

# 話し言葉における長母音の短呼

## —『日本語話し言葉コーパス』を用いた音声変異の分析—

前川 喜久雄<sup>1</sup>

独立行政法人国立国語研究所研究開発部門第2領域

Shortening of Lexical Long Vowels in Spontaneous Speech—Analysis of *Corpus of Spontaneous Japanese*  
Kikuo MAEKAWA (National Institute for Japanese Language)

### 1. はじめに

日本語では長母音が短母音のように短く発音されることがあり、国語学ではこれを長母音の短呼と呼んでいる。この現象は、いわゆる言語変異 (linguistic variation) の一種である。しかし、短母音と長母音の対立は日本語 (東京語) の音韻特徴の一部をなしているから、母音の無声化のような音声レベルの変異に比べれば、言語情報の伝達にとってより本質的な問題である。

本研究は長母音の短呼率に影響をおよぼす種々の要因を明らかにすることを目的とする。長母音の短呼については、既にいくつかの先行研究があるが、本研究では大規模な自発音声のデータベースを解析することによって、この現象の本質に迫りたいと考える。そのために、筆者らが現在開発を進めている『日本語話し言葉コーパス』 (*Corpus of Spontaneous Japanese*; 以下 CSJ と略する) の一部を利用した。また、この種のコーパスが音声研究に貢献するかどうかを検討することも本研究の副次的な目的である。

### 2. データについて

#### 2.1 CSJ

CSJ は日本語の自然なモノローグを大量に収録して付加情報を付し、情報処理および言語研究での利用に供することを目的とした音声言語データベースである。その詳細については別途文献を参照いただくか[1,2]、本大会におけるデモンストラーションを参照いただくとして[3]、ここでは今回の研究に関係する特徴だけを説明する。

CSJ には全体で 700 万語 (単位は後述する短単位、時間にして約 640 時間) の自発音声 が格納されている。内容の大半はモノローグであり、具体的には 10 種類の学会における口頭発表の音声 (以下、学会講演) と、年齢と性別をバランスさせた一般話者による日常的なスピーチ (模擬講演) の二種類が中心をなしている。

CSJ では、この 700 万語に対して、A) 音声そ

のもの、B) 20 種類程度のタグを用いた書き起こしテキスト、C) 書き起こしテキストの形態論情報が提供される。また、データの一部、50 万語 (44 時間程度) については、音声研究用の情報も提供されるが[4]、この情報は、今回の研究では利用していない。

CSJ の書き起こしテキストは、「基本形」と「発音形」と呼ばれる 2 種類のフォーマットによって提供されている。基本形は CSJ 用に独自に考案した正書法に従った漢字仮名混じり表記テキストで、表記のゆれを排除している。これに対して発音形は片仮名表記によって、実際の発音をできるだけ忠実に転記したテキストである[5]。

今回の研究との関係において重要なのは、長母音を有する可能性がある語は、基本形においては長母音を有する形で転記されており、また、発音形においては、母音の長短が転記作業の耳に聞こえたとおりに転記されている点である。従って、例えば基本形で「データ」を検索し、得られた個々のサンプルに対応する発音形を分類することによって、「データ」、「データ」、「デタ」などの出現頻度を容易に知ることができる。

次に形態論情報とは、長短 2 種類の形態論的単位 (短単位と長単位と呼ぶ[1]) を用いた形態論的単位 (以下では単に「語」と呼ぶことがある) への分割と、分割された要素に対する品詞情報のことである。

今回の研究では CSJ の一部、約 88 万短単位を利用した。このサブセットには、国語研究所の研究者が手作業で短単位情報を付与しており、ランダムサンプリングで測定した精度は約 99.5% である。長単位情報は短単位情報の結合規則によって半自動的に導出しており、現時点での精度は約 95% である。

実際の分析作業においては、書き起こしテキストを処理するのではなく、国語研の山口昌也氏が作成した短単位を単位とした RDB を利用した。

<sup>1</sup> kikuo@kokken.go.jp

## 2. 2 分析の対象

今回の分析では上述の 88 万語のすべてを対象とするのではなく、名詞だけを対象とした。品詞が名詞である短単位のうち、基本形が片仮名で与えられているもの（外来語と和製英語）は、基本形表記に長音符（「ー」）を含むものを分析の対象と認定した。基本形が漢字で与えられている語（本研究の範囲ではすべて漢語）の場合、上述した RDB には、国語辞典の見だしに該当する「読み」の情報が与えられているので、これを利用して長母音を有する可能性のある語を選定した。具体的には読みを擬似的な音素列に変換し、そこに /ei/, /ou/, /aa/, /oo/, /uu/, などの母音連鎖を生じる項目を候補とした。抽出された候補には、筆者が目を通し、実際に長母音として発音されることを確認した。

