

Franziska Münzberg  & Felix Bildhauer 

Reihenfolge attributiver Adjektive

Abstract The present chapter investigates the relative order of attributive adjectives in German. Based on corpus data, our results corroborate previous findings that semantics is the most important factor in accounting for adjective order. Going beyond previous studies, we also consider coordinated structures (such as *mit* [[**großem, verwildertem**] **Garten**] ‘with (a) large, overgrown garden’), where both adjectives are of equal rank. While adjective order in embedded structures (*mit* [**schwierigem** [**familiärem Hintergrund**]]) ‘with (a) difficult domestic background’) can be predicted rather accurately on semantic grounds, we show that predictions can also be made for coordinated structures, albeit with lower accuracy. Using regression analysis, we examine how semantic factors interact with a number of other explanatory variables.

Keywords word order, noun phrase, adjective, attribute, attributive participle, logistic regression, random effects model

Open Data Der Datensatz `ATTRIBUTIVE_ADJEKTIVE_1` ist öffentlich zugänglich und durchsuchbar in der [Datenbank attributive Adjektive](#) (DOI: [10.14618/attributiveAdjektiveDB](https://doi.org/10.14618/attributiveAdjektiveDB)).

1 Fragestellung

Für die Reihenfolge attributiver Adjektive links vom Kopfnomen sind vor allem semantische bzw. kognitive Kriterien und damit die folgende Grundreihenfolge beschrieben worden:

- Artikelklassifikatoren – Qualificativa – Nominalklassifikatoren (vgl. Eichinger 1991: 327)
- bzw. referenziell – qualitativ – klassifikatorisch (vgl. Schlotthauer 2017: 1646)

Nominalgruppen, in denen die Adjektivreihenfolge dieser Grundreihenfolge entspricht, wären etwa:

- (1) a. der **besagte** (referenziell) **gerechte** (qualitativ) **finanzielle** (klassifikatorisch) Ausgleich
 b. **andere** (referenziell) **beeindruckende** (qualitativ) **landschaftliche** (klassifikatorisch) Schönheiten

Unter den Adjektiven mit qualitativer Lesart stehen die wertenden Adjektive vor den übrigen (vgl. Adam & Schecker 2011: 164).

Aus formaler Perspektive werden die Möglichkeit der prädikativen Verwendung, die Komparierbarkeit und die Wortbildung der Adjektive als Kriterien für ihre Abfolge angeführt (vgl. Eisenberg 2013: 393–394): Prädikativ Verwendbares, Komparierbares und Deverbales steht mittig (und hat in der Regel eine qualitative Lesart). Substantivderivate haben meist eine klassifikatorische Lesart und stehen entsprechend rechts, also näher am Kopfnomen.

- (2) **andere** (nicht¹ prädikativ verwendbar, nicht komparierbar) **beeindruckende** (prädikativ verwendbar, komparierbar, deverbale) **landschaftliche** (nur eingeschränkt² prädikativ verwendbar, nicht komparierbar, desubstantivisch) Schönheiten

In einer Synthese von solchen semantischen und morphosyntaktischen Eigenschaften attributiver Adjektive gibt die Dudengrammatik (2016: 346) ähnlich wie Engel (vgl. 1988: 634–635) eine feiner gegliederte Abfolge an. Zu der nur leicht modifizierten Form, in der wir diese Eigenschaften als „11-Klassen-System“ in Abschnitt 3.1 übernommen haben, vgl. Münzberg & Hansen in dieser Ausgabe.

Diese gut gesicherten Erkenntnisse werden hier um Spezifikationen ergänzt, die sich nicht aus den beschriebenen semantischen und syntaktischen Eigenschaften ableiten lassen. So soll etwa überprüft werden, ob das Behaghel'sche „Gesetz der wachsenden Glieder“ (Behaghel 1909: 139; vgl. auch Behaghel 1932: 6 = § 1416) für aufeinanderfolgende attributive Adjektive gilt, ob also kürzere

1 Soweit man davon ausgeht, dass *anders* ein eigenes Lexem ist.

2 Anstelle einer auffälligen Formulierung mit prädikativem Gebrauch wie *Die Schönheiten sind landschaftlich* könnte man ausweichen auf Alternativen mit attributivem Gebrauch wie *Die Schönheiten sind landschaftlicher Natur / von landschaftlicher Art* o. Ä. Den prädikativen Gebrauch solcher Adjektive kategorisch auszuschließen, wäre falsch, vgl. fürs Englische Demonte (2019: 406–407). Das liegt nicht zuletzt an der Polysemie von Adjektiven. Das Adjektiv *landschaftlich* kann zum Beispiel auch ‚regional, areal, diatopisch markiert‘ bedeuten und ist dann uneingeschränkt prädikativ verwendbar: *Das Substantiv Sonnabend ist mittlerweile eindeutig landschaftlich*. Man könnte allerdings argumentieren, dass ursprünglich klassifikatorische Adjektive bei prädikativem Gebrauch ihre semantische Klasse wechseln und zu qualitativen Adjektiven werden.

Adjektive vor längeren stehen und ob durch ein Adverb modifizierte Adjektive nach nicht modifizierten Adjektiven stehen. Was die Einteilung in semantische Klassen angeht, wird zusätzlich zum 11-Klassen-System ein Faktor mit nur zwei Ausprägungen („2-Klassen-System“) etabliert: Die beiden Ausprägungen sind „intersektiv“ und „nicht intersektiv“ (s. Abschnitt 3.2). Untersucht wird auch, ob Partizipien im vorliegenden Datensatz eher vor Nichtpartizipien stehen (vgl. Sommerfeldt 1971: 15). Darüber hinaus soll die Wahrscheinlichkeit dafür, dass ein Adjektiv attributiv zu einem gegebenen Substantiv auftritt, einbezogen werden (= P(Adj|N), im Weiteren „substantivspezifische Adjektivfrequenz“; vgl. fürs Englische Wulff (2003: 267), dort als „noun-specific frequency“). Die Erwartung ist, dass ein Adjektiv dann eher nahe beim Substantiv steht, wenn es auch sonst häufig attributiv zu diesem Substantiv steht. Auch Effekte der Frequenzklassen der beiden Adjektive sollen geschätzt werden: Das linke Adjektiv könnte determiniererähnlicher und damit tendenziell häufiger sein als das rechte (*andere landschaftliche Schönheiten*).

Darüber hinaus gibt es noch mehr mögliche Einflussgrößen, die vor allem in Bezug auf das Englische untersucht worden sind. Viele sind nur schwer objektivierbar. Einen Überblick gibt Dyer (2017: 5–67).

2 Korpus, Suchanfrage und Methoden

Ausgewertet wurde der Datensatz `ATTRIBUTIVE_ADJEKTIVE_1` aus der Untersuchung der Adjektivflexion im Dat. Sg. Mask./Neutr. (vgl. Münzberg & Hansen in dieser Ausgabe). Er wurde aus einem Ausschnitt von 122 Millionen Tokens aus dem Untersuchungskorpus erzeugt und enthält nach dem Aussortieren von Fehlbelegen 1.598 Belegsätze zur Suchanfrage

Präposition	∅	erstes Adjektiv mit Endung <i>-em</i>	∅	∅	zweites Adjektiv mit Endung <i>-em</i> oder <i>-en</i>	Nomen
	Adverb		,	Adverb		

Wortgruppen, die diesem Muster entsprechen würden, sind etwa:

- (3) a. mit langem schwarzem/schwarzen Haar
- b. mit langem, schwarzem/schwarzen Haar
- c. mit ziemlich langem schwarzem/schwarzen Haar
- d. mit ziemlich langem, beinah schwarzem/schwarzen Haar

Die Besonderheit der Daten ist also, dass keine der einschlägigen Nominalphrasen einen Determinierer enthält. Das kann für die Interpretation der Ergebnisse eine Rolle spielen, vgl. Abschnitt 3.1 sowie die Einleitung zu dieser Ausgabe.

Die Beschränkung auf Nominalphrasen mit exakt zwei attributiven Adjektiven erklärt sich dadurch, dass schon zwei attributive Adjektive in unserem hauptsächlich Preetexte enthaltenden Untersuchungskorpus außergewöhnlich sind, mehr als zwei aber äußerst selten. Die Auswertung eines anderen Datensatzes aus einem Achtel des gesamten Untersuchungskorpus illustriert das: Von 2.388 Nominalphrasen, deren Kopf ein Appellativ ist (kein Pronomen, kein Eigennamen) und die eine der Funktionen Subjekt, Prädikativ, Akkusativobjekt, Dativobjekt haben, enthalten 26,00 % ein attributives Adjektiv, 1,59 % zwei attributive Adjektive und nur 0,08 % drei attributive Adjektive.

