

ダイナミック・システムズ理論から見た中国人日本語学習者が産出した作文の統語的複雑さの経時変化

王 琳軒（中国人民大学外国語学院）[†]

Diachronic changes in the syntactic complexity of the compositions by Chinese Learners of Japanese: A dynamic systems theory approach

WANG Linxuan (School of Foreign Languages, Renmin University of China)

要旨

本稿では DST 理論を援用し、63 名の学生が 3 年 1 か月を通じて産出した作文を研究対象に、文字数に基づく平均文長、文節数に基づく平均文長、MDD と MHD を文の統語的複雑さの変化を測る指標として分析を行った。結果、以下の 4 点が明らかにされた。第一に、4 指標はいずれも中国人日本語学習者の通時的作文データにおける統語的複雑さの経時変化を有効に測定できること。第二に、moving min-max graph や CPA 等から、文字数に基づく平均文長を除くほかの 3 指標の発展パターンはより似ていることがわかったこと。第三に、文字数に基づく平均文長が後半になると、ほかの 3 指標と負の相関に転じたのは、認知資源の配分のアンバランスがその原因であること。第四に、4 指標に現れた傾向は、システムにおける各変数の共働作用による調整と、突然の変化がもたらす現段階のアトラクター状態から次のアトラクター状態への移行の繰り返しであり、これは第二言語習得のプロセスの特徴でもあること。

1. はじめに

最初物理学で時間とともに変化し続けている複雑なシステムの研究に応用されてきたダイナミック・システムズ理論 (Dynamic Systems Theory, 以下は「DST 理論」) は、現代制御理論の発展によってその研究対象が徐々に一般的なシステムに拡大されていった (沈・呂 2008)。Larsen-Freeman (1997) は DST 理論の誕生する土壌をなしたハイゼンベルクの不確定性原理の提出とダイナミック・システムの孕む予測不可能性という特徴がニュートンから確立されてきた線形論、簡略化論、還元論に基づく研究パラダイムを打破したと主張している。また、DST 理論はダイナミック・システムにおける各変数がいかに互いに影響し合うかを究明することに重点を置き (蘇 2018)、DST 理論から見たダイナミック・システムの特徴として非線形性、自己組織性、ダイナミック性、適応性などが挙げられた (Larsen-Freeman 1997; 鄭 2011, 2015, 2017; 小山 2015; 郭・朱 2022)。

その特徴を踏まえ、Larsen-Freeman (1997) がダイナミック・システムと言語発達プロセスとの類似性に言及し、初めて DST 理論を第二言語習得研究への応用を主張した。De Bot et al. (2007) は、第二言語の発達プロセスを変化しつつあるダイナミック・システムとして見なし、その構成部分である語彙、文法、音声といったサブシステム間の相互作用や環境の変化がダイナミック・システムの再構築をもたらすと述べている。DST 理論の第二言語習得研究への適用性が、中国国内のそれに関連する研究に携わる学者たちの検証によって広く認められたゆえ、DST 理論が用いられた第二言語の発達プロセスに対する研究が盛んに行われてきた。

[†] 1120224097 [at] qq.com

一方, Wolfe-Quintero et al. (1998) が正確さ (accuracy), 流暢さ (fluency) と複雑さ (complexity) を第二言語の習得状況を測るための 3 つの重要な側面であると提出して以来, この 3 つの側面における具体的な指標を用いて第二言語学習者の習得状況を研究する動きも学界で広がった。その後, いくつかの指標で第二言語の発達プロセスを測り, その変化と特徴を把握しようとする従来の研究に DST 理論が応用され, 二つの研究パラダイムが融合し発展していった。

2. 先行研究

DST 理論の下で行われた第二言語の発達プロセスへの中国側の研究のうち, 一番多い割合を占めているのは中国人英語学習者の言語能力の発達プロセスに対する研究であり, 中国人日本語学習者に焦点を絞った論文はまだ少なく, 陳・尤 (2023) と郭・朱 (2022) の 2 本しかない。そのうち, 郭・朱 (2022) の結論と研究方法には再検討する余地のある点がいくつか残っていると思われる。

まず, 郭・朱 (2022) では, 学習者の作文の統語的複雑さを測るための 4 つの指標として, エラーのない T ユニットの数 (the number of error-free T-units, 以下は「EFT」), エラーのない T ユニットの延べ字数 (the number of words per error-free T-unit, 以下は「EFT 延べ字数」), 複雑な名詞文節の数 (the number of complex noun phrases, 以下は「CN」) と名詞を修飾する部分の長さが挙げられたが, EFT と EFT 延べ字数, CN がテキストの長さとも緊密な関係にあり, テキストが長ければ, 上述した 3 つの指標も大きくなるのである。しかし, この研究の本文には学習者が字数制限のもとで作文を完成させたとの説明や, 学習者が産出した 120 本の作文の文字数に関する情報が載せられていないため, 学習者の文の統語的複雑さが増したのは, 学習者の言語能力の上達に伴った現象なのか, それともただテキストが長くなったことが原因なのかははっきりと言えないと考えられる。そして, 各指標の計算方法 (郭・朱 2022 : 118) から, EFT と EFT 延べ字数はある程度学習者が産出したテキストの正確さを測っていることが伺える。さらに, 本文には「C の EFT 延べ字数がまず減少し, その後上昇に転じた傾向を示すのは, 図 5 の C の EFT の数が減ったという傾向とは異なる。これは C の一つの T ユニットに含まれる文法の間違いが増えたものの, 文の長さが増し, 作文を書く際により自由に日本語を操るようになり, 日本語で表せる内容が増えたからである」 (郭・朱 2022 : 123, 筆者訳) という説明が見られるため, 作者自身も EFT がテキストの長さや正確さによって左右され, 単に統語的複雑さを測定できないことを認識できているようである。以上より, EFT と EFT 延べ字数, CN は中国人日本語学習者の作文の統語的複雑さを反映できる指標と言えないという結論に至った。