次に、全候補語の頻度統計をとり、データベースにおける出現頻度が 20 以上の語だけを対象として採用した。この基準を満たす分析対象は、異なり語数で 556 語（短単位）、延べ語数で 47,886 語であった。ただしこの中には「パラメーター」「統計」のように複数の長母音を含む語が含まれている。長母音の総数は 55,282 個であった。

表 1 は、上記の 47,886 語を講演の種別と話者の性別によってクロス集計した結果である。学会講演では模擬講演に比べて外来語や漢語が多用されるために長母音数が多く出現する傾向がある。また学会講演には女性話者が少なく、模擬講演には男性が少ないことに注意。<sup>2</sup>

表 1 講演種別と話者性別による語数の分布

講演種別	女性	男性	合計
学会講演 (142 講演)	8,683 (32 名)	28,536 (108 名)	37,219
模擬講演 (98 講演)	6,608 (61 名)	4,059 (37 名)	10,667

## 3. データの分析

### 3. 1 外的要因の分析

最初に言語外的要因（社会的要因）の分析をおこなう。表 2 に話者の性別ごと、表 3 に講演の種別ごとの長母音短呼率を示した。どちらの要因も短呼率に影響を与えていることがわかる。一元配置分散分析の結果、いずれも統計的に有意な差であることが確認される（各表下に分散分析の結果

<sup>2</sup> 今回利用したデータではこのように性別がばらついているが、模擬講演全体では男女はほぼ同数となる。同じく年代も 20 代から 60 代までほぼ同数となる。

を示す。以下同様）。

発話速度の影響を表 4 に示す。発話速度の計算は以下の方法によった。CSJ の書き起こしテキストは 200ms 以上のポーズによって転記単位に分割されており、各転記単位にはその開始時間と終了時間が記録されている。また転記単位に含まれる発話のモーラ数は、発音形から導くことができるので、これらから転記単位ごとの平均発話速度（単位は[mora/sec]）を計算できる。ただし、平均発話速度をそのまま利用するのは不便なので、表 4 では発話速度データを順位情報によって下位から、最小値～第一四分位数、第一四分位数～中央値、中央値から第三四分位数、第三四分位数～最大値の 4 クラスに分類し、それぞれに 1, 2, 3, 4 の数字を与えている。数字が大きいほど発話速度が上昇する。

表 4 の分散分析結果は有意となっているが、発話速度と短呼率の間に線形関係を看取することは難しい。

表 2 話者の性別による長母音短呼率の変動  
(中央 2 列の数字は該当するサンプルの数。表下部の丸括弧内は一元配置分散分析の結果)

性別	短呼なし	短呼あり	短呼率
女性	14,649	642	4.20%
男性	31,692	902	2.77%

(DF=1, F=68.41, P<.0001)

表 3 講演の種別による長母音短呼率の変動

種別	短呼なし	短呼あり	短呼率
学会講演	36,311	907	2.44%
模擬講演	10,030	637	5.97%

(DF=1, F=334.26, P<.0001)

表 4 発話速度による長母音短呼率の変動

発話速度	短呼なし	短呼あり	短呼率
1	11,491	459	3.84%
2	11,639	338	2.82%
3	11,669	365	3.03%
4	11,542	382	3.20%

(DF=3, SS=0.69, MS=0.23, F=7.40, P<.0001)

話者の生年代による短呼率の変動を図 1 に示す。横軸は話者の生年を西暦年代によって示している。左から右にかけて年齢が低下する。年齢の低下につれて、男性の場合、短呼率が緩やかに上昇する傾向が観察される。女性の場合、1930 年代生まれの話者（4 名）の短呼率が著しく高く、男性とは異なったパターンを示している。年代と性別による二元配置分散分析の結果は、いずれの主