Bei der nachträglichen Belegannotation wurden die folgenden Einflussgrößen für jedes der beiden Adjektive berücksichtigt (in Abschnitt 3.1–3.7 werden sie näher erläutert):

- semantische Klasse (11-Klassen-System)
- semantische Klasse (2-Klassen-System)
- Partizip JA/NEIN
- Silbenzahl (inklusive der Silbe des Flexionssuffixes)
- Erweiterung durch ein Adverb
- Frequenz
- substantivspezifische Adjektivfrequenz

Zusätzlich wurde die Möglichkeit bewertet, die beiden Adjektive zu tauschen, ohne dass sich die Semantik der Nominalgruppe wesentlich ändert oder die Reihenfolge sehr ungewöhnlich wirkt.³ Wenn dieser Tausch „gelingt“, wurde der Wert 1 vergeben, sonst der Wert 0. Starke/schwache Flexion wurde bei diesem Tauschtest ignoriert: Die beiden Adjektive in der Präpositionalgruppe *in edlem zeitgemäßen Ambiente* sind also als tauschbar markiert worden. Das Ergebnis des Tauschs wäre dann nicht *in zeitgemäßen edlem Ambiente*, sondern *in zeitgemäßem edlem Ambiente* oder *in zeitgemäßem edlen Ambiente*. Diese Annotation sollte nicht als Einflussgröße in statistische Modelle übernommen werden. Vielmehr dient sie bei der Untersuchung der nicht semantischen Einflussgrößen der Differenzierung von kategorischen Kontexten und Wahlkontexten.

Auf der Grundlage dieser Daten haben wir ein logistisches Regressionsmodell spezifiziert. Dieses modelliert die Wahrscheinlichkeit dafür, dass ein bestimmtes der beiden Adjektive (der „Kandidat“) die rechte, dem Kopfnomen nähere Position einnimmt, in Abhängigkeit von einigen der oben benannten Einflussgrößen. Für diese Einflussgrößen werden dabei Koeffizienten geschätzt, welche die Größe des jeweiligen Effekts darstellen. Um die Daten mit einer logistischen Regression

3 Die Annotation wurde von zwei Personen vorgenommen. Das Interrater-Agreement war „moderate“ im Sinne von Landis & Koch (1977); Cohens Kappa = 0,5. Das Untersuchungsziel war den annotierenden Hilfskräften des IDS nicht bekannt.

zu analysieren, wurde in zufällig ausgewählten 799 Belegen (entspricht 50 % der Fälle) das zweite Adjektiv als „Kandidat“ ausgezeichnet. Die abhängige Variable („steht rechts“) ist in diesen Fällen „1“. In der anderen Hälfte der Fälle wurde dagegen das linke Adjektiv als „Kandidat“ ausgezeichnet, die abhängige Variable („steht rechts“) ist in diesen Fällen „0“. Das jeweils andere Adjektiv wird im Folgenden als „Konkurrent“ bezeichnet.

In einem gemischten logistischen Regressionsmodell haben wir folgende Faktoren berücksichtigt:

- semantische Klasse (2-Klassen-System) Kandidat: INTERSEKTIV, NICHT-INTERSEKTIV
- semantische Klasse (2-Klassen-System) Konkurrent: INTERSEKTIV, NICHT-INTERSEKTIV
- Kandidat ist Partizip: JA, NEIN
- Konkurrent ist Partizip: JA, NEIN
- Differenz Silbenzahl, dichotomisiert als POSITIV (Kandidat hat mehr Silben als Konkurrent), NICHTPOSITIV
- Differenz substantivspezifische Adjektivfrequenz (SAF), dichotomisiert als POSITIV (SAF des Kandidaten ist größer als die des Konkurrenten), NICHT-POSITIV
- Differenz Frequenzklasse, dichotomisiert als POSITIV (Kandidat hat höhere Frequenzklasse als Konkurrent), NICHTPOSITIV
- Kandidat ist durch ein Adverb erweitert: JA, NEIN
- Konkurrent ist durch ein Adverb erweitert: JA, NEIN

Außerdem wurde das Lemma des Kandidatenadjektivs als Gruppierungsfaktor verwendet.

Die Abfolge semantischer Klassen nach dem 11-Klassen-System wurde im Regressionsmodell nicht berücksichtigt, da durch die zahlreichen Ausprägungen dieser Variablen z. T. Gruppen mit sehr wenigen Fällen entstehen (und Koeffizientenschätzungen entsprechend ungenau werden). Stattdessen bietet Abschnitt 3.1 einen deskriptiven Überblick über den Zusammenhang zwischen semantischer Klasse und Reihenfolge. Die elfte Klasse kam nicht vor; sie war vorgesehen für den Fall, dass beim Part-of-Speech-Tagging Determinierer als attributive Adjektive ausgezeichnet würden. Bei der Auszählung haben wir z. B. festgestellt, dass im vorliegenden Datensatz 33-mal ein relationales Adjektiv mit Bezug auf die zeitliche Situierung (*derzeitig, früher*) vor einem Zugehörigkeitsadjektiv (*juristisch, politisch*) steht und die umgekehrte Reihenfolge nicht vorkommt. Genauso wurden auch alle anderen vorkommenden Kombinationen ausgezählt. Theoretisch hätte man für 10 semantische Klassen auch 10 verschiedene „Distanzklassen“ erhalten können, je nachdem, wie weit entfernt Adjektive einer bestimmten semantischen Klasse von ihrem Kopfnomen stehen. Dazu ist der Datensatz aber

zu klein – Adjektive, die eine materielle Beschaffenheit bezeichnen (*steinern, wollen*), kommen beispielsweise nur 5-mal vor, und für einige Kombinationen gibt es auch zu wenige Belege. Eine Beschränkung auf nur 6 verschiedene Distanzklassen erschien von daher sinnvoll.

3 Ergebnisse der Korpusuntersuchung

Im Folgenden werden die Wirkungen der einzelnen Einflussgrößen beschrieben. Dem Überblick über die in der Dudengrammatik (2016: 346) angesetzten semantischen Klassen und unsere 6 Distanzklassen folgen ab Abschnitt 3.2 die Ergebnisse der Regressionsanalyse. Abb. 1 in Abschnitt 4 fasst dann die wichtigsten Punkte zusammen.

3.1 Semantische Klasse der Adjektive (11-Klassen-System)

Da in der Suchanfrage nur artikellose Nominalphrasen berücksichtigt sind, nehmen Ordinalzahladjektive im vorliegenden Datensatz einen anderen Platz ein als gewöhnlich (weiter rechts als sonst erwartbar), wie z. B. in (4).

- (4) [...] nach verlorenem ersten Satz steigerte er sich jedoch und gewann verdient (St. Galler Tagblatt, 22.05.2000, o. S.)

Fast alle Belege zu Ordinalzahladjektiven an zweiter Stelle entstammen solchen Sportnachrichten. Diesen 72 Belegen steht ein einziger Beleg mit einem Ordinalzahladjektiv an erster Stelle gegenüber.

Suchen mit dem Beispiel *erst-* in einem Achtel des 7-Mrd.-Untersuchungskorpus ergaben die Zahlen in Tab. 1.

Tabelle 1: Artikellose Nominalphrasen mit Ordinalzahladjektiv *erst-* im Untersuchungskorpus.

Suchanfrage			Ergebnisse pro Mio. Tokens
Präposition	<i>erstem</i>	attributives Adjektiv	0,03
Präposition	attributives Adjektiv	<i>erstem</i>	0,04
Präposition	attributives Adjektiv	<i>ersten</i>	0,55

Das heißt, dass das Ordinalzahladjektiv *erst-* in artikellosen Nominalphrasen in nur 5 % der Fälle an erster Stelle vor einem anderen attributiven Adjektiv steht

($0,03 / (0,03 + 0,04 + 0,55) = 0,05$). Dagegen tritt in Nominalphrasen mit definitem oder indefinitem Artikel das Ordinalzahladjektiv in 73 % der Fälle vor das andere Adjektiv, wie Tab. 2 zeigt.

Tabelle 2: Nominalphrasen mit Artikel und Ordinalzahladjektiv *erst-* im Untersuchungskorpus.

Suchanfrage				Ergebnisse pro Mio. Tokens
Präposition	Artikel	<i>ersten</i>	attributives Adjektiv	8,62
Präposition	Artikel	attributives Adjektiv	<i>ersten</i>	3,22

Die Variation bei der Stellung von Ordinalzahladjektiven ist semantisch nicht frei: *Ein erster verlorener Satz* kann der zweite Satz nach einem gewonnenen ersten Satz sein, *ein verlorener erster Satz* ist immer der erste Satz. Offensichtlich ist in Nominalphrasen mit definitem oder indefinitem Artikel die zweite Referenzsituation häufiger (73 %) und in artikellosen Nominalphrasen die erste (95 %).

