耳鳴ラウドネスの聴覚心理学的測定法

原 田 昌 彦

Psychoacoustical Measurement of Tinnitus Loudness

Masahiko Harada

(Kinki University)

A computerized method for the continuous measurement of tinnitus loudness has been developed. To evaluate this method the following experiments were done.

[Experiment 1]

Pseudo tinnitus was induced in the right ear, in 20 individuals with normal hearing. The loudness of tinnitus was determined by a newly developed constant method and the loudness balance method. The latter is a standard method used for tinnitus examination established in 1984 by the Audiological Society of Japan. The design is based on the Fowler method (standard method). The values obtained with the constant method were significantly higher than those obtained with the standard method.

[Experiment 2]

Tinnitus loudness was measured in 12 ears of 12 patients with tinnitus by 2 examiners each using both the constant method and the standard method. With the standard method there were differences of about 5 dB in the value of tinnitus loudness between the measurements obtained by the two examiners. However, with the constant method those differences were less than 5 dB.

[Experiment 3]

Simulation of the loudness balance examination was performed in a computerized model that followed Thurstone's law of comparative judgment using a determined value of tinnitus loudness. No large differences were found between the constant and standard methods regardless of the stimulation order. But in tinnitus loudness measured in tinnitus patients, significant differences were found between the two methods. From these results, the series effect during the loudness balance examination is expected to be large.

[Experiment 4]

Tinnitus loudness in the affected ear and in the contralateral ear was measured in 18 patients with unilateral tinnitus, and the effective loudness (absolute magnitude of tinnitus loudness) was determined after correction for the recruitment phenomenon using Matsuhira's loudness function. The correlation coefficient between the evaluation of the affected ear and that of the contralateral ear was 0.83 with the constant method and 0.30 with the standard method. Therefore, to determine the effective loudness the constant method is more practical.

Key words: tinnitus loudness, constant method, psychoacoustical measurement, loudness balance test, computerized measurement

目 次

I. はじめに

II. 実 験

《実験1》擬似耳鳴によるラウドネス測定
実験

—標準耳鳴検査法1984と恒常法との比較—

《実験2》耳鳴ラウドネス値の検者による違い
(恒常法と標準法の比較)につい
ての実験—2人の検者による耳鳴ラウドネス実測値
の違い—《実験3》検査法の違いによる実測値の差の
生じる理由の解明—ラウドネス・バランス検査のシミュレー
ション実験による実証—《実験4》耳鳴ラウドネス値の評価における
問題点に関する実験

—感音性難聴耳の補充現象を中心に考察—

III. 全編の考察

1. 恒常法の方法論

〔比較判断の法則〕

〔恒常法の検査手続き〕

〔検査法の効率化〕

2. 耳鳴検査法の現状と将来への展望

IV. おわりに

謝 辞

参考文献

I. はじめに

耳鳴検査は、Fowler¹⁾が対側耳でブラケット法によるピッチ・マッチ検査とラウドネス・バランス検査を行ったのが最初とされている。現在わが国では、耳鳴の大きさの測定には一般的に標準耳鳴検査法1984²⁾のラウドネス・バランス検査（標準法）が用いられている。基本的にはFowlerの方法と大きく変わっていない。標準法では5 dB ステップの極限法で行うことになっている。実際には耳鳴のラウドネスは、10 dB 以下³⁾のことが多く5 dB ステップの測定では精度の面からみて量的な評価は3段階であり、治療効果の判定やラウドネスの比較などに用いるには問題がある。しかし極限法において2 dB や1 dB ステップの測定は系列効果⁴⁾（期待誤差、慣れの誤差、刺激誤差など）や判断誤差により測定ごとに値が異なり一定の実測値を得ることが困難となる。

実際の臨床では極限法のような刺激発見法が

測定効率の良さの理由から用いられてきた。耳鳴のようなラウドネスの小さなものに対しては、聴力検査よりも細かいステップの測定を必要とするが、刺激発見法としては、5 dB ステップの精度で測定するのが限度である。

また標準法による耳鳴ラウドネスの感覚レベル（以下 SL）の測定において、最小可聴閾値測定の場合とは異なった刺激の呈示法と判断法が用いられるため SL 値が負の値になるという奇妙なデータの報告すらみられる⁵⁾。負の値をどう解釈するかは議論の分かれるところであるが、矛盾を感じるのも事実である。

そこで精度的に最も洗練された聴覚心理学的測定法である恒常法により、耳鳴ラウドネス測定と SL 値を求めるための最小可聴閾値測定を行う必要があると考え、その測定法および測定精度やその問題点につき様々な角度から検討した。

Ⅱ. 実 験

閾値または弁別閾 μ が心理連続体上に存在する場合刺激 S_i が μ を越えている（識別または弁別される）確率 p は精神測定関数

$$p = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_i} \int_{-\infty}^{S_i} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{S-\mu}{\sigma_i}\right)^2\right\} dS$$

で表される。聴覚検査は心理量 μ （精神測定関数の平均値で実測不可能）を恒常法に限らず聴覚心理学的方法によって推定することである。その心理量 μ の恒常法による推定を $\hat{\mu}$ （ミュー・ハット）で表し、極限法または上昇法による推定を $\tilde{\mu}$ （ミュー・ティルド）とした。以下本論文中的精神測定関数のパラメータや標準法によるパラメータを表1に示す。実験に使用した恒常法の方法論については第三章にて後述する。

《実験1》

擬似耳鳴によるラウドネス測定実験

—標準耳鳴検査法1984と恒常法との比較—

1) 目 的

恒常法による耳鳴ラウドネス測定（以下恒常法）と標準耳鳴検査法1984のラウドネスバランス法（以下標準法）との測定精度，測定効率などの差をみることを目的とした。

耳鳴ラウドネス測定の精度および耳鳴の強さ

と実測値との関係を調べるのには，耳鳴の大きさを一定に保ち，場合により任意に変化させることも必要であるが実際の耳鳴ではそのような操作は不可能であるので擬似耳鳴を使用し実験を行った。

2) 方 法

〔対 象〕

24歳から43歳の耳鳴のない聴力正常の男子20名の右耳で検査した。

〔実験機器〕

パーソナルコンピュータ，NEC 社製 PC-9801 VX に，FM 音源ボード PC-9801-26K を内蔵し刺激を発生させる。それをオージオメータ，リオン社製 AA-61BN を通して被検者に刺激を与える。検査手続きや精神測定関数の計算プログラム言語は，BASIC を用い，データをそのまま統計処理できるようにするファイル変換プログラムも作成した。

〔実験方法〕

図1のように骨導受話器を前額部に圧着し，左耳は気導受話器を通して 1 kHz のバンドノイズでマスキングした。まず 2/sec, duty cycle 50% の断続音の 1 kHz 純音で，上昇法により骨導聴力を測定し，その閾値上 10, 12, 14 dB

表1 本論文で用いる精神測定関数のパラメータの記号

$\hat{\mu}$ はミュー・ハット， $\tilde{\mu}$ はミュー・ティルドと読む。

μ	反応の母集団より求めた精神測定関数の平均値（絶対閾，等価値）
σ	上記の関数の標準偏差
$\hat{\mu}$	反応の母集団より任意抽出した標本より推測した精神測定関数の平均値つまり恒常法による実測値
$\hat{\sigma}$	上記の関数の標準偏差
$\tilde{\mu}$	反応の母集団より任意抽出でない標本からの μ の推定値つまり刺激発見法（上昇法，極限法）で求めた実測値
μ_0	最小可聴閾値（母平均で測定不可能）
$\hat{\mu}_0$	上記の恒常法による推定， $\hat{\sigma}_0$ はそのときの標準偏差
$\tilde{\mu}_0$	上記の上昇法による推定
μ_T	耳鳴ラウドネスの HLL 値（測定不可能）SL 値は $\mu_0 - \mu_T$
$\hat{\mu}_T$	上記の恒常法による推定， $\hat{\sigma}_T$ はそのときの標準偏差，SL 値は $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$
$\tilde{\mu}_T$	上記の標準耳鳴検査法による推定，SL 値は $\tilde{\mu}_T - \tilde{\mu}_0$

の3種類の1 kHz 純音を擬似耳鳴として与えた。擬似耳鳴刺激に対し、できるだけうなりなどの干渉を避けるために検査刺激を1.2 kHzの純音とし、恒常法と標準法で擬似耳鳴刺激のラウドネスを検査刺激と同時比較で求めた。検査刺激の呈示法を図2に示す。

標準法の場合、最小可聴閾値は通常の純音聴力検査法に従った。また擬似耳鳴の順応(adaptation)⁶⁾⁷⁾を避けるために、検査の刺激音1 secにして擬似耳鳴約3 sec とし比較が終わる度に擬似耳鳴は約2 sec 止めた。検査音を1 secにしたのは、800 msec 以下の単音は持続時間が短い程、ラウドネスが小さくなる可能性があるからである⁸⁾。同時比較にしたのは、実際の耳鳴のバランス検査の場合がそうであることと、時間順序誤差を考慮しないで済むようにである。標準法のラウドネスバランスは、1 dB ステップの上昇法で行った。恒常法の場合、刺激系列は1 dB 間隔の10音とし標準法の実測値を参考にして決定した。検査刺激は刺激系列の1水準あたり10回ランダムで呈示した。つまり検査刺激は、計100回呈示することになる。実測値は、標準法も恒常法も SL 値(恒常法の場合 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$)で表した。

