

## 二分聴言語音刺激の識別におけるラテラルリティ効果

高山, 智行  
九州大学教養部

佐久間, 章  
駒沢大学文学部

<https://doi.org/10.15017/6796275>

---

出版情報 : 言語科学. 25, pp.126-147, 1990-03-01. 九州大学言語文化部言語研究会  
バージョン :  
権利関係 :

# 二分聴言語音刺激の識別における ラテラリティ効果

高山 智行 佐久間 章<sup>1</sup>

## 聴覚における知覚的非対称性と半球非対称性

異なる刺激音を左右の耳に分離して同時に提示する二分聴 (dichotic listening) 法において、有意味な言語材料が用いられる場合、一般に、左耳よりも右耳においてより正確に識別され (右耳有利性 right ear advantage, 以下 REA と略す; Kimura, 1961a)、メロディや環境音などの非言語材料の場合には、右耳よりも左耳の成績が良い (左耳有利性 left ear advantage, 以下 LEA と略す; Kimura, 1964; Spellacy & Blumstein, 1970)、ということが知られている。従来、これに対して、(1) 大脳左右半球それぞれの情報処理能力における機能的非対称性、及び(2) 耳と大脳を繋ぐ神経経路の入力非対称性、即ち同側非交差神経路に対する対側交差神経路の優勢、に基づく神経解剖学的説明が与えられてきた。特に REA の場合には、言語処理のために特殊化されたメカニズムが左半球に偏在しており、また、二分聴の事態において左耳から直接左半球に達する同側神経路が閉塞される、という二点により、右耳からの対側交差経路による言語野への直接投射の優勢が主張された (Kimura, 1967; 佐久間, 1980参照)。これは「直接接近モデル (direct access model)」と呼ばれている。この仮説は、分離脳患者 (Milner, Taylor, & Sperry, 1968; Sparks & Geschwind, 1968)、及び右半球切除術を受けた被験者 (Berlin, Porter, Lowe-Bell, Berlin, Thompson, & Hughes, 1973) に対して実施された二分聴テストの結果、いずれも健常者より3-4 倍も高い REA 得点が得られたことにより強く支持された。

<sup>1</sup> 駒沢大学文学部

しかし、他方では、健常者において、ある条件のもとではREA が単耳聴でも観察される (Bakker, 1968; Springer, 1973) ことから、二分聴におけるREA は、対側経路の優勢を前提として、同側経路の閉塞というよりもむしろ左耳入力に左側頭葉に到達する前に脳梁を通して両半球間を横断しなければならないことに原因があるという第三の仮説が立てられた。即ち、間接的な左耳入力は同時に与えられた直接的な右耳入力に比べて、途中のより長い経路による減衰のためいくらかの伝達ロスを生じ、その結果として左耳得点が低下する、と考えられた (Berlin, Lowe-Bell, Cullen, Thompson, & Loovis, 1973)。また、脳梁ルートを経由する情報は、左側頭葉への到達が遅れ、その検出に平均 50ms 長くかかる (Springer, 1971) という時間的なずれが、左右耳の有利性の差に寄与する可能性があることも示唆された (Sparks & Geschwind, 1968)。

意味を伴わない言語音の知覚については、特に信号として言語的に最も符号化されている (encoded; Liberman, Cooper, Shankweiler, & Studdert-Kennedy, 1967) とされる破裂子音-母音音節 (以下破裂音 CV 音節と略す) の知覚において最も大きいREA の示されることがHaskins 研究所関係の幾人かの研究者達により報告されている (例えば、Cutting, 1974; Shankweiler & Studdert-Kennedy, 1967)。これは、破裂音 CV 音節に含まれる音声的特徴 (声の有無、調音点など) の抽出という処理を言語音優位左半球が請け負っていることと、音声信号が左耳から右半球、脳梁を経て左半球に到達するまでの間に蒙る情報損失によるものと解釈された (Studdert-Kennedy & Shankweiler, 1970)。実際、左側頭葉から記録された聴覚的誘発電位の分析において、破裂音 CV 音節の調音点に対応するフォルマント遷移を基にした音声の区別に対して、それぞれ特殊な電気生理学的皮質反応の生じることが確かめられている (Molfese, 1978)。

## 二分聴法によって果たして半球優位性は推定できるのか？

しかしながら、二分聴法によるREA が、このような左右大脳半球の機能的非対称性によって一義的に決定されると結論することには、いくつか疑問の余地がある (Bryden, 1982; 利島・富永・高山, 1980参照)。先ず第一に、従来からの言語関係

材料に対する二分聴テストでの右利き被験者の REA 出現率は、せいぜい 70-85% ほどで、失語症患者や和田法によるアミタール・ソーダの頸動脈注入の症例をもとに言語機能の左半球優位の割合として示される 92-99% (Milner, Branch, & Rasmussen, 1964; Rossi & Rosadini, 1967) に比してかなり低く、LEA や耳の有利性 (以下 EA と略す) の定かでない者が常に 15-30%、時にはそれ以上観察される、ということが挙げられる。例えば、Wexler, Halwes, & Heninger (1981) は、合成破裂音 CV 音節を用いた二分聴テストにおいて、統計的に有意な EA を示した被験者は、31名中 15 名 (48%) に過ぎず、そのうち 14 名が REA であった、と報告している。ここで、有意な EA を示す被験者だけに限れば、REA の出現率は 93% となり、言語優位半球に関する臨床的、神経学的推定と良く一致する。しかし、EA が有意水準に達しない者の存在をも考慮すれば、EA は、REA か LEA かといった二値的な体制というよりも、それらを両極とする連続体として捉えられるべきであろう。Lauter (1982) は、破裂音 CV 音節、フォルマント遷移音、母音、長短の音調、及びノイズを用いて二分聴テストを行い、個々の刺激音に対する EA の絶対値に大きな個人差があることを示したが、更に、EA を連続体としてとらえたとき、刺激音間の EA の序列 (相対的な EA) に関して被験者間に一貫したパターンがあることも見いだしている。EA 連続体の仮定は、明白にも暗黙裡にも、最近の EA の指標に関する議論 (例えば、Repp, 1977) の前提である。