Ansonsten bestätigen unsere Distanzklassen die in der Dudengrammatik (2016: 346) beschriebene Reihenfolge. Von links nach rechts, d. h. nach abnehmender Entfernung vom Kopfnomen geordnet:

- Distanzklasse 6: Adjektive, die Indefinita oder Demonstrativa nahekommen: *besagt, weiter, sogenannt**: etwa im Beispiel *weiteres* (Distanzklasse 6) *wochenlanges* (Distanzklasse 5) *Ringens*
- Distanzklasse 5: relationale Adjektive mit Bezug auf die zeitliche Situierung: *früher, jahrelang, anschließend: das frühere* (Distanzklasse 5) *obere* (Distanzklasse 4) *Stockwerk*
- Distanzklasse 4: relationale Adjektive mit Bezug auf die räumliche Lage: *recht, inner, ober, dortig: mit dortigem* (Distanzklasse 4) *festem* (Distanzklasse 3) *Wohnsitz*
- Distanzklasse 3: sonstige qualifizierende Adjektive (im vorliegenden Datensatz ohne eindeutigen Unterschied zwischen im Kontext tatsächlich qualifizierenden Adjektiven und solchen, die als relationale Adjektive verwendet werden): *gemütlich, gut, angemessen, lang: mit langem* (Distanzklasse 3) *schwarzem* (Distanzklasse 2) *Haar*
- Distanzklasse 2: Ordinalzahl- und Farbadjektive (wobei diese Stellung der Ordinalzahladjektive so nah am Nomen im vorliegenden Datensatz eine Beson-

4 Der Auslassungsbindestrich zeigt an, dass die Form nicht oder nur eingeschränkt prädikativ verwendbar ist, sondern üblicherweise dekliniert und attributiv vorkommt. Einige Adjektive wie etwa *inner-* haben überhaupt keine frei vorkommende Grundform.

- derheit ist, s. o.): *erst, schwarz, bunt, dunkelblau: mit bunten* (Distanzklasse 2)
tibetischen (Distanzklasse 1) *Fähnchen*
- Distanzklasse 1: Zugehörigkeitsadjektive (einschließlich solcher, die die geografische Herkunft bezeichnen): *demokratisch, sozial, finanziell, tibetisch, sächsisch*

3.2 Semantische Klasse der Adjektive (2-Klassen-System)

Die hier angesetzte Einteilung in intersektive und nicht intersektive Adjektive orientiert sich an GDS (1997: 2000–2004), Russell (2012: 333) und Romero (2008). Der Grundgedanke ist, dass manche Adjektive schnittmengenbildend sind, manche nicht. So sind etwa „mehrstimmige Lieder“ als Schnittmenge aus mehrstimmigen Musikstücken („Musikstück“ als Genus proximum zu „Lied“) und Liedern beschreibbar. Das liegt daran, dass die Bedeutung von *mehrstimmig* unabhängig von der Bedeutung von *Lied* interpretiert werden kann: Das Adjektiv *mehrstimmig* ist intersektiv. Ist aber von **langen Liedern** die Rede, so funktioniert der Schnittmengentest nicht: Ein langes Lied ist nicht per se ein langes Musikstück, denn lange Lieder können kürzer sein als kurze Sinfonien. Um das Adjektiv *lang* richtig zu interpretieren, muss man die Bedeutung des Ausdrucks kennen, den es modifiziert, hier *Lied*. Damit ist *lang* wie viele im Kontext steigerbare Adjektive (*schwierig, hart, fein, breit, schwer*) nicht intersektiv.

Auch bei den privativen Adjektiven (die hier ebenfalls unter die nicht intersektiven Adjektive gerechnet werden) wie etwa *scheinbar* kann keine Schnittmenge gebildet werden: Ein „scheinbares Lied“ ist eben kein Lied und kann darum auch nicht in einer Schnittmenge aus scheinbaren Musikstücken und Liedern enthalten sein.

Unter „intersektiv“ fassen wir im Folgenden auch die klassifizierenden Adjektive, die im Sinne von Zifonun (vgl. 2017b: 25) teilmengenbildend (subsektiv) sind, wie etwa *familiär, körperlich, politisch* oder auch *privat*; vgl. *carnivorous* als Beispiel für Intersektivität bei Romero (2008: 16). Ein „familiärer Hintergrund“ ist in diesem Sinne die Schnittmenge aus familiären Angelegenheiten und möglichen Hintergründen, „körperliches Unwohlsein“ ist die Schnittmenge aus körperlichen Empfindungen/Zuständen und Unwohlsein, „gedrechseltes Holz“ ist die Schnittmenge aus gedrechselten Werkstücken und Holz.

Ein weiterer Test, mit dem sich die beiden Gruppen von Adjektiven abgrenzen lassen, ist: *Dieses Stück ist lang für ein Lied, Dieses Holz ist hart für Holz* (*lang, hart* sind nicht intersektiv), aber **Dieses Stück ist mehrstimmig für ein Lied, *Dieses Holz ist gedrechselt für Holz* (*mehrstimmig, gedrechselt* sind intersektiv; vgl. Demonte 2019: 389).

Aus der Beschreibung der Tests, die bei der manuellen Belegannotation durchgeführt wurden, wird ersichtlich: Wie viele semantische Beurteilungen hat auch diese eine starke subjektive Komponente. Vor allem muss zur Entscheidung in der Regel der Kontext herangezogen werden. Mit *augenblicklich wache Babys* kann die Schnittmenge aus Menschen, die augenblicklich nicht schlafen, und Babys gemeint sein; das Adjektiv *wach* unterscheidet sich in dieser Lesart nicht von *wach* in *augenblicklich wache Greise* und erscheint darum als intersektives Adjektiv. Aber in *waches Gesicht* bezeichnet das Adjektiv *wach* eine Eigenschaft, die in höherem oder geringerem Grade einem Gesicht zugesprochen werden kann und die nicht einfach das Gegenteil von *schlafend* ist. Ohne das Substantiv *Gesicht* kann nicht verstanden werden, welche Eigenschaft gemeint ist. Hier ist *wach* eher nicht intersektiv.

Nicht intersektive Adjektive stehen im vorliegenden Datensatz⁵ eher vor intersektiven (79% der Belege, in denen die Adjektive unterschiedlichen semantischen Klassen angehören; Tab. 3 in Abschnitt 3.3):

- (5) a. mit schwierigem familiärem Hintergrund (Süddeutsche Zeitung, 13.11.2004, S. V1/21)
- b. aus hartem, gedrechseltem Holz (Hannoversche Allgemeine, 1.3.2008, S. 5)
- c. mit geringfügigem körperlichen Unwohlsein (St. Galler Tagblatt, 20.5.2000, o. S.)

Unter diese Regel fällt wohl auch die Tendenz der Farbadjektive, rechts von den übrigen qualitativen Adjektiven zu stehen (eine eingehende Diskussion, ob Farbadjektive tatsächlich intersektiv sind, findet sich in GDS (vgl. 1997: 2003–2004):

5 Dyer (2017: 24) behandelt diese Regularität sogar als eine mögliche Universalie. Er spricht ihr Erklärungskraft ab, räumt aber ein, dass ihre Einbeziehung seine eigenen Entropieberechnungen eventuell hätte exakter machen können (Dyer 2017: 150). Für das Englische postuliert Truswell (2009: 527): „Subsecutive adjectives precede interjective adjectives“ und „Interjective adjectives do not precede subsecutive adjectives“. Seine Ergebnisse basieren auf einer Google-Recherche. Gezählt wurden anders als in der vorliegenden Studie nur Belege, die als akzeptabel bewertet wurden, und die Informationsstruktur wurde kontrolliert (Truswell 2009: 526). Diesen Ergebnissen widersprechen Trotzke & Wittenberg (2019: 278–279): In ihrer Studie, die auf Google Ngram (also auf dem Datenbestand von Google Books) basiert, gibt es mehr Belege für die Reihenfolge intersektiv – subsektiv als für die Reihenfolge subsektiv – intersektiv. Woher diese sehr unterschiedlichen Ergebnisse kommen, diskutieren sie nicht. Möglicherweise ordnen sie andere Adjektive als intersektiv ein.

- (6) a. mit feinem weißen Sand (Rhein-Zeitung, 28.5.1998, o. S.)
 b. mit breitem grünen Streifen (Potsdamer Neuste Nachrichten, 10.4.2012, o. S.)
 c. aus schwerem, weinrotem Damast (Rhein-Zeitung, 23.1.2008, o. S.)

