

日本語の同音異義語処理への文脈の影響

Effect of Contexts on the Processing of Japanese Homophones

水野 りか, 松井 孝雄
Rika Mizuno, Takao Matsui

中部大学
Chubu University
mizunor@isc.chubu.ac.jp

Abstract

The authors considered that native Japanese readers cannot process homophones smoothly if they depend on the phonological information of words as much as native English readers do, because Japanese has an unparalleled number of homophones and each homophone usually has several mates. We then thought that contexts should be indispensable in processing homophones within Japanese culture, which is highly contextual (Hall, 1976), and predicted that homophones would be processed as smoothly as nonhomophones with contexts. In Experiment 1, the lexical decision times of homophones and nonhomophones were measured in two conditions, with- and without-context. In the with-context condition, one contextual word was presented before each stimulus. The results showed that the contextual effect was not significant, and the lexical decision times as well as error rates of homophones were greater than those of nonhomophones. Experiment 2 replicated Experiment 1, using three contextual words for each stimulus and omitting the homophones with high error rates. The results showed that the contextual effect was significant, and the lexical decision times of homophones did not differ from those of nonhomophones in the with-context condition. Finally, the authors pointed out the need to explore homophone processing in realistic situations and to construct a flexible and comprehensive lexical access model adopting the weights of dependencies on visual and phonological information.

Keywords — native Japanese readers, contexts, homophones

1. 問題と目的

同音異義語の語彙判断課題は、視覚的に呈示された単語の語彙アクセス過程における音韻的符号化のタイミングや音韻情報の影響を検討するのによく用いられてきた (Yates, 2013)。

英語の場合は、同音異義語の語彙判断時間は一般に非同音異義語より長くなることが知られており、この現象は同音異義語効果 (homophone

effects)と呼ばれる。Rubenstein, Lewis, & Rubenstein (1971)は、視覚的に呈示された同音異義語は音韻的に符号化され、その音韻情報が同じ音韻の仲間 (mate : 以下、仲間と呼ぶ)の語彙表象を出現頻度の高いものから順に活性化するために同音異義語効果が生じると考えた。そして同音異義語と非同音異義語の語彙判断時間を比較し、呈示された同音異義語の出現頻度が低く仲間の出現頻度が高い場合に同音異義語効果が生じることを確認し、上の考え方の支持的証拠を得た。そして彼らは、単語の形態情報から語彙表象が活性化される直接ルートと単語の形態情報から綴りと音の対応関係 (grapheme-phoneme correspondence)を頼りに音韻情報が構成されて語彙表象を活性化する間接ルートを仮定する二重ルートモデルの仮定通り、間接ルートが存在すると主張した。しかし Davelaar, Coltheart, Besner, & Jonasson (1978)は、非単語に単語と同じ音韻を持つ同音偽単語 (pseudohomophone)を用いた場合には同音異義語効果が得られなかったことから、間接ルートの利用は選択的だと主張した。しかし最近になって Pexman, Lupker, & Jared (2001)は刺激を吟味した上で Davelaar et al. (1978)の追試を行い、同音偽単語を非単語とした場合でも、呈示語の出現頻度が低く仲間の出現頻度の方が高い場合には同音異義語効果が得られることを確認した。そして彼らは、間接ルートの存在を否定するのではなく、各モジュールの完全な相互作用を仮定する PDP モデル (Seidenberg & McClelland, 1989)で想定されているような音韻情報から形態情報へのフィードバックを想定することで同音異義語の処理過程を説明することができることを主張した。

