

意味カテゴリーは離散か連続か  
 アスペクトの実時間処理に基づく検討  
**Discrete vs. Continuous Semantic Categories: A study of real-time  
 processing of aspectual properties**

石井 創  
 ISHII So

石川 潔  
 ISHIKAWA Kiyoshi

法政大学大学院  
 Graduate School of Humanities, Hosei University  
 so.ishii.cn@stu.hosei.ac.jp

法政大学  
 Hosei University  
 kiyoshi@hosei.ac.jp

### Abstract

Combinations of verbs and adverbs with aspectual mismatches are occasionally observed, which seemingly argue against linguists' traditional way of dichotomizing verbs into punctual and durative. Based on processing experiments Brennan and Pykkänen (2008) argued for a **discrete coercion operation**, but their experimental results could be interpreted in terms of an **adverb effect** instead of an **aspectual mismatch effect** on the one hand, and in terms of **continuous biases** for punctual and durative interpretations on the other. A combination of rating and self-paced reading experiment was conducted, the result of which argues for the **aspectual mismatch effect** interpretation (in support of Brennan and Pykkänen) and for the **continuous bias** conception of the aspectual mismatch (against Brennan and Pykkänen).

**Keywords** — semantic processing, aspectual coercion, self-paced reading experiment

### 1. はじめに

アスペクト研究では伝統的に、述語は「瞬間述語」および「期間述語」に分類されると想定されてきた。そのような想定が正しいなら、瞬間述語は瞬間副詞とのみ、そして期間述語は期間副詞とのみ、共起できるはずである。しかし、アスペクト指定が食い違う述語と副詞の共起はしばしば観察されるところであり、これは一見、伝統的な想定に反する。例えば Brennan and Pykkänen (2008) によれば、瞬間述語である *banged* は、(1) のように、瞬間副詞 (*just after ten*) の他に期間副詞 (*all morning long*) と共起しうる！

- (1) a. Just after ten the cart banged in the cramped store aisle.  
 b. All morning long the cart banged in the cramped store aisle.

<sup>1</sup> Brennan and Pykkänen は (1) について、後述するように、実験に基づいて *banged* を瞬間述語とみなしている。

(1b) のような、一見したところの反例については、以下の3つの対処法が論理的には可能である：

- 「区別の否定」説：伝統的な想定は間違っており、述語は特に瞬間述語と期間述語に分かれているわけではない。  
 「離散の変更」説：伝統的な想定は正しいが、文脈に応じて、語彙レベルでの指定から反対の指定への変更を強制 (coerce) できる。  
 「バイアス変更」説：伝統的な想定は、部分的にのみ正しく、「瞬間」「期間」という指定は、述語ごとのそれぞれの指定への好みの程度という形となっている (cf. Todorova et al., 2000)。

「区別の否定」説によれば、「一見したところの反例」は真正の反例であることになるが、「離散の変更」説および「バイアス変更」説によれば、それらは、真正の反例というわけではなく、語彙的な指定は、文脈によって変更可能なデフォルトの指定に過ぎない、ということになる。「離散の変更」説と「バイアス変更」説は、デフォルト指定およびその変更がどのようなものであるかについて、見解が異なる。すなわち、「離散の変更」説によれば、「瞬間」や「期間」といった語彙的な指定は離散的な指定であり、述語と副詞との間で「瞬間/期間」の指定の矛盾に聞き手・読み手が遭遇した時は、語彙的に指定された(瞬間または期間という)意味構造を別の意味構造に変換する、という処理を聞き手・読み手は行うことになる。それに対して、「バイアス変更」説によれば、「瞬間/期間」の区別はいわば、1つの連続した数直線上での「アスペクト解釈バイアス」の数値であり、例えば、語彙的に指定されているバイアス値が +2 なら、瞬間解釈を期間解釈より選好する度合いが2であり、バイアス値が -3 なら(逆に)期間解釈を瞬間解釈より選好する度合いが3である、ということである。そして、文脈中での述語の解釈の変更は、副詞の要求するアスペクト指定に合うまで、述語の

バイアス値を変更する、という処理であることになる。「離散的变化」説および「バイアス変更」説はいずれも、アスペクト指定が食い違っている述語と副詞が共起している表現の処理が、そうでない表現の処理よりも、コストが高いことを、予測する。しかし、そのコストの高さの理由は、両者の説の間で微妙に異なる。「離散的变化」説によれば、食い違い解消のための離散的な強制 (coersion) 操作があることによりコストが生じる。「バイアス変更」説によれば、食い違いがなくなるまで述語のバイアス値を連続的に変更することによって、コストが生じることになる。