Aber auch die umgekehrte Reihenfolge intersektiv – nicht intersektiv kommt vor, ohne auffällig zu wirken:

- (7) mit gesenktem, wachem Gesicht (Lenz: Die Auflehnung, 1999 [1994], S. 343)

3.3 Interaktion semantische Klasse – Komma JA/NEIN

Allgemein kann man davon ausgehen, dass die Wortstellung freier ist, wenn beide Adjektive gleichermaßen das Nomen modifizieren (vgl. fürs Englische Davidse & Breban 2019: 347–348). Ein Anzeichen für eine solche Koordination von Adjektiven (eine gereimte Struktur) ist das Komma zwischen beiden Adjektiven (vgl. Münzberg & Hansen in dieser Ausgabe): *mit gesenktem, wachem Gesicht*. Demgegenüber ist bei der gestuften Struktur (das erste Adjektiv modifiziert die Gesamtheit aus zweitem Adjektiv und Nomen) die Reihenfolge der Adjektive semantisch festgelegt. Daher beschränken Eichinger (1991) sowie Kotowski & Härtl (2019) ihre Untersuchungen ausdrücklich auf gestufte Strukturen bzw. auf Strukturen ohne Komma.

Tabelle 3: Adjektivreihenfolge nach Semantik der Adjektive in Kontexten mit und ohne Komma.

Abfolge	Komma		
	nein	ja	Σ
nicht intersektiv < intersektiv (Normalabfolge)	711	93	804
intersektiv < nicht intersektiv	144	73	217
Σ	855	166	1.021

Bei der statistischen Modellierung wurde die Beziehung zwischen den Variablen „Komma“ und „Semantik“ (2-Klassen-System) als Interaktion berücksichtigt. Das Ergebnis fällt deutlich aus: Während in Fällen ohne Komma ein intersektives Adjektiv eine sehr starke Tendenz hat, nach einem nicht intersektiven Adjektiv aufzutreten, ist diese Tendenz für Fälle mit Komma deutlich weniger ausgeprägt (vgl. den geschätzten Effekt für die entsprechende Interaktion im Anhang, Tab. 5).

Ein Beispiel für die Normalabfolge nicht intersektiv – intersektiv in einer Nominalgruppe mit Komma zwischen den beiden Adjektiven ist (8).

- (8) mit dichtem, wollenem Unterfell (Rhein-Zeitung, 9.1.2006, o. S.)

Die seltenere Reihenfolge intersektiv – nicht intersektiv ist in Strukturen mit Komma (Beispiel 9) wahrscheinlicher als in Strukturen ohne Komma.

- (9) inmitten lautlosem, dichtem Schneefall (Grass: Die Blechtrommel, 1964 [1962], S. 103)

3.4 Partizip

Der Beleg (7) *mit gesenktem, wachem Gesicht* ist ein Beispiel dafür, dass Partizipien eher vor Nichtpartizipien stehen (vgl. Sommerfeldt 1971: 15). Bei Partizipien I in Kombination mit Nichtpartizipien macht in unseren Daten die Reihenfolge Partizip – Nichtpartizip 77% der Fälle aus, bei Partizipien II 69% der Fälle. Ein Beispiel für die Reihenfolge Partizip I – Nichtpartizip ist (10).

- (10) mit anschließendem gemütlichen Beisammensein (Mannheimer Morgen, 17.8.2013, S. 16)

Der Grund für diesen Wortstellungseffekt könnte im semantischen Potenzial von Partizipien gesucht werden. Partizipien können assertorisch (einen Sachverhalt behauptend) modifizieren und möglicherweise deswegen links stehen (zur Definition von „assertorisch“ vgl. Murelli 2016: 1808; im Fokus stehen dort ausgebaute Partizipialphrasen mit Komplementen und ggf. Supplementen, die in ihrer Funktion Relativsätzen nahekommen, vgl. Murelli 2016: 1811–1812). Etwa der Ausdruck *das von keinem der Zuschauer erwartete Tor* kann nur auf ein Tor zutreffen, für das gilt: Der Sachverhalt „Das Tor wurde von keinem der Zuschauer erwartet“ wird behauptet (vgl. Zifonun 2017a: 1737). Aber auch „unerweiterte Partizipialattribute“ (Murelli 2016: 1837) können assertorisch sein (*der verschossene Elfmeter*).

Im vorliegenden Datensatz gibt es nur 20 Beispiele für adverbial erweiterte Partizipialattribute. Eines davon, das als assertorisch gelesen werden kann, findet sich in (11).

- (11) nach nun vorgenommenem erfolgreichem Eingriff (Vorarlberger Nachrichten, 18.1.1997, S. D12)

Partizipien können allerdings auch wie andere attributive Adjektive qualifizierend oder klassifikatorisch gebraucht werden. Die klassifikatorische Lesart ist im Deutschen seltener (vgl. Murelli 2017: 1811; ein Beispiel dort: *stehende Gewässer*). Nach Engel (1988: 635) sind unter den qualitativen Adjektiven „auch die meisten attributiv gebrauchten Partizipien“ einzuordnen. Tatsächlich wird auch im Großteil der hier untersuchten Belege das Partizip eher qualifizierend gebraucht. Vor allem als Adjektive lexikalisierte Partizipien (*ansprechend, begeistert*) können qualifizierend sein (12).

- (12) a. mit ansprechendem kulinarischen Angebot (Berliner Morgenpost, 19.6.1999, S. 13)
 b. mit begeistertem, minutenlangem Beifall (Mannheimer Morgen, 22.5.1996, o. S.)

Wenn nun lexikalisierte Partizipien (steigerbare, mit *un-* präfigierbare und/oder als Adjektiv in den Duden online aufgenommene Partizipien) oft qualifizierend sind, wäre vielleicht zu erwarten, dass lexikalisierte Partizipien tendenziell weiter links stehen als nicht lexikalisierte. Andererseits wiederum – und das könnte diese Erwartung neutralisieren – sind lexikalisierte Partizipien als Adjektive den „gewöhnlichen“ Adjektiven, also den Nichtpartizipien, ähnlicher als Partizipien, die noch nicht als Adjektive lexikalisiert sind. Unsere Ausgangshypothese lautete daher: Die nicht lexikalisierten Partizipien stehen am häufigsten links, gefolgt von den lexikalisierten Partizipien und schließlich den Nichtpartizipien.

Wie Tabelle 4 zeigt, trifft dies auf ca. 72% der 370 Belege zu, in denen die beiden Adjektive zu unterschiedlichen Kategorien (lexikalisiertes Partizip, nicht lexikalisiertes Partizip, Nichtpartizip) gehören.

Tabelle 4: Verteilung der Abfolgen von lexikalisierten Partizipien, nicht lexikalisierten Partizipien und Nichtpartizipien („<“ zu lesen als „geht voran“). Einteilung in erwartete und unerwartete Abfolgen gemäß der Hypothese „nicht lexikalisierte Partizipien stehen am häufigsten links, gefolgt von lexikalisierten Partizipien, gefolgt von Nichtpartizipien“.

	Abfolge	Belege
erwartet	lexikalisiertes Partizip < Nichtpartizip	161
	nicht lexikalisiertes Partizip < Nichtpartizip	102
	nicht lexikalisiertes Partizip < lexikalisiertes Partizip	2
unerwartet	Nichtpartizip < lexikalisiertes Partizip	69
	lexikalisiertes Partizip < nicht lexikalisiertes Partizip	3
	Nichtpartizip < nicht lexikalisiertes Partizip	33
Σ		370

Der Datensatz enthält nur 5 Belege für die Kombination eines lexikalisierten Partizips mit einem nicht lexikalisierten. Bei der Kombination eines Partizips mit einem Nichtpartizip unterscheiden sich lexikalisierte und nicht lexikalisierte Partizipien kaum, der Anteil an erwarteten Abfolgen liegt bei 70 % respektive ca. 76 %. Die Differenz ist bei einer Stichprobengröße von 365 zu klein, um von einem tatsächlichen Unterschied auszugehen.⁶ Aus diesem Grund verzichten wir im Folgenden auf die Unterscheidung zwischen lexikalisierten und nicht lexikalisierten Partizipien und berücksichtigen bei der statistischen Modellierung nur die Unterscheidung zwischen Partizipien einerseits und Nichtpartizipien andererseits.

Diejenigen Partizipien, die qualifizierend gebraucht werden, stehen in der Grundreihenfolge referenziell – qualitativ – klassifikatorisch links vor den (klassifizierenden) Zugehörigkeitsadjektiven. Auch könnte man annehmen, dass Assertorisches in der Regel allgemein weiter entfernt vom Kopfnomen steht als Klassifikatorisches und wohl auch weiter entfernt als Attribute mit qualitativer Lesart, vgl. (jetzt vom Kopfnomen aus nach **rechts**): *die Kita in der Mühlthalstraße* (klassifikatorisch), *die unser Sohn besucht* (assertorisch); *eine Bergkulisse von unglaublichem Reiz* (qualitativ), *die schon oft fotografiert worden ist* (assertorisch). Dass assertorisch modifizierende Partizipialattribute in gestuften Strukturen **links** vom Kopfnomen meist vor anderen Adjektivattributen stehen, stimmt mit dieser Annahme überein. Vielleicht wirkt schon die grundsätzliche Möglichkeit, Partizipien assertorisch zu verwenden, auf die Wortstellung ein.