また, 日本側の研究に視線を転じ, 日本語学習者の書き言葉を分析対象とする研究には Komori et al. (2019) と李ほか (2023) がある。まず, Komori et al. (2019) は, 大学二年生と三年生の作文を対象に, 平均依存距離 (mean dependency distance, 以下は「MDD」) と平均階層距離 (mean hierarchical distance, 以下は「MHD」) を利用し実証実験を行ったところ, MHD のほうが大学二年生と三年生, 二年生と母語話者, 三年生と母語話者の 3 つの組み合わせでいずれも統計的な有意差が確認されたのに対し, MDD は二年生と母語話者の間でしかわずかな有意差が確認されなかった。そのため, MHD は MDD と比べて, 日本語学習者が言語能力の上達に伴った文の統語的複雑さの変化をよりよく表すことができると述べている。しかし, この研究は通時的データを用いておらず, 2 年生と 3 年生は違う母集団になっていることから, MDD は確かに学習者の統語的複雑さの経時変化を測ることができない

かについてはさらに詳細に検討する必要がある。

さらに、李ほか（2023）が I-JAS を利用し、平均文長（以降「MLS」）および T ユニットの数の平均値（以降「MLT」）、従属節の割合（以降「DC/C」）、T ユニットの割合（以降「T/S」）、MDD を日本語学習者の作文における統語的複雑さを測定する指標としてその有効性を検証したが、結果として MDD が MLS, MLT, DC/C の不足している部分を補えるという結論に達した。しかし、この研究の最後に、研究対象とした学習者の国籍がそろっていないことが不足点として取り上げられ、また使われた I-JAS のデータも共時的データであるため、その結論が中国人日本語学習者の通時的データに適用できるかはまだ明らかにされていない。

最後に、本稿で扱う指標についても少し述べたい。多重回帰分析で得られた日本語の文章のリーダビリティを測る公式¹には平均文長が含まれており（李 2016）、平均文長が長ければリーダビリティ指数が小さく、文章がより複雑で読みにくいことに鑑み、平均文長も文の複雑さの一側面を反映しているのではないと思われる。それゆえ、本稿でも平均文長を中国人日本語学習者の文の統語的複雑さを測定するための一つの指標として採用するが、李（2016）では何をもって平均文長を測ったかに関する説明は見当たらなかった。従来の研究は文字数に基づく平均文長（和田 2002）、または文節数に基づく平均文長（樺島・寿岳 1965）という二つの測定方法に分かれているため、本稿では文字数に基づく平均文長と文節数に基づく平均文長の両方を採用し、それに加えて通時的作文データでその有効性を確認されたことがない MHD と MDD を具体的な指標とする。

ここまで先行研究を振り返ったが、本稿は先行文献を踏まえた上で、中国人日本語学習者が産出した作文の通時的データを対象に、上述した 4 つの指標を採用し、中国人日本語学習者は言語発達のプロセスにおいて、言語能力の上達につれて文の統語的複雑さがどんな変化を遂げるのかを分析していきたい。

3. 研究課題

本稿は、次の三つのリサーチクエスチョン（RQ）に答えるためのものである。

RQ1：文字数に基づく平均文長と文節数に基づく平均文長、MDD、MHD は中国人日本語学習者の通時的作文データにおける統語的複雑さの経時変化を有効に測ることができるのか。

RQ2：中国人日本語学習者の学習時間が長くなるとともに、有効だと検証された指標はそれぞれいかに発展し、いかなる変化が起きたのか。

RQ3：中国人日本語学習者の言語能力の発達プロセスにおいて、有効ないくつかの指標はどのような関係にあるのか。

4. 研究方法

4.1 本稿で使用するデータ

本稿は、「湖南大学学習者中間言語コーパス」に収録されている湖南大学外国語学院日語系の学部生 94 人が大学一年生から大学四年生まで書いた 19 回の作文データより、他学科への転出や他国・他地域への留学、そして入学前に日本語学習経験がある学生を除いた 63

¹ リーダビリティ指数の公式は「 $X = \{平均文長 * -0.056\} + \{漢語率 * -0.126\} + \{和語率 * -0.042\} + \{動詞率 * -0.145\} + \{助詞率 * -0.044\} + 11.724$ 」である（李 2016）。

名の学生の作文データを使用する。このコーパスでは、作文を書いた回数と日、学年といった情報も付いており、収録された作文データは3年1か月²にわたっている。

4.2 指標

まず、文字数に基づく平均文長は和田 (2002) を踏まえ、「句読点、括弧、?などの記号も文字数に算入」(和田 2002 : 65) する。文節数に基づく平均文長は樺島・寿岳 (1965 : 124) に準じ、「一つの文が含む自立語の数によって文の長さを考える」ことにする。

次に、平均依存距離 (MDD) は平均係り受け距離とも呼ばれている (今田 2022)。係り受けとは、主節とそれに係る従属節との関係を意味し、ある従属節がその係り先となる主節までの距離 (文節数) を係り受け距離という。MDD は、まず一文におけるすべての従属節とその係り先となる主節までの距離 (主節の番号から従属節の番号を引くことで得られる) の和を求めた上、その和を文における係り受け関係の数 (文節数-1) で割ることで計算される (李ほか 2022, 今田 2022)。

一般的には MDD が次の式 (1) で計算される (李ほか 2022 : 530 を参照した)。式 (1) にある n は一文におけるすべての文節の数であり、「文の主節」はどの文節にも係らず、計算する際に除く必要があるため、分母が $n-1$ になる。そして、 DD_i はその文における i 番目の係り受け関係の距離を表す。

$$MDD = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n |DD_i| \quad (1)$$

MDD の計算方法の一例として、図 1 に「あの男は公園のベンチにいた怪しい男だ」(樺島・寿岳 1965 : 66 より引用) の係り受け関係と距離を示す。この例文の平均係り受け距離 (MDD) を式 (1) に従って計算すれば「 $(1+5+1+1+2+1+0) / (7-1) = 1.833$ 」となる。

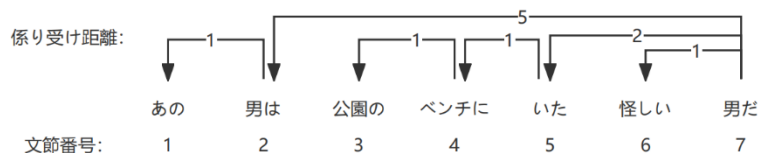


図 1 「あの男は公園のベンチにいた怪しい男だ」の係り受け関係と距離

最後に、平均階層距離 (MHD) の計算方法を述べるが、これには樺島・寿岳 (1965) と Jing & Liu (2015) による 2 つの計算方法がある。樺島・寿岳 (1965 : 65-70) が初めて日本語における文構造特性値を提出したが、英語の平均階層距離 (MHD) の計算方法を初めて紹介・採用した Jing & Liu (2015 : 164-165) の内容と照らし合わせると、MHD と文構造特性値の考え方と計算方法はほぼ同じであることがわかった。ただ、Jing & Liu (2015) による MHD の式には「文の主節」が含まれておらず、しかも最小単位が英単語であるのに対し、樺島・寿岳 (1965) による文構造特性値の式に「文の主節」が含まれており、最小単位はそれぞれ自立語が一つしかない文節となっているという違いがある。

