

## 固有名詞の識別性に基づく文の構造的曖昧性の処理

井上 雅 勝  
(武庫川女子大学文学部心理・社会福祉学科)

### The effect of distinctiveness of proper nouns on processing structural ambiguity in comprehending Japanese sentences

Masakatsu Inoue

*Department of Psychology and Social Welfare, School of Letters  
Mukogawa Women's University, Nishinomiya 663-8558, Japan*

#### Abstract

The effect of distinctiveness of proper nouns on structural ambiguity resolution or retention in comprehending Japanese sentences with main-clause/relative-clause ambiguity was examined by using self-paced moving-window reading paradigm. The linear mixed-effect model revealed that the processing load of re-analysis (garden path effect) at the head nouns of relative clause was decreased when the proper nouns were more distinctive. This result suggests that the distinctiveness of proper nouns has an effect on working memory capacity in reading that decides whether the sentence processor can retain more than one interpretation or not.

文を理解する際、直面する曖昧性に文処理器がどう対処していくかという問題について、多くのモデルは、文処理器が早期に曖昧性を解消することによって効率的に理解をすすめるという即時処理(immediate processing)の観点から研究を発展させてきた(代表的なものとして、Frazier & Rayner, 1982; MacDonald, Pearlmutter, & Seidenberg, 1994)。一方、曖昧性を解消する情報が得られるまで解釈の決定を遅らせるという遅延処理(delayed processing)の観点を有する研究は少数である(e.g., Ferreira, Bailey, & Ferraro, 2002; 井上, 2006; Marcus, 1980; 坂本・吉長, 2006)。このうち、認知資源容量の立場から遅延処理の可能性を実証的に明らかにした研究として、MacDonald, Just, & Carpenter (1992)があげられる。作動記憶容量の個人差と文理解との相互作用を理論化したJust & Carpenter (1992)の考えに基づく、作動記憶容量の小さな読み手は、曖昧性に対して単独の解釈しか保持できないため、その解釈が間違っていた場合には再解釈が迫られる。一方、作動記憶容量が大きい読み手は、複数の解釈可能性を保持し、解釈の決定を一時的に遅らせることができるため、再解釈を必要としない。MacDonald et al. は、文の読み時間を測定する方法を用いて、こうした作動記憶容量の大きさの違いにより、文の構造的曖昧性への対処方法が異なるという仮説を実証した。

文理解、特に曖昧性への対処と作動記憶容量の個人差との相互作用を検証しようとするアプローチにはいくつかの研究が見られるが、語彙のなんらかの性質によって文の理解に関わる作動記憶負荷の高さが異なるという観点から研究された例はあまりみられない。作動記憶への負荷を変化させる可能性が高い語彙の性質の1つに、固有名詞-普通名詞という名詞のタイプの差異があげられる。一般に、普通名詞と比較して固有名詞は記憶されにくく、想起も困難である(Burke, MacKasy, Worthley, & Wade, 1991; Cohen, 1990)。ここで、こうした要素をより多く含む文を理解する際には、作動記憶により高い負荷がかかるかと仮定すると、上述の作動記憶容量が小さい読み手と同様の効果が現れると予測できる。すなわち、固有名詞を含む文では、文の理解に用いられる作動記憶容量が小さくなるため、複数の解釈候補を有する構造的曖昧性に対して単独の解釈しか保持できない。従って、その解釈が誤りである場合には、

再解釈が迫られることになる。井上(2008)は、

(1a) 小林が社員を叱った安田を呼びつけた。

(1b) 小林が平田を叱った安田を呼びつけた。

のような単文解釈 / 関係節解釈の構造的曖昧性を有する文の読み時間を測定した。これらの文で、「小林が社員を / 平田を叱った」を単文として解釈してしまうと(これをガーデンパス(GP)化とよぶ)、関係節主要部「安田を」で再解釈が必要となり、読み時間が増加する(これを GP 効果という)。一方、2つの解釈が保持され、曖昧性が解消されないままであれば、再解釈の必要はなく GP 効果も小さくなる。実験の結果、固有名詞を1つ多く含む(1b)の「安田を」の領域の読み時間が、普通名詞を1つ含む(1a)よりも有意に長くなった。このことは、固有名詞 - 普通名詞間の作動記憶負荷の差によって、単独の解釈が決定されてしまうか、あるいはその決定が先延ばしにされるか、言い換えると、複数の解釈可能性を保持できるかどうかが決定的であることを示唆している。