Pickering et al. (2006) は、self-paced reading および眼球運動測定の実験を行ったが、彼らの実験では、述語と副詞との間のアスペクト指定の食い違いによる処理コストが観察されなかった。そのため Pickering et al. は、「区別の否定」説を主張した<sup>2</sup>。他方で Brennan and Pykkänen (2008) は、Pickering らの刺激選定に問題があった可能性を指摘した。すなわち、Pickering たちの実験で用いられた動詞は基本的に瞬間動詞と考えられるが、その中には、繰り返し (複数回) 解釈が好まれるものがあった可能性がある。繰り返し解釈の場合、1回1回の行為は瞬間的でも、繰り返された全体は期間となるので、刺激の動詞が繰り返しの解釈を受けていた場合には、述語と副詞との間でアスペクト指定の食い違いが最初から存在しなかったことになる。この場合は当然、上記の3つの説のどれが正しいとしても、「瞬間述語」と期間副詞との組み合わせには処理コストは存在しないことになる。このような不備を克服するため、Brennan and Pykkänen (2008) は、まずパイロット実験を実施し、非・繰り返し (1回) 解釈が好まれる動詞を選定した。選定結果を用いて、self-paced reading および MEG 測定実験を行い、瞬間述語と思われる動詞 (e.g., *banged*) は、瞬間副詞 (e.g., *just after ten*) と組み合わせた場合よりも期間副詞 (e.g., *all morning long*) と組み合わせた場合の方が処理コストが高い、という結果を得た。この結果を彼らは、「離散的变化」説の証拠と解釈した。

しかし、Brennan and Pykkänen の結果は、必ずしも「離散的变化」説の証拠とは言えない。まず、その結果は、「期間副詞を含む文の方が、瞬間副詞を含む文より、動詞のアスペクト指定とは無関係に処理コストが高い」という解釈 (副詞効果) も、厳

密には可能である。また、彼らの結果は、「離散的变化」説だけでなく「バイアス変更」説でも解釈可能である (Ishikawa, 2012)<sup>3</sup>。

よって、Brennan and Pykkänen (2008) の結果から、以下の2つの問いが導かれる：

- 彼らの結果は、アスペクト指定の食い違いによるものと解釈すべきか、または単なる副詞効果と解釈すべきか。
- もし、アスペクト指定の食い違いによるものと解釈すべきならば、アスペクト解釈の変更は、「瞬間/期間」の間の離散的な変更と捉えるべきか、それとも、バイアス値の連続的な変更と捉えるべきか。

本研究の目的は、この2つの問いに答えることである。本研究では、日本語刺激を用い、日本語母語話者を参加者とした、評定と self-paced reading の組み合わせの実験を実施した。

## 2. 実験

本研究で実施した実験は、2部構成となっている。

第1部では、参加者による、動詞の「瞬間/期間」への分類およびその分類の確信度の評定のデータを得た。同一の動詞であっても、参加者ごとに分類が異なる可能性があるため、まず最初に、刺激文の描写する出来事が起きた回数が1回 (瞬間) か複数回 (期間) かの分類を求め、ついで、自身の分類への確信度の評定を求めた (本実験では、文の分類・評定は、動詞の分類・評定と解釈する)。

第2部では、アスペクトに関する事後質問付きの self-paced reading 実験を課した。

もし Brennan and Pykkänen (2008) の結果が、アスペクト指定の食い違いによって解釈されるべきであるなら、期間 (繰り返された瞬間的出来事) をあらず動詞は、期間副詞と組み合わせられた場合よりも瞬間副詞と組み合わせられた場合の方が処理にコストがかかるはずである。しかし、もし彼らの結果が副詞効果として解釈されるべきならば、それと逆の結果になるはずである。

他方で、アスペクト指定の食い違いによる解釈が採用される場合、「離散的变化」説によれば、動詞の「瞬間/期間」への分類は動詞の処理コストに影響を与えるはずだが、それぞれの分類への確信度の評定は影響を与えないはずである。逆に、「バイアス変更」説によれば、動詞の「瞬間/期間」への分類のみならず、その分類への確信度の評定にも応じて、動詞の処理コストが変わることが、期待される。