具体的には、李ほか (2022 : 531) は樺島・寿岳 (1965) が提出した文構造特性値の計算方法を以下の式 (2) のようにまとめた。式 (2) の n は一文における文節数を表わし、 d_i は「1 文における i 個目の文節の階層距離を表す」(李ほか 2022 : 531)。それに対し、Jing &

² 2009 年 11 月から 2012 年 12 月までの作文データが本コーパスに収集された。

Liu (2015 : 164) は MHD の計算方法を式 (3) のように書いたが、 n は一文における係り受け関係の数 (文節数-1) であり、 HD_i は式 (2) の d_i と同じことを指す。

$$\text{文構造特性値} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d_i \quad (2)$$

$$\text{MHD} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n HD_i \quad (3)$$

式 (2) と (3) より、文構造特性値と MHD の考え方と計算方法が大体同じであることがわかった。よって、本稿では文構造特性値と MHD を同じ指標と見なし、以降は「MHD」で呼ぶことにする。ここで注意すべき点として、本稿では上述した MDD の計算方法と一致を保つべく、MHD を計算する際、基本的に計算過程に「文の主節」が含まれない Jing & Liu (2015) の方法を採用し、計算方法を以下の式 (4) のように変更した。

$$\text{MHD} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n HD_i \quad (4)$$

式 (4) の n と HD_i はそれぞれ式 (1) と式 (3) のと同じことを指し、 $n-1$ は主節を除いた数値である。そして、同じく「あの男は公園のベンチにいた怪しい男だ」で計算すると、この文の MHD は「 $(1*3+2*2+3*1) / (7-1) = 1.667$ 」となる (図 2 をご参照)。

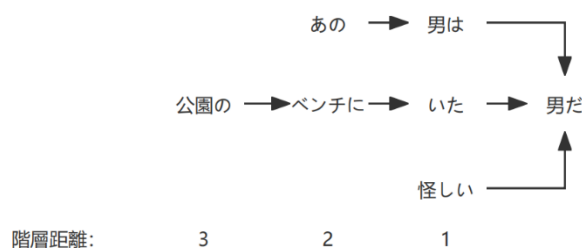


図 2 「あの男は公園のベンチにいた怪しい男だ」の階層関係と距離

4.3 研究問題に答えるための前提

本稿の RQ1 に答えるために、2 つの前提がある。まずは文字数、文節数に基づく平均文長と MDD, MHD が文の統語的複雑さを反映できるという仮説である。今田 (2023 : 3) は、「文長は文の複雑性を代表する基礎的な指標と見なされており、文の可読性 (リーダビリティ) を評価するためにしばしば利用される」と書いている。そして、MHD に関しては、Komori et.al. (2019 : 5) では「私たちの分析結果から見れば、日本語学習者の作文の統語的複雑さは MHD で測ることができる」と述べられている。最後に、一般的に文が複雑であるほど長い係り受け距離が生じやすいとされており (石原ほか 2020 : 459)、人間の認知メカニズムの一つであるワーキングメモリの制限を受け、線形の文字列が脳に入った後、主節が現れるまではそれに係る従属節がワーキングメモリから解放されないのがその原因である (劉・方 2018 : 33-34 ; 劉 2022 : 10-17)。したがって、ワーキングメモリに貯蔵された従属節はその係り先の主節との距離が長いほど、理解に支障をきたし、文の統語的複雑さが増す。つまり、MDD が大きければ、文がより複雑になるのである。それゆえ、本稿で分析に使う 4 つの指標は確かに学習者の統語的複雑さを反映できると考えられる。

2番目の仮説は学習時間が長ければ長いほど、学習者が産出した内容の統語的複雑さが高くなることであるが、これは Komori et.al. (2019: 4) にある表 6 の結果によって裏付けられ、3年生の中国人日本語学習者は2年生より MHD と MDD が高くなったということは統計的に有意であることが読み取れる。

上述した二つの前提が満たされればこそ、4つの指標が学習時間の増加とともに上昇する傾向を呈する際に、この4つの指標は統語的複雑さの経時変化を有効に測定できると言えるのである。

4.4 データ処理手順

本稿で扱う学習者の作文データは以下の手順を踏まえて処理する。

(1) CaboCha の解析精度に影響を与えないように、学習者の産出した作文にある句読点のタイプミスを目視で訂正する。例えば、「私の家族は3人です、母と父と私です、」(01-01「私の家族」2009.11.5.湖南大学)の「です、」を「です。」に直す。また、句読点の書き方が全角に統一されない場合は全角に統一し、日本語にない中国語ならではの記号(「!」・「?」・「…」など)がある場合は Python でクリーニングし、全部全角の「。」に変更する。その後、クリーニングされた作文データの文字数に基づく平均文長を算出する。

(2) クリーニングされたデータを一文一行に整形する。

(3) CaboCha0.69 で形態素・構文解析を行う。

(4) (3) の解析結果に基づき、文節数に基づく平均文長と MDD, MHD を計算する。

5. 結果

5.1 学習者の言語発達プロセスにおける4つの指標の経時変化 (RQ1+RQ2)

上述した指標が学習時間の増加に伴ってどのように変化したかを検討すべく、本稿では相関係数を使用するが、各変数はピアソン相関係数を計算する要件を満たしていないため、R の cor.test 関数で4つの指標と作文回数との各々のスピアマン相関係数を計算した結果を表1にまとめた。そして、データの傾向をより明らかに示すために、4つの指標それぞれが作文回数との散布図を図3に示した。

表1 4つの指標と作文回数とのスピアマン相関係数

4つの指標	作文回数とのスピアマン相関係数	p 値
文字数に基づく平均文長	0.922807	1.844e-06***
文節数に基づく平均文長	0.9421053	5.087e-06***
MDD	0.8824561	<2.2e-16***
MHD	0.922807	1.844e-06***

表1より、文字数、文節数に基づく平均文長と MDD, MHD はいずれも作文回数と強い正の相関関係が認められ、しかもすべての相関関係は統計的な有意差が検出されたことが伺える。よって、4.3節の二つの前提条件を踏まえ、この4つの指標は中国人日本語学習者の通時的作文データにおける統語的複雑さの経時変化を有効に測ることができると言える。