第二に、二分聴テストの言語材料である数詞、有意味語、CV 音節のどれをとってみても、REA の大きさに関する再検査信頼性の値が期待されるほど高くないことである。例えば、Pearson の信頼性係数  $r$  に関して、Teng (1981) の研究では、-.11 から .60、Bryden (1975) で .60 と .66、Speaks & Niccum (1977) で .66、Shankweiler & Studdert-Kennedy (1975) で .70、Blumstein, Goodglass, & Tartter (1975) で .74、Ryan & McNeil (1974) で .80 という値が得られている。中には、Lauter (1982) のように、CV 音節で .89、フォルマント遷移音で .96、あるいは Wexler et al. (1981) のように VCV 音節で .91 という比較的高い値を得た例もあるが、これらはむしろ例外と言えよう。

第三に、同一個人が 2 回のテストの間でその EA の方向を逆転させる場合がある、という点である。例えば、Blumstein et al. (1975) の CV 音節を用いた実験では、被験者 38 名中 11 名 (29%) が 2 回目のテストで EA の方向を反転させ、そのう

ち 7名はLEA からREA に移行した。しかも、このような EA の逆転は、主にEAの絶対値が小さい者によるものであった。また、Pizzamiglio, DePascalis, & Vignati (1974) の研究では、二分聴提示された数詞に対する応答に関して、91名の被験者のうち30%の者がEAの方向を逆転させ、Speaks & Niccum (1977) の場合には、13名中3名(23%)においてEAの方向の逆転が認められた。

第四に、同種の破裂音 CV 音節であっても、無声音と有声音、あるいは軟口蓋音とそうでないものが対にされた場合には、刺激優位性(自然音声の場合、無声音、軟口蓋音は他よりも優勢な刺激であるとされている)がEAに影響し、時にはEAの方向を逆転させる場合もある、ということが指摘されている(Speaks, Carney, Niccum, & Johnson, 1981)。更に、両耳入力 of 相互作用として、特徴共有(類似性)効果、即ち、破裂音の音声的特徴である声の有無と調音点のどちらかを共有する対は、いずれも共有しない対よりも識別成績が良いという傾向(Studdert-Kennedy & Shankweiler, 1970; Studdert-Kennedy, Shankweiler, & Pisoni, 1972; Pisoni & McNabb, 1974)や、遅延(逆向認知マスキング)効果、即ち、両耳入力が、それらの刺激開始時間をずらせ、一部時間的に重複して提示されるとき、先行音節よりも後続音節のほうが正確に識別される傾向(Studdert-Kennedy, Shankweiler, & Schulman, 1970; Berlin et al., 1970)が観察されたEAの大きさや方向に関係することも考えられる(佐久間, 1982参照)。即ち、これらは、大脳半球の機能的非対称性だけが、二分聴におけるREAの大きさや方向の決定に寄与する要因ではない、ということを示す。

ところで、前述のKimura (1967)の「直接接近モデル」では、普遍的な半球非対称性を問題としており、神経路については左右対称的であると仮定されていた。しかし、Ferraro & Minkler (1977)は、聴覚神経の主要な組織の一つである左右の外側毛帯における神経繊維の密度や総数及び神経核内のニューロン数に大きな個人差のあることを見いだした。Bryden (1982)は、その著書においてこの論文を引用し、「このような個人差が高次の聴覚系にまで及んでいるとすれば、半球への対側経路の相対的優位についても、大きな個人差がありえるであろう」(p.39)と述べている。また、Sidtis (1982)は、破裂音 CV 音節及び C4 から C5 までの1オクターブ 8音からなる複合音調の二分聴実験を行ない、期待通りに音声でREA、音調でLEAを示した被験者は、全体の46%に過ぎず、残りの54%は両タイプの刺激に

対してともに REA か、あるいはともに LEA となる、という EA の単一反転を示し、しかも期待される方向への EA の大きさは、期待群よりも単一反転群において有意に大きい、ということを見いだした。このような現象について、Spellacy & Blumstein (1970) は、一側半球が言語と非言語の両方の機能を受け持っている可能性を示唆しているが、Sidtis は、これを皮質下の上行性聴覚神経路の非対称性にかかわる現象であると考え、Kimura (1967) のモデルがそのまま適用できるのは、右利き被験者のおよそ 50%で、残りの 50%は、半球の非対称性ではなく対側神経路の非対称性の大きさ及び方向によってその EA が決定されると結論した。しかも、この非対称性には大きな個人差があり、再テストにおいて EA の方向が維持されない被験者の場合には、対側経路が同側経路に対して必ずしも優勢でないことが考えられるという。これらのことは、皮質における聴覚的誘発電位の初期成分の潜時の分析において、被験者の 77%が対側経路の優勢を示したが、残りの者はそうではなかったこと、及びその優位性の大きさが様々でしかも左右非対称であったこと (Majkowski, Bochenek, Bochenek, Knapik-Fijalkowska, & Kopec, 1971) により支持される。

しかし、また一方で、こういった神経学的構造以外にも、EA の大きさ及び方向に影響を及ぼす可能性のある要因として、心理変数である注意の偏向及び応答ストラテジーを挙げることができる。Kinsbourne (1973, 1975) は、両半球間の活性化のバランスを強調する注意偏向モデルを提唱した。この仮説によれば、言語材料を認知する際に REA が生じるのは、言語的認知課題によって予め右半球よりも左半球のほうがよりいっそう活性化され、その活性化が注意の制御中枢へ波及して、対側の右半空間へ注意を偏向させるからであるという。このような注意の偏向は、意図的に方向づけられる注意とは無関係であろう。Bryden, Munhall, & Allard (1983) は、一方の耳に注意を集中せよという教示を被験者に与えるとき、実質的なラテラルイティ効果は「注意偏向者」として分類された被験者に帰せられることを示した。彼らの言う「注意偏向者」とは、右耳に注意したときの左耳からの侵入よりも、左耳に注意したときの右耳からの侵入のほうが多い、という侵入の非対称性を示した者である。したがって、課題により予め喚起される半側空間への注意は、意図的には修正できないほど強力であるのかもしれない。他方、応答ストラテジーについては、二分聴手続きによって得られる EA が、短期記憶からの読み出しのストラテジーに

よって大幅な影響を蒙る、ということが Freides (1977) により報告されている。

以上述べた諸点について総合的に考察すれば、Speaks et al. (1982) が示唆するように、実測値としての EA を規定する可能性を持つ要因として、(1) 半球機能の非対称性、(2) 交差神経路と非交差神経路との相対的優位性、(3) 注意の偏向、被験者自身が自発的に用いるか実験課題として与えられる応答ストラテジー、短期記憶から読み出しなどの心理変数、(4) 刺激優位性、特徴共有、SOA などの刺激変数、及び(5) その他の未知の誤差要因の五つを挙げるができる。要するに、二分聴テストにおける REA (あるいは LEA) が大脳半球の機能的非対称性を確実に推測する手掛りとして利用されるものであるためには、それ以外の諸要因が知覚的非対称性にどの程度寄与しているのかを十分確定しておく必要がある。これらはまだ将来に残された問題である。