3) 結 果

〔擬似耳鳴強度と実測値〕

図3は擬似耳鳴刺激強度と耳鳴ラウドネス実測値の関係を表し、同一症例を実線で結んである。恒常法の場合は、擬似耳鳴強度が増すにつれて実測値も増加した症例が多いが、標準法の場合、擬似耳鳴強度と実測値の間の相関がほと

んどなく擬似耳鳴強度が増加しても逆に実測値が減少している場合も多数みられる。またそれぞれの関係の1次回帰をとると、恒常法の場合 $y = 2.67 + 1.20x$ となり、標準法の場合は $y = 3.1 + 0.38x$ という関係になる。これを見ると恒常法の方が精度が高いということは明らかである。また、恒常法による実測値の方が全体的に高値を示した。

〔測定誤差〕

図3で示した関係において、擬似耳鳴強度が2 dB ずつ増加するにつれてその実測値が2 dB ずつ増加する場合は誤差が0と考える。つまり誤差がなければ擬似耳鳴が10, 12, 14 dBSLと変化するにつれ耳鳴ラウドネス値は、 μ_T , $\mu_T + 2$, $\mu_T + 4$ となるはずである。それぞれの実測値を $\hat{\mu}_{T10}$, $\hat{\mu}_{T12}$, $\hat{\mu}_{T14}$ とし擬似耳鳴強度が12, 14 dBSL のときの誤差(心理的変動)を

$$\varepsilon_{12}, \varepsilon_{14} \text{ とすると } \varepsilon_{12} = |\hat{\mu}_{T12} - (\hat{\mu}_{T10} + 2)|$$

$$\varepsilon_{14} = |\hat{\mu}_{T14} - (\hat{\mu}_{T10} + 4)|$$

となる。 $\hat{\mu}_{T10}$ も誤差を含んでいるはずであるが、変動をみるためにここでは基準値とした。標準法の場合は上記の式の $\hat{\mu}$ の代わりに $\bar{\mu}$ が入る。

恒常法による測定と標準法による測定の場合の誤差のヒストグラムを図4に示す。t 検定で

図2 擬似耳鳴と検査音の呈示法

被験者の応答1秒後に擬似耳鳴が呈示される。

図1 擬似耳鳴実験のための実験装置のブロック・ダイアグラム

恒常法の誤差が有意に小さいという結果になった ($p < 0.01$).

〔精神測定関数の標準偏差〕

精神測定関数の標準偏差は、比較判断の法則において心理的変動による標準誤差の指標として位置づけられている⁹⁾. 標準偏差と測定誤差との関係を散布図として図5に示す. 症例が少なくはっきりとした関係はみられないが、標準偏差 σ_{Ti} の推定値 $\hat{\sigma}_{Ti}$ の大きなものは大きな誤差を含むことがあるという傾向がみられた.

4) 小 括

恒常法による耳鳴ラウドネス検査法を考案し、聴力正常男子20名20耳に対し擬似耳鳴を与え、そのラウドネスを恒常法および標準耳鳴検査法1984のラウドネス・バランス検査（標準法）で測定し、以下の結果を得た.

- ①恒常法による検査法が標準耳鳴検査法よりも測定値が安定しており、2 dB 位の変化は捉えることができたが、標準法ではできなかった.
- ②恒常法は被検者の識別や弁別の確かさを量

図3 擬似耳鳴強度と恒常法の実測値 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$ および標準耳鳴検査法のラウドネス・バランス検査の実測値 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$ の関係

図4 耳鳴ラウドネスの測定誤差 $\varepsilon_{12}, \varepsilon_{14}$ のヒストグラム

図5 精神測定関数の標準偏差 $\hat{\sigma}_{Ti}$ と恒常法による実測値の誤差 $\varepsilon_{12}, \varepsilon_{14}$ との関係

$\hat{\sigma}$ として表すことができる。

③恒常法による実測値が標準法の場合より高値となった。

5) 考 察

〔測定精度〕

擬似耳鳴を 2 dB ステップで増音していき、ラウドネスを測定したところ、恒常法はほぼその変化を捉えることができたが、標準法の場合は 1 dB ステップで測定しても 2 dB の変化を捉えるのは難しい。

また測定の実定性を誤差として表し、それと精神測定関数の標準偏差 $\hat{\sigma}_{Ti}$ との関係をみると $\hat{\sigma}_{Ti}$ が大きくなるにつれて、誤差の分布幅が大きくなった。

コンピュータを用いることにより、高度な検査が非常に簡便に、かつ検査者の意志のまったく入る余地の無い測定が可能になり、安定したデータが得られるようになった。それとともに被検者の弁別や識別の確かさを量として表現することができ、これを利用して被検者側の問題や耳鳴と検査音の関係の問題に対して検討することができる。

〔耳鳴ラウドネス値〕

この実験で恒常法で実測を行った方が精度が向上することが示されたがそれだけでなく、擬似耳鳴による実験で標準法では平均 5.0 ± 2.4 dBSL (平均 $\pm$ SD) で、恒常法での平均 12.0 ± 2.9 dBSL と大きな差を認めた ($p < 0.01$)。その理由は SL 値の最小可聴閾値の求め方が違うためと思われ、閾値の差を求めてみたところ恒常法と上昇法の差の平均は 3.2 ± 3.8 dB で、上昇法の方が高値である結果となった。平均値だけでみるのは問題があるが、最小可聴閾値の差を差し引いても恒常法と標準法の耳鳴ラウドネスの実測値 (HL 値) の間に 3.8 dB の差が存在する。但し、有意差は認めなかった。

その原因は今後検討を要するが、その因子として、以下に示す事柄が考えられる。

〔耳鳴ラウドネス測定における問題点〕

A. 検査法における問題点

①比較音の呈示順序、呈示間隔による系列効果 (時間順序誤差など)。②検査者の違いにより生じる操作手順の違いによる誤差。③検査音の系列を幾度か呈示する度に被検者の判断に変動があるのが普通であるが変動の範囲内でどの値を検査者が実測値とするかという検査データ選択に起因する誤差。④耳鳴と検査音の音色やピッチは、通常は異なっているが音刺激と耳鳴刺激という異種のもの同士の比較困難に起因する誤差。⑤耳鳴音の音色やピッチの変動による判断の誤差。⑥検査刺激の耳鳴による情報伝達の障害による誤差。⑦検査音による residual inhibition (RI) やマスキングによる誤差。

B. 被検者に起因する問題点

①感性性難聴耳に生じる補充現象、などがあげられるが、我々は、まず A の問題点を解決するためにコンピュータを使用した恒常法を考案した。測定法の理論から考えると当然のことであるがその方法により A①から A③までの問題点は、ほぼ解決することができた。A④の問題点の解決法として今泉らの考案した 1 対比較法による耳鳴検査法である PAST 法¹⁰⁾ などを使って、耳鳴の詳細なピッチの測定を行ったとしても、A⑥の情報伝達の障害¹¹⁾ (耳鳴と検査音の類似性が高いと耳鳴が検査音に干渉しやすいと考える) はすべての場合に問題となり耳鳴検査の結果に影響を与える。

A⑦の RI は、耳鳴の最小マスキングレベル (MML) 上 10 dB の刺激 1 分間で約 70% の出現率をみるとされている。耳鳴マスキングレベルが MML 以下ではほとんど起こらないとされており、耳鳴のマスキングが 1 分以下の場合は時間依存性と考えられている。また RI 持続時間は平均 20~40 秒程度である^{12)~14)}。恒常法による耳鳴ラウドネス検査の刺激持続時間は 1 秒であるのでほとんど RI の影響はないと思われるが、刺激音のレベルはランダムで呈示されるので急に高レベルの刺激が呈示されるこ

とがあるので、高レベルの刺激で RI がおこり次の刺激が呈示された際に誤った判断がなされる可能性がある。B①の項目については実験4にて後述する。

《実験2》

耳鳴ラウドネス値の検者による違い（恒常法と標準法の比較）についての実験

— 2人の検者による耳鳴ラウドネス実測値の違い—

1) 目的

耳鳴ラウドネス測定値が検者の違いによりどのように変化するかを検討するため、同一被検者に対し2人の検者で耳鳴ラウドネス測定を行った。

2) 方法

〔対象〕

34歳より83歳、平均59歳の耳鳴患者12名12耳。

〔実験機器〕

実験1に同様であるが機器の接続法をブロック・ダイアグラム（図6）に示す。

〔実験方法〕

自覚的に変化の無い耳鳴患者に対し検者A、Bの2名で耳鳴ラウドネスの測定を、患側評価で標準法と恒常法の2つの方法で施行した。但し、同じ方法で行う際、できるだけ時間をあけずに連続して行った。恒常法は前述した方法で、刺激系列は1dBステップの10音で各水準の刺激の呈示回数は10回とした。標準法は5dBステップの上昇法で施行した。すべてSL値で求め、最小可聴閾値測定は恒常法の場合は同様に

恒常法で、標準法の場合は5dBステップの上昇法で施行した。

検者Aは聴覚実験の経験年数10年の研究者で、検者Bは経験年数3年の聴覚検査技師である。

3) 実験結果

〔最小可聴閾値〕

SL 値の基準となる最小可聴閾値のそれぞれの検者の度数分布を図7に示す。上昇法による最小可聴閾値測定の場合、恒常法による方法も検者間では有意な差は認めなかった。ところが測定法の違いにより実測値に、検者Aの場合 $p < 0.05$ 、検者Bの場合 $p < 0.01$ で有意に恒常法の方が最小可聴閾値が小さくなった。

〔耳鳴ラウドネス〕

耳鳴ラウドネス実測値の分布は、図8のようにそれぞれの検者での実測値は、標準法の場合も恒常法の場合もピークの位置は異なっているが、標準法ほど明確な差はない。検者A、Bともに恒常法による実測値の方が、標準法の場合より有意に大きな値を示している ($p < 0.01$)。

最小可聴閾値と耳鳴ラウドネス値の検者間の差の分布を、標準法と恒常法の場合の両方を求めてみた。図9に示す結果をみると明らかなように、最小可聴閾値は標準法も恒常法も検者間の差は2dB未満がほとんどであるが、耳鳴ラウドネス実測値においては、恒常法の場合は半数以上は差が2dB未満に分布しており、平均 1.9 ± 1.0 dB (m $\pm$ SD) となっている。一方標準法では4~6dBが過半数を占め、平均 4.8 ± 2.6 dB となっている。標準法の場合の方が検者間

図6 耳鳴ラウドネス測定のための実験装置のブロック・ダイアグラム

の差が有意に大きいという結果になった ($p < 0.05$).