効果も有意 ( $P<.001$ )、交互作用も有意 ( $P<.005$ )であった。

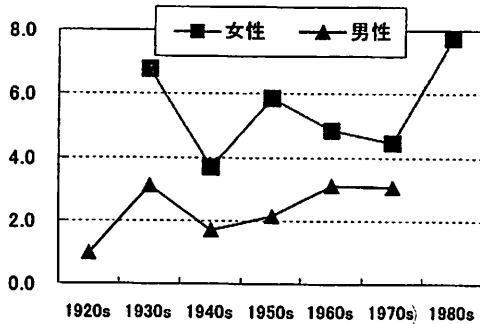


図1 話者の生年代(横軸)と長母音短呼率(縦軸,%) 話者の性別ごとに表示

外的要因として、最後に、話者の「笑い」を取りあげる。笑いの頻度は、その講演がどの程度リラックスした状況でおこなわれているかを知るための測定値となると考えられる。CSJの書き起こしテキストには、講演者が笑いながら話している場合と、発話はせずに、ただ笑いを発している場合とが別のタグによって記録されている[5]。今回は前者を分析対象とし、分析対象の長母音が含まれている転記単位のなかに(笑)というタグが出現した回数で分類する(表5)。

表5 笑いの頻度による短呼率の変動

(笑)の数	短呼なし	短呼あり	短呼率
0	45,920	1508	3.18%
1	412	35	7.83%
2	9	1	10.00%

(DF=2, SS=1.00, MS=0.20, F=16.09, P<.0001)

(笑)の頻度が2の場合はサンプル数が少ないが、頻度0と1を比較すると、(笑)がある場合に短呼率が上昇することがわかる。

### 3.2 内的要因の分析

次に言語内的要因(言語的要因)の検討に進む。

#### 3.2.1 語種

今回対象とするデータの語種は片仮名語(外来語)と漢字語(漢語)に大別できる。「母さん」「婆さん」のような長母音を含む和語は、データベースでの出現頻度が低いために2.2に述べたデータ選択の過程で脱落してしまった。アルファベット語(NHK, NTT, ATR, LPC等)は片仮名語に含めることにする。混種語が2例(「格フレーム」と「スキー場」)認められたが、これは語種の分析対象外におく。異なり語数は片仮名語が

89語、漢字語が455語であった。

表6に分析結果を示す。片仮名語における短呼率は漢字語よりも顕著に高い。

表6 語種による短呼率の変動

語種	短呼なし	短呼あり	短呼率
片仮名語	5,934	543	8.38%
漢字語	47,665	1,004	2.06%

(DF=1, SS=22.81, F=841.01, P<.0001)

#### 3.2.2 語中の位置

短単位の内部における長母音を含む音節の位置による短呼率の変動を分析した。「スピーカー」「性能」のように複数の長母音をもつ場合は、各長母音を別個に分析対象としたので、全体のサンプル数は55,282に増加している。表7が集計結果である。短単位の語頭に長母音が位置する場合に短呼率が顕著に低いことがわかる。

表7 語内部の長母音位置による短呼率の変動

位置	短呼なし	短呼あり	短呼率
短単位頭	22,429	21	0.09%
短単位中	2,118	83	3.77%
短単位末	29,187	1,444	4.71%

(DF=2, SS=28.63, MS=14.31, F=530.69, P<.0001)

#### 3.2.3 単純語と複合語

語構造の影響を検討するために、まず単純語と複合語との相違を検討した。CSJでは短単位と長単位による二種類の形態論的情報を提供している。これらを比較して、当該短単位がそのまま長単位となる場合(例「この/データ/が」)は単純語、短単位が長単位の一部に含まれる場合(この/データ構造/が)を複合語と認定した。表8に結果を示す。単純語の短呼率が複合語よりも高いことがわかる。

表8 単純語と複合語による短呼率の変動

語種	短呼なし	短呼あり	短呼率
単純語	22,565	1,039	4.40%
複合語	23,776	505	2.08%

(DF=1, SS=5.77, F=210.91, P<.0001)

#### 3.2.4 複合語内の位置

続いて複数の短単位から構成される複合語(長単位)において対象長母音を含む短単位が占める位置の効果を検討する。位置は、語頭(「データ解析」)、語中(「統計データ解析」)、語末(「音声データ」)の三種に分類した。表9からは語頭位置における短縮率がそれ以外に比べて低い

ことがわかる。

表9 複合語内の短単位位置による短呼率の変動

位置	短呼なし	短呼あり	短呼率
語頭	14,312	161	1.11%
語中	2,204	83	3.63%
語末	7,260	261	3.47%

(DF=2, SS=2.81, MS=1.40, F=79.16, P<.0001)