<sup>3</sup>このような解釈の可能性は、Todorova et al. (2000) が既に指摘しているが、Brennan and Pykkänen は無視している。

<sup>2</sup>より正確に言うと、彼らは、語彙的な「瞬間/期間」の指定を否定しているわけではない。むしろ、彼らが言うところによれば、読み手は、実験課題で要求されない限り「瞬間/期間」の区別を行おうとしない、ということである。しかし、この主張は、彼らの実験結果に関する限り、「区別の否定」説と区別がつかない。

## 2.1 参加者

法政大学の学部生・大学院生で、言語障害をもたない日本語母語話者 53 名（男性 23 名，女性 30 名，全員利き手は右）が実験に参加した。実験終了後，参加者には報酬として，謝礼金と授業の成績評価への加点のいずれか望む方を与えた。

## 2.2 刺激

(2) のような「主語 - 付加詞 - 動詞」の語順で構成された日本語によるターゲット文を 52 文作成した。「付加詞」は時間副詞でない要素であった。また，ターゲット文と同様の単語数・語順から成るフィラー文を 26 文作成した。これら計 78 文を基本刺激文として，実験第 1 部（動詞分類・確信度評定課題）の刺激に用いた。

(2) 幼稚園児が公園でジャンプした。

次に，上記の基本刺激文 78 個それぞれに対して，期間副詞・瞬間副詞を加えたものを従属節とした，(3) のような時間副詞付き刺激文を，合計 156 個作成した（ターゲット文 104 文，フィラー文 52 文）。すべての文において，期間副詞は「おおよそ～間」，瞬間副詞は「ちょうど～に」，という形であった。これら計 156 文の時間副詞付き刺激文を実験第 2 部（self-paced reading 課題）の刺激に用いた。なお，文における領域は，図 1 に見られるように 6 つに分けた。

- (3) a. 幼稚園児がおおよそ 30 秒間公園でジャンプしたと主婦は証言した。（期間副詞条件）  
 b. 幼稚園児がちょうど 12 時に公園でジャンプしたと主婦は証言した。（瞬間副詞条件）

## 2.3 手続き

実験は，富士通製パソコン ESPRIMO D750/A（モニター解像度は 1280 × 1024）を用いて行われた。参加者は 2 グループに分けられ，同グループの参加者全員が法政大学のコンピューター教室に一斉に集まり，同時に実験を開始した。

実験第 1 部では，刺激呈示・反応の記録に Praat Ver. 5.3.53 (Boersma and Weenink, 2013) を用いた。基本刺激文がモニター画面上にランダムな順序で呈示され，参加者は (i) 文の描写する出来事が起きた回数の「1 回」か「複数回」かへの分類，(ii) その分類の確信度の 1 ~ 4 の 4 段階での評定，を求められた。(i)・(ii) はともに，モニター画面上に表示

される選択肢ボタンをマウスで左クリックすることで行われた。

グループの参加者全員が実験第 1 部を終えた後，短い休憩を挟んでから実験第 2 部を同時に開始した。実験第 2 部では，刺激呈示・反応の記録に LinguaTools Ver. 1.0.0.1 (坂本・安永 2010) を用いた。時間副詞付き刺激文は self-paced moving window 方式で，モニター画面上にランダムな順序で呈示された。参加者は，キーボードのスペースキーを押して領域を切り替えながら，文を自然なスピードで読み進め，「。」を含む最後の領域まで読み終えた後，その文のAspectに関する質問に回答することを求められた。質問は，文の描写する出来事が起きた回数が「1 回」か「複数回」かを尋ねるものであったが（e.g., 「幼稚園児がジャンプしたのは 1 回ですか？ それとも複数回ですか？」），これは，参加者の注意を文のAspect特性に向けさせるためである (Pickering et al., 2006)。参加者は，「1 回」の場合はキーボードの Tab キーを，「複数回」の場合は Enter キーを押すことで，これらの質問に回答した。

## 2.4 結果と考察

実験第 2 部における事後質問に対しては，期間副詞条件の刺激文であれば「複数回」と，瞬間副詞条件の刺激文であれば「1 回」という回答を行うことが，それぞれ期待される。従って，本実験で得られた参加者 × 刺激項目の全データのうち，この期待とは異なる回答（期間副詞条件の文で「1 回」，瞬間副詞条件の文で「複数回」）がなされたデータについては，参加者による解釈が実験者の意図に反したものとみなし，分析から除外した（全体の 14.5 %）。また，「Brennan and Pykkänen (2008) の実験結果はAspect指定の食い違いと副詞効果のどちらによって解釈されるべきか？」という第 1 の問いに答えるために，本実験は，要因 (4) と要因 (5) による 4 条件を含んでいる。

