小児では、一部はオーディオ用パワーアンプ(P2080)とスピーカ(i15)によって音を聞かせた。記録はすべて防音室内でおこなった。再生音圧は快適レベル(約60 dB SPL)である。

[刺激の種類] 刺激音として男性日本語話者の単一発話から分析合成した3単語(Imaizumi et al, 1998)、「行った(断定)」「行って(依頼)」「行った?(疑問)」を使用した。断定/依頼は、語末母音同士が音韻論的に示差性を持つ対立(音韻対比)を含む最小対語であり、断定/疑問では「た」の抑揚のみが異なる対立である(抑揚対比)。音韻対比・抑揚対比は別のセッションで提示された。約1秒毎に1単語を再生し、20秒を1ブロックとし、音韻対比セッションでは、「行った(断定)」のみのベースラインブロックと、「行った(断定)」と「行って(依頼)」が等確率で疑似ランダム順に再生される試験ブロック(音韻対比)とが交互に数回提示された。抑揚対比セッションでは、同様に、「行った」のみのベースラインブロックと、「行った(断定)」と「行った?(疑問)」が等確率で混じる試験ブロック(抑揚対比)とが交互に数回提示された。

[課題] 成人では音に注意して聞くように求め、小児では特に教示を行わず、ディスプレイ上に無音でアニメを再生するなどして自発的な動きを抑制し、その間に記録した。

[装置と光プローブの装着] 無侵襲近赤外光分光多チャンネル脳機能計測装置(ETG-100、日立メディコないしOMM-2001、島津製作所)を用いて、左右両側頭部に近赤外の送・受光プローブを3 cm間隔に3×3の「田」の字の形の正方格子状に配置した。この配置では、測定点は片側につき12(両側で計24部位)となる。

[データ処理] 総ヘモグロビン変化量をアーチ

ファクトが混入した回を除いてセッションごとに加算平均し、試験ブロック直前10秒の平均を0として総ヘモグロビン濃度の最大反応値をチャンネル毎に求めた。プローブ位置を三次元ディジタイザ(Polhemus)で測定、もしくはプローブ装着時の写真より記録部位を確かめた。MRI上で第1横側頭回(Heschl回)の外側後端部を聴覚野の中心と定義し、矢状断面上にNIRSの各チャンネルの記録中心部を投射し、聴覚野中心より1.5 cm以内にあるチャンネルのうち、全ヘモグロビン量の変化が最大であるチャンネルの反応最大値をその側の聴覚野の反応の代表値(「聴覚野の反応」として採用した。MRIのない小児では、耳上部の聴覚野と推定される位置付近の最大反応を採用した。聴覚野は側頭部で耳珠より5~6 cm上方に中心があると仮定し聴覚野近傍の数チャンネルより総ヘモグロビン濃度の反応が最大であったチャンネルの値を採用した。

左右比較のために側化指数LI(Laterality Index)を以下の式で算出した。

$$L I = (L - R) / (L + R)$$

ここでLとRはそれぞれ左と右の聴覚野近傍の試験ブロック中の総ヘモグロビンの最大変化量である。個人内で加算平均する前の各試行での側化指数を計算し、セッション別にプールして音韻対比・抑揚対比セッション間の比較検定を行った(Mann-Whitey U-Test)。

B-2 聴覚フィードバック特性の計測

B-2-1 対象者

吃音被験者は、11名(男性8名、女性3名、平均30.0歳)であり、治療施設およびセルフヘルプグループより実験協力者を募集した。

対照群(非吃音)の被験者は、特別な発話訓練を受けていない日本語話者10名(男性7名、女性3名、平均29.7歳)である。

すべての被験者は、十分な説明の上、書面で研究への参加に同意した。被験者には謝金を支払った。

B-2-2 装置

実験系は河原が用いたTAFの手法(1993)に準じた。マイク(SM58, SHURE)からヘッドフォン(ST-12M, ASHIDA SOUND)に至る人工的な音響フィードバック系に周波数変換装置(SE70, BOSS)を挿入し、変換量をMIDI(musical instrument digital interface)コントローラ(Power Macintosh 9600/300, アップルコンピュータ)により制御することで、フィードバック音声に1/2半音以下の周波数の摂動を加えた。自身の気導音や骨導音による影響を取り除くため、ノイズ発生装置(1405, B&K)により、約80 dB(A)のピンクノイズを加え、自声を遮蔽した。