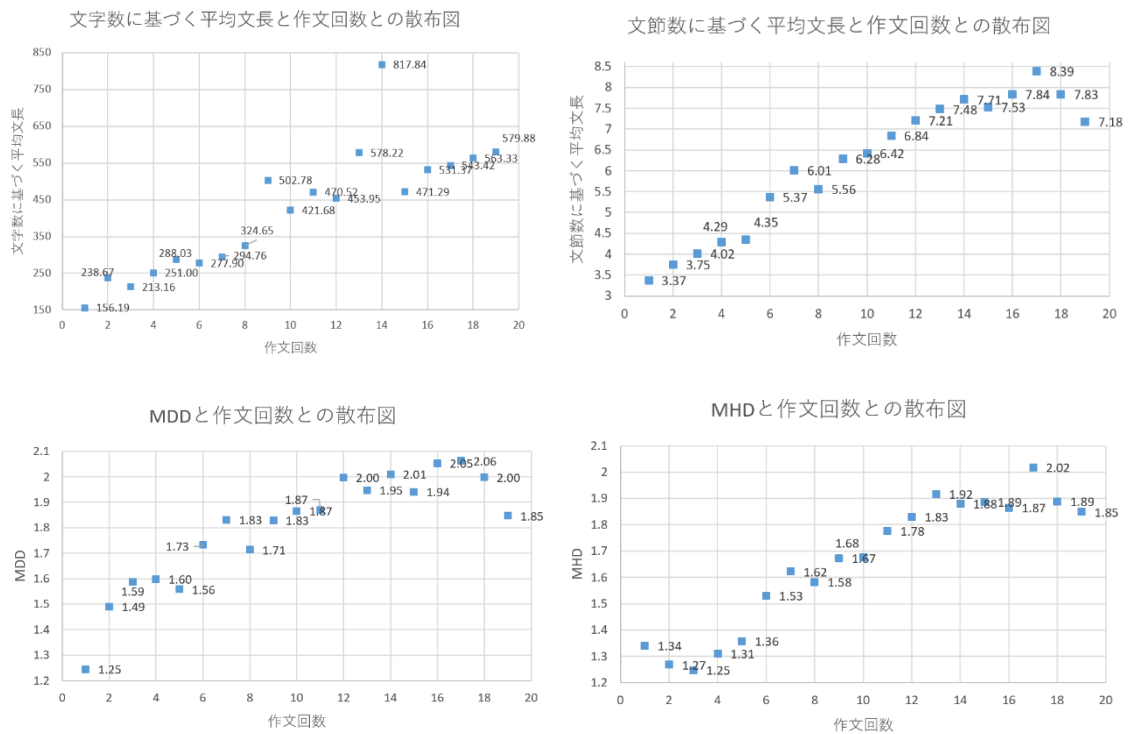


図3 4つの指標と作文回数との散布図

図3から、4つの指標のどれもまず増加傾向にあり、ピークになった後減少に転じた様相を呈していることが読み取れる。ただ、文字数に基づく平均文長が最高点に達したのは14回目（600日あたり³、大学2年生下半期に当る）であるが、そのほかの3指標は17回目（910日あたり、大学3年生下半期に当る）である。

次に、DST理論の研究方法として頻繁に使用されてきた *moving min-max graph* を用い、63の学習者が大学4年間を通じて書いた作文における4つの指標のより詳しい変化を見ていきたい。*moving min-max graph* は Van Geert・Van Dijk (2002) によってはじめて提出され、最大値と最小値で形成された幅は単に平均値で表せないデータに潜む発展パターンを抽出できるのが特徴である (Van Geert・Van Dijk 2002: 353)。その描き方は紙幅の都合上ここで割愛するが、ウィンドウの大きさを5にした⁴。前節で触れたように、DST理論の視角から見た学習者の言語発達プロセスはダイナミック・システムと見なされ、最大値と最小値の幅が狭くなれば、そのシステムはより安定になるのに対し、広くなればシステムは安定性を失ってしまい、アトラクター状態 (attractor state⁵) からリペラー状態 (repeller state) に転じようとするときとされている (江・王 2015: 510; 郭・朱 2022: 120)。図4は本稿で扱う各指標の *moving min-max graph* を示している。文字数に基づく平均文長の最大値と最小値の幅は1回目から6回目までは徐々に狭まり、6回目から11回目までは広くなった後だんだん狭くなり、さらに11回以降も同じ傾向が現れた。また、文節数に基づく平均文長の幅は8回目を境に、その前は幅の拡大に幅の縮小、その後は大きく変化せず、着実に増加していっ

³ 当コーパスの研究協力者に被験者の学習開始時間を尋ねたところ、2009年10月8日より本格的に日本語の勉強を開始したことが分かり、勉強し始めた日と作文を書いた日との差で学習日数を計算した。