- (4) 実験第 1 部における参加者の動詞分類：  
 「1 回」群（瞬間） / 「複数回」群（期間）  
 (5) 実験第 2 部における刺激文の副詞タイプ：  
 期間副詞条件 / 瞬間副詞条件

それと同時に，「Aspect指定の食い違いによる処理コストは『離散の変更』説と『バイアス変更』説のどちらによって解釈されるべきか？」という第 2 の問いに答えるために，本実験は (4) と (5) に加えて，さらに要因 (6) による 2 条件を含んでいる。

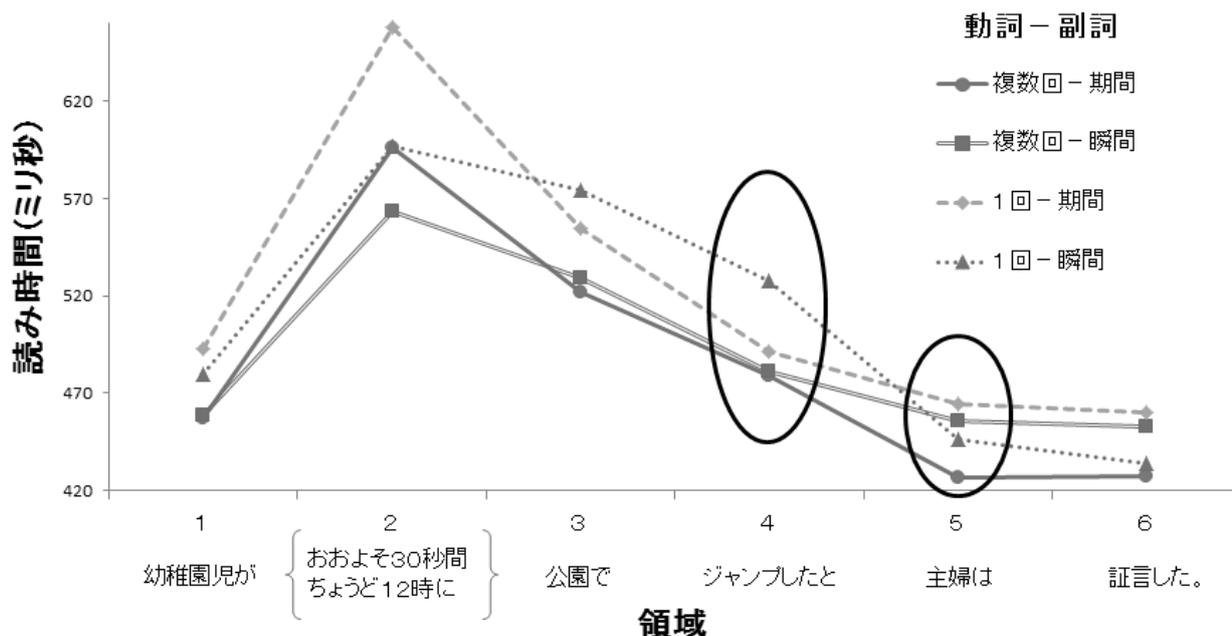


図1 動詞分類と副詞タイプの各組み合わせごとの、領域1～6の平均読み時間（ただし、領域4の動詞の「複数回 / 1回」分類は参加者ごとに異なる）

(6) 実験第1部における参加者の動詞分類確信度: 高い(評定値3と4) / 低い(評定値1と2)

理想的には、参加者×刺激項目の各組み合わせにおいて、すべての条件(2×2×2の8条件)のデータが得られるべきだが、本実験では、要因(4)と要因(6)について欠損値が生じてしまった。要因を2水準として考えると、ある参加者もしくは項目が一方の水準のデータしか提供していない場合の比較は被験者間となり、ある参加者もしくは項目が両方の水準のデータを提供している場合の比較は被験者内となるはずである。つまり本実験はこの2つのパターンが混在したケースであり、このようなケースにおいて結果をどのように統計分析すべきかが不明であった。従って、実験データに対して一律に被験者内検定を行うために、すべての条件についてのデータが得られず欠損値が生じてしまった参加者12名分および刺激項目12個分の結果を、分析からさらに除外した。