これに対して、固有名詞 - 普通名詞のなんらかの質的な差が曖昧性の解消に影響したと考えることもできる。例えば、(1a)の「小林が社員を叱る」という普通名詞を目的語に持つ表現に着目すると、「社員」は単数とは限らない。ここから、単文の意味自体に複数の可能性が生じる(e.g., 「1人の社員を叱る」, 「大勢の社員を一度に叱る」, 「社員1人1人をそれぞれ別の機会に叱る」など)。一方、固有名詞のみからなる文「小林が平田を叱った」では、解釈の可能性はほぼ1つに限られる。ここで、単文の中にさらに意味の曖昧性が含まれる場合には処理の一時的遅延が生じやすいと仮定すれば(cf., 井上, 2010)、普通名詞を含む(1a)で GP 効果が減少した理由を作動記憶負荷の差に帰属させる必要はない。本研究では、こうした複数の説明の妥当性を検討するため、名詞のタイプを固有名詞に統一し、かつ作動記憶への負荷が異なると考えられる2種類の固有名詞を含む構造的曖昧文の理解を比較する。

Stanhope & Cohen (1991)は、識別性の低い固有名詞(e.g., “John”, “Jane”のようなありふれた名前)よりも、識別性の高い固有名詞(e.g., “Felix”, “Grace”のような比較的珍しい名前)の方が、再生成績が良好であることを見いだしている。これは、相互活性化競合モデル(Interactive activation and competition model, Burton & Bruce, 1992)を修正した枠組みの中で、次のように解釈される。まず、意味ネットワーク上では多くのユニットが一度に活性化することが抑えられるため、その中にターゲットがある場合、その活性は弱くなる。識別性が低い固有名詞は、意味ネットワークの中で多くの指示対象と結合を持っていると考えられるため活性が弱く、その結果、再生も困難になる(Stanhope & Cohen, 1991, p. 65)。ここで、識別性が低く活性化されにくい固有名詞を含む文の理解では、作動記憶への負荷が高くなると仮定すると、井上(2008)と同様に、識別性が低い固有名詞だけからなる構造曖昧文(2a)では、相対的に負荷が高いため単一の解釈が選ばれやすく、GP効果が大きくなると予測される。一方、識別性の高い固有名詞(e.g., タモリ)を1つ含む文(2b)では、その負荷はより低いいため、GP効果も小さくなる。これに対し、上述の名詞のタイプに基づいて GP 効果量の差を説明する考えに従うと、ともに固有名詞が用いられている(2a), (2b)では、GP効果に差がみられないはずである。本研究では、語句毎の読み時間を測定する方法によって、以上の作業仮説を検討する。

(2a) 藤田が今井を殴った吉田を誉めた。

(2b) タモリが今井を殴った吉田を誉めた。

## 方 法

**実験参加者.** 後述する評定調査に参加していない武庫川女子大学学生 103 名が実験に参加した。すべての実験参加者は、日本語が母国語であり、正常視力を有していた。年齢は 19-21 才の範囲であった。

**刺激.** 構造的曖昧性(曖昧条件 vs. 非曖昧条件)、および主語(R1)の固有名詞の識別性(低識別条件 vs. 高識別条件)を操作する事により、1セットが4条件からなる16セット計64文の実験刺激が作成された(3a, b, c, d)。刺激文はすべて、主語(R1)、直接目的語(R2)、動詞1(R3)、関係節主要部(R4)、動詞2(R5)から成り立っている。ただし、主語を倒置させたコントロールとしての非曖昧条件では、直接目

的語、動詞 1、関係節主要部、かき混ぜ主語(R1sc)、動詞 2 の語順で構成されていた。主語、目的語、関係節主要部の名詞には、全て固有名詞が用いられた。主節の主語(R1, R1sc)のみ、識別性が高いと想定される実在の著名人物の姓名・ニックネーム・姓と役職名等(e.g., えなりかずき, タモリ, 小泉元首相)と、これよりも識別性が相対的に低い一般的な人姓固有名詞(e.g., 藤田, 今井)に分けられた。

- (3a) 藤田が今井を殴った吉田を誉めた。(曖昧・低識別)
- (3b) タモリが今井を殴った吉田を誉めた。(曖昧・高識別)
- (3c) 今井を殴った吉田を藤田が誉めた。(非曖昧・低識別)
- (3d) 今井を殴った吉田をタモリが誉めた。(非曖昧・高識別)

手続き. 主たる実験課題は, moving window display を用いた語句毎の自己ペースリーディング法であった(Just, Carpenter, & Woolley, 1982). 刺激文の呈示と語句毎の読み時間(reading time: 以下 RT)の記録は, 玄海堂 LinguaLab によって制御された. 実験参加者がスペースキーを押下する毎に先行語句が消去され, 次の語句が呈示された. 語句の呈示とキー押しの間の反応時間(これを RT とみなす)が記録された. 本試行に先だて, 練習試行が 10 試行実施された. 本試行の実験刺激として, 1 セットから 2 文ずつ(3a, 3d, ないし 3b, 3c), 各条件 8 文, 計 32 文からなる 2 つの呈示リストが作成された. なお, 1 セットから 2 文を呈示せざるを得なかったのは, 刺激作成にあたって後述する条件を満たす十分な数の人姓固有名詞が得られなかったためである. さまざまな構造をもつ 112 のフィラー文と共に, 実験刺激がランダムに呈示された. 実験参加者は, 現実の話ではなくあくまでも架空の出来事と想定して各文を読むよう教示された. 各刺激文の読文後, 刺激文の一部, ないし全体をパラフレーズした質問文を呈示し, yes/no で反応させる理解テストが実施された(e.g., タモリが今井を殴った: no 反応). yes 反応文, no 反応文は全体で同数呈示された. 本実験では, 反応の正誤フィードバックは与えられなかった. 実験は平均して 30 分程度で終了した.