⁴ 本稿の作文データは19回あるため、ウィンドウの大きさは郭・朱 (2022) を参考にした。

⁵ この専門用語の訳し方に関して、小山 (2015) を参照した。

た。MDD と MHD も文節数に基づく平均文長とほぼ同じトレンドが確認できた。

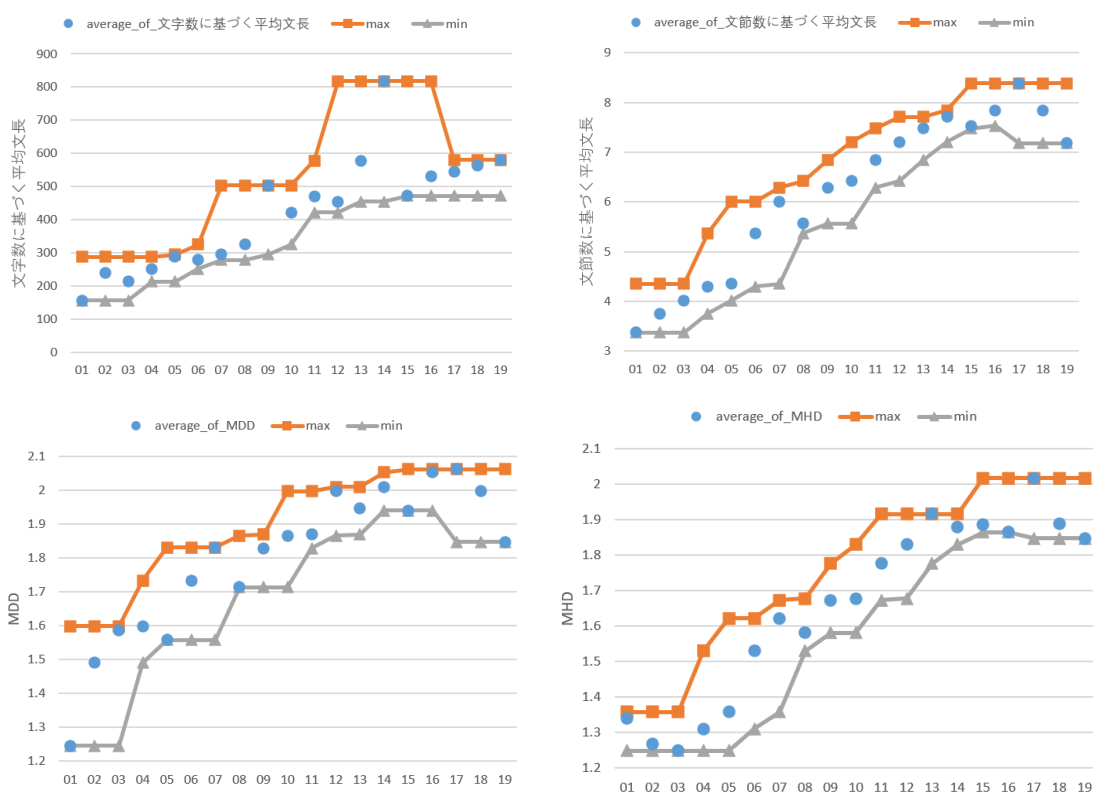
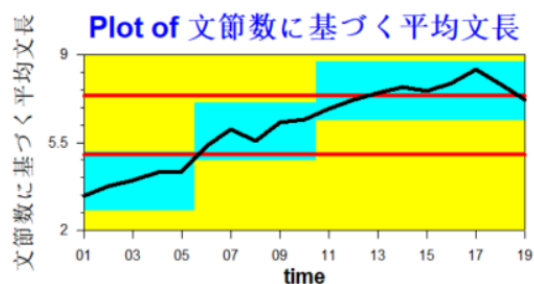
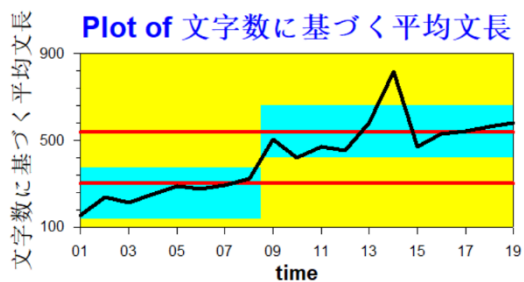


図 4 4つの指標の moving min-max graph (横座標が作文回数)

最後に、変化点検出 (change-point analysis, 以降「CPA」。Talor 2000 ; 鄭 2017, 2018 ; 朱・劉 2019 ; 郭・朱 2022) という DST で多用される技術をもって、各指標が突然変化した時期を確かめた (図 5 をご参照)。その結果、文字数に基づく平均文長が急に上がったのは 9 回目であり、文節数に基づく平均文長と MHD はどちらも 6 回目と 11 回目、そして MDD は 6 回目と 12 回目であると検出された。さらに、各指標の急変した時期に準じグループ分け、各段階の平均値に対し、文字数に基づく平均文長は T 検定を、そのほかは一元配置分散分析を行ったところ、各段階の平均値はいずれも統計的有意差が観察された。



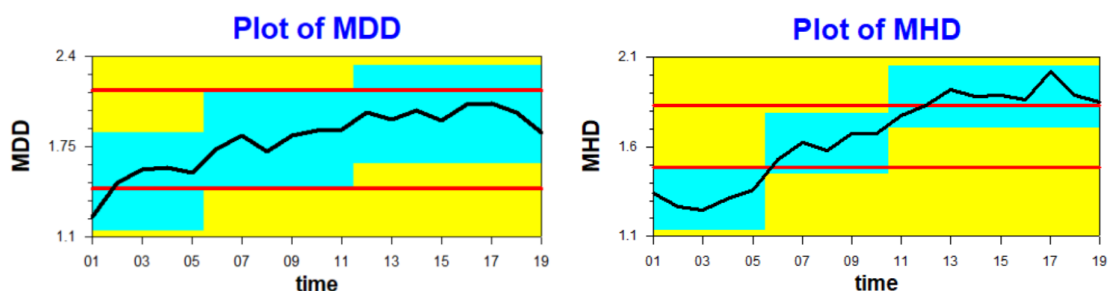


図5 各指標の変化点検出の結果（横座標は作文回数）

5.2 ダイナミック・システムズ理論から見た4つの指標の関係（RQ3）

本節では、4つの指標がいかに絡み合ってきたかに焦点を当てて分析する。

まず、4つの指標間のスピアマン相関係数について計算した結果、6つの組み合わせは皆強い正の相関があり、統計的にも有意であることがわかった（表2をご参照）。これは、4つの指標のどれも文の統語的複雑さを反映しているが、それぞれが測る複雑さの側面は少し異なることが推察される。また、文節数に基づく平均文長とMDD、MHDによる組み合わせの相関係数が高いことから、この3指標の類似性をほのめかすのではないかと思われる。

表2 4つの指標間のスピアマン相関係数

指標	文字数に基づく 平均文長	文節数に基づく 平均文長	MDD	MHD
文字数に基づく 平均文長	1	—	—	—
文節数に基づく 平均文長	0.8877193***	1	—	—
MDD	0.8315789***	0.977193***	1	—
MHD	0.9017544***	0.9561404***	0.9157895***	1

次に、ウィンドウの大きさを5にした移動相関係数図（鄭 2015, 2018）で各指標間の動的な関係を確認した結果を図6にまとめた。この図より、文字数に基づく平均文長は13回目から19回目ぐらいになると、ほかの3指標との関係が正からだんだん弱い負の相関関係に転じた傾向が見受けられる。また、文節数に基づく平均文長はMDDにしてもMHDにしても、3年1か月を通じてずっと正相関を保っていた。ただ、MDDとMHDは最初と14回あたりに中程度の負の相関が見て取れる。