Eine zusätzliche Stichprobe im ersten Achtel des Untersuchungskorpus ergibt für die Struktur „erweitertes Partizipialattribut – kein Komma und keine Konjunktion – attributives Adjektiv“ (Beispiel: *ein an der Kreuzung Waterloostraße / Wabestraße abgestellter roter Alfa Romeo*) ca. 27 Belege / 1 Mio. Tokens, für die Reihenfolge „attributives Adjektiv – kein Komma und keine Konjunktion – erweitertes Partizipialattribut“ nur rund 2 Belege / 1 Mio. Tokens. Für die Struktur „erweitertes Partizipialattribut – Komma oder Konjunktion – Adjektiv“ sind es auch nur ca. 2 Belege / 1 Mio. Tokens, während die Reihenfolge „Adjektiv – Komma oder Konjunktion – erweitertes Partizipialattribut“ (Beispiel: *ein langjähriger, für das rot-rot-grüne Projekt 2017 fest eingeplanter Koalitionspartner*) rund 7-mal / Mio. Tokens vorkommt. Nun nehmen wir an, dass Strukturen ohne das Oberflächenmerkmal Komma in der Regel gestuft sind und Strukturen mit

6 $\chi^2(1, 365) = 1,04, p = 0,31$. Bei gleichzeitiger Betrachtung mit anderen möglichen Einflussgrößen in einem logistischen Regressionsmodell wird ebenfalls kein Unterschied zwischen lexikalisierten und nicht lexikalisierten Partizipien deutlich. Dies ändert sich auch dann nicht, wenn potenziell korrelierende Variablen (Intersektivität und Silbenzahl) aus dem Modell entfernt werden.

Komma in der Regel gereiht (Münzberg & Hansen in dieser Ausgabe). Das würde bedeuten: In gestuften Strukturen steht das erweiterte Partizip eher vor einem anderen Adjektiv, in gereihten eher danach.

3.5 Silbenzahl

Adjektive mit mehr Silben⁷ stehen im vorliegenden Datensatz in der Regel nach Adjektiven mit weniger Silben (13). Es scheint also das „Gesetz der wachsenden Glieder“ (Behaghel 1909:139; vgl. auch Behaghel 1932: 6 = § 1416) zu wirken.

- (13) a. mit großem, verwildertem Garten (Frankfurter Rundschau, 21.8.1997, S. 12)
 b. mit wildem, rücksichtslosem Gerangel (Die Zeit [Online-Ausgabe], 22.2.2007, o. S.)

Hier sind jedoch kategorische Kontexte und Wahlkontexte zu unterscheiden. So kann das erste Adjektiv die Gesamtheit aus zweitem Adjektiv und Nomen modifizieren (gestufte Struktur, vgl. Münzberg & Hansen in dieser Ausgabe). Wenn die Schreibenden eine solche Struktur intendieren, spielt die Silbenzahl keine Rolle. Es handelt sich um einen kategorischen Kontext, der von der Semantik bzw. von der internen Struktur der Nominalphrase bestimmt ist. Daher stehen qualifizierende Adjektive auch dann eher vor Zugehörigkeitsadjektiven (s. Abschnitt 3.1), wenn sie länger sind als diese:

- (14) mit augenzwinkerndem britischen Humor (Die Presse, 12.4.1994, o. S.)

Auch im Beispiel (15) wirkt wohl nicht das Gesetz der wachsenden Glieder.

- (15) mit enormem finanziellen Aufwand (Süddeutsche Zeitung, 21.12.1992, S. 0)

Zwar ist das zweite Adjektiv wie zu erwarten länger als das erste. Das ist aber wahrscheinlich nicht der Grund für die Wortstellung. Vielmehr ist *enorm* ein qualifizierendes Adjektiv und *finanziell* ein Zugehörigkeitsadjektiv. Auch hier gibt ein kategorischer Kontext die Reihenfolge vor. Nicht behauptet werden soll, dass alle Kontexte mit qualitativen Adjektiven und i. d. R. als Zugehörigkeitsadjektive

7 Ermittelt mithilfe eines Algorithmus, der grundsätzlich pro Vokal eine Silbe ausgibt, wobei aber bestimmte Vokalbuchstabenkombinationen als eine Silbe gerechnet werden. Beispiele für solche Kombinationen: /ai/ außer in *etwaig*, *archaisch*, /ee/ außer in *ideenreich*.

einzuordnenden Adjektiven per se kategorische Kontexte mit gestuften Strukturen sind; entscheidend ist immer die Äußerungsabsicht. Nun sind die für gestufte Strukturen typischen Zugehörigkeitsadjektive in der Regel länger (meist auch komplexer) als qualitative Adjektive; vgl. Eichinger (1991). Damit entsprechen solche Belege zwar dem „Gesetz der wachsenden Glieder“, aber in diesen kategorischen Kontexten wirken vor allem das erste Behaghel'sche Gesetz, nach dem „das geistig eng Zusammengehörige auch eng zusammengestellt wird“ (Behaghel 1932: 4 = § 1426), und das dritte, nach dem „das unterscheidende Glied dem unterschiedenen vorausgeht“ (Behaghel 1932: 5 = § 1426).

Irrelevant ist das „Gesetz der wachsenden Glieder“ darum nicht. Betrachten wir die insgesamt 307 Fälle, in denen die Adjektive als tauschbar markiert worden sind (z. B. bei aufeinanderfolgenden qualifizierenden Adjektiven). Das sind Wahlkontexte, in denen das „Gesetz der wachsenden Glieder“ nicht von den beiden semantischen Gesetzen eins und drei überlagert werden kann. In dieser Teilmenge des Datensatzes ist in 144 Belegen das zweite Adjektiv länger als das erste und nur in 77 Belegen das erste Adjektiv länger als das zweite (im Rest der Belege ist die Silbenzahl gleich).⁸

3.6 Erweiterung durch Adverbien und Partikeln

Nach dem „Gesetz der wachsenden Glieder“ wäre auch zu erwarten, dass komplexe Adjektivgruppen (mit Ausnahme der erweiterten Partizipialattribute in gestuften Strukturen, vgl. Abschnitt 3.4) einfachen eher nachfolgen. Ein Beispiel für eine gereimte Struktur, in der die beiden Adjektivgruppen als prinzipiell tauschbar (vgl. Abschnitt 2) markiert worden sind und die dieser Erwartung entspricht, ist (16).

- (16) mit neuem, teilweise gewagtem Glanz (Mannheimer Morgen, 7.11.2008, S. 21)

Wie im Falle der Silbenzahl (Abschnitt 3.5) muss auch diese Hypothese auf Fälle eingeschränkt werden, in denen die Semantik keine zwingende Reihenfolge vorgibt. Im folgenden Beleg könnte das intersektive Zugehörigkeitsadjektiv *therapeutischen* (bzw. die starke Form *therapeutischem*) kaum vor die Adjektivgruppe mit dem nicht intersektiven qualifizierenden Adjektiv *geringem* gestellt werden:

- (17) mit nur geringem therapeutischen Nutzen (Frankfurter Rundschau, 29.10.1999, S. 13)

⁸ $\chi^2(1, 221) = 20,3, p < 0,001$.

Daher kann aus den absoluten Zahlen – 56 erweiterten ersten Adjektiven stehen 27 erweiterte zweite Adjektive gegenüber – nicht direkt geschlossen werden, dass das „Gesetz der wachsenden Glieder“ hier unwirksam, die Hypothese also falsch ist. Denn bei den Adjektiven, die als tauschbar markiert worden sind, überwiegen wieder 19 erweiterte zweite Adjektive 12 erweiterte erste Adjektive. Kontrolliert man jedoch wie in dem Regressionsmodell, das im Anhang beschrieben ist, andere relevante Variablen, ist der Effekt anhand unseres Datensatzes nicht mehr nachweisbar.

3.7 Frequenzphänomene

Ein Unterschied in den Frequenzklassen⁹ der beiden Adjektive begünstigt das Auftreten des selteneren Adjektivs näher am Nomen. Frequente Adjektive stehen also tendenziell vor weniger frequenten (vgl. auch fürs Englische Trotzke & Wittenberg 2019: 278).

Das zweite verwendete Frequenzmaß ist die substantivspezifische Adjektivfrequenz, d. h. die bedingte Wahrscheinlichkeit für das Auftreten des Adjektivs mit einem gegebenen Substantiv. Für das Englische konnte hier ein deutlicher Einfluss auf die Wortstellung nachgewiesen werden: Wulff (vgl. 2003: 267) errechnet für englische Adjektiv-Substantiv-Folgen die Frequenz des Vorkommens von attributivem Adjektiv und Substantiv zusammen geteilt durch die Frequenz des Substantivs. Je höher der Wert für ein Adjektiv ist, desto größer die Wahrscheinlichkeit, dass dieses Adjektiv als zweites von zwei aufeinanderfolgenden Adjektiven (also nah beim Nomen) steht. Ein Fall aus dem vorliegenden Datensatz, auf den diese Vorhersage zutrifft, wäre (18).