固有名詞の識別性評定. 著名人物の固有名詞は, 実験に参加していない 2 名のボランティアからの聞き取りに基づいて, 実験者があらかじめ 16 の名詞を選定した. また, 評定の際のダミー刺激として, 実験参加者には識別できないと想定される 16 の実在人物の固有名詞(国内経済団体等の役職在任者の氏名)を評定対象に含めた. さらに, 人姓固有名詞については学術的調査例がないため, NTT 電話帳等の情報にもとづく民間の資料を参考に, 登録数が上位 200 位程度以内, 漢字 2 字, モーラ数 3-4 の 48 の固有名詞を実験者が選定した. 次に, 質問紙法により, 「その名前が指し示す人物をどれくらい具体的に想起できるか」(固有名詞識別性)について, 5 段階で評価させた. 評定調査者は, リーディング実験に参加していない 16 名であった. 著名人物固有名詞の平均評定値は 4.84 ( $SE: 0.0855$ , range: 4.56-4.94), 人姓固有名詞の平均評定値は 2.16 ( $SE: 0.1007$ , range: 1.19-3.38)であった. 独立変数の条件の値は, 著名人物固有名詞を 0.5, 人姓固有名詞を -0.5 にコード化したうえ, 著名人物固有名詞と人姓固有名詞との間で, 従属変数を順序尺度に指定したロジスティック回帰分析を実施した. その結果, 名詞句のタイプの効果が有意であった( $\beta = 4.4258$ ,  $z = 19.69$ ,  $p < .01$ ). この結果は, 著名人物固有名詞の方が人姓固有名詞よりも識別性が高いことを示している<sup>1)</sup>.

分析. 理解テスト成績に対する構造的曖昧性と主語固有名詞識別性の影響を検討するため, 実験参加者および刺激セットについてのランダム切片とランダムスロープをもつロジスティック混合モデル分析が実施された. 同様に, RT に対する構造的曖昧性と主語固有名詞識別性の影響を検討するため, 実験参加者および刺激セットについてのランダム切片とランダムスロープをもつ線形混合モデル分析が行われた. なお, 非曖昧条件では, 主語固有名詞識別性が操作される主節主語(R1)が R4 の次位(R1sc)にかき混ぜられているため, 本来ならば R2 から R4 にこの固定因子の影響は及ばない. しかし, 全体の実験計画を統一するため, 便宜的に R2 から R4 についても,  $2 \times 2$  の 2 要因の実験計画に基づいて条件を区分し, 以下の分析を実施した.

RT の線形混合モデル分析には, 構造的曖昧性と主語固有名詞識別性の固定因子に加え, 上述の評定によって得られたそれぞれの固有名詞の識別性(R1, R2, R4, R1sc), ないし天野・笠原・近藤(2008)にもとづく単語親密度(R2, R5 の動詞のみ), および各語句のモーラ数が, 共変量の固定因子として含まれた.

**Table 1** Mean reading times (ms) by each region for the four experimental conditions and Correct-answer rate (%)

Structural Ambiguity	Distinctiveness of Subject Proper Nouns	R1 (Subject)	R2 (Object)	R3 (Verb 1)	R4 (Head noun)	R1' (Scrambled subject)	R5 (Verb 2)	Correct answer rate
Ambiguous	Low	799 (27)	890 (40)	819 (38)	1338 (76)		736 (36)	84% (3%)
	High	837 (22)	764 (32)	700 (29)	1080 (60)		687 (34)	93% (2%)
Unambiguous	Low		839 (41)	724 (31)	949 (48)	996 (57)	712 (34)	90% (2%)
	High		801 (34)	712 (29)	963 (49)	1054 (53)	660 (27)	93% (2%)

Note. Numbers in parenthesis are 95% confidence intervals.