〔耳鳴ラウドネス値の測定法による違い〕

この実験でも検者Aと検者Bの耳鳴ラウドネスの実測値の平均を表2に示す. 耳鳴ラウドネスは両者の測定値ともに恒常法による実測値の方が高値になっている. 平均値だけで判断するのは多少危険であるが, やはり最小可聴閾値の差以上に恒常法の方が高値になった.

4) 小 括

2名の検者A, Bで12名の耳鳴患者12耳に対して耳鳴ラウドネスを恒常法および標準法で測定し, 以下の結果を得た. ①最小可聴閾値測定では, 上昇法 (標準法では上昇法を用いた), 恒常法ともに検者A, B間の差はほとんど生じなかった. ②最小可聴閾値は恒常法の方が上昇法に比べ平均2~3 dB 小さい値になった. ③耳鳴ラウドネス値は, 標準法の場合, 検者A, B

図7 検者A, Bによる最小可聴閾値の実測値のヒストグラム

左図: 上昇法による最小可聴閾値実測値 $\hat{\mu}_0$, 右図: 恒常法による最小可聴閾値実測値 $\hat{\mu}_0$.

図8 検者A, Bによる耳鳴ラウドネスの実測値のヒストグラム

左図: 標準法による耳鳴ラウドネス実測値 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$, 右図: 恒常法 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$ 恒常法では検者A, Bともにピークが一致. 両検者とも恒常法による実測値の方が有意に高値.

間で 5 dB 程度の差を生じることが多く、恒常法の場合は、ほとんどが 5 dB 未満であった。

④耳鳴ラウドネス値は、恒常法による実測値 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$ (表 1 参照) は、標準法の実測値 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$ より有意に高値を示した。耳鳴ラウドネスの HL 値 $\hat{\mu}_T$ と $\hat{\mu}_T$ の場合は、有意差はなかったが平均で比較するとまだ恒常法 $\hat{\mu}_T$ の方が高値を示した。

5) 考 察

上昇法で最小可聴閾値を測定する場合は検者

間ではあまり大きな差は生じないが、標準法による耳鳴ラウドネス値になると ± 5 dB 程度の差を生じることが多くなる。耳鳴ラウドネス値は、10 dB SL 以下のことが多いので無視できない差である。被検者の検査刺激音に対する反応を抽出した場合、どの水準を等価値として検者が判断するかという問題によると考えられる。また被検者の判断のばらつきもその差を生じさせることに関与していると考えられる。

耳鳴ラウドネス実測値の信頼性について神崎

図 9 検者 A, B の最小可聴閾値の差と耳鳴ラウドネス値の差

最小可聴閾値では恒常法と標準法のいずれの場合でもばらつきは小さいが、耳鳴ラウドネス値は恒常法の方が小さい。

表 2 検者 A, B の耳鳴ラウドネスと最小可聴閾値の実測値の平均と標準偏差

		検者 A	検者 B
耳鳴ラウドネス	標準法	7.9±4.8*	8.5±6.8
	恒常法	14.6±6.3	14.6±5.0 (dB SL)
最小可聴閾値	上昇法	29.6±15.7	29.6±15.2
	恒常法	26.6±15.2	27.1±15.9 (dB HL)

*(平均±SD)

ら¹⁵⁾ は、自覚的に変化の無い耳鳴患者38名に対して3時間おきに2回ラウドネス・バランス検査を行い、34例が5 dB以内の変動で4例が10 dB以上の変動がみられたので、10 dBの変化は測定の変動 (variation) と考えた方が無難であると述べている。また耳鳴ラウドネス値の諸家の報告は、10 dBSL以下がTylerら³⁾の集計では71%、片山ら¹⁶⁾ 87.4%、杉本ら¹⁷⁾ 72.5%、ト部¹⁸⁾ 91.2%、山下ら¹⁹⁾ 87%、Goodwinら²⁰⁾ 78.5%、Vernon²¹⁾ 69%、当論文の149耳では89.9%である。ほとんどの症例が測定の変動以内であり、現在のバランス法では客観的に耳鳴ラウドネスを正確に評価することが困難といえる。耳鳴ラウドネスのような小さな値を評価する場合は、現法よりも精度の優れた聴覚心理学的手法を用いる必要がある。

恒常法による耳鳴ラウドネス測定は精度が高く、検者の違いにも安定していることが実験1および実験2で示された。今後は、耳鳴ラウドネスの評価には恒常法のような判断発見法による測定法が用いられるべきであると考え。

《実験3》

検査法の違いによる実測値の差の生じる理由の解明

—ラウドネス・バランス検査のシミュレーション実験による実証—

第II章の実験1および実験2で示したように擬似耳鳴のラウドネスも、実際の耳鳴のラウドネスも恒常法による実測値 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$ が標準法の実測値 $\tilde{\mu}_T - \tilde{\mu}_0$ に比較して有意に高値になることを述べた。またその差は、上昇法と恒常法による最小可聴閾値の差 $\tilde{\mu}_0 - \hat{\mu}_0$ より大きく

$$(\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0) - (\tilde{\mu}_T - \tilde{\mu}_0) > \tilde{\mu}_0 - \hat{\mu}_0$$

ということである。つまり $\hat{\mu}_T > \tilde{\mu}_T$ となる場合が多いということになる。恒常法による耳鳴ラウドネス値が標準法よりも大きくなるのは、最小可聴閾値の違いだけが原因とはいえない。

恒常法とは、被検者の反応母集団が心理連続体上で正規分布 $N(\mu, \sigma^2)$ すると仮定し、反応の任意抽出により精神測定関数 $N(\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2)$ を推

定し、その平均値 $\hat{\mu}$ を求めるものであるが、恒常法による実測値が標準法によるものより大きくなるのは、検者の検査手技や判断のために起こるものか、標準法の測定法が被検者の判断の任意抽出でないために起こるものなのかを、検討するために以下のシミュレーション実験を施行した。

被検者の判断の抽出法にかかわらず (つまり刺激の呈示の順序にかかわらず)、比較判断の法則に従う被検者としてのコンピュータモデルを作成して、それに対して標準法のラウドネス・バランス検査のシミュレーションを施行し、耳鳴患者の耳鳴ラウドネス実測値と比較した。

1) 目的

恒常法による耳鳴ラウドネス実測値が大きくなるのは、検者の検査手技および判断に原因があるのか、被検者の判断に原因があるのか、また最小可聴閾値測定と耳鳴ラウドネス測定のいずれに原因があるのかを検討することを目的とする。

2) 方法

〔被検者のコンピュータ・モデルの作製〕

まずラウドネス・バランス検査のシミュレーションを行うために、刺激に対する反応が精神測定関数に忠実に従うモデルの作製から行わなければならない。精神測定関数は、正規分布 $N(\mu, \sigma^2)$ を積分した累積正規分布関数である。要するに μ, σ の2つのパラメータによって決定するものであるが、検者にその値がわからないようにするために自動設定にしなければならない。しかし現実とかけ離れた設定値であると耳鳴患者のデータと比較することができない。そこで耳鳴患者149耳の恒常法による耳鳴ラウドネス測定時の図10に示すパラメータ (最小可聴閾値: $\hat{\mu}_0$, 耳鳴ラウドネス値: $\hat{\mu}_T$, および精神測定関数の標準偏差: $\hat{\sigma}_i, \hat{\sigma}_{Ti}$) の分布とほぼ同じような分布となるように、乱数を発生させて自動設定されるようにプログラムした。

〔ラウドネス・バランス検査のシミュレーション〕

コンピュータの被検者モデルを用いたシミュレーションのフローチャートを図11に示す。プログラム上、比較判断の法則の刺激連続体上の S_i に変数 ATT ($ATTenuator$ 値) を心理連続体上の R_i に変数 ε_i (心理的変動に相当する) を割り当てた。 ε_i は $N(0, \sigma^2)$ の正規分布に従う乱数であり S_i が測定ステップ ST ずつ変化する度に R_i ($ATT + \varepsilon_i$: 心理連続体上の値) が決定され、それが閾値 μ_0 (あるいは μ_T) を越えるとインジケータが点灯し、閾値より小さくなるとインジケータが消灯する。インジケータが点灯した状態は、心理実験で被検者が、刺激が検出されたあるいは刺激が等価値を越えたと判断したことに相当し、インジケータが消灯した状態はその逆の事象が起こった場合である。

検者は、アッテネータの代わりにマウス (コ

ンピュータの連続量の入力装置) により ATT 値を変化させインジケータの状態で μ_0 を推定する。この方法を2回繰り返し自動設定された最小可聴閾値と耳鳴ラウドネス値を推定する。最小可聴閾値と耳鳴ラウドネス値の両者とも上昇法で求めた。耳鳴ラウドネスは、 SL 値で求めた。