6 図6で文字数に基づく平均文長が他の3指標との間、負の相関が確認されたのは15回目—19回目であるが、移動相関係数を計算する際にウィンドウの大きさを5にしたため、15回目の数値は13回目—17回目の各指標の数値で算出された。従って、負の相関が現れたのは13回目—19回目と考えられる。

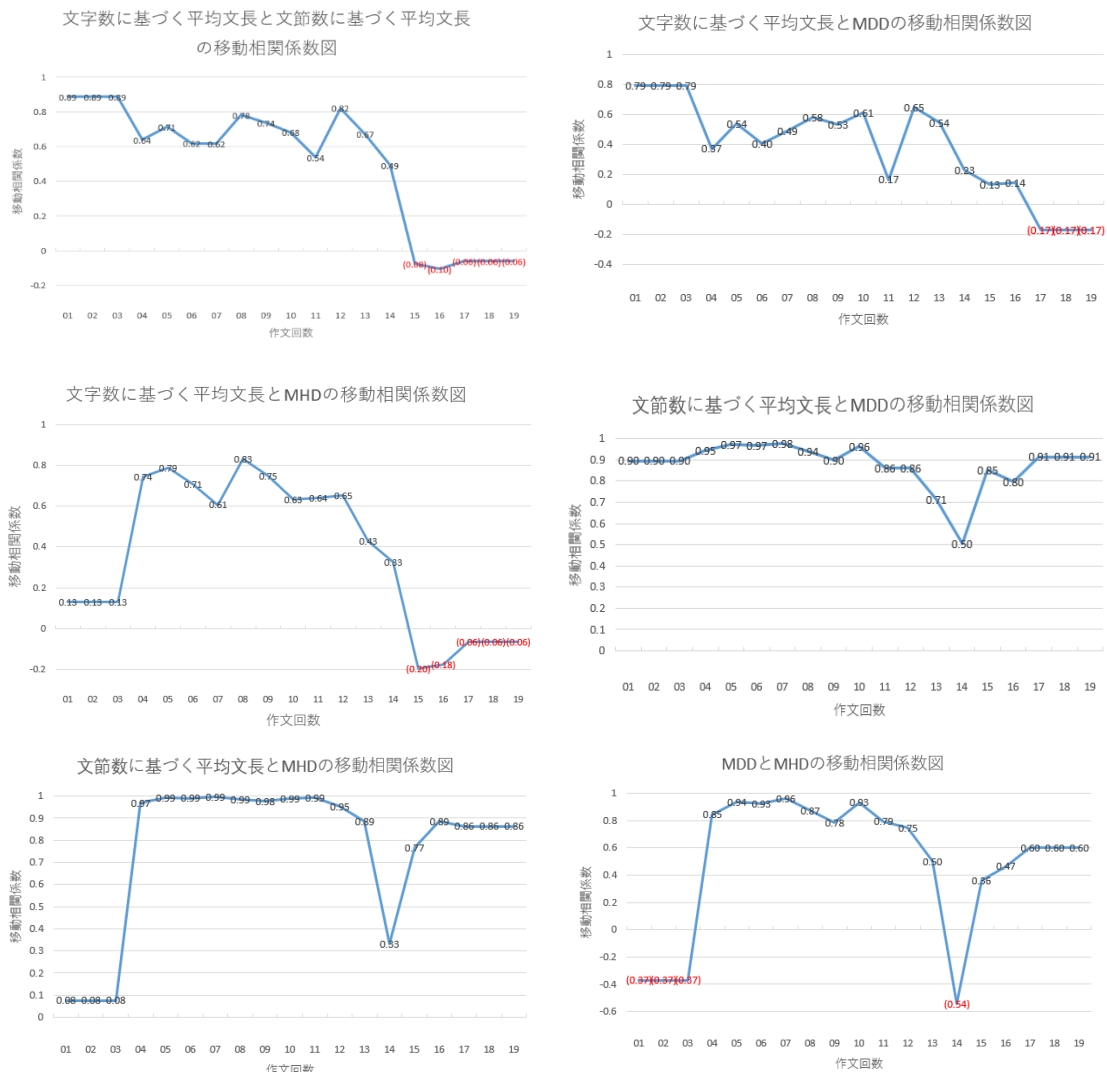


図 6 4つの指標間の移動相関係数図 (横座標は作文回数)

6. 考察

以上, DST 理論の研究方法を援用した結果について説明したが, それを以下のようにまとめる。

(1) RQ1: 文字数, 文節数に基づく平均文長と MDD, MHD はすべて学習時間と統計的に有意な強い正の相関が確認され, 4つの指標は中国人日本語学習者の通時的作文データにおける統語的複雑さの経時変化を有効に測定できることを示している。

(2) RQ2: 4つの指標は19回の作文データでいずれもまず上昇し, ピークを過ぎたら減少に転じた傾向であるが, 文字数に基づく平均文長のピークは600日あたりであり, 残りの3指標は910日あたりになっている。

(3) RQ2: 各指標の moving min-max graph を確認したところ, 文字数に基づく平均文長はほかの3指標と異なる発展のトレンドを見せた。

(4) RQ2: 各指標が突然変化した時期を CPA で検証した結果, 文字数に基づく平均文長が急上昇したのは9回目で, 残りの3指標は6回目と11・12回目あたりであることが検出された。

(5) RQ3 : 各指標の間のスピアマン相関係数を計算してみると、6つの組み合わせはすべて統計的に有意な強い正の相関が認められた。

(6) RQ3 : 最後に、各指標がいかにはほかの指標と関係しあって発展してきたかを移動相関係数図で分析した。

本節では具体的な DST 理論の観点を用い、研究問題をさらに掘り下げる。

まず、文字数に基づく平均文長が頂点に達した時点はほかの 3 指標より学習日数が短いこと (図 3 をご参照)、moving min-max graph ではほかの 3 指標が示す幅の縮小・拡大の傾向は文字数に基づく平均文長よりもっと似ていること (図 4)、CPA で検証された突然変化した時期もほかの 3 指標がより近く重なっていること (図 5)、ほかの 3 指標がお互いの相関係数はより高いこと (表 2)、そして文字数に基づく平均文長がほかの 3 指標との移動相関係数図のトレンドは似ていること (図 6) から、文字数に基づく平均文長が測る文の統語的複雑さは、そのほかの 3 指標とややかけ離れていると思われる。それは、ほかの 3 指標を計算する際に使用する単位はいずれも文節であり、文字数ではないからであると推測できる。