構造的曖昧性の固定因子は、曖昧条件(3a, 3b)を 0.5 に、非曖昧条件(3c, 3d)を -0.5 にコード化した。また、主語固有名詞識別性の固定因子は、低識別条件(3a, 3c)を 0.5 に、高識別条件(3b, 3d)を -0.5 にコード化した。連続量の 2 つの共変量固定因子は、値の平均が 0 になるように中心化された。各混合モデル解析は、統計分析プログラム R (R Development Core Team, 2010) の lme4 パッケージ (version 0.999999-0, Bates, Maechler, & Bolker, 2012) を用いて実施された。

理解テスト成績に対するロジスティック混合モデル分析はラプラス近似によって、また RT に対する線形混合モデル分析は制限付き最尤推定法 (Restricted Maximum Likelihood Estimation: RMLE) によって、それぞれモデルの適合度が計算された。各分析では、まず実験変数としての 2 つの固定因子とその交互作用、ランダム切片、ランダムスロープ項、さらに RT データについては共変量としての 2 つの固定因子を含めた、最も複雑なモデル<sup>2)</sup>を作成した。この時点で、推定係数 (Estimate) の  $t$  値が 2 未満の共変量があれば、モデルに寄与しないとみなしてモデル式から削除した。次に、後進ステップワイズの様式によって、複雑なモデルとそこからランダムスロープ項を順次削除して作成したより単純なモデルとを比較する尤度比検定 (the likelihood ratio test) を繰り返した (Baayen, Davidson, & Bates, 2008; Jaeger, 2009)。検定の結果が有意でない場合、ないし単純なモデルの対数尤度 (LogLik) が有意に大きい場合は、より単純な方を選択し、さらに検定を続けた。複雑なモデルの対数尤度の方が有意に大きい場合、これを最終モデルに採用した<sup>3)</sup>。

## 結 果

全実験刺激に対する理解テストの成績が 66% 未満の実験参加者と、キー押し操作の不具合等で正常に測定できなかった参加者、計 31 名のデータが統計分析から除外された。従って、以降の混合モデル解析に用いられたのは、72 名のデータであった。理解テストの従属変数は、正答を 0、誤答を 1 のようにコード化した。理解テスト成績の平均正答率と 95% 信頼区間を、Table 1 にあげる。実験参加者および刺激セットについてのランダム切片とランダムスロープをもつロジスティック混合モデル分析を実施したところ、主語固有名詞識別性の固定因子が有意であった。また、交互作用が有意傾向であった (Table 2)。この結果は、識別性の高い著名人物固有名詞を含む文は、識別性の低い人姓固有名詞よりも、理解テストの正答率が高くなることを示している。また、限定的ではあるが構造的曖昧文でこの効果がより大きくなる傾向があることも示された。

RT データの分析にあたって、まず理解テストに不正解であった試行のデータ (10%) が分析から除外された。また、外れ値に対処するため、4000ms 以上の RT、および 200ms 未満の RT データが削除された (Roland, Yun, Koenig, & Mauner, 2012)。これらは全体の 2.5% であった。さらに、各領域・各条件毎に平均値から 2.5SD 以上の値を持つ試行のデータが削除された。これらは全体の 2% であった。その結果、72 名のデータの 85.5% が線形混合モデルの分析に用いられた。Table 1 に、条件別・語句毎の RT の平均値 (ms)、および 95% 信頼区間を示す。各語句の RT データに対して、実験参加者および刺激セットについてのランダム切片とランダムスロープをもつ線形混合モデル分析を実施した。なお、本稿では紙面の都合により、GP 効果の指標となる関係節主要部 (R4) の線形混合モデル分析結果のみを詳述する<sup>4)</sup>。

**Table 2 Parameters of the final logistic mixed regression model of Correct-answer rate**

	Estimate	Standard Error	z value	p value
(Intercept)	-2.6953	0.1804	-14.94	$p < .01$
Structural Ambiguity	0.4675	0.4232	1.11	$p = .26$
Distinctiveness of Subject Proper Nouns	0.6712	0.1525	4.40	$p < .01$
Interaction	0.5277	0.3046	1.73	$p = .08$

Note. The final logistic mixed regression model of Correct-answer rate:

(4)  $\text{lmer}(\text{error} \sim \text{f1c} * \text{f2c} + (1 + \text{f1c} | \text{ss}) + (1 + \text{f1c} | \text{set}), \text{family} = \text{binomial})$

R4 領域のデータについては、まず最大のモデル式の時点で、共変量としての2つの固定因子(R4のモーラ数およびR4の固有名詞の識別性評定値)は特に効果を持たないと判断されたため、これらの固定因子がモデル式から削除された。前述の分析手順に従って順次ランダムスロープ項を削除し、最終的に得られたモデル式と各固定因子の推定係数、標準誤差および*t*値をTable 3にあげる。なお、Rを用いた線形混合モデル分析では、固定因子の*t*の絶対値が2以上であれば、5%水準で効果が有意であるとみなされる(Gelman & Hill, 2007)。ここで、*p*値が掲載されないのは、分析プログラム作成者の主張(Bate, 2006)に基づく。Batesは、*t*値自体の有意性を問わない代わりに、マルコフ連鎖モンテカルロ(MCMC)サンプリングシミュレーションによる*p*値の推定を推奨している。しかし、ランダムスロープとランダム切片をもつ線形混合モデルに対するMCMCサンプリングシミュレーションが現行のRプログラムに準備されておらず、*p*値を求めることができない。このため、暫定的に*t*値に基づいて有意性を判断せざるを得ないのが現状である。R4領域では、構造的曖昧性、主語固有名詞識別性の効果、およびそれらの交互作用が有意であった(Table 3)。Table 1に明らかなように、R4領域の曖昧条件のRTは非曖昧条件よりも全体に長く、GP効果があらわれているといえる。しかし、曖昧条件の低識別条件(3a)のRTの方が高識別条件(3b)よりも顕著にRTが長い(+258ms)。一方、統制条件である非曖昧条件(3c, 3d)では、全体にRTが短く、便宜的に分けられた識別性要因の条件差はわずかである(-14ms)。すなわち、低識別固有名詞を主語にもつ文のGP効果((3a) - (3c) : +389ms)は、高識別固有名詞文のGP効果量((3b) - (3d) : +117ms)よりも顕著に大きいことがわかる。線形混合モデル分析における有意な交互作用は、主語固有名詞識別性に基づくGP効果の非対称性を反映しているものと考えられる。