日本語母語者は単語処理において英語母語者に比べて音韻情報への依存度が低いとされているものの (水野・松井, 2014), 日本語母語者でも同音異義語効果が得られることを示す研究がある。川上 (2006)は, 2文字の漢字表記語で, 仲間が3つ以上ある同音異義語と非同音異義語の語彙判断時間を比較した。同音異義語と仲間の相対的出現頻度については, 日本語でも先述の英語の実験結果と同じ結果が得られるか否かを確認すべく, 呈示語の出現頻度が仲間より高い場合と低い場合の2条件が設けられた。その結果, 出現頻度が仲間より低い同音異義語では英語の場合と同様有意な同音異義語効果が認められ, 出現頻度が仲間より高い同音異義語でも同音異義語効果の傾向が認められることを見出し, 日本語でも語彙アクセス前の音韻情報の自動的な活性化が生じると主張した。Tamaoka (2007)も, 呈示語と仲間の出現頻度の高低は考慮しなかったが, 仲間が4つ以上ある同音異義語と非同音異義語の語彙判断時間を比較し, 川上 (2006)と同様, 同音異義語効果を確認した。そして, Pexman et al. (2001)が指摘したように, 日本語の同音異義語の処理過程も, 同音異義語の音韻情報が複数の仲間の形態情報を活性化する PDP モデルで説明できると指摘した。

しかしながら日本語の同音異義語には英語とは異なる, 考慮すべき特徴がある。それは, 日本語の同音異義語は英語に比べて単に種類が多いだけでなく, 仲間の数が著しく多いことである。英語の同音異義語は比較的少ないだけでなく, その仲間の数は, “bare”と“bear”や“night”と“knight”のように2つの場合がほとんどである (Reed, 2012)。しかし日本語の場合は, 同音異義語の種類が多く, しかもその仲間の数は著しく多い。例えば, “こうき”と発音する同音異義語には“好機”, “後期”, “工期”, “綱紀”, “好奇”等と20以上の, “しんこう”と発音する同音異義語には“振興”, “進行”, “侵攻”, “親交”, “新興”等と20以上の, “こうしょう”という発音の同音異義語に至っては“校章”, “考証”, “公証”, “厚相”, “口承”等と40以上の仲間がある。すべての同音異義語の仲

間がこれほど多いわけではないものの, 仲間が2つしかない同音異義語の方がむしろまれである。

これほど仲間の数が多いにもかかわらず, 日本語母語者が英語母語者と同程度に音韻情報に依存したのでは, 目的とする語彙表象に到達するのは難しくなるはずである。実際, 先述したように単語記憶に際して日本語母語者は英語母語者に比べて音韻情報への依存度が低いこと (水野・松井, 2014), そして, 日本語母語者の単語の語彙判断には非単語としての同音偽単語が英語母語者の場合のように妨害効果を持たないこと (Mizuno & Matsui, 2013)等が見出されており, 同音異義語の処理に際しても日本語母語者の音韻情報の利用度ないしは依存度は低い可能性は高い。また, 先述の同音異義語の処理モデルと照らしても, Rubenstein et al. (1971)の英語の同音異義語の処理モデルのように同音異義語の仲間が出現頻度順に活性化されたのでは, 出現頻度の低い同音異義語の処理は著しく遅延してしまうことになる。また, Tamaoka (2007)が提起した日本語の同音異義語処理の PDP モデルのように音韻情報が複数の仲間の形態情報を活性化すると仮定すると, 仲間の数が極めて多い場合には処理が著しく遅延することになってしまう。しかし, 我々日本語母語者は日常的に, 同音異義語の処理に戸惑うことも誤解することも時間がかかることも, ほとんどないのではなかろうか。

では, 何が種類も仲間も多い日本語の同音異義語の円滑な処理を可能にしているのか。筆者らは, これを可能にしているのは文脈だと考えた。Hall (1976)は, 言語利用時の文脈依存度は文化によって異なり, 欧米は比較的低い (low context)が, 日本を始めとするアジアは極めて高い (high context)と指摘し, 文脈依存度が言語の語彙, 統語, そして音韻を変化させると述べている。また Nisbett (2003)は, 英語の理解には文脈は必要なく, 中流階級の親はむしろこどもに対して文脈がなくても理解できるような言葉使いに努めるが, アジアの言語の理解には文脈が不可欠で, 文脈を重んじると指摘している。これらの指摘から考えて,