## 実験 I

われわれは、EA が神経学的構造によって決定される普遍的現象である、という仮説を一応脇に置き、さしあたりそれを、その大きさや方向などが様々に変化する確率的現象である (Speaks et al., 1982) という観点から捉えてみようと思う。そこで、本実験に始まるわれわれの一連の研究は、破裂音 CV 音節に対する二分聴テストを実施し、EA に及ぼす様々な効果を改めて検討し直すことを目的として出発した。ここでは、まず、応答順位の効果、及び EA の被験者個人間及び個人内変動を分析することによって、EA の生起の実態を改めて観察し直すことを試みた。

## 方法

**被験者** 19 才から 27 才までの聴力に異常のない者 20 名 (男性 12 名、女性 8 名)。利き手については、質問紙 (Oldfield, 1971 を和訳したもの) に対する回答をもとにして算出したラテラリティ指数 (範囲は 84.6 から 100.0 まで) と、被験者の自己申告に基づいて、全員を右利きと判定した。

**刺激材料** 言語音刺激は、著者の一人 (TT) の発声した 6 種の破裂音 CV 音節 (/ba/, /da/, /ga/, /pa/, /ta/, /ka/) を波形記憶装置 (KIKUSUI MODEL 8700) に

より、8ビット 20 kHz でサンプリングしたものをを用いた。各音節の持続時間は約 200 ms、振幅は実効値レベルで相互にほぼ等しくなるように調整した。

二分聴テープは、これらの音節の可能な組合せ、及びそれらを二つのチャンネル間で相互に入れ換えた 30 対を、それぞれ波形記憶装置を通してテープレコーダ (TEAC A-2300S) に同時に録音することによって作成した。その際、音節対の選択とテープレコーダの二つのチャンネルの割当、波形記憶装置からの出力、テープレコーダの録音・走行のタイミング等の制御は、すべてコンピュータ (YHP 9845A) 及びそれにより制御される周波数シンセサイザー (YHP 3495A) とリレーボックス (YHP 3325A SYNTHESIZER/FUNCTION GENERATOR) を用いて行なわれた。これら 30 対の音節は、配列をランダムに変えた 12 系列に編集され、3系列ずつが 4本のカセット・テープに収録された。

手続き 実験は、1回約 2時間のセッションで行なわれ、被験者のペースに合わせて、1時間から 20 日間の間隔を挟んで 2回繰り返された。また、1回のセッションには、1名乃至 2名の被験者が参加した。

各セッションは、それぞれ予備的音節識別テストと二分聴テストからなっていた。識別テストでは、最初、被験者は、音節配列表と照らし合わせながら 10 回ずつランダム順に両耳提示される各音節の聞こえを確認した後に、更に 10 回ずつランダム提示される音節を識別して記録用紙に書き取った。その際、音節の提示間隔は約 3秒とし、10 試行毎に 10 秒、30 試行毎に 30 秒の無音区間が挿入された。

二分聴テストにおける課題は、左右耳に同時に提示される二つの異なる音節をそれぞれ識別し、それらを記録用紙に書き取ることであった。その際、被験者には、左右耳に均等に注意を配分すること、識別できたならば、どちらの耳でも確信度の高いほうの答えを先にして、毎回二つずつ答えを記入すること、及び識別できなかった場合には推測によって記入すること、の 3点が教示として与えられた (二反応パラダイム)。テストは、各セッションとも、練習 60 試行、本試行 4ブロック (1ブロック 3系列 90 試行) からなり、二つのセッションで合計 24系列 720試行、1440 個の応答が得られた。毎回の音節対の提示にあつては、その 1秒前に、予告信号として 1kHz の純音が 100 ms 間両耳に提示され、その繰り返し周期は、6.3 秒であった。また、各ブロック内で、10 試行毎に 10 秒、30 試行毎に 30 秒の無音区間が挿入され、ブロック間では 1分以上の十分な休憩時間が挿入された。



言語音刺激は、携帯用ステレオカセットテープレコーダ (AIWA S30) からヘッドフォン (PIONEER MONITOR 10II) を通して、被験者の左右耳に煩わしさを感じない程度の強さで提示された。その際、ヘッドフォンの左右は、ブロック間及びセッション間でカウンターバランスされ、また 4本の二分聴テープの使用順序も被験者間でランダムとされた。

## 結果と考察

**各音節の平均識別率** 予備的識別テストにおける各音節の平均識別率は、/ba/、/da/、/ga/の 3音節では 100%、/pa/ 96.5%、/ta/ 92.5%、/ka/ 99.7%であった。/ta/の識別率が他に比べてわずかに低かったが、それが全体的な EA に影響した証拠はなく、以下の結果の処理では、全音節に対する結果を込みにして扱った。

**全体的な識別成績と EA** 二分聴テストでの応答結果を、両耳誤答 (DE)、両耳正答 (DC)、左耳単独正答 (LSC)、右耳単独正答 (RSC) の四つに分類し、それらの割合と、左耳正答 (LC=DC+LSC)、右耳正答 (RC=DC+RSC) の割合、及び全体の成績レベル [ $Po=(LC+RC)/2$ ] を表 1に示した。また、比較のため、同種材料並びに同じパラダイムを用いて行なわれた他の二つの研究 (Studdert-Kennedy & Shankweiler, 1970; Speaks et al., 1982) の結果も併せて示した。今回の結果では、以前の研究結果と比較して、DC の割合が高く (51.6%)、そのために全体の成績レベルが高くなった (72.9%)。おそらくこれは、今回用いた各音節のピッチがそれぞれわずかに異なっていたために、二分聴提示に際して音節間の知覚的融合が生じにくく、左右耳の音節を比較的良く識別できたためであろう。

EA、即ち (RC-LC) あるいは (RSC-LSC) については、Speaks et al. (1982) の 6.6% に匹敵する 6.0% の REA ( $t=3.298$ ,  $df=19$ ,  $p<.01$ ) が得られた。それに対して、Studdert-Kennedy & Shankweiler (1970) は、12%という大きな REA を得たが、これは、彼らの被験者が全員 REA を示したからである。Speaks et al. やわれわれの実験では、被験者の中に比較的大きな LEA を示す者も含まれていた。