ラウドネス・バランス検査のシミュレーションを検者A, Bの2者で施行し、耳鳴患者の標準法および恒常法で実測した耳鳴ラウドネス値と比較した。

3) 結果

〔最小可聴閾値〕

図12に耳鳴患者149例の恒常法と上昇法についての最小可聴閾値の関係を示す。平均で2 dB 恒常法の方が有意に低値になっている。図13に示すシミュレーション実験の場合の最小可聴閾値の実測値 (上昇法による $\tilde{\mu}_0$) と絶対閾

図10 149耳における恒常法による耳鳴ラウドネスの度数分布および精神測定関数の各パラメータの度数分布

(設定値 μ_0) の関係とあまり大差はない。検者 A で実測値が 2.8 dB 大きく、検者 B で実測値が 2.6 dB 大きくなっている。検者間でも実測値の差は、ほとんど認められない。

〔耳鳴ラウドネス値〕

耳鳴ラウドネス値の標準法と恒常法の関係 (図14) をみると大きな差が認められる。耳鳴

患者の耳鳴ラウドネスでは、恒常法の実測値が標準法よりも、平均で 8.6 dB 高値になっている。この図では繁雑すぎてわかりにくいので標準法の実測値レベル別に分類したものを図15に示す。標準法の 1 水準のレベルに対して恒常法による実測値は幅が約 30 dB にも及んでおり、かつ恒常法の方が有意に高値を示しているのが

図11 ラウドネス・バランス検査のコンピュータ・シミュレーション・モデルのフローチャート

聴力検査モードでは μ_0 は最小可聴閾値のままでよいが、ラウドネス・バランス・モードでは μ_0 が μ_T におき代わり結果は $\bar{\mu}_T - \bar{\mu}_0$ で表示される。

わかる。

ラウドネス・バランス検査のシミュレーションの場合を図16に示す。但し、結果は SL 値 ($\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$) で表した。検者Aは、実測値（標準法の実測値に相当）が設定値（恒常法の実測値に

相当： $\mu_T - \mu_0$ ）に比較して5%の危険率で有意に低値を示したが、耳鳴患者の8.6 dB ($\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$ と $\check{\mu}_T - \check{\mu}_0$ の差の平均)と違い平均の差がわずかに0.7 dBであった。検者Bに関しては、平均で差は認められなかった。検者A, Bとも

図12 耳鳴患者における最小可聴閾値の上昇法と恒常法との比較

上昇法の平均は 28.4 ± 17.2 dBHL (平均 ± SD) dBHL. 恒常法は 26.4 ± 17.3 dBHL.

図14 耳鳴患者における標準法と恒常法による実測値の比較

標準法の平均は 5.9 ± 5.1 dBSL. 恒常法は 13.5 ± 8.6 dBSL.

図13 最小可聴閾値測定法のシミュレーションによる $\hat{\mu}_0$ とそのときの設定値 μ_0 の関係
左図は検者A, 右図は検者B.

図15 図14を標準法の実測値で分類した図

分布幅が 20～30 dB まで及んでおり，恒常法による実測値が有意に大きいことがわかる。

に両者に差はほとんど認めないということが出来る。施行回数が多い検者Bのデータを実測値で分類した図を図17に示す。1水準の実測値に対して ± 5 dB 以内に設定値が分布しており実測値が設定値の平均にはほぼ等しい。

またシミュレーション実験の耳鳴ラウドネス設定値 $\mu_T - \mu_0$ と標準法の実測値 $\bar{\mu}_T - \bar{\mu}_0$ の相関係数は、検者Aの場合は 0.91, 検者Bの場合は 0.95であり、耳鳴患者の $\bar{\mu}_T - \bar{\mu}_0$ と $\bar{\mu}_T - \bar{\mu}_0$ の相関係数 0.64より強い相関を認めた(図18)。

4) 小 括

1. 耳鳴外来に来院した149耳に対し耳鳴ラウドネス測定を施行したところ以下の結果を得た。

①最小可聴閾値は、恒常法による実測値 $\hat{\mu}_0$ が上昇法 $\bar{\mu}_0$ よりも平均で約 2 dB 低値を示した。

②耳鳴ラウドネスは標準法による実測値 $\bar{\mu}_T - \bar{\mu}_0$ よりも、恒常法による実測値 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$ の方が、平均で 6.6 dB 高値を示し有意差を認めた。

2. Thurstone の比較判断の法則に刺激の呈示順序にかかわらず、いかなる場合も従う被検者のコンピュータ・モデルに対して、検者A, B 2名の検者がラウドネス・バランス検査のシミュレーションを施行して以下の結果を得た。

①耳鳴患者の場合と同様に、最小可聴閾値測定は検者Aは絶対閾(設定値 μ_0)より実測値 $\bar{\mu}_0$ が平均 2.6 dB 高値を示し、検者Bは 2.8 dB 高値を示した。検者Aと検者Bの間には有意差はなかった。

②耳鳴患者の場合と違い、耳鳴ラウドネス測定は検者Aが当価値(設定値 $\mu_T - \mu_0$)より実測値 $\bar{\mu}_T - \bar{\mu}_0$ の方が 0.6 dB しか高値を示さず、検者Bでは差はなかった。

③コンピュータ・モデルでは $\mu_T - \mu_0$ と $\bar{\mu}_T - \bar{\mu}_0$ の間に有意差を示さないのに、耳鳴患者では耳鳴ラウドネス値の恒常法による実測値 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$ が標準法の実測値 $\bar{\mu}_T - \bar{\mu}_0$ より高値を示すのは、刺激の与え方の違い、つまり系列効果によるものと思われる。

5) 考 察

このコンピュータによる被検者モデルは、反応母集団よりの抽出法にかかわらず比較判断の法則に従うようにプログラムされている。最小可聴閾値測定においてシミュレーションの場合の実測値 $\bar{\mu}_0$ と設定値 μ_0 の関係と、耳鳴患者の標準法の実測値 $\bar{\mu}_0$ と恒常法の実測値 $\hat{\mu}_0$ の関係は(図12, 図13), 両者の場合にはほぼ同じような関係になっているので最小可聴閾値測定の場

図16 ラウドネス・バランス検査のコンピュータシミュレーション
設定値 $\mu_T - \mu_0$ と実測値 $\bar{\mu}_T - \bar{\mu}_0$ の関係。右図は検者A, 左図は検者Bの場合。

図17 図16を標準法のシミュレーションによる実測値 $\bar{\mu}_T - \bar{\mu}_0$ で分類した図

実測値 0 dB 以外は、設定値 $\mu_T - \mu_0$ が上下に対称に分布しており幅は約 ± 5 dB である。 $\bar{\mu}_T - \bar{\mu}_0$ と $\mu_T - \mu_0$ に有意差がないのが分かる。

合は刺激の呈示法にかかわらず比較判断の法則から大きくはずれることはないと考えられる。但し耳鳴患者の場合 μ_0 , μ_T を直接知ることができないので, $\mu_0 \doteq \hat{\mu}_0$, $\mu_T \doteq \hat{\mu}_T$ と仮定して論を進めた。一方耳鳴ラウドネス測定の場合は, シミュレーションの実測値 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$ と設定値 $\mu_T - \mu_0$ の関係は特に有意差はみられなかったが, 耳鳴患者の場合の標準法の実測値 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$ と恒常法の実測値 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$ の関係は, 後者の方が有意に大きな値になった。つまり耳鳴患者の標準法による耳鳴ラウドネスの HL 値 $\hat{\mu}_T$ が, シミュレーションによる $\hat{\mu}_T$ に比して, 有意に小さくなっていると考えられる。

恒常法は, 系列効果を相殺するように刺激系列をランダムな順序で被検者に呈示する測定法

で反応母集団よりの任意抽出を行っている測定法である。最小可聴閾値測定では被検者の判断は刺激の識別であるが, 耳鳴ラウドネスの測定では音刺激と実際の音でない耳鳴の弁別であり, 弁別は識別より強く系列効果の影響を受けると考えられる。耳鳴ラウドネスの場合いかに恒常法による測定が有効であるかをうかがい知ることができる。

標準法による耳鳴ラウドネス測定において被検者に系列効果(尚早反応, 慣れの誤差)や実音における耳鳴のマスキングなどがなければ, 検者が変わってもあまり測定値にばらつきは生じなくなることは, 検者 A, B のシミュレーションの場合の設定値 $\mu_T - \mu_0$ と実測値 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$ の相関の強さ(図18に示すように相関係数0.9以

図18 上図は標準法のシミュレーションによる実測値 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$ と設定値 $\mu_T - \mu_0$ の散布図。
下図は耳鳴患者の恒常法による実測値 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$ と標準法による実測値 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$ の散布図。

上)で推定することができる。つまり耳鳴ラウドネス測定は、系列効果が最小可聴閾値測定と比較して大きく現れるのではないかと考えられる。

《実験4》

耳鳴ラウドネス値の評価における問題点に関する実験

一感音性難聴耳の補充現象を中心に考察一

耳鳴ラウドネスをいくら正確に測定したとしてもそのデータには、様々な患者側の条件の違いによる誤差を含んでいる。その中で大きな要因の一つとして、測定耳の補充現象があげられる。耳鳴患者の中で感音性難聴を合併していることが多く、評価する際に SL 値のみで比較することができない。特に高度難聴者の場合ダイナミックレンジが狭く測定が困難な上に数値が非常に小さくなり同程度の耳鳴ラウドネスの聴力正常者の場合の測定値とは桁の違うデータになりかねない。