摂動のための制御信号には、擬似白色信号であるM系列を用いた。M系列信号は、時間ずれのある自己相関が0になる特徴があり、システムの応答特性を測定する目的でよく使われる。実際に与えた制御信号は、周期31のM系列を8倍にオーバーサンプリングした後、8 Hzのローパスフィルターで帯域制限してMIDIのピッチバンド信号として作成したデータ(河原英紀和歌山大学教授提供)を、摂動信号のくり返し周期が2秒となるようにして、連続して繰り返し送出した(図2)。フィードバック音声とそのときに発声された音声は、44.1 kHzでサンプリングされてそれぞれDAT(Digital Audio Tape Deck, DTC-2000 ES, Sony)の左右チャンネルに同時に取り込まれた。

B-2-3 手続き

被験者には、母音 /a/ を約1分間にわたって息継ぎをしながら発声するよう教示した。約10秒毎に息継ぎの合図を実験者が示した。発声する声の高さ(ピッチ)は自分の発しやすいものにし、できるだけ一定にするよう教示した。

B-2-4 データ処理

以下のステップで行った。

(1) F0の抽出: DATに記録されたデータを左右チャンネルの同期を失わないように発声部分を含めて連続データとして取り出し、5 ms毎に25 msのフレーム長でF0を抽出した(Windows版音声録聞見、Date1)。

(2) 同期加算による平均化: 約1分間の発声中のF0のデータを左右チャンネルの同じ位置から連続して2秒毎の区間に切り取り、摂動信号の周期性を利用し、それぞれのチャンネル毎にすべての区間のF0の同期加算を行った。ただし、いずれかのチャンネルにF0が0(無音)を含む区間は加算から除外した。同期加算の結果は、400ポイントの信号系列となる。

(3) 相互相関の計算: 河原の原法(1993)では、使用したM系列と発話音声のF0の相互相関を計算し、相互相関が最大値になる時点を時刻0と定義している。しかし、予備実験で相互相関のピークが複数認められ、最大値が必ずしも時刻0にならないおそれがあったため、本研究では、制御特性の遅延時間の絶対値を評価しやすいように発話音声とフィードバック音声のそれぞれについて同期加算平均を行い、両者のF0の周期的相互相関を計算した。

非吃音者では発声開始付近とそれ以降で特性が異なる可能性が認められたので、さらに詳細な検討のため、発声の開始期と持続中のフィードバック特性を比較した。上記(2)のステップにおいて、約10秒毎の息継ぎまでのそれぞれの発声中、2秒毎に区切られた有声区間(発声・フィードバック音声共にF0が0にならない区間)の内で、最初の区間を発声開始期(first part, F)のデータとして採用し、他の区間は発声持続中(middle part, M)のデータとし、両条件別にF0のデータ解析を行った。なお、息継ぎの合図は実験者が2秒周期摂動のタイミングを関知せずに行ってい

るので、発声開始からFの区間までの時間は発声毎に異なり、吃音者・非吃音者間で有意差はなかった(平均±標準偏差は吃音者 1.07±0.21 s, 非吃音者 1.08±0.21 s; $p = 0.90$)。

B-3 倫理面への配慮

ヘルシンキ宣言と、研究者の所属施設の倫理ガイドラインに従って研究を行った。当研究については、所属施設の生物医学研究倫理審査による承認を得ている。すべての被検者には十分な説明と書面による同意を得た後に検査を実施した。吃音患者をボランティアとして被検者に採用する場合には、当該検査を受けるか否かの選択が患者の通常の診療になんら影響を及ぼさないことを確認の上で同意を求めた。脳機能検査は非侵襲的な方法を用い、安全面の問題が起こらないように配慮した。個人を特定できる情報は非公開とし、人権・プライバシーを保護する。患者の検査結果は、統計的データ以外は原則非公開であるが、本人ないしその保護者から要請があれば、本人に関する部分に関してのみ本人ないし指定する代理人にのみ知らせることとした。データの処理については必要に応じてID番号を用いるなどし、公開資料には統計情報のみで個人情報を含まないようにする。

C. 研究結果

C-1 脳機能

C-1-1 同年齢被験者群間の比較

成人吃音者群の左右聴覚野の反応から側化指数(LI)を算出し、音韻と抑揚に対する反応のLIの差を検討したところ、成人・学童・幼児吃音者群いずれにおいても有意差がなかった。右利きの非吃音成人および幼児では、音韻対比の脳反応が抑揚対比の脳反応に比して、左聴覚野優位に出ることとは対照的であった。

C-1-2 個人毎の検定

個人内の検定では、健常右利き成人(対照群)の85%で音韻反応が左優位と判定できるのに対し、成人吃音者の80%は左優位を示さず、残りは逆に右優位となっていた。また、学童吃音者でもほとんどが音韻・抑揚セッション間で反応のLIに差がなく、1名は正常対照の典型とは逆に音韻反応が右優位であった。幼児吃音者は全員が音韻・抑揚セッション間に有意差がなかった。

表1. 聴性言語機能(音韻反応)の側性化(人数)