**EA と応答順位の効果** 二反応パラダイムの問題点の一つは、第一反応と第二反応での正答が全体的な EA に同等に寄与するのか、という点である。教示の性格上、全体の成績レベルが低い場合、第二反応での正答は、偶然のレベルに近くなるため、そこでの EA は減少し、その結果として、全体的な EA は、第一反応でのそれを反

表 1 4種の応答カテゴリー\* 及び左右耳での正答率と全体の成績レベル (%)

	DE	DC	LSC	RSC	LC	RC	Po
本研究	5.8	51.6	18.3	24.3	69.9	75.9	72.9
Studdert-Kennedy & Shankweiler (1970)	7	43	19	31	62	74	68
Speaks et al. (1982)	4.9	41.7	23.4	30.0	65.1	71.7	68.4

\* 4種の応答カテゴリーは、DE：両耳誤答、DC：両耳正答、LSC：左耳単独正答、RSC：右耳単独正答、なおLC=DC+LSC、RC=DC+RSC、Poは全体の成績レベル (LC+RC) /2 である。

映することになる。Shankweiler & Studdert-Kennedy (1967) は、合成音声を用いた同種の実験の結果に関して、第二反応は推測によるものを多く含むという理由で、第一反応のみを分析の対象としてREA を得ている。今回の実験では、全体の成績レベルが比較的高かったので、第一、第二反応をともに分析の対象とした。

このことは更に、二反応パラダイムにおける第二の問題点、即ち、応答順位と耳の選択との関係の問題を提起する。第一反応で特定の側の耳が選択され、そちらに提示された項目がより良く識別される傾向が EA に反映されるとすれば、全体的な成績レベルが高い場合には必然的に DC の割合が多くなる (本実験では、成績レベルと DC の間に .992 という高い相関が得られた) ので、第一反応と第二反応との間での EA の逆転が生じると考えられる。Studdert-Kennedy & Shankweiler (1970) の結果でも、全体的な EA は、第一反応におけるそれを反映し、第二反応では EA の逆転が見られた。

今回の結果について、まず応答順位に関する耳選択の偏向の有無を見るために、両耳誤答以外の試行について、その正誤に関わりなく、第一反応で選択された (と見なされる) 耳の頻度を比較した。その結果、第一反応で右耳を選択した試行数 (52.2 %) は、左耳を選択した試行数 (42.0 %) よりも有意に多いことが示された (  $t=2.227$ ,  $df=19$ ,  $p<.05$  )。そこで更に、被験者毎に各耳の選択頻度の差を求め、

EA との間の Pearson の積率相関係数を求めたところ、 $r=.708$  ( $t=4.251$ ,  $df=18$ ,  $p<.001$ ) と有意な相関が得られ、第一反応に対する耳の選択と EA の方向とが逆転

している被験者は、20名中2名にすぎなかった ( $p < .002$ )。したがって、EA と、応答順位に関する耳の偏向とは、相互に独立ではなく、前者の分散の半分が後者の変動によって説明できることになる ( $r^2 = .501$ )。

しかし、応答順位に関する耳選択の偏向が、EA の解釈において仮定されるような神経学的構造に規定された知覚的優位性を反映するのか、あるいは被験者自身の応答ストラテジーとか、統制困難な被験者固有の注意の偏向によるのかについては、この結果からは明らかにすることはできない。この問題は、Repp (1977) も指摘するように、二分聴テストでの二反応パラダイムには常につきまとうものであり、実測された EA から半球優位性を軽々しく推論できないことを強く示すものである。

**EA の変動** 二分聴テストが半球優位性を推定する目的で用いられるためには、その信頼性、妥当性について十分に検討される必要がある。ここでは、各被験者の個人間及び個人内での EA の方向や大きさの変動を見ることによって信頼性の検討を試みた。

(1) 個人間変動 各被験者それぞれの左右耳での識別成績について、LSC と RSC の頻度、臨界比、及びその有意水準を表 2 に示す。20名の被験者のうち、有意な REA 及びその傾向を示した者は 13 名 (65%)、有意な LEA を示した者は 2 名 (10%)、EA が有意水準に達しなかった者 (nEA) は 5 名 (25%) であった。

これら EA の出現率は、研究者により様々な値が得られており、本実験と同種の言語音刺激、同じパラダイムを用いたものでは、例えば、Studdert-Kennedy & Shankweiler (1970) で、12 名中 REA が 9 名 (75%) と nEA が 3 名 (25%)、Wexler et al. (1981) で、31 名中 REA が 14 名 (45%)、nEA が 16 名 (52%) と LEA が 1 名 (3%)、また Speaks et al. (1981) で、24 名中 REA が 12 名 (50%)、nEA が 9 名 (37%) と LEA が 3 名 (13%) という値を示している。

REA の大きさを度外視してその方向のみに着目した場合の比率を取り上げてみると、上記三つの研究の中で、すべての被験者が REA を示した Studdert-Kennedy & Shankweiler (1970) のものを除いて、他の二つとわれわれの結果を総合しても 70-75% であり、言語機能の半球優位性から期待されるよりもかなり低い値となる。前述したように、このことは、今までにも二分聴テストの信頼性や妥当性が論じられる際に、しばしば指摘されてきた。

(2) 個人内変動 EA の被験者個人内の変動について、ここでは、セッション間変

表 2 各被験者の各耳の単独正答数、臨界比 (CR)、及び有意水準

被験者	LSC	RSC	CR	p
S 1	190	223	1.574	NS
S 2	122	172	2.857	<.005
S 3	112	108	.202	NS
S 4	182	172	.478	NS
S 5	72	102	2.035	<.05
S 6	128	220	4.878	<.000002
S 7	138	211	3.854	<.0002
S 8	115	147	1.915	<.06
S 9	106	105	.000	NS
S10	226	182	2.128	<.05
S11	120	233	5.961	<.000001
S12	59	172	7.369	<.000001
S13	143	221	4.035	<.00001
S14	102	194	5.289	<.000001
S15	109	223	6.201	<.000001
S16	161	132	1.635	NS
S17	132	217	4.496	<.00001
S18	51	148	6.805	<.000001
S19	263	171	4.368	<.00001
S20	109	151	2.542	<.02