松平ら²²⁾は耳鳴ラウドネス評価の際に補充現象の補正の必要性を強調し、耳鳴の実効ラウドネスレベルの補正式(以下ラウドネス関数)を提唱した。耳鳴ラウドネス実測値に対して補充現象の補正を行い、その有用性につき検討した。

1) 目 的

耳鳴ラウドネス実測値に補充現象がどのようにかかわっているか検討し、聴力正常耳の場合ではどの程度のラウドネスになるかをラウドネス関数の換算により求め、その値を検討することを目的とする。

2) 方 法

1. 当科耳鳴外来に来院した後迷路難聴および伝音性難聴の患者を除く149耳で、耳鳴ラウドネス測定を標準法と恒常法で行い、聴力レベルとの関係を見る。

2. 感音性難聴耳の1側耳鳴患者18名を、患側耳と対側耳を用いて耳鳴ラウドネス測定を行い実効ラウドネスを求め、その関係および実効ラウドネスの患側評価と対側評価の差と精神測

定関数のパラメータとの関係を見る。

恒常法による耳鳴ラウドネス測定は前出した方法と同様の方法で施行した。標準法は5 dB ステップの上昇法で施行した。結果はすべて SL 値で示した。

3) 結 果

〔聴力レベルと耳鳴ラウドネス〕

図19に聴力レベル(最小可聴閾値)と耳鳴ラウドネスの関係について示す。上段の左図は恒常法による測定の関係を表している。補充現象により聴力レベルが大きくなるにつれて、耳鳴ラウドネスの分布幅が圧縮されている様子が表されている。相関係数は-0.25で弱い負の相関を示している。図20の感音性難聴のラウドネス関数により実効ラウドネスに変換すると(但しaの値は松平の求めた0.132とした)、図19の上段の右図のようにになり分布幅は聴力レベルに関係なくほぼ一定になり、相関係数が0.60と中等度の正の相関になった。標準法の場合を図19の下段左図に示す。恒常法のように明確な傾向はみられないが、聴力レベルと耳鳴ラウドネスの関係は、やはり聴力レベルが大きくなるにつれて耳鳴ラウドネス値の分布幅が圧縮されている。また相関係数は-0.29で弱い負の相関を示す。下段右図の実効ラウドネスの場合は分布幅が逆に拡大傾向を示し相関係数は、0.28と弱い正の相関を示した。標準法の場合、耳鳴ラウドネス値が0 dBSLである場合がみられ変換後も0 dBSLになるのであまり強い相関にならなかった。

〔患側評価と対側評価〕

1 側耳鳴の患側評価と対側評価の関係を図21に示す。上段が恒常法による実測値の関係で、下段が標準法の実測値の関係である。恒常法の場合をみると耳鳴側に感音性難聴を合併している症例が多く、3例を除き $Y=X$ の軸より上方に分布(患側評価の方が低値)しているが、ラウドネス関数で変換すると $Y=X$ 軸に対してほぼ対称に分布し、相関係数も0.41から0.83と飛躍的に大きくなり、 $Y=X$ に近い症例も多くな

った。それに比し標準法の場合は、変換前の場合も $Y=X$ の軸に対して上方に分布している症例が恒常法の場合よりも少ない。また実効ラウドネスに変換しても $Y=X$ の軸に近づく症例も少ない。相関係数も0.12から0.30に変化しただけである。

〔精神測定関数の各パラメータとの関係〕

恒常法による実効ラウドネスの患側と対側の評価においても差がある症例がみられる。その差と精神測定関数のパラメータとの関係についてみてみた。図22に精神測定関数の標準偏差 σ_{Ti} と耳鳴ラウドネスの患側評価と対側評価の差の関係を示す。ほとんど無相関であった。

表3に評価耳の違いによる差と判断割合の正規適合度との関係を求めたところ、差が大きいものが正規適合度が低いという傾向は特にみられなかった。

図23に示す左右の聴力レベルの差と患側と対側評価の差の散布図では、相関係数0.72で中等度の正の相関がみられた。

4) 小 括

1. 耳鳴外来に訪れた患者149耳の耳鳴ラウドネスを測定したところ、聴力レベルが大きくなるに従って、耳鳴ラウドネス値の最大値が小さくなる傾向がみられた。

2. 18名の1側耳鳴患者の耳鳴ラウドネスを

図19 聴力レベル（最小可聴閾値）と耳鳴ラウドネス値および実効ラウドネス値との散布図
上段が恒常法により求めた値による関係で下段が標準法により求めた値による関係。相関係数は左
上より-0.25, 0.60, -0.29, 0.28となった。

患側耳と対側耳で測定し、松平のラウドネス関数により補充現象の補正を行った実効ラウドネスを求めたところ以下の結果を得た。

①標準法の場合、患側評価と対側評価の実効ラウドネス値の相関係数が0.30であったが、恒常法の場合は0.83であった。

②恒常法による実効ラウドネスで患側評価と対側評価の差と精神測定関数のパラメータ $\hat{\sigma}_{Ti}$

耳鳴とバランスする聴力レベル

図20 感音性難聴のラウドネス関数
(松平登志正, 他: 1987²²⁾ より改変)

患側評価と対側評価(恒常法)

患側評価と対側評価(標準法)

図21 耳鳴ラウドネス測定における患側評価と対側評価の関係を表す散布図

上段が恒常法で下段が標準法による関係を表す散布図。

表3 恒常法による実効ラウドネスの患側評価と対側評価の差と精神測定関数の正規適合度の関係

p が1に近いほど適合度が高い。

適合度	評価耳の違いによる誤差 (dB)					
	0~3	3~6	6~9	9~12	12~15	15以上
p < .01	0	1	0	1	0	1
.01 ≤ p < .05	1	0	0	0	0	0
.05 ≤ p < .1	1	0	0	0	1	0
.1 ≤ p < .5	5	2	1	0	0	1
.5 ≤ p < .9	1	0	2	0	0	0

数値は症例数

や正規適合度の関係をみたが、中等度以上の相関はみられなかった。

③恒常法による実効ラウドネスで患側評価と対側評価の差が大きい症例は、聴力差のある症例に多く、測定誤差が大きな原因と考えられた。

④また、補充現象の程度に個体差があり、すべての症例の補充現象を一律のラウドネス関数で補正するのは無理があるものと思われた。

5) 考 察

〔補充現象の補正〕

ラウドネス・バランス検査を施行する際に、測定耳に感音性難聴（内耳性難聴）があると補充現象のため実測値が聴力正常耳で測定する場合より小さくなることはよく知られている（山下¹⁹⁾、大内²³⁾、片山¹⁶⁾）。耳鳴ラウドネスは、難聴の無い耳で測定すべきであるという意見もあるし、両側耳鳴の場合は、隣接する周波数で難聴の無い周波数でバランスすべきであるという意見もある。ところが実際、両側内耳性難聴がある場合は、補充現象のある耳で耳鳴ラウドネス測定を行わざるを得ない。そこで得られた値は、そのままでは難聴のない症例のデータと直接比較検討することはできない。その評価法について sone 表示を行う方法、ラウドネス関数を用いる方法がある。補充現象の補正法については、Lochner と Burger の関数²⁴⁾を用いて sone 表示をする方法や他に、Tyler と

Conrad-Armes³⁾、Dix ら²⁵⁾、Harris ら²⁶⁾などの報告があり様々な関数にて表現している。また Hallpike ら²⁷⁾は補充現象の様々なケースについて論じている。30例のメニエール患者について ABLB 法を施行し典型的なラウドネス関数について示している。場合によっては over-recruitment が生じ、 $Y=X$ の軸をラウドネス関数が越えてしまうことがあると述べている。従って ABLB 法を施行した場合それがどのような関数になるかについては、一律の関数で表現するのは難しい面がある。本来ならば個々の症例においてラウドネス関数を求め補充現象を補正すべきなのであるが、ラウドネス関数を求める方法が ABLB 法以外に確立されておらず、両側感音性難聴の場合は測定ができず、また臨床検査の面では測定操作が多様になり非実用的である。そういう理由で一律のラウドネス関数で補正することにした。

松平のラウドネス関数は、over-recruitment には反応していないが、 $Y=X$ の軸に漸近する速度を a という一つの定数で表現できるという簡便さがある。sone 表示ではないので一般臨床家にもなじみがあるので、この関数によって耳鳴ラウドネス値の変換を行った。定数 a は松平の求めた 0.132 を用いた。1 側耳鳴のラウドネスを患側評価および対側評価を行い、補充現象を上記の関数で補正し比較した際、恒常法で

図22 精神測定関数の標準偏差 σ_{TL} と恒常法による耳鳴ラウドネスの患側評価と対側評価の差の関係を表す散布図

図23 左右の聴力レベル（最小可聴閾値）の差と実効ラウドネスの患側と対側評価の差の関係を表す散布図

はかなりの症例で両者が一致した。近似しない症例も見られたので、測定誤差または左右の耳のラウドネスの評価の違いによるものか、補正関数を一律にしたためか、を見るために恒常法の各パラメータとの関係を見た。左右の聴力差の大きい程、患側評価と対側評価の差が大きいという正の相関がみられた。すなわち耳鳴ラウドネスの測定誤差による要因が大きいと思われる。ラウドネス関数の定数 $a=0.132$ がこの実験の場合適当であるかどうか、またこの定数を変更すれば実効ラウドネスの患側および対側評価がほぼ一致するかどうかをみるために、今回の実験で得られたデータより最小2乗法を用いて最適の定数を求めたところ、 $a=0.079$ になった(図24)。右図はラウドネス関数の $a=0.079$ の場合で、左図は $a=0.132$ の場合の実効ラウドネスの患側評価と対側評価の関係である。相関係数は0.83より0.85へとわずかの上昇であり、いくつかの症例で $Y=X$ の軸に近づいたが離れたままの症例も見られた。その結果より定数 a が不適当と言うより、補充現象の個体差や実測値の測定誤差または over-recruitment, $Y=X$ の軸にいつまでも漸近しない不完全な補充現象、左右の耳の分離能の違いによるラウド