また、前節で述べたように、DST 理論における moving min-max graph の幅はシステムの安定性を意味するが、学習者の言語発達プロセスに応用する場合、幅の拡大は一つのシステムと見なされる学習者の言語発達プロセスが今まで保ってきた平衡が破られ、安定性がなくなるが、これから発展していくことを表わしている。それに対し、幅の縮小はアトラクター状態からより安定なアトラクター状態へと移行し、平衡を取り戻しつつあることを意味する (鄭 2011 ; 朱・劉 2019 ; 郭・朱 2022)。したがって、文字数に基づく平均文長が一番伸びたのは二年生後半から三年生後半まで (11 回目—17 回目) の時期であるに引き換え、文節数に基づく平均文長と MDD, MHD は大学一年生の頃 (3 回目—8 回目) に一番大きな発展を遂げたことが考えられる。それに加え、文字数に基づく平均文長とそのほかの 3 指標が最高点に達したのはそれぞれ 14 回目 (600 日あたり) と 17 回目 (910 日あたり) であることから、文の統語的複雑さの異なる側面の力の発達時期がずれていることが読み取れる。実際、各サブシステムが動的平衡に達する前に、各サブシステムが協働して発展することは難しく、それぞれ発達のスピードが違うということも鄭 (2015) で指摘された。そして、4 つの指標の幅はすべて縮小と拡大を繰り返しているのは、ダイナミック・システムが持つ非線形性と自己組織性 (Larsen-Freeman 1997 : 142) という特徴の体现であり、具体的にはシステムにおける各変数は共働作用と相互作用で調整しアトラクター状態に達する (De Bot, et al. 2013 : 210)。また、この繰り返しは、第二言語の発展プロセスが一つのアトラクター状態から次のアトラクター状態へと移行する過程である (蘇 2018 : 26) という観点と呼応している。本稿の研究対象である 63 の学習者もこのように、新しい知識が既存のシステムに取り入れられながら、すでにシステムの一部と化したほかの変数と影響し合っただ階的、非線形的に発展してきた (Verspoor et al. 2008 : 229) と思われる。

さらに、システムが著しく発展する際には変動を伴うリペラー状態にあるので、より多くの認知資源が必要になる (鄭・馮 2017 : 65) が、そのシステムに配分される資源は限りがあるのに加え、各サブシステムに不均衡的に割り当てられた影響で、サブシステム間では資源をめぐる競争が引き起こされてしまう (Van Geert 1991 : 45)。図 4 と図 6 を合わせてみれば分かるように、文字数に基づく平均文長が最も大きく発展した際 (11 回目—17 回目) に、ほかの 3 指標と負の相関に転じたのは、認知資源の配分のアンバランスによる現象である。

つまり、学習時間が増えれば増えるほど、学習者が表現できる内容も多くなり、作文を長く書ける能力が一番伸びようとする時、文節数に基づく平均文長と MDD, MHD が反映する側面で、文を複雑に書くことに対する認知資源の配分が不十分であることから、文字数に基づく平均文長が増加傾向にあるに引き換え、ほかの指標は認知資源の制限で文字数に基づく平均文長と違う方向に転じたことが推測される。

最後に、CPA およびそれに基づいた T 検定と ANOVA の結果についても少し説明したい。DST の視角では、時系列データにおける突然の変化が現段階のアトラクター状態を次のアトラクター状態へと移行させる重要なポイントである(De Bot et al. 2007:14)。アトラクター状態にあるとはいえ、システムが静止しているわけではなく、システム内の各相互作用が一時平衡を保っており、エネルギーがシステムに蓄積しつつあるという相対的に安定性を保っている状態である(蘇 2018:24)。いざエネルギーが上限を超えてしまうと、解放されたエネルギーは元のシステムの平衡を破り、システムの再構築を促すことになる。つまり、第二言語習得のプロセスは安定と突然の変化の繰り返しである(蘇 2018:25-26)。よって、本稿における学習者の第二言語の発展プロセスでは、文字数に基づく平均文長が突然変化したのは日本語を学び始めてからの 340 日前後であり、残りの 3 指標は 190 日と 400 日前後である。そして、いずれの変化が大きく、前の平衡を崩したのみならず、変化した後の 4 指標の平均値は前より顕著に上昇したことから、上述した 3 つの重要な時点で学習者は大きな成長を遂げたことが明らかになった。

7. おわりに

本稿では DST 理論を援用し、「湖南大学学習者中間言語コーパス」に収録される 63 名の学生が 3 年 1 か月を通じて産出した作文を研究対象に、文字数に基づく平均文長、文節数に基づく平均文長、MDD と MHD を文の統語的複雑さの変化を測る指標として分析を行った。その結果、以下の 4 点が明らかになった。まず、4 指標はいずれも中国人日本語学習者の通時的作文データにおける統語的複雑さの経時変化を有効に測定できる。そして、moving min-max graph や CPA、移動相関係数図等から、文節数に基づく平均文長と MDD、MHD は文字数に基づく平均文長より発展パターンがもっと似ていることがわかり、文字数に基づく平均文長は他の指標と比べて一番伸びた時期とピークに達する時期が違っているので、文の統語的複雑さの異なる側面の力の発達時期がずれていることも読み取れる。実際、ダイナミック・システムである学習者の言語発達プロセスに含まれる各サブシステムが動的平衡に達する前に、各サブシステムが協働して発展することは難しく、それぞれ発達のスピードが違うということも先行研究で指摘された。また、文字数に基づく平均文長が調査期間の後半になると、他の 3 指標と負の相関に転じたのは、認知資源の配分のアンバランスがその原因であると考えられる。最後に、4 指標に現れた傾向は、システムにおける各サブシステムの共働作用による調整と、突然の変化がもたらす現段階のアトラクター状態から次のアトラクター状態への移行の繰り返しであり、これは先行研究で言及された第二言語習得のプロセスの特徴でもある。

ただ、本稿は学習者の集団に焦点を当てて分析を行ったが、DST がより重んじるのは学習者一人一人の発展パターンであり(Larsen-Freeman 2006)、今後は個人としての学習者を取り上げて詳細に検討する必要がある。また、4 つの指標が測る統語的複雑さの側面にはどのような違いがあるかについては今後の課題としたい。