動と系列間変動という二つの観点から検討した。

1) セッション間変動 先ず第一に、実験を 2回のセッションに分けて行なったことを利用して、EA の大きさに関するセッション間で Pearson の信頼性係数を求めた。その結果、 $r=.700$  ( $t=4.283$ ,  $df=18$ ,  $p<.001$ ) となり、十分高い値とはいえないまでも、1週間以上の間隔で単音節の二分聴テストを繰り返した Blumstein et al. (1975) の研究の  $r=.74$  にほぼ匹敵する値が得られた。本実験では、2回のセッションを種々異なる間隔で繰り返したので、更に、この結果が、比較的短期間で繰り返した被験者での EA の安定性によるものかどうかを検討するために、20名の被験者を、三日以内にセッションを繰り返した者 10 名と、四日以上の間隔をあけた者 10 名とに分け、それぞれの群についてのセッション間の相関を求めた。その結果、前者では  $r=.797$  ( $t=3.733$ ,  $df=8$ ,  $p<.01$ )、後者では  $r=.674$  ( $t=2.580$ ,  $df=8$ ,  $p<.05$ ) と、ともに有意な相関が得られ、両者の差は有意ではなかった ( $z=.495$ )。

信頼性係数は、二つのセッション間で EA の相対的な大きさの変動についての指

標であり、EA の方向の安定性自体の指標としては不十分である。そこで、第一セッションでの EA の方向が第二セッションにおいても維持されていたかどうかを検討したところ、EA の方向を逆転させた被験者は 20 名中 3名にすぎず、17名は初めの EA の方向を維持していた ( $p < .01$ )。EA の方向を逆転させた 3名は、表 2において EA が有意水準に達していなかった S3、S4、S9 であり、特に S3 と S9 は、セッション間の EA の変動の大きさは  $\pm 1\%$  未満で、他の被験者に比べ非常に小さく、Blumstein et al. (1975) が述べているような、2回のテスト間で EA の大きな変動を示す被験者ほど EA の方向を逆転させ易いという傾向は認められなかった。また、これらの 3名は、2回のセッションを三日以内に終了しており、EA の方向の逆転が再検査までの時間間隔によるものとも言えない。したがって、セッション間変動を見る限り、360試行の二分聴テストを20日以内の間隔で繰り返すとき、個人内でその大きさ、方向ともに比較的安定したEAが得られたということができよう。

2) 系列間変動 今回の実験では、音節 30 対を 1系列とし、各系列内での音節対の配列を変えて、二つのセッションで合計 24 回繰り返したので、それを考慮して、各個人における系列間での EA の平均と標準偏差、及び各系列での EA の方向という 2点から、個人内での EA の系列間変動を検討した。

表 3の左半分には、各被験者における系列間での EA の平均値と標準偏差を示す。前述のように、EA は、被験者間で大きく異なり、その範囲は  $-12.8\%$  から  $15.8\%$  (平均  $6.0\%$ 、標準偏差  $7.9\%$ ) にわたっていたが、被験者内変動は更に大きかった。これは、各被験者内の EA の標準偏差が  $8.1\%$  から  $18.7\%$  と、被験者間の EA の標準偏差よりも更に大きかったことにより示される。

表 3の右半分には、各被験者毎に、24 系列中右耳より左耳での正答数が二つ ( $6.7\%$ ; 全体の REA が  $6.0\%$  であったことによる) 以上多かった系列 (LEA 系列)、左耳よりも右耳での正答数が二つ以上多かった系列 (REA 系列)、及び左右耳での正答数の差が 1以下であった系列 (nEA) 系列それぞれの頻度が示されている。これを見ると、各被験者とも EA が系列間でかなり変動していることは明らかであり、全系列を通して一貫して REA (または LEA) を示した被験者は全くいなかった。また、EA の方向の逆転を示さなかった者は 20名中 3名にすぎず、表 2で有意な REA を示した者でさえ、系列間で一回以上その方向を逆転させていた。

3) 左右耳での正答率の相関 Speaks et al. (1982) は、このような系列間変動

表 3 EA (%RC-%LC) の平均と標準偏差 (SD)、及び各被験者の  
24 系列における EA の出現頻度

被験者	E A		系 列		
	平均	標準偏差	LEA	nEA	REA
S 1	4.5	10.0	3	13	8
S 2	6.9	10.9	3	8	13
S 3	-.6	10.1	9	6	9
S 4	-1.4	10.4	10	7	7
S 5	3.9	9.1	5	8	11
S 6	12.8	11.6	1	4	19
S 7	10.1	12.5	3	2	19
S 8	4.4	11.3	6	4	14
S 9	-.1	8.5	6	12	6
S10	-6.1	9.8	15	4	5
S11	15.7	18.7	5	2	17
S12	15.7	8.8	0	4	20
S13	10.8	15.0	4	3	17
S14	12.8	10.4	0	7	17
S15	15.8	15.2	1	4	19
S16	-4.0	10.0	13	6	5
S17	11.8	13.4	3	4	17
S18	13.5	8.1	0	4	20
S19	-12.8	9.6	19	4	1
S20	5.8	11.0	5	6	13
平均	6.0	11.5			
標準偏差	7.9				

を、左右耳がそれぞれ独立した情報入力チャンネルであり、中枢処理過程への情報伝達の段階で全く独立にランダムノイズの影響を受けて、その応答が変動することによるものと考えた。事実、彼らの実験では、各被験者について 20 系列における左右耳間の正答率の相関は、-.47 から .62 (平均 -.15) の範囲にわたっていたが、24 名中 21 名までが  $\pm .40$  以内 (有意水準 5% で  $|r| = .44$ ) であったので、左右耳での識別は本質的に無相関である、としている。今回の結果も、24 対に対する左右耳間の正答率の相関は -.49 から .42 (平均 -.05) で、その値が 5% 水準で有意 ( $|r| = .42$ ) であった者は 2 名にすぎず、Speaks et al. (1982) の結論を支持するものであった。