そのうえで、(4)の動詞分類と(5)の副詞タイプごとに、領域ごとに読み時間の平均値Mから標準偏差SDの2.5倍以上離れた外れ値を、 $M \pm 2.5 SD$ の値で置き換えた(但し、 $M - 2.5 SD$ の値を下回る外れ値は存在しなかった)。

以上より、参加者41名分と刺激項目40個分から得られたデータを、以下の検定に用いた。

もしアスペクト指定の食い違いが存在するなら、図1からわかる通り、参加者が最初にそれに遭遇するのは領域4(従属節動詞領域)を読んだ時点

表1 領域4および5における、動詞分類×副詞タイプの条件ごとの平均読み時間(単位:ミリ秒、括弧内は標準偏差)

動詞 - 副詞	領域4	領域5
複数回 - 期間	478.8 (238.4)	426.7 (183.4)
複数回 - 瞬間	481.0 (225.9)	455.5 (216.1)
1回 - 期間	491.2 (219.9)	464.9 (211.9)
1回 - 瞬間	528.0 (307.2)	446.7 (195.6)

であり、その際に処理コストの高さが読み時間の長さとして観察されるはずである。しかし、いわゆる spill-over effect や delayed effect がどの程度の大きさであられるかは事前には不明であるため、領域4とともに領域5(動詞後続領域)についても読み時間を調べた。領域4, 5の平均読み時間と標準偏差を表1に示す。

まず最初に、Brennan and Pykkänenの実験結果に対する2つの仮説のうち、どちらがより妥当かを、検証した。すなわち、「動詞は、アスペクト指定の食い違う副詞を伴う場合の方が、アスペクト指定の食い違いがない副詞を伴う場合に比べて、処理によりコストがかかる」という「アスペクト指定の食い違い」説と、「動詞は、期間(複数回) / 瞬

間(1回)の区別とは無関係に, 期間副詞を伴う場合の方が瞬間副詞を伴う場合に比べて, 処理によりコストがかかる」という「副詞効果」説の比較である。この2つの仮説は、「1回」群の動詞については, Brennan and Pykkänen の実験結果がそうであったように, 瞬間副詞条件よりも期間副詞条件でより処理コストがかかることをともに予測する。従って, もし2つの仮説に共通のこの予測に合わない結果が得られれば, その結果は本研究の検証にとって不適切なものであるとみなされるはずである。このことを確かめるために, 「1回」群の動詞が用いられた文の領域4, 5における平均読み時間について, 副詞タイプによる1要因分散分析を行った。領域4については, 瞬間副詞条件の方が期間副詞条件よりも読み時間が有意に長かった [ $F_1(1, 40) = 5.638, p = .022; F_2(1, 39) = 4.233, p = .046$ ]。これは2つの仮説に共通の予測とは逆方向への有意な結果であり, 領域4のデータをこれ以降の検定に用いることの不適切さを示唆すると言える。一方, 領域5については, 期間副詞条件の方が瞬間副詞条件よりも読み時間が長かったが, 有意ではなかった [ $F_1(1, 40) = 1.225, p = .275; F_2(1, 39) = 2.474, p = .124$ ]。領域5のこの結果は, 有意ではないものの, 2つの仮説が共通に予測する方向と一致する。よって, 本実験では, 本来領域4にあらわれるはずの効果がいくらか遅延(delay)して領域5にのみあらわれたか, あるいは実験者の想定していなかった何らかの外的要因により, 領域4にあらわれるはずの効果が打ち消されたこととみなして, 領域5のデータをこれ以降の検定に用いることとした。

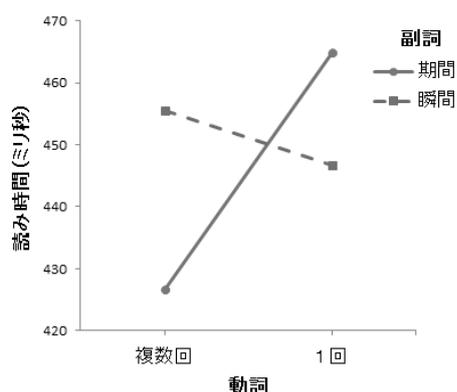


図2 動詞分類要因と副詞タイプ要因についての領域5の結果

次に, 動詞分類(「1回」/「複数回」)と副詞タイプ(期間副詞/瞬間副詞)の効果を調べるため, 領域5の平均読み時間について2要因分散分析を行った(図2を参照)。動詞分類の主効果は有意