- (18) Der klassische Hans-Poelzig-Bau aus dem Jahr 1929 wird endlich in altem, neuem Glanz erstrahlen. (Berliner Zeitung, 27.4.2000, S. 3)

Das Adjektiv *alt* kommt im 7-Mrd.-Untersuchungskorpus 2.835-mal attributiv zu *Glanz* vor. Das Adjektiv *neu* kommt viel häufiger zusammen mit *Glanz* vor, nämlich 16.973-mal. Das Substantiv *Glanz* ist 78.573-mal im 7-Mrd.-Korpus vertreten. 2.835 geteilt durch 78.573 ergibt gerundet 0,0361. Das ist die Wahrscheinlichkeit

9 Für die meisten Adjektivlexeme liegen DeReWo-Frequenzklassen vor: „Dabei hat eine Grundform die Häufigkeitsklasse N, wenn die häufigste Form etwa 2^N -mal häufiger vorkommt als diese Form. [...] Für die Grundformenliste ist der Eintrag mit der höchsten Frequenz ‚der, die, das‘“ (Belica et al. 2012, 2.5 „Häufigkeitsklassen“). Das bedeutet: Je höher die Frequenzklasse, desto seltener das Wort. Fehlende Frequenzklassen wurden nachgetragen.

für das Auftreten von *alt*, wenn *Glanz* gegeben ist. Für *neu* ist der Wert höher, er beträgt 0,2160. Das kann einer der Gründe dafür sein, dass das Adjektiv *neu* in Beleg (18) näher am Nomen steht – aber rechnerisch lässt sich das anhand des Datensatzes `ATTRIBUTIVE_ADJEKTIVE_1` nicht nachweisen. Für die vorliegende Studie wurde die Differenz der entsprechenden Werte für die beiden beteiligten Adjektive verwendet, jedoch konnten wir anhand unseres Datensatzes keinen Effekt feststellen.

Wichtiger ist die substantivspezifische Adjektivfrequenz im vorliegenden Datensatz für die starke/schwache Flexion des zweiten Adjektivs (vgl. Münzberg & Hansen in dieser Ausgabe).

Die beiden untersuchten Frequenzmaße (d.h. Frequenzklasse und substantivspezifische Adjektivfrequenz) können zu gegensätzlichen Vorhersagen hinsichtlich der Adjektivstellung führen. Der Grund dafür ist, dass die substantivspezifische Adjektivfrequenz nicht die absolute Frequenz des Adjektivs berücksichtigt. So ist für ein allgemein sehr häufig vorkommendes Adjektiv auch erwartbar, dass es zusammen mit einem gegebenen Substantiv häufiger vorkommt als ein allgemein selteneres Adjektiv. Die Frequenzklasse des häufigeren Adjektivs lässt dann vermuten, dass es an erster Position steht, die substantivspezifische Adjektivfrequenz würde dagegen vorhersagen, dass es die zweite Position einnimmt.

3.8 Lexikalisches

Auch wenn man alle anderen oben beschriebenen Einflussfaktoren berücksichtigt, zeigen verschiedene Kandidatenlexeme ein unterschiedliches Stellungsverhalten (hier modelliert als zufälliger Effekt; im Anhang unter 5.4 findet sich eine detailliertere Darstellung). Die Varianz zwischen individuellen Lexemen ist verhältnismäßig hoch, und welche Position ein Adjektiv einnimmt, wird nicht unwesentlich durch lexikalische Idiosynkrasien bestimmt. Möglicherweise ließe sich ein Teil dieser Variabilität weiter aufklären, indem zusätzliche Eigenschaften von Adjektivlexemen berücksichtigt werden. Beispiele könnten sein: der Wortbildungstyp auch bei Nichtpartizipien, das Alter des Adjektivs, der Polysemiegrad und andere mehr. Weitere Einflussgrößen könnten die relative Häufigkeit komparierter Formen im Gesamtkorpus und die relative Häufigkeit der prädikativen Verwendung im Gesamtkorpus sein (zu beidem vgl. Abschnitt 1) sowie das Vorkommen in bestimmten Textsorten. Bei der Berücksichtigung so vieler Einflussgrößen wären dann typische Merkmalbündel wie gut komparierbar, gut prädikativ verwendbar, Simplex, *alt*, in allen Textsorten vorkommend, hochgradig polysem zu bedenken, denn dadurch entstehen Korrelationen.

4 Zusammenfassung

Dafür, dass links vom Kopfnomen ein attributives Adjektiv B nach einem attributiven Adjektiv A steht, also näher am Nomen, spricht neben dem konkreten Adjektivlexem B (vgl. Abschnitt 3.8) (nach abnehmender Stärke der Effekte geordnet),

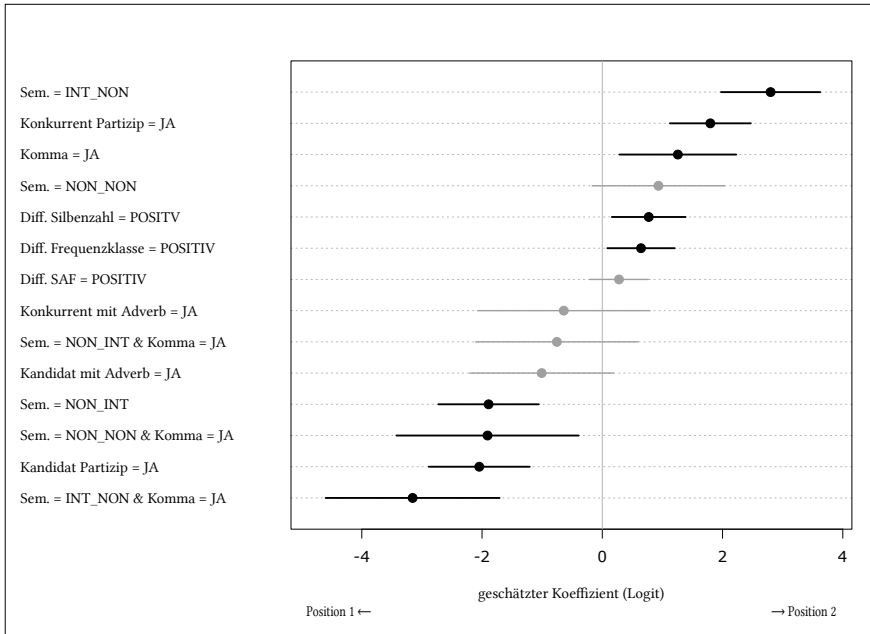


Abb. 1: Koeffizientenschätzungen und 95 %-Konfidenzintervalle für das gemischte logistische Regressionsmodell. Positive Koeffizienten erhöhen die Wahrscheinlichkeit, dass das Kandidatenadjektiv an zweiter Position steht. Erläuterungen zu den einzelnen Prädiktoren finden sich im Anhang. Die Faktoren **Sem.** und **Komma** beziehen sich auf die Referenzausprägung des jeweils anderen Faktors (**Komma = NEIN** bzw. **Sem. = INT_INT**); bei anderen Ausprägungen sind zusätzlich die entsprechenden Interaktionsterme zu beachten. Legende: **Sem. = INT_NON**: Der Kandidat (das betrachtete Adjektiv) ist intersektiv, der Konkurrent (das andere Adjektiv) nicht. **Konkurrent Partizip = JA**: Der Konkurrent ist ein Partizip. **Komma = JA**: Zwischen den beiden Adjektiven steht ein Komma. **Sem. = NON_NON**: Keines der beiden Adjektive ist intersektiv. **Diff. Silbenzahl = POSITIV**: Der Kandidat hat mehr Silben als der Konkurrent. **Diff. Frequenzklasse = POSITIV**: Der Kandidat ist seltener als der Konkurrent. **Diff. SAF = POSITIV**: Der Kandidat kommt häufiger als der Konkurrent attributiv zum Nomen vor. **Konkurrent mit Adverb = JA**: Erweiterung des Konkurrenten durch ein Adverb wie in *ziemlich großsem*. **Sem. = NON_INT & Komma = JA**: Interaktion semantische Klasse (Kandidat nicht intersektiv, Konkurrent intersektiv) mit Komma (JA). **Kandidat mit Adverb = JA**: Erweiterung des Kandidaten durch ein Adverb. **Sem. = NON_INT**: Der Kandidat ist nicht intersektiv, der Konkurrent ist intersektiv. **Sem. = NON_NON & Komma = JA**: Interaktion semantische Klasse (keines der beiden Adjektive ist intersektiv) mit Komma (JA). **Kandidat Partizip = JA**: Der Kandidat ist ein Partizip. **Sem. = INT_NON & Komma = JA**: Interaktion semantische Klasse (der Kandidat ist intersektiv, der Konkurrent nicht) mit Komma (JA).