## 論 議

本研究では、固有名詞識別性の差によって文を理解する際の記憶負荷が変化し、記憶負荷が低い高識別条件では複数の解釈候補を保持できる可能性が相対的に高まるため、構造的曖昧文で生じるGP効果量が小さくなるという仮説が検証された。事前評定によって主語固有名詞の識別性が変化させられた2つの構造曖昧文(e.g., 藤田が / タモリが今井を殴った吉田を誉めた。)を作成し、語句毎の読み時間を測定した。関係節主要部(e.g., 今井を)でみられるGP効果量を線形混合モデル分析によって比較したところ、曖昧条件では、主語固有名詞識別性が高い文のGP量が、低い文のGP量よりも有意に小さくなった。以上の結果は、

- (i) 固有名詞の識別性が、語の活性化の容易さに影響する。

**Table 3 Parameters of the final linear mixed regression model of RTs across the head noun (R4)**

	Estimate	Standard Error	t value
Intercept	1076.57	39.41	27.32
Structural Ambiguity	239.09	49.89	4.79
Distinctiveness of Subject Proper Nouns	126.29	39.42	3.20
Interaction	263.68	58.84	4.48

Note. The final linear mixed regression model of RTs:

(5)  $\text{lmer}(\text{rt} \sim \text{f1c} * \text{f2c} + (1 + \text{f1c} * \text{f2c} | \text{ss}) + (1 + \text{f1c} + \text{f2c} | \text{set}))$

- (ii) この活性化の容易さが、文を理解する際の作動記憶に対する負荷の差をもたらす。
- (iii) この負荷の高さに依存する作動記憶容量の差が、構造的曖昧文の理解において複数解釈を保持できるかどうか、言い換えると、曖昧性解消の決定を一時的に遅延できるかどうかを決定する。
- (iv) 最終的に、GP 効果の大きさが変化する。

という説明の妥当性を示すものである。

では、井上(2008)でみられた固有名詞と普通名詞の差に基づく GP 効果量の差も、名詞の識別性の効果といえるのだろうか。文脈がない状況で人物の普通名詞の指示対象を特定できるとは考えにくい。この差はむしろ、固有名詞よりも普通名詞の方が活性が容易である(ないしアクセスしやすい)ことが基礎になっていると考えるほうが妥当であろう。とはいえ、いずれの場合も、作動記憶に対する負荷の高さがその容量を変化させ、複数解釈候補を保持できるかどうかを決定するというメカニズム(Just & Carpenter, 1992)を共有していることには変わりはない。一方、同じ名詞タイプであっても識別性の違いによって GP 効果に変化したことから、名詞タイプの質的な違いに基づく仮説は棄却される。また、R2, R3 では、R4 と同様の交互作用が得られており(付録 Table 5, 6)、低識別主語固有名詞が最初に現れた場合、R2, R3 で読み手により高い記憶負荷がかかっていると考えられる。そうすると、R4 における主語固有名詞識別性の条件差も、この差が単純に継続されていったものとみなしうるかもしれない。しかし、曖昧条件と非曖昧条件との差は、R2, R3, R4 の順に、低識別条件で +61ms, +95ms, +389ms, 高識別条件で -37ms, -12ms, +117ms であり、R4 の固有名詞識別性に基づく差は、前の領域と比較して格段に大きいことがわかる(Table 3)。すなわち、R2, R3 領域の交互作用には固有名詞識別性に基づく作動記憶負荷の差が反映されているが、R4 の交互作用にはさらに GP 効果の非対称性も含まれていると考えるべきであろう。