でなかったが [ $F_1(1, 40) = .544, p = .465; F_2(1, 39) = 1.754, p = .193$ ], これは2つの仮説の予測と一致する結果である。一方, 副詞タイプの主効果は有意でなかった [ $F_1(1, 40) = .635, p = .430; F_2(1, 39) = .314, p = .579$ ]。この結果は「アスペクト指定の食い違い」説の予測には合うが「期間副詞の方が瞬間副詞よりも読み時間が長い」という「副詞効果」説の予測に反する。さらに, 動詞分類と副詞タイプの交互作用は有意であった [ $F_1(1, 40) = 6.966, p = .012; F_2(1, 39) = 8.205, p = .007$ ]。これは「アスペクト指定の食い違い」説からは予測されるが「副詞効果」説からはまったく予測されない。以上の結果から, 「アスペクト指定の食い違い」説が支持されたと言える。

さらに単純主効果の検定を行ったところ, まず期間副詞条件において「1回」群の動詞の読み時間の方が「複数回」群の動詞よりも有意に長かった [ $F_1(1, 40) = 5.074, p = .030; F_2(1, 39) = 8.598, p = .006$ ]。また「複数回」群の動詞においては, 瞬間副詞条件の読み時間の方が期間副詞条件よりも有意に長かった [ $F_1(1, 40) = 5.036, p = .030; F_2(1, 39) = 5.386, p = .026$ ]。これらの2つの結果は「アスペクト指定の食い違い」説によってのみ解釈可能であり「副詞効果」説では説明できない。他方, 残り2つの単純主効果も調べたところ, 瞬間副詞条件において「複数回」群の動詞の読み時間の方が「1回」群の動詞よりも長かったが, 有意ではなかった [ $F_1(1, 40) = 1.676, p = .203; F_2(1, 39) = .202, p = .655$ ]。また「1回」群の動詞においては, 期間副詞条件の読み時間の方が瞬間副詞条件よりも長かったが, 有意ではなかった [ $F_1(1, 40) = 1.225, p = .275; F_2(1, 39) = 2.474, p = .124$ ]。この2つの結果は, 有意ではないものの, 少なくとも記述的には「アスペクト指定の食い違い」説の予測する方向と一致している。

以上の結果から, Brennan and Pykkänen's (2008) の実験結果は「副詞効果」説ではなく, 「アスペクト指定の食い違い」説によって解釈されることが支持されたと言える。次の問いは, この「アスペクト指定の食い違い」説の詳細についてである。すなわち, アスペクト指定の食い違いによって生じる処理コストを「期間/瞬間」という動詞のアスペクト指定を2値的とみなしたうえで, 一方からもう一方への離散的な変更の結果として捉えるべきか(「離散の変更」説), 動詞のアスペクト指定を連続的なバイアスとみなしたうえで, その連続値の変更の結果として捉えるべきか(「バイアス変更」説), という問いである。後者の「バイアス変更」説のみが, 動詞分類の確信度が処理コストに効果を及ぼすことを予測する。アスペクト指

表2 領域5における，組み合わせと確信度の条件ごとの平均読み時間（単位：ミリ秒，括弧内は標準偏差）

組み合わせ - 確信度	領域5
整合 - 低い	446.6 (200.9)
整合 - 高い	429.4 (182.5)
不整合 - 低い	442.7 (197.2)
不整合 - 高い	469.2 (222.8)

定の食い違いが生じた場合（「期間／瞬間」のどちらの場合においても）分類確信度の高い動詞は確信度の低い動詞に比べ，もう一方のAspect指定で解釈するためにより大きなBiasの変更を求められる．その結果として，Aspect指定の食い違いによる処理コストは，確信度の低い動詞よりも高い動詞においてより高くなることが期待される．一方，動詞分類の確信度の低さを，仮に「『期間／瞬間』の分類における参加者の（強制選択での分類であることによる）自信のなさの現れ」としてとしよう．すると，動詞と副詞のAspect指定に食い違いがなければ，逆に高確信度の動詞の方が低確信度の動詞よりもコストがかからずに処理されることが期待される．つまり，「Bias変更」説は，Aspect指定の食い違いが生じる場合と生じない場合の両方において，確信度が処理に効果を及ぼすことを予測するのである．これに対して，「離散的変更」説はそのような確信度による処理への効果を一切予測しない．