群	成人			学童			幼児		
	優位側	左	—	右	左	—	右	左	—
吃音	0	8	2	0	9	1	0	7	0
非吃音	17	3	0	7	4	0	5	3	0

C-1-3 重症度との相関

成人吃音者について音韻対比の側化指数と吃音重症度評価の関係を調べたところ、この2変数間に有意な負の相関があった(Spearman's coefficient of rank correlation, $r = -0.64$, $p < 0.05$)。また、抑揚対比の側化指数も吃音重症度評価と有意な相関があった($r = 0.68$, $p < 0.05$)。しかし、幼児・学童吃音児は脳反応の側化指数と吃音の重症度評価に有意な相関はなかった(音韻対比、 $r = -0.146$; 抑揚対比、 $r = 0.263$)。

C-2 聴覚フィードバック特性

C-2-1 発声全体の比較

発話音声とフィードバック音声のF0相互相関を見ると、1990 msに最大のピークがあったが、これは周波数変調装置の処理遅延のため、聴覚フィードバック信号が発話音声から10 msあまり遅れているため、2 sの周期相関であることを考慮すると、本来は-10 msである。このピーク位置が不変であったことは、今回の解析方法が聴取

から発声までの遅延時間を正確に反映していることを意味する。

相互相関係数が速い(制御潜時ないし遅延時間が短い)方から最初の極小・極大(ただし潜時500 ms以内)を示す位置に着目すると、典型的には潜時200 ms付近に極小、潜時400 ms付近に極大が見られた。これらの主要な2つピークの差をみると、非吃音者に比較して吃音者はこれが小さいという特徴がみられた。このピーク差について、潜時500 ms以内にピークがみられない者(非吃音者2名、吃音者3名)を除いて両群で比較すると、非吃音者に比べて、吃音者で有意に小さくなっていた。

C-2-2 発声開始付近と持続発声中の比較

非吃音者では、潜時500 ms以内で最初の相互相関係数の極小とその直後の極大の差をみると、10名中、はっきりした極小・極大のピークを認めない2名を除く8名では、全員発声開始付近(F)より発声持続中(M)のピーク差の方が大きくなっていた。

吃音者では、FとMの両方に500 ms以内に極大・極小が出現した者は11名中5名のみで、出現率は吃音者でやや低かった($p=0.104$)。極大・極小が評価できる5名ではFとMでピーク差の関係は一定せず、有意差はなかった。吃音者の残りの6名中5名では、F・Mの少なくともどちらかで、相互相関係数のピークが500 ms以内には出現しておらず、他の1名はFのデータが解析不能であった。すなわち、吃音者の結果はばらつきが大きかった。

FとMの両方ともに500 ms以内に極大・極小が出現した非吃音者(8名)と吃音者(5名)のMのピーク差を比較すると、後者の方が小さい傾向がみられた。

C-2-3 持続発声中の音声解析

Mにて、応答潜時500 ms以内に極大・極小が出現した者は非吃音者で10名中9名であり、吃音者

では11名中6名であり、両群におけるピークの出現する者の比率は有意傾向があった($p=0.072$)。吃音者にはばらつきが大きく、上記の非吃音者9名と吃音者6名のMの相互相関係数のピーク差には有意差がなかった($p=0.157$)。

D. 考察

D-1 吃音者・児の脳機能

近赤外分光法を用い、吃音者の聴覚言語刺激に対する音韻及び抑揚反応の側性化について調べた。吃音者群は成人・学童・幼児ともに音韻・抑揚の側化指数間に有意差が無く、音韻反応に正常対照群に見られるような左優位性が見られなかった。聴覚言語処理における左優位性がみられない点でPET (Fox et al, 1996; Wu et al, 1995)・MEG (Salmelin et al, 1998)・fMRI (Van Borsel et al, 2003)・両耳分離聴法 (Curry & Gregory, 1969)による研究と概ね一致したものになった。また、成人で外国語の音韻に対しては、行動的に弁別は可能なものの、脳反応では母語話者に観察された側性化が見られないことが判明し (Minagawa-Kawai et al, 2004)、言語敏感期を過ぎて獲得した音韻弁別能力は、母語の音韻弁別とは異なる脳機構で実現されていることが示唆された。これが側性化に異常がある吃音者にも該当するとすれば、吃音者では何らかの原因で母語についても成人後に学習する外国語に近いような脳内処理が行われている可能性があることになる。

個人内の検定で、健常右利き成人の85%で音韻反応が左優位と判定できるのに対し、成人吃音者の80%は左優位を示さず、逆に右優位となる被験者も2名存在した。すなわち、この検査手法は感度100%、特異度85%で吃音を診断できることになる。このように個人毎に左右差が鋭敏に検定できるメリットがこの手法にあり、先行脳機能研究のように集団の平均値のみでなく、個人レベルの評