本研究の結果を説明しうる他の考えはないのだろうか。例えば、関係節主要部(e.g., 吉田を)における再解釈の段階では、冒頭の主語を既に構成した単文解釈から切り離し、関係節主要部(目的語)とともに新たな解釈を構成しなければならない。その際、よりアクセスしやすい高識別主語(e.g., タモリ)の方が再解釈しやすい、という考え方も可能である。この説明は、本研究の結果だけからは否定できないが、井上(2008)の結果を援用すると、その可能性が低いことがわかる。すなわち、井上(2008)で名詞の種類が操作された位置は目的語(e.g., 社員を vs. 平田を)であり、冒頭の主語ではない。従って、再解釈の際に主語にアクセスしやすいかどうかには帰属させて、(1a) - (1b)間の GP 効果の差を説明することはできない。また、関係節主要部における再解釈の時点で、目的語は既に構成された構造内に残しておくことができるため、もともと再解釈の必要がない。従って、目的語名詞へのアクセスのしやすさが GP 効果の差を説明できるとも考えにくい。

Gordon, Hendrick, & Levin (2002)は、人物の固有名詞ないし普通名詞を記憶する二次課題を課しつつ、文中に固有名詞ないし普通名詞を含む関係節文の読み時間を測定した。すると、二次課題の名詞タイプと文に含まれる名詞タイプが一致(固有-固有ないし普通-普通)するときには、関係節の理解の複雑さの要因とは独立に、文の読み時間が増加するという結果が得られた。この結果は、二次課題で文に現れるものと同一タイプの名詞に注意が向けられていると、作動記憶上での干渉効果が大きくなり、読みの時間や記憶成績に影響すると解釈されている。確かに、井上(2008)の刺激(1a), (1b)をみると、GP 効果が大きい条件(1b)では主語と目的語に同じタイプの固有名詞が使用されていることから、再解釈の際に Gordon et al. (2002)がいうような干渉効果があらわれたと考えることもできる。しかし、本実験で使用されたのは、識別性が異なるといっても同じ固有名詞(e.g., タモリ vs. 藤田)であり、読み手がこれらを異なるタイプの名詞であると判別したかどうかは不明である。また、例えば井上・藏藤・松井・大谷・宮田(2008)の実験には、普通名詞だけからなる構造的曖昧文(6)が含まれていたが、この文の関係節主要部(e.g., 男性を)の平均 RT を算出すると 952ms にすぎず、本実験の識別性が高い曖昧文(3b)の RT (1080ms)よりもさらに短い。この知見を見る限り、名詞のタイプが同じだからといって、必ずしも再解釈時にその干渉効果が現れるとはいえないと考えられる。

- (6) 警官が犯人を捕まえた男性を上司に紹介した。

以上見てきたように、本研究では、固有名詞の識別性によって作動記憶に対する負荷の高さが変化し、それに伴う作動記憶容量の差によって複数解釈候補を保持できるかどうかが決まることを明らかにした。これは、容量の個人差の観点から文理解と作動記憶との相互作用を論じた Just & Carpenter (1992) の考えを補完するものであると同時に、曖昧性の解消・遅延を決定づける要因のひとつを特定することにもつながっている。なお、再解釈の容易さという観点に基づく代替の説明に対しては、先行研究結果を援用した推論にとどまるため、より直接的な検証を試みる必要があるだろう。

## 引用文献

- 天野成昭・笠原要・近藤公久(編著) (2008). NTT データベース日本語の語彙特性第 4 期第 9 巻単語親密度増補三省堂
- Baayen, R. H., Davidson, D. J., & Bates, D. M. (2008) . Mixed-effects modeling with crossed random effects for subjects and items. *Journal of Memory and Language*, **59**, 390–412.
- Bates, D. (2006) . lmer: p-values and all that. [Post on a mailing list] <https://stat.ethz.ch/pipermail/r-help/2006-May/094765.html>
- Bates, D., Maechler, M., & Bolker, B. (2012) . lme4: Linear mixed-effects models using Eigen and Eigen++. R package version 0.999999-0 <http://cran.r-project.org/web/packages/lme4/index.html>
- Burke, D. M., MacKay, D. G., Worthley, J. S., & Wade, E. (1991) . On the tip of the tongue: What causes word finding failures in young and older adults. *Journal of Memory and Language*, **30**, 542-579.
- Burton, A. M., & Bruce, V. W. (1992) . I recognize your face but I can't remember your name: A simple explanation? *British Journal of Psychology*, **83**, 45-60.
- Cohen, G. (1990) . Why is it difficult to put names to faces? *British Journal of Psychology*, **81**, 287-297.
- Ferreira, F., Bailey, K. G. D., & Ferraro, V. (2002) . Good-enough representations in language comprehension. *Current Directions in Psychological Science*, **11**, 11-15.
- Frazier, L., & Rayner, K. (1982) . Making and correcting errors during sentence comprehension: Eye movements in the analysis of structurally ambiguous sentences. *Cognitive Psychology*, **14**, 178-210.
- Gelman, A., & Hill, J. (2007) . *Data analysis using regression and multilevel/ hierarchical models*. New York: Cambridge University Press.
- Gordon, P. C., Hendrick, R., & Levin, E. H. (2002) . Memory-load interference in syntactic processing. *Psychological Science*, **13**, 425-430.
- 井上雅勝(2006). 日本語文の理解における曖昧性の解消と保留. 認知科学, **13**, 353-368.
- 井上雅勝(2008). 名詞句のタイプが日本語文理解のガーデンパス効果に及ぼす影響. 日本心理学会第 72 回大会発表論文集, 983.
- 井上雅勝(2010). 文の意味的曖昧性が構造的曖昧性の解消と保留に及ぼす影響 日本認知心理学会第 8 回大会発表論文集, 81.
- 井上雅勝・藏藤健雄・松井理直・大谷朗・宮田高志(2008). 全称量化表現の文理解過程 – Incremental-DRT モデルの実証的検討 – 日本認知科学会第 25 回大会発表論文集, 330-331.
- Jaeger, T. F. (2009) . Random effect: Should I stay or should I go? [Web log post] . <http://hlplab.wordpress.com/2009/05/14/randomeffect-structure/> Retrieved 24.07.2011.
- Just, M. A., & Carpenter, P. A. (1992) . A capacity theory of comprehension: Individual differences in working memory. *Psychological Review*, **99**, 122-149.
- Just, M. A., Carpenter, P. A., & Woolley, J. D. (1982) . Paradigms and processing in reading comprehension. *Journal of Experimental Psychology: General*, **111**, 228–238.
- MacDonald, M. C., Just, M. A., & Carpenter, P. A. (1992) . Working memory constraints on the processing of syntactic ambiguity. *Cognitive Psychology*, **24**, 56–98.