日本語に同音異義語の種類や仲間が多いという特性は高文脈依存だからこそ発生・存続したもので、通常は文脈が非常に明確なため、支障なく処理できるのではないかと考えられる。実験事態のように文脈のない状況で同音異義語効果が得られたとしても、それは文脈がないからに他ならない可能性があり、現実の日本語母語者の同音異義語の処理過程を反映しているとはいいたいのではなかろうか。

そこで本研究では、文脈を呈示した場合としない場合の日本語の同音異義語と非同音異義語の語彙判断時間を比較する。文脈を呈示した場合は、到達すべき語彙表象が明確で活性度が分散しないため、同音異義語の有無で語彙判断時間に差は生じないと予想された。

尚、川上 (2006)は日本語では呈示語の出現頻度が仲間より低くなくても同音異義語効果が生じうることを示唆した。そこで実験1ではあえて、呈示語と仲間の出現頻度をほぼ等しくし、この状態でも文脈を呈示しない場合には同音異義語効果が生じるか否かを確認するものとした。

2. 実験 1

2.1 方法

参加者 日本語母語者の大学生 63 名を文脈なし条件に 37 名 (女性 19 名)、文脈あり条件に 26 名 (女性 12 名)、割り当てた。

装置 パーソナル・コンピュータ (Fujitsu, FMV Esprimo D583/H), 21 inch 液晶ワイドモニタ (IO-DATA, LCD-MF223EWR), 及び、あご台 (Takei, T.K.K. 123i with 123j) で、実験制御は Super Lab 2.0 (Cedrus Co.) で行い、反応は反応ボックス (Cedrus Co., RB-730) で取得した。あご台は参加者の目からモニタまでの距離が約 45 cm となる位置に固定された。

刺激 2 文字の漢字表記語で、同音異義語 25 語、非同音異義語 25 語、非単語 50 語を用いた。選定時の留意点は、以下の通りである。

単語の普通名詞の同音異義語の有無、数については、広辞苑第 6 版 (新村, 2008) で確認した。た

だし、天野・近藤 (2003a) でも新明解国語辞典 (山田・柴田・酒井・倉持・山田・上野・井島・笹原, 2013) でも刺激語とアクセントが同じであることが確認できず、筆者らにもアクセントが不明だった仲間はその数に含めなかった。そして、同音異義語には先述の通り、1 位と 2 位の仲間の出現頻度 (天野・近藤, 2003b) の比率が 1.4 未満とほぼ等しく、3 位の仲間の出現頻度と上位 2 位の出現頻度の平均との比率が 2.0 以上と差のあるものを選定した。そして、同音異義語の呈示語には、非同音異義語と出現頻度、同音異義語数、親密度 (天野・近藤, 2003a)、モーラ数、形態的隣接語数 (川上, 1997)、文字頻度 (天野・近藤, 2003a) の合計、画数の合計の平均ができるだけ等しくなるよう、出現頻度 1 位、2 位の仲間のいずれかを選定した。

その上で、同音異義語と非同音異義語の計 50 語の単語の文脈語を決定するために予備調査を行った。参加者は 26 名で、Web 調査システム QCAS (水野・松井・清河, 2011) を用いて、50 語の単語の各々で最初に連想した単語を記入させた。そして連想語のうち、呈示語と漢字の重複のない、連想頻度が最も高い単語を文脈語とした。同音異義語と非同音異義語の呈示語とその文脈語を Table 1 に、呈示語の各種属性の平均値 (SD) を Table 2 に示す。

非単語の 50 語は、3 条件の単語と形態的隣接語数、2 文字の文字頻度の合計、2 文字の画数の合計の平均に差がなく、かつ、単語に用いられている漢字と重複のない漢字 100 字を組み合わせで作成した。その際、2 文字を置き換えた転置非単語は単語の語彙判断時間を遅延させる影響があることから (Mizuno & Matsui, 2013)、含まれないよう注意した。非単語の前にもダミーの文脈語を呈示するため、単語用に選定した文脈語と表記、モーラ数、出現頻度等がほぼ等しい 50 語の文脈語を選定した。