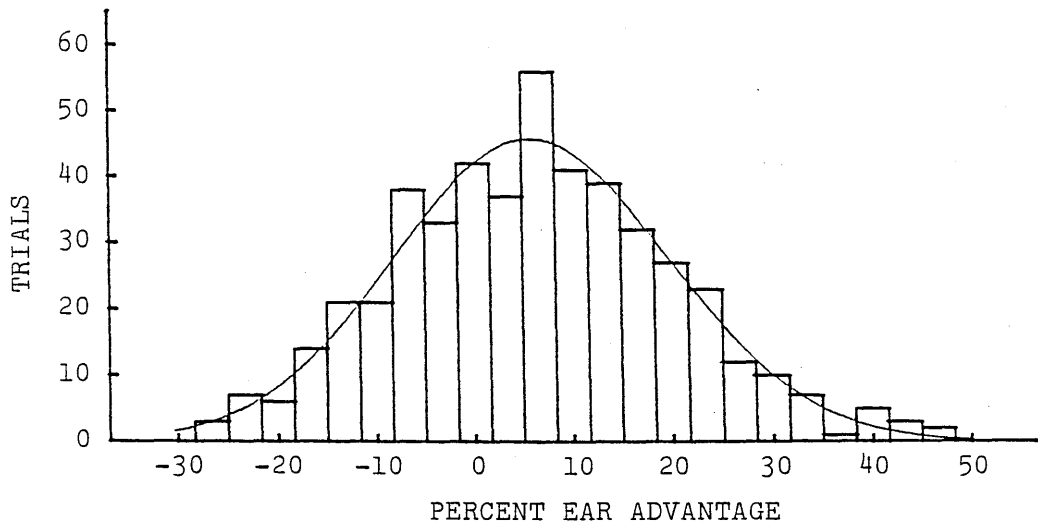


図 1 耳の有利性の分布

(3) EA の分布 以上、セッション間及び系列間での変動という観点から、EA の個人内変動を見てきたが、特に後者について、EA が統計的性質を有するものであるかどうかを明確にするために、Speaks et al. (1982) は、全 24 名の被験者に施行した延べ 480 系列における EA の分布を調べ、それが正規分布すること、更に半数の被験者に 50 系列ずつ追施行した場合にも、個人内でこの分布が維持されていることを示した。今回の実験においても、20 名に対する延べ 480 系列の EA の分布が同様に正規分布に近似する ( $\chi^2=11.401$ ,  $df=18$ , NS) ことでそれを確認した (図 1)。

## 実験 II

実験 I において、30 の音節対からなる 1 系列を 1 つの独立試行と仮定することで、Speaks et al. (1982) と同様、EA が正規分布することが確認された。ここでは、各被験者の EA が全体として正規分布するかどうかを検討した。

## 方法

被験者 健常聴力を有する大学生及び社会人 60 名 (男性 29 名、女性 31 名)

を被験者として用いた。利き手は、実験 1 同様、質問紙に対する回答をもとにして算出したラテラリティ指数と、被験者自身の申し立てに基づいて判定され、その内訳は右利き 55 名、左利き 3 名、両手利き 1 名であった。

**刺激材料** 実験 I と同様、6 種の破裂音 CV 音節を用いたが、先の音節間で明瞭度がわずかにばらついていたので、改めて音節を記録し直した。二分聴テストの前に行なわれた予備的識別テストにおいて、これらの音節は、すべて 99% 以上で正しく識別された。

二分聴テープは、実験 I と同じ方法で作成されたが、その際、以前のテープでは音節対の 1 秒前に提示されていた 1kHz 純音の予告信号は除かれた。

**手続き** 二分聴テストが、練習 60 試行、本試行 120 試行からなる 1 回のセッションで行なわれた以外は、すべて実験 I と同様であった。

## 結 果

全体として、11.3% (標準偏差 14.9%) の有意な REA が得られ ( $t=5.833$ ,  $df=59$ ,

$p<.001$ )、EA の出現頻度は、その方向のみに着目すると、REA 46 名 (77%)、LEA 14 名 (23%) であった。

図 2 に、全被験者に対する EA の累積度数分布と、今回の結果と同じ平均並びに標準偏差を有する正規分布に基づいて予測された累積分布を示す。この図から明らかなように、両者は非常によく一致しており ( $\chi^2=10.349$ ,  $df=58$ , NS)、個人内において正規分布で確率変動する EA は、被験者間においても同様に正規分布すると見なすことができる。なお、図中の矢印は、両手利き並びに左利きの被験者の EA を表わしている。両手利きの被験者は、非常にわずかな LEA を示したが、3 名の

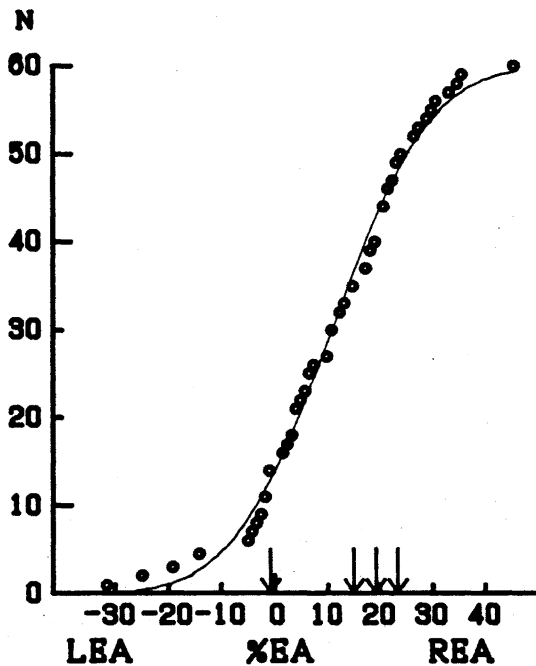


図 2 EA の累積度数分布 (矢印は両手利き並びに左利き被験者の EA を表わす)



左利き被験者はすべて、全体平均以上のREAを示した。

## 一 般 的 考 察

Kimura (1961a, b, 1967) 以来の「直接接近モデル」によれば、二分聴テストにおける EA は、言語機能の一側（大多数の人において左）半球優位、同側神経路に対する対側経路の優勢並びに同側経路の閉塞、及び優位半球と同じ側の耳からの入力が入力半球を横断して伝達する際に蒙る情報損失あるいは遅延という 3段階の仮説によって説明されてきた。このモデルは、言語音が楽音や物音などの非言語音と違って、カテゴリー的に知覚されるための特殊化されたメカニズムを必要とするという「符号化仮説」(Lieberman et al., 1967 参照)と組み合わせられて、破裂音CV音節に関する二分聴テストの結果の解釈に広く用いられてきた。

しかし、以前の研究や今回の実験結果が示すように、実測された EA はこのような神経学的モデルが予測するほど安定したものではなく、個人間においてばかりでなく、試行数の少ない場合には個人内においても大きな変動を示す。このような変動はどのようにして説明されるであろうか。Ferraro & Milnkler (1977) や Siddis (1982) が示唆しているように、個人間の変動は、対側神経路の優勢に関する個人差によって、神経学的に説明することができるが、個人内で生じる変動は説明できない。Speaks et al. (1982) は、これを、左右耳が独立した情報入力チャンネルであり、それから中枢へ向かう神経路内でそれぞれランダムにノイズの影響を受けて情報損失が生じるということによって解釈しようとしている。言い換えれば、彼らは、通常、二分聴テストで得られる EA 得点は、神経学的に規定される真の EA にランダムノイズによる誤差変動が加算されたものである、という。今回のわれわれの実験においても、このような統計的性質は確認できた。