### 3.2.5 先行特殊拍

今度は音韻環境の問題をとりあげる。最初に対象となる長母音に先行する特殊拍の影響をとりあげる。この問題に関して文献[6]は撥音と促音の影響を指摘しているが、ここでは長母音の影響も検討する。いわゆる二重母音についてはその外延が明確でないために今回は対象外とした。

短単位内部で当該長母音に先行する特殊拍の有無および特殊拍の種類による短呼率の変動を表10に示した。

特殊拍が長母音に先行する場合、短呼率が顕著に上昇している。ただし長母音・撥音に比較すると促音の効果は小さい。

表10 先行特殊拍による短呼率の変動

特殊拍	短呼なし	短呼あり	短呼率
長母音	4,917	375	7.09%
撥音	6,390	699	9.86%
促音	1,647	46	2.72%
無し	40,780	428	1.04%

(F=3, SS=62.87, MS=20.95, F=795.27, P<.0001)

表11 アクセント核による短呼率の変動

核	短呼なし	短呼あり	短呼率
無	39,445	1,441	3.52%
有	14,289	107	0.74%

(DF=1, SS=8.23, F=300.91, P<.0001)

### 3.2.6 アクセント核

対象となる長母音がアクセント核をもつか(有核)もたないか(無核)による差を調べた。長母音を含む短単位が有核語であっても、対象長母音自体が核をもっていなければ無核に分類する。

アクセント核の有無は、厳密には個々の音声を取らないと決定できない。しかし、今回は簡便法として、アクセント辞書情報によって異なり語のアクセント位置を決定し、その語に属するすべてのサンプルにその位置を適用した。アクセント辞書[6]に複数のアクセント型が記載されている語は、これも便法として、最初に記載されている型を採用した。辞書に記載されていない語(多くは工学系学会講演の専門語)の型は筆者が内省に

よって決定した。

結果を表11に示した。無核の長母音の短呼率が有核長母音よりも高いことがわかる。

### 3.2.7 後続短単位の品詞

内的要因として、最後に、後続する短単位の品詞別に短呼率の変動を検討する。CSJの短単位には大分類で12の品詞(ほぼ学校文法に準拠)が付与されているが、そのうち出現頻度が1000を越す品詞は個別に、それ以外はまとめて集計した。結果を表12に示す。

名詞に後続するという環境から容易に予測されるように、助詞の頻度が最も高い。

助動詞が後続するのは、ほとんどが名詞述語句(名詞+ダ)であり、動詞が後続するのは、ほとんどがサ変動詞(名詞+スル)である。

名詞が後続するのは、複合語の非語末位置(表9の「語頭」と「語中」)が多いが、その他に名詞で一旦言い切り、名詞で始まる構文(「海外旅行、大学四年の時に...」)や名詞を列挙した構文「政治、経済、宗教...」も含まれている。<sup>3</sup>

表12 後続短単位の品詞による短呼率の変動

品詞	短呼なし	短呼あり	短呼率
助詞	23,637	1,099	4.44%
助動詞	2,115	26	1.21%
動詞	5,125	28	0.54%
名詞	9,676	247	2.49%
その他	5,788	144	2.43%

(DF=11, SS=13.04, MS=1.18, F=43.45, P<.0001)

## 4. 考察

### 4.1 外的要因の考察

外的要因のうち講演種別、話者性別、(笑)の3要因に短呼率への顕著な影響が認められた。これらが相互にどう関係しているかを考察する。

上記3要因のうち(笑)は、既に述べたように講演者がどの程度リラックスしているか(くつろぎ度)の外的指標である。また、講演者は模擬講演においては学会講演よりもリラックスして話していると思われる。そのため、両要因間には一定の相関が存在するものと予想される。一方、講演者の性差と短呼率との間に直接的な因果関係を想定することは難しい。

こうした問題を検討するために「講演」\*「性差」\*「(笑)」の三元配置分散分析をおこなった。交互作用項は、「講演」\*「性差」、「講演」\*「(笑)」、

<sup>3</sup> 表12の集計では上述の4品詞以外は「その他」としているが、分散分析では12品詞を要因として採用したので、自由度が11となっている。

「(笑)」、「性差」\*「(笑)」の三種をモデルに取り入れた。表13に結果を示す。

表13の結果は非常に興味深い。主効果としては「性別」も「講演」も有意差を示しておらず、ただ(笑)にだけ1%水準の有意差が認められる。一方、交互作用項では、「性別」\*「講演」に1%水準、「講演」\*「(笑)」に5%水準で有意差が認められる。