手続き 個別実験で、参加者毎に目の高さが画面中央になるようあご台を調節した。また、反応ボックスの右端のボタンには“単語”というラベル、左端のボタンには“非単語”というラベル

Table 1
Stimulus words and their context words for Experiment 1

Homophones		Nonhomophones	
Stimulus	Context	Stimulus	Context
鑑賞	映画	敗北	勝利
検事	弁護士	論理	思考
革新	技術	名簿	クラス
高速	道路	漂流	無人島
用紙	コピー	議論	話し合い
強要	恐喝	革命	フランス
戦闘	銃	遠慮	気遣い
終身	雇用	輸血	病院
急死	病氣	余裕	時間
投機	利益	録画	テレビ
期間	限定	運命	死
解説	ニュース	家賃	アパート
講師	先生	脚本	ドラマ
街頭	インタビュー	看病	風邪
単価	値段	哲学	思想
起訴	裁判	画面	パソコン
登校	ランドセル	運搬	トラック
厳格	父親	勤務	仕事
動向	調査	道徳	倫理
降雪	冬	鎖国	江戸時代
潜在	能力	道具	便利
前者	先行	迫害	差別
近郊	都会	活字	新聞
洗礼	キリスト教	野心	出世
競合	会社	配属	部署

Table 2
Means and standard deviations of the attributes of stimulus words for Experiment 1

	Homophones	Nonhomophones
Word Freq	5002.52 (6166.42)	5013.72 (7174.05)
N of Mates	10.32 (7.89)	
N of Moras	3.60 (0.58)	3.48 (0.51)
Familiarity	5.56 (0.46)	5.84 (0.29)
N of Neighbours	135.16 (77.59)	129.40 (52.01)
Character Freq	593354.40 (467396.74)	563992.68 (530533.89)
Stroke Counts	23.64 (5.68)	24.00 (5.51)

Note . Freq stands for frequency, and N for number.

を貼り、参加者が常に利き手で“単語”と書かれたボタンを押せるよう、左利きの参加者の場合は反応ボックスを180度回転させた。20試行の練習の後、100試行の本試行を行った。試行の呈示順は被験者ごとにランダムにした。参加者には、画面中央に呈示される刺激が単語か非単語かをできるだけ早く正確に判断し、単語なら利き手の人差し指で“単語”と書かれたボタンを、非単語なら反対の手の人差し指で“非単語”と書かれたボタンを押すよう教示した。各試行では、インターバル1000 msの後、白い画面の中央にアスタリスクが500 ms呈示され、その後、刺激が呈示された。参加者の反応が正解ならばピンポン、誤りならば

Table 3
Means and standard deviations of error rates (%) for homophones and nonhomophones with and without contexts in Experiment 1

	Homophone	Nonhomophone
Without Context	16.47 (6.72)	5.65 (6.17)
With Context	13.67 (8.04)	6.17 (5.91)

ブーというフィードバックが500 ms呈示された後、次の試行に進んだ。全所要時間は約15分であった。

2.2 結果

全体の誤答率は8.93%で、正答の語彙判断時間のみを分析の対象とした。また正答の語彙判断時間の平均から±2.5SD以上離れた0.90%のデータを逸脱データとして除外した。加えて、回答の正誤のd'が2.0未満の参加者（文脈なし条件3名、文脈あり条件1名）のデータは分析の対象外とした。

各条件の同音異義語と非同音異義語の語彙判断時間の平均 (SD)をFigure 1に示す。文脈の有無を参加者間、同音異義語の有無を参加者内とする2要因混合分散分析の結果、文脈の有無の主効果には傾向しか認められず ($F(1, 56) = 3.16, p < .10$)、同音異義語の有無の主効果は有意で ($F(1, 56) = 10.09, p < .01$)、交互作用は有意ではなく ($F(1, 56) = 0.42, ns$)、同音異義語の語彙判断時間の方が非同音異義語よりも長かった。