- dass Adjektiv B intersektiv verwendet wird und Adjektiv A nicht; das Vorhandensein eines Kommas wirkt diesem Effekt jedoch stark entgegen,
- dass Adjektiv A ein Partizip ist,
- dass Adjektiv B mehr Silben hat als Adjektiv A,
- dass Adjektiv B seltener ist (höhere Frequenzklasse) als Adjektiv A.

Dafür, dass Adjektiv B an erster Stelle steht, also weiter entfernt vom Nomen, spricht (nach abnehmender Stärke der Effekte geordnet),

- dass Adjektiv B selbst ein Partizip ist,
- dass Adjektiv A intersektiv verwendet wird und Adjektiv B nicht.

5 Anhang

Für die statistische Modellierung mussten 5 Belege aus dem Datensatz ausgeschlossen werden, da die Frequenzklasse der Adjektive nicht ermittelbar war. Die semantische Klasse von Kandidat und Konkurrent (2-Klassen-System) wurde in einer Variable mit den vier Ausprägungen INT_INT, INT_NON, NON_INT und NON_NON zusammengefasst (jeweils Kandidat_Konkurrent, mit INT = intersektiv, NON = nicht intersektiv). Die Variablen „Differenz Silben“, „Differenz Frequenzklasse“ und „Differenz substantivspezifische Adjektivfrequenz“ wurden dichotomisiert und als Faktoren kodiert, jeweils mit den Ausprägungen POSITIV (Kandidat > Konkurrent) und NICHT-POSITIV (Kandidat ≤ Konkurrent).

5.1 Modellspezifikation

Es wurde ein gemischtes logistisches Regressionsmodell wie folgt spezifiziert:

$$P(y_i = 1) = \text{logit}^{-1}(\alpha_{j[i]} + \beta_0 + \text{DiffSilben}_i \times \beta_1 + \text{DiffSAF}_i \times \beta_2 + \text{DiffFreq}_i \times \beta_3 \\ + \text{KandAdv}_i \times \beta_4 + \text{KonkAdv}_i \times \beta_5 + \text{KonkPartizip}_i \times \beta_6 \\ + \text{Sem}_i \times \beta_7 + \text{Komma}_i \times \beta_8 + \text{Komma}_i \times \text{Sem}_i \times \beta_9)$$

mit

$$\alpha_j \sim N(\gamma_0 + \text{KandPartizip}_j \times \gamma_1, \sigma_\alpha)$$

Abbildung 2: Modellspezifikation, logistische Regression mit festen und zufälligen Effekten (hierarchisches Modell mit variablen Intercepts für die Gruppe der Kandidatenlemmata). Die Notation ist hier abgekürzt, für einen Faktor mit n Ausprägungen werden n-1 Koeffizienten geschätzt. Statt β_7 und β_9 werden also tatsächlich jeweils drei Koeffizienten geschätzt. Die Zusammenfassung in Tab. 5 macht dies deutlich.

Das Logit der Wahrscheinlichkeit, dass im Fall i das Kandidatenadjektiv an zweiter Position steht (also näher am Nomen), wird dabei modelliert als lineare Kombination der Prädiktoren „Differenz Silben“ (*DiffSilben*), „Differenz substantivspezifische Adjektivfrequenz“ (*DiffSAF*), „Differenz Frequenzklasse“ (*DiffFreq*), „Kandidat mit Adverb“ (*KandAdv*), „Konkurrent mit Adverb“ (*KonkAdv*), „Konkurrent ist Partizip“ (*KonkPartizip*), „semantische Klasse von Kandidat und Konkurrent“ (*Sem*), „Komma“ sowie dem Produkt von „semantischer Klasse“ und „Komma“ (Interaktion). Außerdem enthält das Modell eine je nach Kandidatenlexem j variierende Konstante α_j . Diese lexemspezifischen Konstanten werden ihrerseits mittels einer einfachen linearen Regression vorhergesagt, in der die Variable „Kandidat ist Partizip“ (*KandPartizip*) als Prädiktor dient.

5.2 Interpretation

Die Parameter in diesem Modell wurden in R (R Core Team 2019) mit dem *lme4*-Paket (Bates et al. 2015) auf einer Datengrundlage von 1.593 Belegen geschätzt. Tab. 5 zeigt die Koeffizientenschätzungen. Auf der hier dargestellten Ebene der Logits lassen sich die Beiträge eines Prädiktors unabhängig von den Ausprägungen der anderen Prädiktoren ablesen. Ausnahmen sind die Variablen *Komma* und *Sem*, deren Koeffizientenschätzungen wegen des Interaktionsterms nicht unabhängig voneinander sind und nur für die Referenzausprägung des jeweils anderen Faktors (*Komma* = NEIN bzw. *Sem* = INT_INT) gelten. Im Gegensatz zu den Logits ist die Abhängigkeit zwischen Wahrscheinlichkeit und Prädiktoren nicht linear. Über den Einfluss eines Prädiktors auf die Wahrscheinlichkeit lassen sich deshalb genaue Aussagen nur machen, wenn die Ausprägungen aller anderen Prädiktoren berücksichtigt werden, d.h. nur fallweise. Auf der Ebene der Logits können in diesem Modell das Vorzeichen und der Betrag interpretiert werden: Bei Koeffizienten > 0 steigt die vorhergesagte Wahrscheinlichkeit dafür, dass das Kandidatenadjektiv an zweiter Position (näher am Nomen) steht, bei negativen Koeffizienten nimmt sie ab.

5.3 Modellselektion

Für die Koeffizienten der Variablen „Differenz substantivspezifische Adjektivfrequenz“, „Kandidat mit Adverb“ und „Konkurrent mit Adverb“ liegt nicht genug Evidenz dafür vor, dass sie tatsächlich verschieden von null sind (die entsprechenden Signifikanztests haben p -Werte $> 0,05$). Bei einer Modellselektion auf der Grundlage von Likelihood-Ratio-Tests könnten diese drei Faktoren ohne nennenswerte Auswirkungen auf die Modellgüte entfernt werden. Sie wurden

Tabelle 5: Parameterschätzungen für das verwendete gemischte Modell.

Faktor	Ausprägung	geschätzter Koeffizient	Std.-Fehler	z	p
Diff. Silben (Kand-Konk)	POSITIV	0,773	0,313	2,47	0,014
Diff. SAF (Kand-Konk)	POSITIV	0,278	0,249	1,12	0,264
Diff. Frequenzklasse (Kand-Konk)	POSITIV	0,644	0,286	2,25	0,024
Kandidat ist Partizip	JA	-2,046	0,429	-4,77	< 0,001
Konkurrent ist Partizip	JA	1,797	0,343	5,24	< 0,001
Kandidat mit Adverb	JA	-1,008	0,610	-1,65	0,099
Konkurrent mit Adverb	JA	-0,640	0,730	-0,88	0,380
Komma	JA	1,257	0,496	2,53	0,011
Semantik (Kand_Konk)	INT_NON	2,799	0,421	6,65	< 0,001
	NON_INT	-1,891	0,426	-4,44	< 0,001
	NON_NON	0,934	0,563	1,66	0,097
Komma : Semantik (Kand_Konk)	JA : INT_NON	-3,155	0,738	-4,27	< 0,001
	JA : NON_INT	-0,755	0,690	-1,10	0,274
	JA : NON_NON	-1,990	0,774	-2,47	0,014
1.593 Beobachtungen, 726 Ausprägungen in der Gruppe Kandidatenlemma					
Standardabweichung für die lemmaspezifischen Konstanten $\sigma_a = 2,65$					

hier jedoch im Modell belassen, weil zu jedem dieser Faktoren eine sprachwissenschaftlich begründete Hypothese bestand (die in dieser Studie nicht erhärtet werden konnte) und die Auswahl eines optimalen statistischen Modells nicht im Vordergrund steht.

Da im Zusammenhang mit der Adjektivflexion Auffälligkeiten bei Daten aus der Schweiz feststellbar sind (vgl. Münzberg & Hansen in dieser Ausgabe), wurde tentativ der Faktor „Land“ (dichotomisiert als SCHWEIZ, NICHT-SCHWEIZ) mit ins Modell aufgenommen, um eventuelle Interaktionen mit anderen Einflussgrößen aufzudecken. Für keine der möglichen Interaktionen zwischen „Land“ und anderen Faktoren gibt es jedoch hinreichende Evidenz (gemäß Likelihood-Ratio-Tests), sodass der Faktor „Land“ nicht weiter im Modell berücksichtigt wurde. Für den Einfluss anderer nicht-sprachlicher Größen (wie „Medium“ oder

„Register“) auf die Reihenfolge attributiver Adjektive sind uns keine Hypothesen bekannt, sie wurden deshalb nicht berücksichtigt.