表13 外的3要因の分散分析<sup>4</sup>

Source	DF	SS	MS	F	P>F
性別	1	0.08	0.08	3.03	.0818
講演	1	0.05	0.05	1.97	.1606
(笑)	2	0.29	0.14	5.30	.0050
性別*講演	1	1.89	1.89	69.35	<.0001
性別*(笑)	2	0.05	0.03	0.97	.3780
講演*(笑)	2	0.17	0.08	3.09	.0457

それでは、講演と(笑)、講演と性別の間にはどのような交互作用が存在しているだろうか。まず、図2に(笑)と講演種別の関数としての短呼率の変動を示す。学会講演には(笑)=2のサンプルが欠損しているが、(笑)=0と(笑)=1の間の変動は、模擬講演の方が学会講演よりもはるかに大きいことがわかる。つまり模擬講演においては、講演者のくつろぎ度が短呼率により敏感に反映するのである。別の角度から論じれば、学会講演では、話者のくつろぎ度が上昇しても、それが短呼率に反映するのを抑圧する何らかのプロセスが存在しているものと思われる。おそらく、学会発表ではあまりくつろいだ様子を見せてはならないという社会的な規範が存在しているのであろう。

次に図3は性別と講演の関数としての短呼率の変動である。講演種別による変動は、女性において殊に顕著に生じていることがわかる(学会講演だけに注目すれば短呼率の性差はほとんど観察されない)。性差はそれ自体が短呼率に影響しているのではなく、話者のくつろぎ度の変化を増幅する機能を果たしているのだと解釈できる。<sup>5</sup> 以上の分析から短呼率に影響を及ぼしている

真の外的要因は講演者のくつろぎ度であると結論できる。講演種別や性差による短呼率の変動は、くつろぎ度との交互作用の結果生じる表面的な効果にすぎないと判断できる。

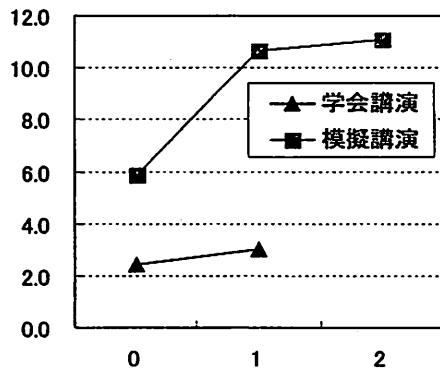


図2 (笑)と講演種別の交互作用  
横軸は転記単位あたりの(笑)の数。縦軸は短呼率。

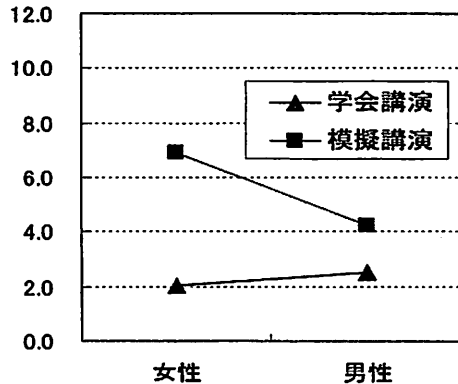


図3. 講演種別と話者性別の交互作用

上に述べた解釈は、長母音の短呼は発話スタイルの低下した発話に生じる現象だという、従来、暗黙裡に抱かれてきた認識を精密化したものである。発話スタイルという規定の曖昧な(また分析において循環論に陥りやすい)概念に替えて、(笑)という客観的な現象によって測定可能な話者のくつろぎ度という(おそらく1次元の)変数に因果関係の本質を見出す点にこの分析の新しさがある。

ちなみに、文献[8]は、発話スタイルと長母音の短呼に関する上述の認識を、スタイルの高い発話には短呼は生じないとまで拡張して理解してはならないことを、テレビの教養番組における発話の分析に基づいて指摘している。しかし文献[8]は発話スタイルの高低と短呼率の間に相関が存在すること自体は否定していないから、今回の分析結果と矛盾するわけではない。

<sup>4</sup> 今回のデータはアンバランスであり、交互作用項の影響も考慮に入れるので、偏差平方和(SS)はSASのTypeIIIで計算している。

<sup>5</sup> ここで、女性が男性よりも心理状態の変化に敏感なのは何故かという疑問が生じるであろう。これは性役割など社会心理学の領域に属する問題である。今は考察の対象から除外する。