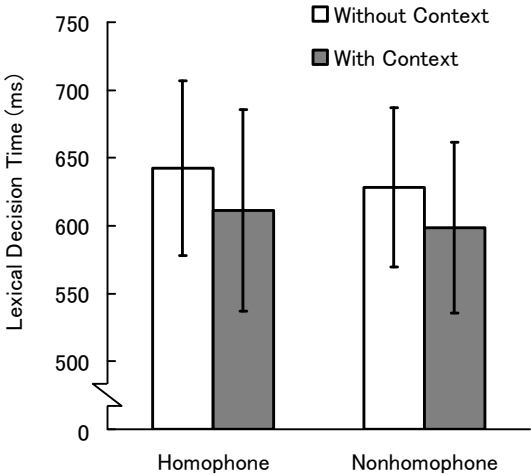


Figure 1. Means and standard deviations of lexical decision time for homophones and nonhomophones with and without contexts in Experiment 1.

各条件の誤答率は Table 3 に示す通りで、上と同じ 2 要因分散分析の結果、文脈の有無の主効果は有意でなく ($F(1, 56) = 0.50, ns$), 同音異義語の有無の主効果は有意で ($F(1, 56) = 70.15, p < .01$), 交互作用は有意ではなく ($F(1, 56) = 2.31, ns$), 同音異義語の誤答率の方が非同音異義語よりも多かった。

2.3 考察

予想に反し、文脈なし条件でもあり条件でも同音異義語効果が認められ、差は認められなかった。この結果は、川上 (2006) が示したように日本語の場合は英語とは異なり呈示語の出現頻度が仲間より低くない場合でも同音異義語効果が得られることを裏づけているものの、文脈の主効果に傾向しか認められなかったことは、文脈の影響が不十分だったことを示唆している。

この原因は、文脈を 1 つの単語で実現しようとしたことにあるのではないかと考えられた。実際、Figure 1 の文脈あり条件の語彙判断時間のばらつきは文脈なし条件に比べて大きかった。このことは、例えば、“道路”という文脈語が“高速”という呈示語の語彙表象を活性化して処理を促進する場合だけでなく、“信号”、“車”、“アスファルト”といった他の関連語の語彙表象を活性化し、呈示語自体の処理を抑制した場合もあったことを示唆していると考えられた。

加えて、実験 1 では同音異義語の誤答率がかなり高かった。個別に検討した結果、出現頻度が高いにもかかわらず、“投機”、“近郊”、“競合”という 3 項目の誤答率は 30% を超えていた。これほど誤答率が高いと、当該単語の平均語彙判断時間はかなり少ない参加者のデータから求められたものになってしまうため、精度が不十分となった可能性は否めないと考えた。

そこで実験 2 では、誤答率の高かった同音異義語を除くとともに、文脈の影響をより明確にするために、文脈あり条件では 1 つの呈示語に対して 3 つの文脈語を呈示し、改めて同音異義語と非同音異義語の語彙判断時間を測定・比較するものとした。

3. 実験 2

3.1 方法

参加者 日本語母語者の大学生 87 名のうち 47 名（女性 14 名）を文脈なし群に、40 名（女性 18 名）を文脈あり群に割り当てた。

装置 実験 1 に準じた。

刺激 文脈語の 3 語には、呈示語と文字の重複がなく、かつ、ある程度頻度の高い連想語が必要だった。しかし実験 1 の連想調査の結果を見ると、実験 1 の刺激だけでこの条件を満たすことは難しいと考えられた。そこで、同音異義語も非同音異義語も実験 1 の各 25 語に実験 1 と同じ条件で選定した各 15 語を加えた各 40 語、計 80 語を用意し、64 名の参加者を対象に QCAS で連想調査を行った。そして、呈示語と文字の重複がない、連想頻度が上位 3 位までの単語で、最低でも 2 名の参加者が連想した語を文脈語とした。また、実験 1 の同音異義語の誤答率は非同音異義語より高かった。そこで、3 語の文脈語を選定できなかった同音異義語に加えて実験 1 で誤答率が高かった“投機”、“近郊”、“競合”は除外するとともに、同音異義語と非同音異義語で種々の属性が等しくなるよう留意しながら、同音異義語 20 語、非同音異義語 20 語を選定した。選定された単語で実験 1 と同じものは、同音異義語が 14 語、非同音異義語が 20 語であった。非単語 40 語は、新たな呈示語と文字の重複のない非単語を実験 1 の 50 語の中から選択し使用した。非単語のダミーの 3 語の文脈語には水野・柳谷・清河・川上 (2011) からランダムに選んだ 40 語の漢字表記語の連想頻度が 1 位から 3 位の連想語を使用するものとし、それらをそれらと漢字の重複のない非単語に割り当てた。同音異義語と非同音異義語の呈示語及び文脈語を Table 4 に、その各種属性の平均値 (SD) を Table 5 に示す。