この2つの仮説による予測を比較するため，以下の検定では，まず生データを動詞 - 副詞のAspectの組み合わせに関して，食い違いがある不整合群（「複数回」動詞 - 瞬間副詞，「1回」動詞 - 期間副詞）と食い違いがない整合群（「複数回」動詞 - 期間副詞，「1回」動詞 - 瞬間副詞）とに分類した．次に，それらを動詞分類確信度に関して，低確信度群（評定値1，2）と高確信度群（評定値3，4）とにそれぞれ分類した．そして，領域5における平均読み時間（表2と図3を参照）について，組み合わせ（不整合群／整合群）と確信度（低確信度群／高確信度群）による2要因分散分析を行った．

まず，組み合わせの主効果は有意であったが [ $F_1(1, 40) = 4.097, p = .050$ ;  $F_2(1, 39) = 5.857, p = .020$ ]，これは「離散的変更」説と「Bias変更」説の両方からともに予測される結果である．一

方，確信度の主効果は有意ではなかった [ $F_1(1, 40) = .473, p = .496$ ;  $F_2(1, 39) = .368, p = .547$ ]．これは，確信度の効果を否定する「離散的変更」説からは直接的に予測される結果である．ただし，もし(7)の想定が正しいならば「Bias変更」説もこの結果と特に矛盾しない．

(7) Aspect指定に食い違いがない動詞 - 副詞の組み合わせにおいて，動詞分類の高い確信度は低い確信度に比べて「動詞と副詞がAspect指定に関してより整合している」ことを意味する．

なぜなら「Bias変更」説と(7)からは，Aspect指定に食い違いが生じる不整合群における確信度の高さが処理コストを増大させる効果をもち，食い違いが生じない整合群における確信度の高さが処理コストを減少させる効果をもつことが，それぞれ期待され，さらにこの2つの効果が互いに打ち消し合うことが予測されるからである．以上より，これらの主効果の結果からは，2つの仮説のどちらがより妥当であるかを一意に決定することはできない．

しかし，組み合わせと確信度の交互作用は有意であった [ $F_1(1, 40) = 6.434, p = .015$ ;  $F_2(1, 39) = 8.982, p = .005$ ]．まず「離散的変更」説は，確信度による効果を否定するため，この結果とは明らかに矛盾をきたす．一方「Bias変更」説は，(7)の想定が正しいならば，有意な交互作用を予測する．なぜなら，確信度の効果は，組み合わせが不整合群か整合群かに応じて，逆方向にあらわれるはずだからである．

「Bias変更」説を支持するこの結果は，単純主効果の検定によってさらに確かめられた．Aspect指定が食い違う不整合群では，item analysisで，確信度の高い動詞の方が低い動詞よりも