ネスの評価の差異によるものが考えられ、補充現象の補正については各症例ごとに考える必要がある。しかし臨床検査として症例ごとにラウドネス関数を求めるわけにはいかないので、平均的な補充現象の補正を行ってみた。実験の結果では、一律のラウドネス関数がすべての症例の補充現象の補正を網羅するものではないが、それでもその信頼区間を明示しておけば実用に耐え得ると考えられる。

149耳のデータでは聴力レベルと実効ラウドネスが正の相関になったが、本当は無相関になるべきであったかどうかは検討の余地があると考えられる。

Ⅲ. 全編の考察

今回、恒常法による耳鳴ラウドネス法を用いて、数々の実験を通じてその精度の優秀性を示してきた。恒常法による聴覚心理学的測定法がどのような理論に基づいて精密な測定ができるように考えられているかを、方法論として以下に述べた。また、今回どのようにコンピュータによる恒常法の効率化を行ったかについても記述した。

図24 ラウドネス関数 $Y=X-L_T e^{-aX}$ の定数 a の違いによる実効ラウドネスの患側評価と対側評価の関係の違い

左図が $a=0.132$ (松平の原法) の場合で、右図が $a=0.079$ (当実験で求めた値) の場合。

1. 恒常法の方法論

[比較判断の法則]

恒常法は、数種類の刺激よりなる刺激系列をあらかじめ刺激発見法（極限法など）により推定した所定値がその範囲に含まれるように設定し、各刺激をランダムな順序で被検者に提示する。被検者には各水準の刺激に対して「有、無」（識別：identification）、あるいは「大、小」（弁別：discrimination）²⁸⁾ など2肢強制選択（2 AFC）をさせて各水準に対し判断比率を求め、それをもとに精神測定関数（psychometric function）を推定しその平均値 μ を求めることを目的とする方法である。精神測定関数とは、弁別過程の確率的モデルより求められるもので²⁹⁾、1 刺激の識別と2 刺激の弁別の場合にわけられる。

① 1 刺激の識別の場合を図25に示す。ここで S_i を与えた場合反応は、心理学的連続体上で、 $N(R_i, \sigma_i^2)$ で表される正規分布に従うと仮定する。

反応 R_i に対し境界 μ_0 が存在し、 S_i が境界より大きいと判断する確率、つまり刺激が識別される確率 p_y は、

$$p_y = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_i} \int_{\mu_0}^{\infty} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left(\frac{R_i - \bar{R}_i}{\sigma_i} \right)^2 \right\} dR_i \quad \cdots \textcircled{1}$$

で表される。

そこで μ_0 を固定値と仮定して S_i の関数に変換すると、

$$p_y = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_i} \int_{-\infty}^{S_i} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left(\frac{S - \mu_0}{\sigma_i} \right)^2 \right\} dS \quad \cdots \textcircled{2}$$

となる。

そこで $Z_i = \frac{S_i - \mu_0}{\sigma_i}$ と変数変換を行うと、

$$p_y = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{Z_i} e^{-\frac{Z^2}{2}} dZ = \phi(Z_i) \quad \cdots \cdots \cdots \textcircled{3}$$

$Z=0$ を与えるときの S_i が絶対閾であり、つまり $S_i = \mu_0$ ということになる。

② 2 刺激の弁別の場合について述べるが、このモデルは Thurstone³⁰⁾³¹⁾ の比較判断の法則と呼ばれている。例えば耳鳴刺激 S_T 、検査音刺激を S_i とすると、その反応は図26に示すように $N(\bar{R}_T, \sigma_T^2)$ 、 $N(\bar{R}_i, \sigma_i^2)$ と正規分布し、その差も $N(\bar{R}_{Ti}, \sigma_{Ti}^2)$ と正規分布する（但し $\sigma_{Ti} = \sqrt{\sigma_T^2 + \sigma_i^2 - 2r_{Ti}\sigma_T\sigma_i}$: r_{Ti} は R_T と R_i の相関係数）。

耳鳴の方が大きいと判断する確率 $p_{T>i}$ は次式で表される。

$$p_{T>i} = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_{Ti}} \int_0^{\infty} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left(\frac{R_{Ti} - \bar{R}_{Ti}}{\sigma_{Ti}} \right)^2 \right\} dR_{Ti} \quad \cdots \cdots \textcircled{4}$$

S_T および $\bar{R}_T$ は固定された値で定数でありまた、 $S_i = \bar{R}_i$ 、 $\mu_T = \bar{R}_T$ とすると④式は

$$p_{T< i} = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_{Ti}} \int_{-\infty}^{S_i} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left(\frac{S - \mu_T}{\sigma_{Ti}} \right)^2 \right\} dS \quad \cdots \cdots \textcircled{5}$$

図25 刺激 S_i を与えたときの刺激を「有」と判断する確率の識別過程の確率的モデル

このように S_i の関数で表すことができる.

ここで $Z_i = \frac{S_i - \mu_T}{\sigma_{Ti}}$ と変数変換を行うと,

$$p_{T< i} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{Z_i} e^{-\frac{Z^2}{2}} dZ = \phi(Z_i) \dots\dots\dots ⑥$$

③式と同じ形になり Z と S は線形関係である. $p_y = p_n = 0.5$ (p_n : 刺激を識別しない確率) を与える S_i が絶対閾 (absolute limen) という事になり μ_0 と表し, $p_{T> i} = p_{T< i} = 0.5$ を与える S_i が耳鳴と主観的等価値 (PSE: point of subjective equality) $\bar{R}_{Ti}$ に相当し μ_T と表した. いずれの場合も $Z=0$ のときの S_i を求めればよいことになる. また S_i と Z_i は線形関係であるので S_i を与えたとき最小可聴閾値を測定する場合は「刺激が識別できる」, または耳鳴ラウド

ネス測定の場合「刺激の方が耳鳴より大きいと弁別される」ときの誤差を含む判断確率 p'_i を求め, $Z_i = \phi^{-1}(p'_i)$ より Z_i を求める. Z と S は線形関係であるから,

$$S = a + bZ \dots\dots\dots ⑦$$

という1次回帰式で近似することができる.

最小2乗法でそれぞれの係数を求めると回帰係

数は, $b = \frac{\sum S_i Z_i - n \bar{S}_i \bar{Z}_i}{\sum S_i^2 - n (\bar{S}_i)^2}$ で求められ,

⑦式より $a = \bar{Z}_i - b \bar{S}_i$ より a を求める.

$Z=0$ のときの S の値が絶対閾または主観的等価値で目的の値であり, $-\frac{a}{b}$ で求められ普通 μ で表される. また Z における1の変化に対応する S の変化分が精神測定関数の標準偏

図26 Thurstone の比較判断の法則に従った耳鳴と検査刺激との弁別過程の確率的モデル

図27 恒常法による耳鳴ラウドネス値 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0$ dBSL をコンピュータで求めるためのフローチャート
SUBROUTINE A では被検者の判断の入力, SUBROUTINE B では正規補間法の最小 2 乗法を行っている.

差 σ であるから $\sigma = \frac{1}{b}$ で求められる。

恒常法は、刺激系列 $S_i (i=1, 2, 3, \dots, n)$ をランダムな順序で各水準あたり多数回呈示することにより判断比率 p を求めている。これは $N(\mu, \sigma^2)$ の反応母集団よりの任意抽出を行うことによって系列効果（尚早反応、慣れの誤差）を回避しており、また判断比率0.5という精神測定関数の最も安定する部分を実測値とする事により精度が上がるのである。

以上に示した直線回帰によって精神測定関数を求める方法が、正規補間法の最小2乗法と呼ばれている。判断比率 p より Z の値を求めるが、 p が0.5付近の Z の変化率より、 p が0または1付近の Z の変化率が著しく大きくなるため、 p の値に応じて加重をつける方法 Müller-Urban 法がある。またさらに詳細に μ を推定するために Bock と Jones は、最尤法³²⁾ による推定法を提唱したが、反復呈示数が少ないとあまり意味がないとされている。今回の実験では刺激系列の各水準の刺激の呈示回数を等しくしたので、正規補間法の最小2乗法を採用した。

〔恒常法の検査手続き〕

恒常法の実際の検査手続きについて述べる。まず $S_i (i=1, 2, 3, \dots, n)$ という n 個の通常は等間隔の刺激系列を、 μ がその中にくるよう刺激発見法（極限法など）などで設定する。かかる刺激をランダムな順序で1水準当たり多数回呈示し、その刺激に対して被検者はあらかじめ定められた反応「有、無」（識別：identification）、あるいは「大、小」（弁別：discrimination）の判断を2肢強制選択する。次に刺激系列の各水準に対する判断比率 $p_i (i=1, 2, 3, \dots, n)$ を記録する。