手続き 実験 1 に準じた。

3.2 結果

全体の誤答率は 6.31% で、正答の語彙判断時間のみを分析の対象とした。また正答の語彙判断時間の平均から $\pm 2.5SD$ 以上離れた 3.41% のデータを逸脱データとして除外した。加えて、回答の正誤の d' が

Table 4
Stimulus words and their context words for Experiment 2

Homophones			
Stimulus	Context		
鑑賞	映画	音楽	美術
検事	裁判	警察	弁護士
新年	正月	元旦	初詣
終身	保険	雇用	死
急死	事故	病気	葬式
待機	時間	準備	ベンチ
期間	テスト	限定	締め切り
解説	実況	回答	野球
街頭	アンケート	調査	演説
単価		値段	円
起訴	裁判	犯罪	罪
厳格	父親	頑固	老人
潜在	能力	意識	力
改装	工事	店	新築
洗礼	宗教	キリスト教	儀式
用紙	テスト		白
工学	理系	機械	電気
古典	国語	歴史	漢文
地震	津波	災害	東北
容量	データ	携帯	メモリー

Nonhomophones			
Stimulus	Context		
敗北	勝利	試合	屈辱
名簿	出席	クラス	生徒
漂流	無人島	海	川
議論	国会	会社	白熱
遠慮	謙虚	お菓子	我慢
輸血	病院	手術	注射
余裕	慢心	時間	自信
録画	ビデオ	テレビ	番組
運命	人生	出会い	糸
家賃	金	滞納	アパート
看病	風邪	介護	
道具	便利	かなづち	患者
画面	テレビ	パソコン	液晶
運搬	トラック	業者	荷物
勤務	仕事	会社	労働
道徳	心	小学校	倫理
鎖国	日本	江戸時代	オランダ
迫害	差別	いじめ	ユダヤ人
活字	本	小説	印刷
配属	部署	会社	仕事

Table 5
Means and standard deviations of the attributes of stimulus words for Experiment 2

	Homophones	Nonhomophones
Word Freq	5137.75 (7036.70)	5135.60 (7104.63)
N of Mates	8.60 (5.72)	
N of Moras	3.50 (0.59)	3.40 (0.49)
Familiarity	5.69 (0.33)	5.84 (0.30)
N of Neighbours	152.85 (73.36)	120.5 (51.67)
Character Freq	622358.85 (633737.51)	478549.90 (497386.14)
Stroke Counts	20.80 (6.14)	22.35 (4.67)

Note. Freq stands for frequency, and N for number.

2.0 未満の参加者（文脈なし条件 4 名，文脈あり条件 2 名）のデータは分析の対象外とした。

各条件の同音異義語と非同音異義語の語彙判断時間の平均 (SD)を Figure 2 に示す。文脈の有無を参

Table 6
Means and standard deviations of error rates (%) for homophones and nonhomophones with and without contexts in Experiment 2

	Homophone	Nonhomophone
Without Context	7.21 (6.85)	6.51 (5.34)
With Context	5.13 (5.56)	5.92 (6.16)