- MacDonald, M. C., Pearlmutter, N. J., & Seidenberg, M. S. (1994). The lexical nature of syntactic ambiguity resolution. *Psychological Review*, **101**, 676–703.
- Marcus, M. P. (1980). *A theory of syntactic recognition for natural language*. Cambridge, MA: MIT Press.
- R Development Core Team (2010). R: A Language and environment for statistical computing: R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0. <http://www.R-project.org>.
- Roland, D., Yun, H., Koenig, J-P., & Mauner, G., (2012). Semantic similarity, predictability, and models of sentence processing. *Cognition*, **122**, 267-279.
- 坂本勉・吉長美佳 (2006). 日本語における「ガ格連続文」の処理について 九州大学言語学論集, **27**, 1-36.
- Stanhope, N., & Cohen, G. (1993). Retrieval of proper names: Testing the models. *British Journal of Psychology*, **84**, 51-65.

## 注

- 1) Rにおいて、例えば‘rating’という従属変数を5段階の順序尺度に指定するには、該当するデータ列に対し次の関数による処理を施す(ordered (data = rating, levels = 1 : 5))。また、ここでのロジスティック回帰分析式は(7)の通りである。  
(7) lrm (rating ~ propernamec, x = T, y = T)  
(lrm: ロジスティック回帰モデル分析の関数。以下は本実験固有のデータ列名を示す。rating: 従属変数としての固有名詞識別性評定値, propernamec: 中心化された固有名詞の種類の変数)
- 2) 次式は、本実験の正答率(8a)およびR4のRT(8b)に対するlmer関数の仕様に基づく混合モデル解析の最大の式の例である。(8a)はロジスティック混合モデル分析、(8b)は線形混合モデル分析である。  
(8a) lmer (error ~ f1c \* f2c + (1 + f1c \* f2c | ss) + (1 + f1c \* f2c | set), family = binomial)  
(8b) lmer (r4lg ~ f1c \* f2c + (1 + f1c \* f2c | ss) + (1 + f1c \* f2c | set) + fam4c + mora4c)  
(lmer: 混合モデル解析を実行する関数。error: 誤答1, 正答0にコード化された正答率データセット名。R4: R4領域のRTデータセット名。f1c: 構造的曖昧性の固定因子名。f2c: 主語固有名詞識別性の固定因子名。ss: 実験参加者番号のランダム因子名。set: 刺激セットのランダム因子名。fam4c: R4領域の固有名詞識別性の共変量名。mora4c: R4のモーラ数の共変量名。family = binomial: 従属変数が名義尺度データであることの指定。各固定因子末尾のc: -0.5および0.5にコード化、ないし中心化した変数であることを示す本実験固有の任意の文字。なお、lmer関数の書式で“f1c \* f2c”は、f1cおよびf2cの主効果と、f1cとf2c間の交互作用を表す。交互作用項を含まない場合は“f1c + f2c”のように記述する。(1 + \* | \*)の形式の項は、ランダム因子項を示す。)
- 3) 本実験のデータについては、構造的曖昧性と主語固有名詞識別性による2 x 2の2要因被験者内分散分析も実施された。RTデータについては、線形混合モデル分析と同様の分析結果パターンが得られた。一方、正答率については、分散分析では交互作用が有意であったが、ロジスティック混合モデル分析では有意傾向にとどまらなかった。
- 4) R4以外の領域の線形混合モデル分析の結果については、付録Table 4-8を参照。なお、R2とR3では、R4と同様のRTパターンが得られており、交互作用が有意であった(付録Table 5, 6)。すなわち、曖昧条件で主語固有名詞が低識別条件の場合、他の3条件よりもRTが長くなる。これは、低識別主語固有名詞が最初に現れた場合、R2, R3で読み手に高い記憶負荷がかけられていることを示すと考えられる。