#### 4.2 内的要因の考察

3節でとりあげた7種類の内的要因(語種、語中の位置、単純語と複合語、複合語内の位置、先行特殊拍、アクセント核、後続短単位の品詞)には、すべて高い有意差が認められた。これらの要因間に、外的要因に認められたような依存関係が存在するかどうかを知りたいのであるが、7種類の要因すべてを含む分散分析モデルは、交互作用が複雑になりすぎて現実的でない。

以下では専ら言語学的な観点から分析をおこない、統計的モデリングには拘らないことにする。

##### 4.2.1 外来語アクセント規則の関与

外来語(本稿の「片仮名語」の大部分)のアクセント位置はかなりの程度予測可能であることが知られている。統計的にみると、3モーラ語では第1モーラに、4モーラ語では第2モーラに核がおかれるのが基本である。語末から3番目のモーラを含む音節と表現するのが適当である[9]。

ここで重要なのは、上の原則に従って核が付与されると、「ニュース」「データー」「パラメーター」のように、長母音で終わる外来語の語末長母音には核が生じないことである。<sup>6</sup>

さて、既に確認したように、核を担わない長母音は短縮しやすく(表11)、また語末(短単末)位置でも短縮が生じやすい(表7)。そのため外来語においては、アクセント規則と核の有無の効果との相乗効果で、語末における短呼率が上昇しているという仮説が浮かびあがってくる。

表14は、長母音がアクセント核を有する比率が、短単位中の長母音の位置によってどう変動するかを語種に分けて示している。<sup>7</sup>

片仮名語の場合、語末における有核率が他の位置に比べて顕著に低いことがわかる(漢字語の場合、アクセント規則がどう関与しているかは未詳であるが、語末の有核率が語頭に比べてやや低くなっている。この分布も語末における短呼率の上昇に多少は寄与しているかもしれない)。

表15には語種および短単位内の位置による短呼率の変動を示した。語種によらず、位置によらず、短呼率は有核の場合に低く、無核の場合に高いというパターンが一貫して観察される。

表14 短単位内の位置による長母音の有核率

	片仮名語	漢字語
語頭	75.39%	24.58%
語中	81.68%	
語末	24.58%	19.61%

表15 語中位置と核の有無による短呼率の変動

語種	位置	核	短呼無	短呼有	短呼率
片仮名語	語頭	無	560	2	0.4%
		有	1721	1	0.1%
	語中	無	340	48	12.4%
		有	1695	35	2.0%
	語末	無	1288	454	26.1%
		有	319	4	1.2%
漢字語	語頭	無	15116	16	0.1%
		有	4931	1	<0.1%
	語中	有	21	0	0.0%
		無	21572	917	4.1%
	語末	有	5418	68	1.2%
		無			

表16 語種\*語中位置\*核の有無の分散分析

Source	DF	SS	MS	F	P>F
語種	1	0.93	0.93	36.48	<.0001
位置	2	15.77	7.88	310.86	<.0001
核	1	13.38	13.38	527.65	<.0001
語種*位置	2	7.29	3.65	143.71	<.0001
語種*核	1	7.55	7.55	297.70	<.0001
位置*核	2	11.41	5.70	224.90	<.0001
語種*位置*核	1	7.26	7.26	286.42	<.0001

最後に「語種」\*「語中位置」\*「核の有無」の三元配置分散分析をおこなった(表16)。すべての主効果および交互作用項に有意差が認められる。これは、三つの要因はそれぞれ単独でも短呼率に対する効果をもっているが、要因が組み合わせられることによる効果も存在しているという結果である。

上述の仮説が成立しうることが、統計的観点から示唆されていると解釈してよい結果であると言える。

##### 4.2.2 アクセント核と長母音の知覚の関係

上の仮説に関して、音声学的見地からの検討が要求されるのは、何故長母音が核をもつ場合に短呼率が低下するのかという問題である。

核の知覚と母音長の知覚の間には、自然な関係が存在している。先ず、アクセントの側から考えると、日本語のアクセントを知覚するためには最

<sup>6</sup> 今回のデータで末尾に有核の長母音をもつ語は「ツリー」「スキー」「NHK」「ツアー」「トゥー」の5語だけであった。なお、「NHK」のようなアルファベット連鎖からなる語の末尾の長母音には規則的に核が付与される。