加者間，同音異義語の有無を参加者内とする 2 要因混合分散分析の結果，文脈の有無の主効果 ($F(1, 79) = 11.06, p < .01$)，同音異義語の有無の主効果 ($F(1, 79) = 5.66, p < .05$)，交互作用 ($F(1, 79) = 7.70, p < .01$)の全てが有意だった。文脈なし，文脈ありの各々の条件で同音異義語の有無の単純主効果を求めたところ，文脈なし条件では同音異義語の語彙判断時間の方が非同音異義語よりも長かったが ($F(1, 79) = 13.28, p < .01$)，文脈あり条件では有意差は認められなかった ($F(1, 79) = 0.08, ns$)。

各条件の誤答率は Table 6 に示す通りで，先と同じ 2 要因分散分析の結果，文脈の有無の主効果 ($F(1, 79) = 1.72, ns$)，同音異義語の有無の主効果 ($F(1, 79) = 0.003, ns$)，交互作用 ($F(1, 79) = 0.69, ns$)のいずれも有意ではなかった。

3.3 考察

同音異義語と非同音異義語の誤答率に差は認められず，呈示語の改良が適切であったことが確認された。そして，文脈がない場合は同音異義語効

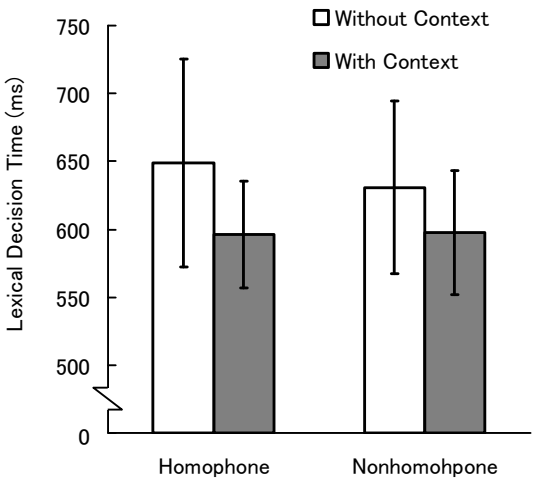


Figure 2. Means and standard deviations of lexical decision time for homophones and nonhomophones with and without contexts in Experiment 2.

果が得られるが、文脈がある場合には同音異義語と非同音異義語の語彙判断時間に差がないことが確認された。文脈がない場合に同音異義語効果が得られたことは、川上 (2006)が示唆したように日本語の場合は英語とは異なり呈示語の出現頻度が仲間より低くなくても同音異義語効果が得られることを示している。そして、文脈がある場合に同音異義語効果が得られなかったことは、日常事態のように文脈が存在する場合には、日本語母語者の音韻情報への依存度は著しく低くなり、その代わりに文脈によるトップダウンな処理が促進され、同音異義語の処理も非同音異義語の処理と同じ程度に円滑に行われることを示している。

4. 総合的考察

実験2で文脈語を3語にすることで、文脈の影響をより明確にすることができた。そしてその状況下では、同音異義語の語彙判断時間は非同音異義語の語彙判断時間と差がないことが確認された。つまり、現実場面と同じように文脈が存在すれば、種類が多く仲間の数の多い日本語の同音異義語でも、非同音異義語と同様、円滑に処理されることが明らかとなった。

実際、日本語のように同音異義語が多く、かつ、その仲間も複数あるような言語で、同音異義語が非同音異義語より不利であるはずがない。Hall (1976)は、言語運用の環境が高文脈であることが言語仕様にも影響すると指摘しており、高文脈が同音異義語の処理を円滑にしているからこそ、日本語では多くの同音異義語や仲間が淘汰されずに存続している可能性は高い。

同音異義語といっても、英語の同音異義語と日本語の同音異義語では、種類、仲間の数、表記等が大きく異なるため、日本語独自の要因の検討は不可欠であろう。そして、日本語の同音異義語の円滑な処理に文脈が不可欠であるとすれば、文脈のない実験事態で日本語母語者の同音異義語の処理過程を検討しても、それは現実とはかけ離れたものとなる可能性は否めない。ただし、最初から現実場面に即した実験を行ったのでは、要因の統