また、Speaks et al. は、このような中枢への情報伝達時に蒙るノイズには、二つの入力チャンネルからの情報をどのような順序で応答するかという被験者のストラテジーや被験者固有の注意の偏向による影響などが含まれるという。しかし、今回の実験結果が示すように、応答順位と観察された EA との間に有意な相関が認められることを考えれば、少なくとも二反応パラダイムを用いる限り、ストラテジー

や注意といった要因の効果と真の EA とを分離することは不可能であろう。

最近では、母音や非言語音に関するカテゴリー知覚の実験 (Cutting & Rosner, 1974; Fujisaki & Kawashima, 1970) や二分聴実験 (Darwin, 1971; Godfrey, 1974; Weiss & House, 1975) の結果から、持続時間の短い聴覚的記憶 (以下、感覚貯蔵という名称を用いる) の役割が重視されるようになってきた。即ち、定常状態の提示ではカテゴリー的に知覚されず、EA を生じない母音や非言語音が、持続時間を短くしたり、S/N 比を下げることによって音響的安定性が減じられた状態で提示された場合には、カテゴリー的に知覚され、EA を生じるようになる。これは、このような状態で受容された刺激情報が感覚貯蔵において急速に減衰することを反映するものと解釈された。したがって、観察された EA の方向が神経路や半球優位性のような神経学的要因によって部分的に決定されるにしても、このような感覚貯蔵からの情報読みだしストラテジーといった心理要因によって左右される可能性のほうが大きいかもしれない (Freides, 1977)。Bryden et al. (1983) も、二反応パラダイムよりも、一側の耳に注意を集中してその耳からの情報だけを応答する選択的注意パラダイムでより大きい REA を見いだした際、注意偏向者とそうでない者との間で EA の大きさに差が認められることから、注意をコントロールする過程を詳細に検討して、それとラテラリティ効果との関係を究明することが必要である、と示唆している。

結論として、現段階では、二分聴テスト法は、神経学的非対称性を数量的に表現する手段として十分信頼に値するものとは言い難い。二分聴テストで測定された数値は、部分的には神経学的構造を反映していると思われるが、むしろ生体の能動的な情報検索活動によって大きく左右されるであろうということができる。その意味において、現在の二分聴テストが、人間の認知機能の半球優位性を推測するという所期の目的を十分に達成するようになるまでには、なお解決されなければならない多くの問題が残されているのである。

## 引用文献

- Bakker, D. 1968 Ear asymmetry with monaural stimulation. Psychonomic Science, 12, 68.
- Berlin, C.I., Porter, R.J., Jr., Lowe-Bell, S.S., Berlin, H.L., Thompson, C.L., & Hughes, L.F. 1973 Dichotic signs of the recognition of speech elements in normal, temporal lobectomies, and hemispherectomies. I.E.E.E. Transactions and Audio-Electroacoustics, 21, 189-195.
- Berlin, C.I., Lowe-Bell, S.S., Cullen, J.K., Jr., Thompson, C.L., & Loovis, C.F. 1973 Dichotic speech perception: An interpretation of right ear advantage and temporal offset effects. Journal of the Acoustical Society of America, 53, 699-709.
- Blumstein, S., Goodglass, H., & Tartter, V. 1975 The reliability of ear advantage in dichotic listening. Brain and Language, 2, 226-236.
- Bryden, M.P. 1975 Speech lateralization in families: A preliminary study in using dichotic listening. Brain and Language, 2, 201-211.
- Bryden, M.P. 1982 Laterality: Functional asymmetry in the intact brain. New York: Academic Press.
- Bryden, M.P., Munhall, K., & Allard, F. 1983 Attention biases and the right ear effect in dichotic listening. Brain and Language, 18, 236-248.
- Cutting, J.E. 1974 Two left-hemisphere mechanisms in speech perception. Perception & Psychophysics, 16, 601-612.
- Cutting, J.E., & Rosner, B.S. 1974 Categories and boundaries in speech and music. Perception & Psychophysics, 16, 564-570.
- Darwin, C.J. 1971 Ear difference in the recall of fricatives and vowels. Quarterly Journal of Experimental Psychology, 23, 46-62.
- Ferraro, J.A., & Minkler, J. 1977 The human lateral lemniscus and its nuclei. The human auditory pathways: A quantitative study. Brain and Language, 4, 277-294.
- Freides, D. 1977 Do dichotic listening procedure measure lateralization of information processing or retrieval strategy? Perception & Psychophysics, 21, 259-263.
- Fujisaki, H., & Kawashima, T. 1970 Some experiments on speech perception and a model for the perceptual mechanism. Annual Report of

- the Engineerig Research Institute, Faculty of Engineering, University of Tokyo, 29, 207-214.
- Godfrey, J.J. 1974 Perceptual difficulty and the right ear advantage for vowels. Brain and Language, 1, 323-335.
- Kimura, D. 1961a Some effects of temporal lobe damage on auditory perception. Canadian Journal of Psychology, 15, 156-165.
- Kimura, D. 1961b Cerebral dominance in the perception of verbal stimuli. Canadian Journal of Psychology, 15, 166-171.
- Kimura, D. 1964 Left-right differences in the perception of melodies. Quarterly Journal of Experimental Psychology, 14, 355-358.
- Kimura, D. 1967 Functional asymmetry of the in dichotic listening. Cortex, 3, 163-178.
- Kinsbourne, M. 1973 The control of attention by interaction between the brain hemisphere. In S.Kornblum(Ed.), Attention and performance IV. New York: Academic Press.
- Kinsbourne, M. 1975 The mechanism of hemispheric control of the lateral gradient of attention. In P.M.A.Rabbit & S.Dornic(Eds.), Attention and performance V. New York: Academic Press.
- Lauter, J.L. 1982 Dichotic identification of complex sounds: Absolute and relative ear advantage. Journal of the Acoustical Society of America, 71, 701-707.
- Liberman, A.M., Cooper, F.S., Shankweiler, D.P., & Studdert-Kennedy, M. 1967 Perception of speech code. Psychological Review, 74, 431-461.
- Majkowski, J., Bochenck, Z., Bochenck, W., Knapik-Fijalkowska, D., & Kopec, J. 1971 Latency of average evoked potentials to contralateral and ipsilateral auditory stimulation in normal subjects. Brain and Language, 25, 416-419.
- Milner, B., Branch, C., & Rassmussen, T. 1964 Observation on cerebral dominance. In R.Oldfield & J.Marshall(Eds.), Language. Middlesex: Penguin.
- Milner, B., Taylor, L., & Sperry, R.W. 1968 Lateralized suppression of dichotically presented digits after commissural section in man. Science, 161, 184-186.
- Molfese, D.L. 1978 Left and right hemisphere involvement in speech perception: Electrophysiological correlates. Perception & Psycho-