<sup>7</sup> 語中位置に長母音をもつ漢字語は「視聴覚」1語だけであった。

低2モーラが必要とされる。つまり、或るモーラに核が付与されているだけではなく、そのモーラに別のモーラが後続することが必要である。

東京語の場合、核は長母音を含む重音節に付与されるから、核知覚のために必要とされる後続モーラとは要するに長母音の後半要素である。

この現象を反対に長母音の側から眺めると、長母音の候補を含む音節にアクセントが知覚されるならば、その音節に含まれる母音は長母音であるという推論をおこなうことができる。今回のデータに観察された長母音と核の顕著な相関の背後には、このような日本語の音声学的な特性が反映していると想像される。

ちなみに東京語のアクセント核は、促音および撥音に関しても、それらを含む重音節に対して指定されるから、長母音の場合と同様、核の知覚によって促音ないし撥音の存在を推測することが可能である。しかし、促音と撥音の場合、同一重音節に属する先行母音と特殊モーラとは音質が相違しているから、知覚における核の重要性は、長母音よりも小さいと考えられる。

また東京語では、アクセント句が長母音ないし撥音を含む重音節で始まる場合、句頭におけるピッチの上昇幅が、それ以外の場合に比べて小さいことが知られている（「叔母さんが」と「大場さんが」を比較せよ）。この現象は、長母音に対する核の効果と類似した現象である。

つまり核の場合と同様、聞き手はピッチの差異によって母音の長短を予測することができる。東京語がこの種の音声規則を有しているのは、語頭においては母音の長短の知覚が他の位置よりも重要であり、また困難でもあることに起因していると考えられる（次節の議論も参照）。

#### 4.2.3 単語知覚と語中位置の関係

語末で長母音の短呼が生じやすいことは従来から指摘されている[6,10]。しかし、その原因は説明されていない。4.2.1 節では、外来語アクセント規則により語末の短呼率が上昇するメカニズムを提案したが、それだけでは語末の特異性を説明しきれない。

語末の特異性を成立させている原因は、単語知覚が成立するタイミングにも関係していると思われる。

単語知覚の成立に必要な音韻情報は語頭から語末に接近するにつれ増大してゆくが、その際、語末に到る以前の時点で単語を一意に決定するに足る情報が供給されることもある(単語知覚に関する cohort モデルではこのタイミングを uniqueness point と呼んでいる[12])。この種の語の語末（より正確には uniqueness point より

後部）では音韻情報を正確に伝達する必要が低下し、それが長母音の短呼率を上昇させると考えられる。

なお、この仮説は同時に長短両単位の語頭における短呼率の低下(表 7.9)も説明できることに注意してほしい。語頭では知覚に利用できる音韻情報が全く存在しないから、音韻特徴が正確に実現されるのが自然である。

#### 4.2.4 語種・頻度・親密度

漢字語（漢語）よりも片仮名語（外来語）の方が、長母音の短呼率が高いと広く信じられている。実際、今回の分析でも統計的な有意差が確認された(表 6)。

しかし、短呼率が高い語がおしなべて片仮名語なのではない。表 17 に示すように、短縮率上位 20 語のうち 8 語は漢字語であり、特に上位 5 語のうち 4 語までが漢字語である。

一般に異なり語の頻度と短呼率の間にも顕著な相関は存在しない。相関係数は 0.133 である。また短呼率>20%の語を外れ値として除外すると相関係数は 0.018 である。

表 17 短呼率上位 20 語の語種と頻度\*

異なり語	語種	頻度	短呼率
本当	S	752	82.71%
クラスター	L	142	78.17%
女房	S	56	46.43%
援助	S	56	32.14%
一生	S	71	28.17%
データー	L	1038	23.51%
エラー	L	34	20.59%
データーベース	L	258	17.44%
パターン	L	229	13.54%
アナウンサー	L	37	13.51%
パラメーター	L	328	10.37%
為様	S	30	10.00%
カテゴリー	L	118	9.32%
オペレーター	L	58	8.62%
ディスクコース	L	37	8.11%
挿入	S	62	8.06%
タクシー	L	40	7.50%
層	S	83	7.23%
フィルター	L	56	7.14%
人生	S	59	6.78%

\* Sは漢字語、Lは片仮名語。一語中に複数の長母音が含まれる場合は語末の長母音が対象。ただし「データーベース」では「ター」が対象。

単語親密度との相関も認められない。文献[11]に登録されている異なり語を対象に相関を計算すると、文字親密度との相関は片仮名語(46 語)で-0.157、漢字語(232 語)で 0.032、音声親密度との相関は片仮名語で-0.106、漢字語で 0.035であった。