計算手続きは、上記の刺激系列 S_i とその判断比率 p_i よりⅢ-1の項目で述べた方法で、精神測定関数のパラメータ μ, σ の推定値である $\hat{\mu}, \hat{\sigma}$ を求める。被検者の反応が識別の場合 μ が絶対閾 (absolute limen) であり、弁別の場合が主観的等価値 (PSE: point of subjective

equality) である。

以上が一般的な恒常法の測定手続きであるが、今回最小可聴閾値および耳鳴ラウドネス測定に使用した刺激系列は1 dB 間隔の10刺激であり、ランダムな順序で1水準あたり10回呈示した。通常の恒常法と較べて呈示回数が少ないのは、未経験な被検者の聴覚疲労を招かないよう配慮したためである。1水準あたり10回呈示、20回呈示、50回呈示の3種類の方法で耳鳴ラウドネス測定の予備実験を施行したが、 $\hat{\mu}_T$ の値にほとんど影響を与えなかった。

〔検査法の効率化〕

以上示したように恒常法の検査および計算手続きをみると、極限法などの直接的な測定法と比較すると検査手技が非常に繁雑で効率が悪く、検者の操作ミス、計算ミスなどを誘い易い。刺激系列のランダムな順序の呈示法および呈示回数の多さや正規補間法の最小2乗法の計算の繁雑さがその主な原因である。手動操作および手計算で施行しては、とても臨床検査としては利用できない。そこで刺激の呈示と計算手続きをコンピュータで行わせることを考案した。そのフローチャートは図27に示す。以上の手続きを自動化することにより恒常法による耳鳴ラウドネス測定が20～40分で施行することが可能となった。

2. 耳鳴検査法の現状と将来への展望

《実験1》では恒常法による耳鳴ラウドネス測定の精度を擬似耳鳴を使用して標準法と比較した。恒常法の精度が標準法より優れているという結果を得た。《実験2》では検者の違いによる耳鳴ラウドネス測定のばらつきを恒常法と標準法で比較し、恒常法の方がばらつきが小さいという結果を得た。《実験3》では、《実験1》および《実験2》で得られたほとんどの症例が、 $\hat{\mu}_T - \hat{\mu}_0 > \bar{\mu}_T - \bar{\mu}_0$ であったという結果の理由を調べるため標準法のコンピュータ・シミュレーションを行った。ラウドネス・バランスを行うときの系列効果がおそらく原因であるらしいという結果を得た。《実験4》では、耳鳴ラウド

ネス値が測定する側に感音性難聴があるとき、補充現象により小さくなることが知られている。補充現象を補正して正常聴力耳での実測値に修正できるかどうかを検討した。問題は残るものの、恒常法の場合は耳鳴の絶対的なラウドネスの指標として使うことができるという結果を得た。

以上のように実験をすすめたところ、耳鳴ラウドネスを恒常法によって測定することによって精度の向上をはかることができた。また精度の向上によって実効ラウドネスなどの耳鳴の新しいパラメータを検討することができる。ところが精度の向上のための方法には、問題点も新たにつきまとうことになる。以下に示すように耳鳴の評価法には恒常法に限らず多くの問題を抱えている。恒常法は精度の向上の為の解決法の1つの手段にすぎないことを考慮しながら、さらに検討を重ね耳鳴評価法を改善していく必要がある。

〔耳鳴の評価法〕

耳鳴の評価法は、大きくわけて主観的評価、客観的評価に分けられる。

a) 主観的評価

①擬声語による耳鳴の音色およびピッチの評価^{33)~36)}

②主観的耳鳴ラウドネス評価

③耳鳴の気になり方の評価

④耳鳴の持続時間

b) 客観的評価

①ピッチ・マッチ検査^{37)~40)}

②ラウドネス・バランス検査^{20)41)~44)}

③耳鳴遮蔽検査 (tinnitusgram)^{5)45)~48)}

c) 生理学的評価

①ABR などによる生理学的評価⁴⁹⁾

以上に分類されるがc-①は現在ほとんど確立されておらず、やはり耳鳴検査は主観的评价および聴覚心理学的検査に頼らざるを得ないのが現状である。前述したように耳鳴ラウドネス値は10 dBSL 以下が大部分を占めているが、人によりほとんど気にならないものから、気に

なって仕事も手につかないものまでであるという事実がある。朝隈ら⁵⁰⁾⁵¹⁾によると、心身医学的見地から見ると心理的因子が耳鳴に対する過度の囚われを起こしていると考えられている。その心理的因子は、性格、音に対する敏感さ、疾患に対する不安などがあり、主観的評価に少なからず影響を与えており、真の耳鳴ラウドネスに強い相関をしているとは思えない。客観的評価法にも心理的因子が関与していることは否めないが、朝隈らの述べているとおり治療法を確立し、現在行われている様々の治療法の再評価のためにも客観的評価方法を完成することが早急な課題である。

〔恒常法の効率化の検討〕

耳鳴ラウドネスの客観的評価法をできるだけ聴覚心理学的に正確に測定するために、恒常法を使用し今回の実験でそれを実証したのであるが、コンピュータの使用によりかなり効率化を行ったが実際の臨床ルーチンで行われる検査としてはまだ不十分なところがある。その対策法としては、

1) 恒常法より効率のよい精神物理学的測定法、例えば適応法 (adaptive method)⁵²⁾ により測定する。

2) 刺激系列の刺激水準数を所定値がそのなにくるように工夫しながら減少させる。

3) 被検者の応答を検者がいちいち入力するのではなく直接インターフェイスを使用して被検者に入力させる。

4) 被検者の応答の適否をコンピュータに判断させる。

5) 検査要領をコンピュータに音声インターフェイスを使って被検者に説明させる。

などが考えられるが、1)の適応法とは、あらかじめ設定されたいくつかの刺激レベルで行われる測定法(固定法)に対し、各施行で呈示される刺激レベルが、それまでの応答結果の全部または一部の履歴によって逐次決められるという実験手続きの総称である。数々の方法論が報告されており代表的なものに、

①PEST 法 (parameter estimation by sequential testing)⁵³⁾⁵⁴⁾

②最尤法 (maximum likelihood sequential procedure)⁵⁵⁾, 但し恒常法の最尤法 (maximum likelihood solution) とは異なる

③混合適応法 (hybrid adaptive procedure)⁵⁶⁾

④QUEST 法 (bayesian adaptive psychometric method)⁵⁷⁾

などがあり, いずれも実施にはコンピュータを必要とし, 効率や精度についてはそれぞれ特徴があり最尤法, 混合適応法, QUEST 法などはかなり恒常法に近いが, 系列効果は否定できない. 適応法である程度所定値を絞り込み, 狭い範囲の刺激系列を設定し恒常法を施行することも考えられる.

2) の方法として, 最尤法または, Müller-Urban⁵⁸⁾ 法は判断比率の荷重を行うことによって刺激系列の各水準の刺激の提示回数は同じである必要がないので, 所定値が限定されるに従って刺激系列の水準数を減少させる (判断比率が 0 と 1 になる刺激の呈示を割愛する) ことができるので効率化の方法として考案中である.

3) はコンピュータ・インターフェイスの開発によって比較的容易に実現できる.

4) は精神測定関数の標準偏差や正規適合度などのパラメータにより, 被検者の応答の確かさを判断し, 検者に知らせたり刺激の呈示回数を増やすなどして実現できる.

しかし, 5) は被検者の了解の判断をいかにするかなどの問題を抱えており実現は困難である.

以上の問題が列挙されるがコンピュータを利用したことにより, 検査法の開発の自由度はかなり向上⁵⁹⁾ しているので, 効率がよく, かつ高精度の耳鳴ラウドネス測定法を完成させることが近い将来できるものと思われる.

Ⅳ. おわりに

以上我々は, コンピュータを用いた恒常法による耳鳴ラウドネス測定法の有用性や問題点について述べてきた. 高精度の耳鳴ラウドネス測

定が手軽にできることにより, 実効ラウドネスの実用化が進み主観的評価法との関係も明確にすることができる. また治療効果判定も明確にできるなど, 耳鳴研究の発展の一端を担うことになる. ところが, 恒常法が測定精度において優れていることは認められてはいるが, その施行は容易でないために実際の臨床では行われることは少なかった. そのために他の聴覚心理学的的方法による測定が行われ, 精度上の行き詰まりを見せているのが現状である.

コンピュータが出現したときに聴覚心理学者たちの中には, 恒常法の面倒な手続きをそれに行わせ, 精度の高い測定を容易にすることを考えたに違いない. 実際それらの研究報告もある. しかし, 初期の頃は聴覚実験にコンピュータを利用するにも, 音刺激の発生に D/A 変換などのハードの専門的知識を要し, ソフト開発も機械語などの複雑な言語知識や面倒なプログラミングの労力を要した.

最近ではめざましい技術の発達によりコンピュータもパーソナルな時代になり, 高性能機種が安価にもたらされるようになった. また周辺機器の充実や誰でも分かりやすいプログラミング言語の開発により著者のような専門知識のない者でも比較的容易に聴覚心理実験を行うことができるようになり, コンピュータによるコントロールが可能な聴力検査機器も出現した. このことは, 高度な聴覚心理学研究を行う上で, 誠に望ましい環境であり, いずれ専門知識のない者でも高精度な測定が容易にできる機器が次次に開発されることであろう. そうなるまでにはさらなる試行錯誤, データの収集が必要であるが, 著者もその一端を担うべく努力を重ねていく所存である.

尚, 本論文の要旨は, 1989年7月第9回, 1990年7月第10回, 1991年7月第11回日本聴覚医学会耳鳴研究会, 1990年6月日本耳鼻咽喉科学会大阪地方連合会第233回例会, 1990年11月第35回日本聴覚医学会総会において発表した.