謝 辞

本稿の執筆にあたり、貴重なコメントを寄せて下さった方々に感謝いたします。

文 献

- 浅原正幸・松本裕治 (2018). 「『現代日本語書き言葉均衡コーパス』に対する文節係り受け・並列構造アノテーション」『自然言語処理』25:4, pp.331-356.
- 今田水穂 (2022). 「児童作文における係り受け距離と階層距離」『言語資源活用ワークショップ発表論文集』6, pp.338-347.
- 今田水穂 (2023). 「児童の言語発達と係り受け次数の増加」『文藝言語研究』84, pp.21-35.
- 石原颯人・入部百合絵・北岡教英 (2020). 「語彙と係り受け構造に着目した雑談対話からの認知症傾向検出」『第82回全国大会講演論文集』1, pp.459-460.
- 樺島忠夫・寿岳章子 (1965). 『文体の科学』総芸舎.
- 小山正 (2015). 「言語獲得に遅れがみられる子どもへのダイナミック・システムズ理論からみた支援」『音声言語医学』56:1, pp.12-19.
- 李在鎬 (2016). 「日本語教育のための文章難易度に関する研究」『早稲田日本語教育学』21, pp.1-16.
- 李文平・劉海濤・夏旖昕 (2023). 「依存距離に基づく日本語学習者言語の統語的複雑度の研究：日本語学習者コーパス(I-JAS)作文資料の場合」『日本語教育』184, pp.112-126.
- 李文平・劉海濤・呉長紅 (2022). 「芥川龍之介の児童文学の文体に関する計量的分析」『計量国語学』33:7, pp.526-540.
- 和田弘名 (2002). 「句読点による文体の計量的分析—梶井基次郎『檸檬』について—」『帝塚山大学短期大学部紀要』39, pp.65-77.
- Diane Larsen-Freeman (1997). “Chaos/Complexity Science and Second Language Acquisition”, *Applied Linguistics*, 18:2, pp.141-165.
- Diane Larsen-Freeman (2006). “The Emergence of Complexity, Fluency, and Accuracy in the Oral and Written Production of Five Chinese Learners of English”, *Applied Linguistics*, 27:4, pp.590-619.
- Kate Wolfe-Quintero, Shunji Inagaki, and Hae-Young Kim (1998). *Second language development in writing: measures of fluency, accuracy, & complexity*, pp.1-12. Honolulu: University of Hawai'i Press.
- Kees De Bot, Wander Lowie, and Marjolijn Verspoor (2007). “A Dynamic Systems Theory approach to second language acquisition”, *Bilingualism: Language and Cognition*, 10:01, pp.7-21.
- Kees De Bot, Wander Lowie, Steven L Thorne, and Marjolijn Verspoor (2013). “Dynamic Systems Theory as a comprehensive theory of second language development”, García et als (eds.) *Contemporary Approaches to Second Language Acquisition*, pp.199-220. Amsterdam: John Benjamins Publishing Company.
- Marjolijn Verspoor, Wander Lowie, and Marijn Van Dijk (2008). “Variability in Second Language Development From a Dynamic Systems Perspective”, *The Modern Language Journal*, 92:2, pp.214-231.
- Paul Van Geert (1991). “A dynamic systems model of cognitive and language growth”, *Psychological Review*, 98:1, pp.3-53.
- Paul Van Geert and Marijn Van Dijk (2002). “Focus on variability: New tools to study intra-

individual variability in developmental data”, *Infant Behavior and Development*, 25:4, pp.340-374.

Saeko Komori, Masatoshi Sugiura, and Wenping Li (2019). “Examining MDD and MHD as Syntactic Complexity Measures with Intermediate Japanese Learner Corpus Data”. *Proceedings of the Fifth International Conference on Dependency Linguistics (Depling, SyntaxFest 2019)*, pp.130–135. Paris, France: Association for Computational Linguistics.

Yingqi Jing and Haitao Liu (2015) “Mean Hierarchical Distance Augmenting Mean Dependency Distance”, NIVRE J, HAJIČOVÁ E(eds.) *Proceedings of the Third International Conference on Dependency Linguistics (Depling 2015)*, pp.161-170.

陈燕青・尤晓琼 (2023) 「日语学习者词汇复杂性的动态发展特征」『日语学习与研究』4, pp.72-83.

郭圣琳・朱一平 (2022) 「日语学习者书面语句法动态发展研究」『日语学习与研究』4, pp.114-127.

江韦姗・王同顺 (2015) 「二语写作句法表现的动态发展」『现代外语』38:4, pp.503-514+584.

刘海涛 (2022) 『依存关系与语言网络』科学出版社.

刘海涛・方昱 (2018) 『实证和语料库语言学前沿』中国社会科学出版社.

沈昌洪・吕敏 (2008) 「动态系统理论与二语习得」『外语研究』3, pp.65-68.

苏琪 (2018) 「基于动态系统理论的第二语言发展生态观」『西南交通大学学报（社会科学版）』19:2, pp.23-28.

郑咏滢 (2011) 「动态系统理论在二语习得研究中的应用——以二语词汇发展研究为例」『现代外语』34:3, pp.303-309+330.

郑咏滢 (2015) 「基于动态系统理论的自由产出词汇历时发展研究」『外语教学与研究』47:2, pp.276-288+321.

郑咏滢 (2017) 「基于追踪个案的二语书面语句法复杂性发展研究」『中国外语教育』10:4, pp.32-39+87.

郑咏滢 (2018) 「高水平学习者语言复杂度的多维发展研究」『外语教学与研究』50:2, pp.218-229+320.

郑咏滢・冯予力 (2017) 「学习者句法与词汇复杂性发展的动态系统研究」『现代外语』40:1, pp.57-68+146.

朱慧敏・刘艳梅 (2019) 「二语书面语动态发展研究：理论，方法与工具」『山东外语教学』40:6, pp.43-54.

資料

本稿は「湖南大学学習者中間言語コーパス」に収録されたデータを使用した。当コーパスは平成22年度～平成25年度科学研究費補助金基盤研究(B) (課題番号 22320093, 研究代表者: 杉村 泰) 『中国国内における日本語学習者の縦断的中間言語コーパスの構築と動詞の習得過程の解明』の研究費の助成を受けて作成したものである。

ツール

Cabocha-0.69 <https://taku910.github.io/cabocha/> (2024年8月7日確認).

Python (ver.3.7) <https://www.python.org/downloads/> (2024年8月7日確認).

R (ver.4.3.0) <https://www.r-project.org/> (2024年8月7日確認).

Wayne A, Taylor (2000). “Change-point analysis: A powerful new tool for detecting changes”. <http://www.variation.com/cpa/tech/changepoint.html> (2024年8月7日確認).