- physics, 23, 237-243.
- Oldfield,R.C. 1971 The assessment and analysis of handedness: The Edinburgh Inventory. Neuropsychologia, 9, 97-113.
- Pisoni,D.B., & McNabb,S.D. 1974 Dichotic interaction of speech sounds and phonetic feature processing. Brain and Language, 1, 351-362.
- Pizzamiglio,L., DePascalis,C., & Vignati,A. 1974 Stability of dichotic listening test. Cortex, 10, 203-205.
- Repp,B.H. 1977 Measuring laterality effects in dichotic listening. Journal of the Acoustical Society of America, 62, 720-737.
- Rossi,G.F., & Rosadini,G. 1967 Experimental analysis of cerebral dominance in man. In F.L.Darley(Ed.), Brain mechanisms underlying speech and language. New York: Grune & Stratton.
- Ryan,W.J., & McNeil,M. 1974 Listener reliability for a dichotic task. Journal of the Acoustical Society of America, 56, 1922-1923.
- 佐久間 章 1980 二分聴 (dichotic Listening) 課題における人間の聴覚言語情報処理 —— 大脳半球非対称性とREA —— 九州大学教養部紀要「テオリア」, 第23輯, 1-19.
- 佐久間 章 1981 二分聴 (dichotic Listening) 課題における人間の聴覚言語情報処理 —— 「遅延効果」と認知マスキング —— 九州大学教養部紀要「テオリア」, 第24輯, 7-25.
- Sidtis,J.J. 1982 Predicting brain organization from dichotic listening performance: Cortical and subcortical functional asymmetries contribute to perceptual asymmetries. Brain and Language, 17, 287-300.
- Shankweiler,D., & Studdert-Kennedy,M. 1967 Identification of consonants and vowels presented to left and right ears. Quarterly Journal of Experimental Psychology, 19, 59-63.
- Shankweiler,D., & Studdert-Kennedy,M. 1975 A continuum of lateralization for speech perception? Brain and Language, 2, 212-225.
- Sparks,R., & Geschwind,N. 1968 Dichotic listening in man after section of neocortical commissures. Cortex, 4, 3-16.
- Speaks,C., Carney,E., Niccum,N., & Johnson,C. 1981 Stimulus dominance in dichotic listening. Journal of Speech and Hearing Research, 24, 430-437.

- Speaks, C., & Niccum, N. 1977 Variability of the ear advantage in dichotic listening. Journal of the American Audiological Society, 3, 52-57.
- Spellacy, F., & Blumstein, S. 1970 The influence of language set on ear preference in phoneme recognition. Cortex, 6, 430-439.
- Springer, S. 1971 Ear asymmetry in dichotic detection task. Perception & Psychophysics, 10, 239-241.
- Springer, S. 1973 Hemispheric specialization for speech by contralateral noise. Perception & Psychophysics, 13, 391-393.
- Studdert-Kennedy, M., & Shankweiler, D. 1970 Hemispheric specialization for speech perception. Journal of the Acoustical Society of America, 48, 579-594.
- Studdert-Kennedy, M., Shankweiler, D., & Pisoni, D. 1972 Auditory and phonetic processing in speech perception: Evidence from a dichotic study. Cognitive Psychology, 3, 455-466.
- Studdert-Kennedy, M., Shankweiler, D., & Schulman, S. 1970 Opposed effects of a delayed channel on perception of dichotically and monotonically presented CV syllables. Journal of the Acoustical Society of America, 48, 599-602.
- Teng, E.L. 1981 Dichotic ear difference is a poor index for the functional asymmetry between the cerebral hemisphere. Neuropsychologia, 19, 235-240.
- 利島 保・富永大介・高山智行 1980 Ear asymmetry と大脳半球における機能的非対称性 広島大学教育学部紀要第1部第29号, 133-143.
- Weiss, M.S., & House, A.S. 1973 Perception of dichotically presented vowels. Journal of the Acoustical Society of America, 53, 51-58.
- Wexler, B.E., Halwes, T., & Heninger, G.R. 1981 Use of a statistical significance criterion in drawing inferences about hemispheric dominance for language function from dichotic listening data. Brain and Language, 13, 13-18.

## Abstract

### LATERALITY EFFECT IN THE IDENTIFICATION OF DICHOTICALLY PRESENTED SPEECH SOUNDS

TOMOYUKI TAKAYAMA      AKIRA SAKUMA<sup>1</sup>

The hypothesis that the right ear advantage for dichotically presented verbal materials might be interpreted in terms of cerebral hemisphere asymmetry has been strongly supported by the fact that high right ear scores were obtained by the split-brain patients and hemispherectomized subjects. It is questionable, however, whether the right ear advantage in dichotic listening is determined by hemispheric asymmetry alone, because there are large individual differences in ear advantage, and the ear difference score fluctuate in successive trials of a single listener.

The present study investigated the individual differences and the reliability of ear advantage by analyzing the relationship between the order of response and ear preference, between-individual variations and within-individual fluctuations of ear advantage. Twenty listeners received two sessions of 12 dichotic listening run of 30 pairs of natural stop consonant-vowel syllables per run in a two-response paradigm. Pearson's  $r$  between sessions was .710. The average ear-advantage for each of the listeners among 24 listening runs varied from -12.8 to 15.8%, and the mean for group was 6.0% with a standard deviation of 7.9. The standard deviations for each of the listeners ranged between 8.1 and 18.7%. The latter values were larger than that of the between-individual variability. The reversals in direction of the ear advantage across listening runs were observed very often, and even the listeners who showed significant ear advantage reversed their directions more than once. The distribution of the ear advantages, pooled from all subjects, was represented approximately as a normal curve, and that across 60 subjects in the second experiment was so. Thus, an observed ear advantage could arise from a true ear advantage and other various factors, but it seemed to be difficult to separate a true ear advantage from such factors as attentional biases, response strategies, or proclivities of the subject. We concluded that the ear advantage in dichotic listening task was not reliable for the purpose of making inferences about the hemispheric dominance.

<sup>1</sup> Komazawa University