謝 辞

稿を終えるにあたり、御指導、御校閲を賜りました近畿大学医学部耳鼻咽喉科学教室太田文彦教授、助言を賜りました同教室村田清高助教授をはじめ医局員の諸先生に、またラウドネス関数に関して御教示賜りました金沢医科大学耳鼻咽喉科学教室松平登志正先生に謝意を表します。

参考文献

- 1) Fowler EP : Head noises in normal and in disordered ears. Arch Otolaryngol **39** : 498~503, 1944.
- 2) 耳鳴研究会編 : 標準耳鳴検査法1984. 第4回耳鳴研究会記録集. 1~9頁, 東京, 1985.
- 3) Tyler RS and Conrad-Arnes D : The determination of tinnitus loudness considering the effects of recruitment. J Speech Hear Res **26** : 59~72, 1983.
- 4) 田中良久 : 極限法. 心理学的測定法. 34~45頁, 東大出版会, 東京, 1988.
- 5) 大内利昭, 田中康夫 : 耳鳴ラウドネスとマスキングレベルの相関性. Audiol Jpn **30** : 812~816, 1987.
- 6) Hood JD : Studies in auditory fatigue and adaptation. Acta Otolaryngol suppl **92** : 1~57, 1950.
- 7) Jeager JF : Auditory adaptation. J Acoust Soc Am **29** : 357~363, 1957.
- 8) 高木興一, 山本剛夫 : 恒常法, 調整法および量推定法による短音のラウドネスの測定結果. 日衛誌 **38** : 530, 1983.
- 9) Guilford JP : 恒常法による閾値の標準誤差 (秋重義治訳). 精神測定法. 162~163頁, 培風館, 東京, 1959.
- 10) 太田文彦, 今泉 敏 : PAST 法 ; 耳鳴の新しい聴覚心理的検査法. 耳鼻 **30** : 1000~1004, 1984.
- 11) 吉江信夫 : 情報理論による耳鳴の測定の試み. 日耳鼻 **65** : 425~431, 1961.
- 12) 松平登志正, 山下公一 : 耳鳴の Residual inhibition に関与する因子. Audiol Jpn **26** : 123~128, 1983.
- 13) 黒川泰資 : Residual Inhibition (RI) とマスキング療法の関係. 耳鼻臨床 補25 : 21~28, 1988.
- 14) 大山健二, 富岡幸子 : 耳鳴患者における Residual Inhibition の観察. Audiol Jpn **26** : 129~132, 1983.
- 15) 神崎 仁, 大内利昭 : 耳鳴バランス法の再現性および信頼性に関する検討. 耳鼻 **30** : 1037~1046, 1984.
- 16) 片山雄二, 久住 武, 岡本途也, 他 : 耳鳴の臨床的検討. 耳鼻 **30** : 996~971, 1984.
- 17) 杉本和彦, 白石孝之 : 大阪大学耳鳴外来の紹介. 耳鼻臨床 補41 : 8~18, 1991.
- 18) ト部信行 : 耳鳴の臨床統計的検討. 耳鼻臨床 **78** : 1731~1745, 1985.
- 19) 山下公一, 松平登志正 : 耳鳴の臨床的研究—統計的観察と耳鳴検査の問題点—. 耳鼻 **30** : 958~965, 1984.
- 20) Goodwin PE and Johnson RM : The loudness of tinnitus. Acta Otolaryngol **90** : 353~359, 1980.
- 21) Vernon J : The loudness (?) of tinnitus. Hear Speech Act **44** : 17~19, 1976.
- 22) 松平登志正, 山下公一 : 耳鳴の大きさの評価法について. 電子情報通信学会 補87 : 53~58, 1987.
- 23) 大内利昭, 神崎 仁 : 耳鳴ラウドネス・バランス検査の再検討. Audiol Jpn **33** : 76~83, 1990.
- 24) Lochner JPA and Burger JF : Form of the loudness function in the presence of masking noise. J Acoust Soc Am **33** : 1705~1707, 1961.
- 25) Dix MR : Loudness recruitment and its measurement with especial reference to the loudness discomfort level test and its value in diagnosis. Ann Otol Rhinol Laryngol **77** : 1131~1151, 1968.
- 26) Harris JD and Haines HL : Loudness perception for pure-tones and for speech. Arch Otolaryngol **55** : 107~133, 1952.
- 27) Hallpike CS and Hood JD : Observations upon the loudness recruitment phenomenon with especial reference to the differential diagnosis of disorder. Proc R Soc Med **41** : 516~526, 1948.
- 28) 寺西立年 : 音響心理学における基本的な諸問題. 聴覚心理研究会資料 資料番号84-1-1 : 1~19, 1984.
- 29) 境 久雄, 中山 剛 : 弁別過程の確率的モデル. 聴覚と音響心理. 242~244頁, コロナ社, 東京,

- 1984.
- 30) Thurstone LL : A law of comparative judgment. *Psychol Rev* **34** : 273~286, 1927.
- 31) 田中良久 : 比較判断の法則. 心理学的測定法. 159~161頁, 東大出版会, 東京, 1988.
- 32) 田中良久 : 最尤法. 心理学的測定法. 63~68頁, 東大出版会, 東京, 1988.
- 33) 福與和正, 曾田豊二 : 耳鳴の音色的表現に関する実験的検討. *耳鼻* **30** : 972~977, 1984.
- 34) 福與和正, 森 俊文, 曾田豊二, 他 : 耳鳴の音色的表現に関する臨床的検討. *耳鼻* **30** : 978~984, 1984.
- 35) 曾田豊二 : 耳鳴の音色の客観的評価方法. *耳鼻* **30** : 985~992, 1984.
- 36) 大内利昭, 岡田行弘 : 耳鳴の自覚的表現に関する再検討 一自発的擬声語と耳鳴周波数および純音・雑音性との関係一. *Audiol Jpn* **33** : 48~55, 1990.
- 37) Ellis D and Reid J : The diagnostic value of tinnitus pitch. *J Laryngol Otol* **82** : 1039~1043, 1968.
- 38) Tylor RS and Conrad-Arnes D : Tinnitus pitch ; a comparison of three measurement methods. *Br J Audiol* **17** : 101~107, 1983.
- 39) 小田 恂 : 自覚的耳鳴に対するピッチマッチ検査. *耳鼻* **30** : 1005~1007, 1984.
- 40) 宮崎 巨, 山下公一, 松平登志正 : 耳鳴のピッチマッチ法の精度に関する検討. *耳鼻* **30** : 1008~1013, 1984.
- 41) Penner MJ : Equal-loudness contours using subjective tinnitus as the standard. *J Speech Hear Res* **27** : 274~279, 1984.
- 42) 大内利昭 : 耳鳴検査法. *耳喉頭頸* **61** : 11 ; 983~987, 1989.
- 43) 大内利昭, 神崎 仁 : バランス法による耳鳴の評価. *Audiol Jpn* **26** : 105~111, 1983.
- 44) 大内利昭, 神崎 仁 : バランステストによる耳鳴の評価. *Audiol Jpn* **25** : 545~546, 1982.
- 45) Mitchell C : The masking of tinnitus with pure tones. *Audiology* **22** : 73~87, 1983.
- 46) 大内利昭, 田中康夫 : バンドノイズ及び純音による耳鳴マスキングレベル. *Audiol Jpn* **32** : 118~124, 1989.
- 47) 神崎 仁 : 耳鳴遮蔽検査と Residual Inhibition の測定. *耳鼻* **30** : 1026~1030, 1984.
- 48) 村井和夫, 立木 孝 : 耳鳴遮蔽検査法の検討. *Audiol Jpn* **28** : 547~548, 1985.
- 49) Shulman A : ABR and tinnitus-an overview. *J Laryngol Otol* **97** suppl 9 : 170~177, 1983.
- 50) 朝隈真一郎, 曾田豊二 : 耳鳴患者への心身医学的アプローチ. *耳鼻* **30** : 1063~1069, 1984.
- 51) 朝隈真一郎 : 耳鳴と心身医学. *耳喉頭頸* **61** : 997~1001, 1989.
- 52) 津村尚志 : 最近の聴覚心理実験における新しい測定法. *日本音響学会誌* **40** : 45~51, 1984.
- 53) Findlay JM : Estimates on probability functions ; a more virulent PEST. *Percept Psychophys* **23** : 181~185, 1978.
- 54) Taylor MM and Creelman CD : PEST ; Efficient estimates on probability functions. *J Acoust Soc Am* **41** : 782~787, 1967.
- 55) Pentland A : Maximum likelihood estimation ; the best PEST. *Percept Psychophys* **28** : 377~379, 1980.
- 56) Hall JL : Hybrid adaptive procedure for estimation of psychometric functions. *J Acoust Soc Am* **69** : 1763~1769, 1981.
- 57) Watson AB and Pelli DG : QUEST ; a Bayesian adaptive psychometric method. *Percept Psychophys* **33** : 113~120, 1983.
- 58) 田中良久 : Müller-Urban 法. 心理学的測定法. 61~63頁, 東大出版会, 東京, 1988.
- 59) 津村尚志, 石川浩資 : マイクロコンピュータを用いた音響心理実験システム. *日本音響学会誌論文集* **179** : 219~220, 1987.

(原稿受付: 平成4年3月16日)
(原稿採択: 平成4年4月28日)
別刷請求先: 原田昌彦
〒593 堺市鳳中町3-62-30
原田耳鼻咽喉科