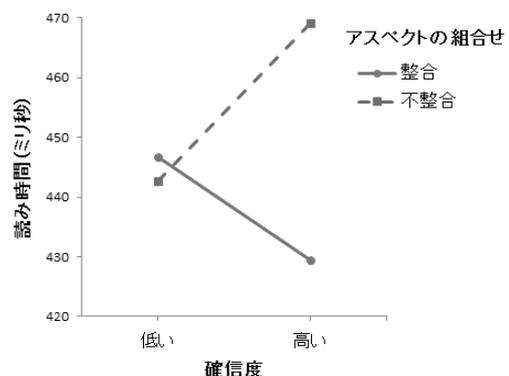


図3 組み合わせ要因と確信度要因についての領域5の結果

読み時間が有意に長かった [ $F_1(1, 40) = 1.621, p = .210; F_2(1, 39) = 5.158, p = .029$ ]。この結果は、まさに「バイアス変更」説によって予測されるものである。また、アスペクト指定の食い違いが見られない整合群では、subject analysis で、確信度の低い動詞の方が高い動詞よりも読み時間が有意に長かった [ $F_1(1, 40) = 6.160, p = .017; F_2(1, 39) = 2.517, p = .121$ ]。この結果も、(7)の想定を考慮すれば、まさに「バイアス変更」説によって予測される。他方、確信度の高い動詞の読み時間は、アスペクト指定が食い違う不整合群の方が、食い違いの見られない整合群よりも、有意に長く [ $F_1(1, 40) = 19.966, p < .001; F_2(1, 39) = 23.082, p < .001$ ]、また、確信度の低い動詞の読み時間は、アスペクト指定の食い違いが見られない整合群の方が、食い違う不整合群よりも、長かったが、有意ではなかった [ $F_1(1, 40) = .081, p = .777; F_2(1, 39) = .070, p = .792$ ]。これらの結果単独からは、2つの仮説のどちらがより妥当であるかが一意に決定されない。しかし、高確信度群と低確信度群の結果の間に見られるこの違いは、「離散的変更」説よりも「バイアス変更」説と、より整合する。なぜなら「バイアス変更」説によれば、アスペクト指定が食い違うことで生じる処理コストは確信度の高い動詞群の方でよりかかるはずだからである。この解釈は、もう1つの別の分析によって確かめられた。すなわち、アスペクト指定が食い違う不整合群の読み時間から、食い違いがない整合群の読み時間を引き、その引き算の結果を食い違い効果という1つの変数とみなして、確信度の高い動詞と低い動詞の間で比較した。「離散的変更」説によれば、確信度の違いが効果をもたないので、食い違い効果が確信度の高い動詞と低い動詞の間で変わらないはずである。一方「バイアス変更」説は、食い違い効果が確信度の高い動詞と低い動詞の間で異なることを予測する。1要因2水準の分散分析の結果、食い違い効果は確信度の高い動詞の方が低い動詞よりも有意に大きく [ $F_1(1, 40) = 6.434, p = .015; F_2(1, 39) = 8.982, p = .005$ ]、「バイアス変更」説の予測が支持された。

以上より、本実験の結果は、「バイアス変更」説によって自然に説明されるが、「離散的変更」説によっては説明できない、と言える。

### 3. 結論

Brennan and Pyllkkänen (2008) の実験結果は、彼らの主張するアスペクト指定の食い違いによる解釈の他に、副詞効果としての解釈も可能である。本実験の結果によって、前者のアスペクト指定の食い違いによる解釈が支持され、それによって「区

別の否定」説が否定された。また、アスペクト指定の食い違い効果は、Brennan and Pyllkkänen が暗黙の前提とした「離散的変更」説と彼らが考慮に入れなかった「バイアス変更」説による2通りの解釈が可能であり、本実験の結果から、後者が支持され、前者は否定された。「バイアス変更」説が採用されるならば、述語における「期間/瞬間」の区別というアスペクト特性が連続的なバイアス値をとること、さらに述語と副詞の間でアスペクト指定の食い違いが生じた場合には、述語のバイアス値を副詞の要求する程度にまで変更するという処理が行われる、ということが示唆される。

しかし、本実験の結果は、アスペクト指定の食い違いが直接観察されるはずの領域4(動詞領域)ではなく、それに後続する領域5に基づいたものである。これは、食い違いの効果がいくらか遅延してあらわれたことを意味するが、この遅延の理由は今後の研究課題である。

### 謝辞

本研究は日本学術振興会科学研究費(課題番号: 24520440)の助成を受けて実施された。また、本稿の作成において、2名の査読者から貴重なコメントをいただいた。さらに、本研究の実施において、上記課題の研究分担者である大羽良氏(中央大学)にご協力をいただいた。以上、ここに感謝を申し上げる。

### 参考文献

- Boersma, P., & Weenink, D. (2013). *Praat: Doing phonetics by computer* [Computer program]. Version 5.3.53, <http://www.praat.org/>.
- Brennan, J., & Pyllkkänen, L. (2008). Processing events: Behavioral and neuromagnetic correlates of aspectual coercion. *Brain & Language, 106*, 132–143.
- Ishikawa, K. (2012). Weighted underspecification of aspectual properties: Against Brennan and Pyllkkänen (2008). *Bulletin of the Faculty of Letters, Hosei University, 64*, 11–21.
- Pickering, M. J., McElree, B., Frisson, S., Chen, L., & Traxler, M. J. (2006). Underspecification and aspectual coercion. *Discourse Processes, 42*, 131–155.
- 坂本勉・安永大地. (2010). *LinguaTools* [Computer program]. Version 1.0.0.1, <http://www2.lit.kyushuu.ac.jp/sakamoto/exp.html>.
- Todorova, M., Straub, K., Badecker, W., & Frank, R. (2000). Aspectual coercion and the online computation of sentential aspect. In *Proceedings of the twenty-second annual conference of the cognitive science society* (pp. 3–8). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.