親密度の計算に利用できた語数が少ないが、頻度や親密度のような語のいわゆる機能的な側面との相関は、データを全体として眺めるかぎり存在していない。<sup>8</sup>

#### 4.2.5 その他の内的要因

その他の内的要因については、まだ十分な考察ができていない。現段階で気づいた問題を述べるにとどめる。

##### ● 先行特殊拍

短単位中に先行する特殊拍が存在する場合に短呼率が上昇することは文献[6]でも示唆されているが、今回はその効果が鮮明に観察された。これは一種の異化現象であると考えられるが、何故異化が生じるのかは不明である。音節の長短の配置から生じる日本語のリズム構造が関係していると思われるが、分析は今後の課題である。

##### ● 後続短単位の品詞

名詞に助動詞が後続する場合、およびサ変動詞として用いられる場合に短呼率が低いことが表12に示されていた。要するに名詞が述語をなす場合に短呼率が低いということである。

述語は日本語における文の主要部であるから、情報処理上の焦点となる環境においては短呼率が低下するという仮説をたてられるが、この仮説についても、詳細な分析は今後の課題である。

## 5. 結論

### 5.1 長母音の短呼現象について

本稿ではCSJを利用して自発音声における長母音の短呼現象を解析した。外的要因、内的要因とも、短呼率と有意に関係する多くの要因が抽出された。従来から関与が指摘されてきたものもあるが、新規に発見された要因もある。

このうち外的要因については、(笑)の数によって測定される話し手の心的状態が、講演の種類や性差との交互作用を通じて、表面上複数の要因を生み出していることが明らかになった。

一方、内的要因については、アクセント核および外来語アクセント規則の関与を確認し、単語知覚のcohortモデルの関与についても仮説を提案した。ただし、今後の検討が必要な要因も残されており、まだメカニズム全体の解明に成功したとは言えない。

<sup>8</sup> 個人レベルでは存在しているかも知れないが、それを客観的に知る方法がない。

### 5.2 自発音声コーパスの有効性について

自発音声コーパスの音声変異研究に対する有効性は、外的要因の検討において顕著に示された。(笑)のように変数は、朗読音声コーパスには含まれることがなく、社会言語学の面接調査でも記録されることがないか、稀であろう。

内的要因の検討においても、従来、直感的に、あるいは漠然と関与が示唆されてきた要因について、要因単独での効果の有無を明確にすることができた。

今回利用したデータはCSJ全体の1/7程度である。今後、データ量の増大による新たな進展が期待できる。また、現在作業中である分節音とイントネーションのラベリングが終了すれば、発話の韻律構造との関係など、新しい観点からの分析も可能になる。

今後は長母音の短呼に限らず、日本語の音声変異について広く検討してゆきたいと考えている。

謝辞：CSJのデータ収録にご協力いただいた学会および講演者の皆様に深く感謝いたします。

#### 参考文献

- [1] 前川喜久雄他(2000)『日本語話し言葉コーパス』の設計 音声研究, 4-2.
- [2] 前川喜久雄(2001)「スピーチのデータベース『日本語話し言葉コーパス』について」日本語学, 20-5.
- [3] 籠宮隆之他(2002)「大規模自発音声コーパス『日本語話し言葉コーパス』の仕様と作成. 国語学会 2002年春季大会発表原稿集.
- [4] 前川喜久雄・菊地英明・五十嵐陽介(2001)「X-JToBI: 自発音声の韻律ラベリングスキーム」. 電子情報通信学会技術報告(NLC2001-71).
- [5] 小磯花絵他(2001)『日本語話し言葉コーパス』における書き起こしの方法とその基準について 日本語科学, 9.
- [6] Alfonso, Anthony (1980). *Japanese Language Patterns*. Vol.2. Tokyo: Sophia Univ.
- [7] 秋永一枝(編)(2001). 『新明解日本語アクセント辞典』. 三省堂.
- [8] 土岐哲(1975)「教養番組に現われた縮約形」日本語教育, 28.
- [9] 窪田晴夫(1999)『日本語の音声』岩波書店.
- [10] 助川康彦・前川喜久雄・上原聡(1999)「日本語長母音の短母音化現象をめぐる諸要因の実験音声学的研究と音声教育への示唆」『言語学と日本語教育 実用的言語理論の構築を目指して』くろしお出版.
- [11] 天野成昭・近藤公久(1999)『日本語の語彙特性』Vol.1.三省堂.
- [12] 箕一彦(1995)「音声知覚のモデル」行動計量学, 22-1.