制が難しい。したがって、種々の要因を統制した実験的検討に加え、母語による違いも考慮に入れた現実場面の要因を取り入れた実験的検討を行うことが大切だと考える。

各母語者は、母語の特殊性に適応した処理を行っている可能性は高い。しかしながら、母語の数だけ語彙アクセスモデルが必要と考えるのは不合理である。必要なことは、多様な母語者の処理過程に対応できるよう、できるだけ柔軟かつ包括的なモデルを構築することだと考える。そのためには、例えば、日本語母語者の場合や文脈が存在するような場合は、トップダウンな語彙表象の活性化ルートを設けた上で、間接ルートの重みを小さくし、直接ルートやトップダウンな活性化ルートの重みを大きくすることができると、状況依存的なモデルを構築することが不可欠だと考える。

今後は、さらにデータを集積し、母語者や状況の違いを反映することのできる、柔軟かつ包括的な単語の語彙アクセスモデルを構築していきたいと考えている。

引用文献

- 天野 成昭・近藤 公久 (2003a). NTT データベースシリーズ日本語の語彙特性 第1期 CD-ROM 版 三省堂
- 天野 成昭・近藤 公久 (2003b). NTT データベースシリーズ日本語の語彙特性 第2期 CD-ROM 版 三省堂
- Davelaar, E., Coltheart, M., Besner, D., Jonasson, J. T. (1978). Phonological recoding and lexical access. *Memory & Cognition*, 6, 391-402.
- Hall, E. T. (1976). *Beyond culture*. NY: Anchor Books.
- 川上 正浩 (1997). JIS 一種漢字 2965 字を用いて作成される漢字二字熟語数表——Macintosh 版岩波広辞苑第四版に基づく類似語数調査—— 名古屋大学教育学部紀要教育心理学科, 44, 243-299.
- 川上 正浩 (2006). 同音異義語の存在が漢字二字熟語の語彙判断課題に及ぼす効果 日本認知科学会第23回大会発表論文集, 202-203.
- Mizuno, R., & Matsui, T. (2013). Orthographic or

phonological?: Exploration of predominant information for native Japanese readers in the lexical access of kanji words. *Psychologia*, **56**, 208-221.

水野 りか・松井 孝雄 (2014). 日本語母語者における漢字表記語のメモリスパンに対する形態情報と音韻情報の影響 認知心理学研究, **11**, 59-70.

水野 りか・松井 孝雄・清河 幸子 (2011). 教育・研究のための携帯電話・パソコンによる Web 調査の簡易作成・管理システム: QCAS ナカニシヤ出版

水野 りか・柳谷 啓子・川上 正浩・清河 幸子 (2012). 連想語頻度表ー 3 モーラの漢字・ひらがな・カタカナ表記語ー ナカニシヤ出版

Nisbett, R. E. (2003). *The geography of thought*. NY: Free Press.

Pexman, P. M., Lupker, S. J., & Jared, D. (2001). Homophone effects in lexical decision. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, **27**, 139-156.

Reed, A. D. (2012). *Reed's homophones: A comprehensive book of sound-alike words*. Candler, NC: Pispah Press.

Rubenstein, H., Lewis, S. & Rubenstein, M.A. (1971). Evidence for phonemic recording in visual word recognition. *Journal of Verbal Learning & Verbal Behavior*, **10**, 645-657.

Seidenberg, M. S., & McClelland, J. L. (1989). A distributed, developmental model of word recognition and naming. *Psychological Review*, **96**, 523-568.

新村 出 (編) (2008). 広辞苑第 6 版 岩波書店

Tamaoka, K. (2007). Rebounding activation caused by lexical homophony in the processing of Japanese two-kanji compounds words. *Reading and Writing*, **20**, 413-439.

山田 忠雄・柴田 武・酒井 憲二・倉持 保男・山田 明雄・上野 善道・井島 正博・笹原 宏之 (編) (2013). 新明解国語辞典第 7 版 三省堂

Yates, M. (2013). How the clustering of phonological

neighbors affects visual word recognition. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, **39**, 1649-1656.