## 付録 (実験刺激および R4 領域以外の線形混合モデル分析結果)

1. 加藤が/ビートたけしが宮田を止めた武田を呼び出した。(2.50 / 4.94)
2. 清水が/長澤まさみが荒井を雇った大塚を笑った。(2.25 / 4.63)
3. 藤田が/タモリが今井を殴った吉田を誉めた。(1.88 / 4.88)
4. 原田が/松本人志が山田を笑った久保を叱った。(2.38 / 4.69)
5. 森田が/イチローが松井を目指した岩崎を馬鹿にした。(2.25 / 4.88)



6. 柴田が / 鳩山前首相が 上田を暗殺した桜井をかくまった. (2.89 / 4.88)
7. 工藤が / 志村けんが 石田を縛った木下を逃がした. (2.25 / 4.88)
8. 坂井が / 所ジョージが 浅野を雇った菊池を問いただした. (1.19 / 4.94)
9. 大野が / 小沢一郎が 池田を捕まえた松尾を誉めた. (3.00 / 4.75)
10. 河野が / えなりかずきが 中野をいじめた野村を殴った. (1.75 / 4.94)
11. 上野が / 岡村隆史が 田中を助けた佐野を応援した. (2.38 / 4.57)
12. 小山が / 菅首相が 浜田を守った杉本を表彰した. (1.95 / 4.94)
13. 平野が / 明石家さんまが 島田を探した水野を呼んだ. (1.75 / 4.94)
14. 渡辺が / みのもんたが 武田をだました吉川を助けた. (2.38 / 4.88)
15. 山本が / 小泉元首相が 平井を殺した山内を非難した. (1.94 / 4.94)
16. 小林が / 上戸彩が 平田を叱った安田を呼びつけた. (1.88 / 4.88) ※数値は主語固有名詞の識別性評定値を示す.

**Table 4** Parameters of the final linear mixed regression model of RTs across the subject (R1)

	Estimate	Standard Error	<i>t</i> value
Intercept	818.77	20.35	40.23
Distinctiveness	69.71	29.27	2.38
Mora1	35.26	8.49	4.15

Note. The final linear mixed regression model of RTs:

(9)  $\text{lmer}(r1 \sim f2c + (1 | ss) + (1 | set) + \text{mora1c})$

**Table 5** Parameters of the final linear mixed regression model of RTs across the object (R2)

	Estimate	Standard Error	<i>t</i> value
Intercept	825.11	24.56	33.59
Ambiguity	8.75	17.17	0.51
Distinctiveness	85.69	17.13	5.00
Interaction	91.85	34.42	2.67

Note. The final linear mixed regression model of RTs:

(10)  $\text{lmer}(r2 \sim f1c * f2c + (1 | ss) + (1 | set))$

**Table 6** Parameters of the final linear mixed regression model of RTs across the verb1 (R3)

	Estimate	Standard Error	<i>t</i> value
Intercept	739.24	19.04	38.83
Ambiguity	39.03	23.19	1.68
Distinctiveness	64.73	18.88	3.43
Mora3	42.82	15.67	2.73
Interaction	106.56	45.57	2.34

Note. The final linear mixed regression model of RTs:

(11)  $\text{lmer}(r3 \sim f1c * f2c + (1 + f1c * f2c | ss) + (1 + f1c * f2c | set) + \text{mora3c})$

**Table 7** Parameters of the final linear mixed regression model of RTs across the scrambled subject (R1sc)

	Estimate	Standard Error	<i>t</i> value
Intercept	1025.51	38.84	26.40
Distinctiveness	67.44	93.09	0.72
Mora1sc	42.78	25.78	1.66

Note. The final linear mixed regression model of RTs:

(12)  $\text{lmer}(r1sc \sim f2c + (1 + f2c | ss) + (1 + f2c | set) + \text{mora1sc})$

**Table 8** Parameters of the final linear mixed regression model of RTs across the head noun (R5)

	Estimate	Standard Error	<i>t</i> value
Intercept	699.54	18.22	38.22
Ambiguity	19.75	15.83	1.25
Distinctiveness	48.58	15.81	3.07
Mora5	30.45	11.17	2.72
Interaction	-9.77	31.73	-0.31

Note. The final linear mixed regression model of RTs:

(13)  $\text{lmer}(r5 \sim f1c * f2c + (1 | ss) + (1 | set) + \text{mora5c})$