5.4 Zufälliger Effekt

Ein Lexem lässt sich einerseits als Individuum betrachten, andererseits lassen sich ihm aber auch inhärente Eigenschaften zuschreiben. Als eine inhärente Eigenschaft von Lexemen wurde in dieser Studie berücksichtigt, ob eines der Adjektive (der „Kandidat“) ein Partizip ist bzw. aus einem Partizip gebildet worden ist. Der Einfluss individueller Lexeme lässt sich in einer Regressionsanalyse als Zufallseffekt modellieren, sodass (in unserem Fall) für jedes Lexem ein konstanter Wert vorhergesagt und bei der Modellierung der Adjektivstellung berücksichtigt wird. Inhärente Eigenschaften eines Lexems können dazu beitragen, diese lexemspezifische Konstante genauer vorherzusagen: Solche Eigenschaften stellen die systematische Komponente bei der Vorhersage der lexemspezifischen Konstanten dar. Hinzu kommt eine zufällige Komponente u. a. aufgrund von wirklichen lexemspezifischen Idiosynkrasien und unberücksichtigten (aber im Prinzip systematisierbaren) inhärenten Eigenschaften der Lexeme (vgl. Gelman & Hill 2007: Kap. 12).

Die unerklärte Varianz zwischen den Kandidatenlexemen – also Varianz, die nicht durch die lexemspezifische Eigenschaft „Kandidat ist Partizip“ erklärt wird – ist verhältnismäßig hoch ($\sigma_\alpha = 2,65$). Ein möglicher Grund dafür ist, dass wichtige Einflussfaktoren auf der Gruppenebene (lexemspezifische Eigenschaften des Kandidaten) nicht berücksichtigt wurden.

Wenn, wie oben beschrieben, für jedes Kandidatenlexem eine eigene Konstante vorhergesagt und bei der Modellierung der Wahrscheinlichkeit verwendet wird, ist eine bessere Anpassung des Modells an die Daten zu erwarten. Deutlich wird das beispielsweise, wenn man die Vorhersagegenauigkeit des Modells für die beiden diskreten Klassen „1“ (Kandidat steht an zweiter Position) und „0“ (Kandidat steht nicht an zweiter Position) betrachtet. Dabei werden die vom Modell vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten üblicherweise so in zwei Klassen eingeteilt, dass Wahrscheinlichkeiten $> 0,5$ auf „1“ abgebildet werden und Wahrscheinlichkeiten $\leq 0,5$ auf „0“. Durch den anschließenden Vergleich mit den beobachteten Daten ergibt sich der Anteil korrekt vorhergesagter Fälle. Für das beschriebene gemischte Modell liegt diese Vorhersagegenauigkeit bei 95%. Macht man jedoch Vorhersagen für ungesehene Daten, bei denen einige Kandidatenlemmata neu sind und das Modell entsprechend keinen Zufallseffekt vorhersagt, fällt die Vorhersagegenauigkeit auf 80% im Mittel (bei 10-facher Kreuzvalidierung). Das Modell generalisiert demnach weniger gut auf neue Daten und ein wesentlicher Teil der Variation zwischen den Kandidatenlexemen wird nicht

durch die lexemspezifische Eigenschaft „Kandidat ist Partizip“ erklärt. Berücksichtigt man den Zufallseffekt bei der Vorhersage nicht (oder verwendet man ein einfaches logistisches Regressionsmodell ohne Zufallseffekt), liegt die mittlere Vorhersagegenauigkeit bei 74 %.

Möglicherweise ließe sich die unerklärte Varianz zwischen den Kandidatenlexemen verringern, indem zusätzliche Eigenschaften des Kandidatenlexems berücksichtigt werden.

Andere Eigenschaften von Adjektivlexemen in Nominalphrasen mit zwei attributiven Adjektiven wurden in dieser Studie mit Bezug auf das jeweils andere Adjektivlexem im Beleg erfasst (z. B. die Differenz in der Silbenzahl und die Differenz in der Frequenzklasse). Die resultierenden Werte sind damit keine Eigenschaften eines einzelnen Lexems, sondern Eigenschaften eines spezifischen Belegs und tragen damit nicht zur Aufklärung der Varianz auf der Ebene der Lexeme bei.

5.5 Modellgüte

Ein Indikator für die Modellgüte ist der Anteil der vom Modell erklärten Varianz in den Daten. Für generalisierte lineare Modelle greift man üblicherweise auf eine Reihe von Pseudo- R^2 -Maßen zurück. Wir berichten im Folgenden das im MuMIn-Paket (Bartoń 2019) implementierte Pseudo- R^2 von Nakagawa et al. (2017). Dieses ist auch für gemischte Modelle definiert und unterscheidet zwischen Varianz, die durch die festen Effekte erklärt wird (marginales R^2), und Varianz, die durch das gesamte Modell einschließlich der zufälligen Effekte erklärt wird (konditionales R^2). Für das hier beschriebene gemischte Modell ist das marginale $R^2 = 0,32$ und das konditionale $R^2 = 0,78$. Ein Großteil der Varianz wird also durch den zufälligen Effekt erklärt, die festen Effekte alleine (d. h. die Prädiktoren im Modell) tragen nur mäßig dazu bei, die Varianz zu erklären.

Als weiterer Anhaltspunkt zur Modellevaluierung (zumindest, was den Beitrag des zufälligen Effekts betrifft) bietet sich die Vorhersagegenauigkeit an, wenn das Modell als Klassifikator verwendet wird. Wie in Abschnitt 5.4 angesprochen, werden dabei üblicherweise vom Modell vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten $> 0,5$ auf „1“ abgebildet und alle anderen auf „0“. Durch den anschließenden Vergleich mit den beobachteten Daten ergibt sich der Anteil korrekt vorhergesagter Fälle. Dieser lässt sich noch ins Verhältnis setzen zum Anteil korrekt vorhergesagter Fälle, den man mit einem „Nullmodell“ erhalten würde, das immer die häufigere Kategorie (Kandidat steht an näher am Nomen oder Kandidat steht nicht näher am Nomen) vorhersagt. Im hier verwendeten Datensatz liegt dieser Anteil bei 50 %, weil die Daten nach dem Zufallsprinzip einer dieser beiden Kategorien zugeordnet wurden. Der PRE-Wert (proportional reduction in error) gibt an, um

Tabelle 6: Mittlere Vorhersagegenauigkeit und mittlere Reduzierung des Vorhersagefehlers (proportional reduction in error, PRE) bei 10-facher Kreuzvalidierung. GLMM entspricht dem in Abb. 2 und Tab. 5 dargestellten gemischten Modell; GLMM (ohne RE) entspricht demselben Modell, die Vorhersagen wurden jedoch ohne Berücksichtigung des zufälligen Effekts gemacht; GLM entspricht einem einfachen logistischen Regressionsmodell mit denselben unabhängigen Variablen wie in GLMM.

	Trainingsdaten		Testdaten	
	Genauigkeit %	PRE	Genauigkeit %	PRE
GLMM	94,9	0,89	80,2	0,60
GLMM (ohne RE)	74,6	0,49	74,1	0,48
GLM	74,0	0,48	73,6	0,47

welchen Anteil der Vorhersagefehler von ursprünglich 50 % falsch klassifizierter Belege reduziert wird, wenn Prädiktoren ins Modell aufgenommen werden. Um eine realistischere Einschätzung darüber zu bekommen, inwieweit das Modell Generalisierungen erfasst hat (anstatt übermäßig Idiosynkrasien des Datensatzes aufzunehmen), wurde hier eine 10-fache Kreuzvalidierung durchgeführt. Dabei wird (iterativ) ein Teil der Daten bei der Parameterschätzung ausgelassen, und Vorhersagen werden anschließend für diesen nicht verwendeten Teil der Daten erzeugt und abgeglichen. Auch hierbei zeigt sich, dass das Modell für ungesehene Datenpunkte, insbesondere solche mit bisher ungesehenen Kandidatenlemmata, weniger genaue Vorhersagen macht. Die Vorhersagegenauigkeit liegt im Mittel bei 80,2 % für die Testdaten (94,9 % für die Trainingsdaten), der mittlere PRE-Wert beträgt 0,6 für die Testdaten (0,89 für die Trainingsdaten), d. h., der Vorhersagefehler wird aufgrund der im Modell enthaltenen Prädiktoren um 60 % gegenüber dem Nullmodell reduziert. Werden die Vorhersagen ohne Berücksichtigung des zufälligen Effekts gemacht, liegt die Genauigkeit bei 74,1 % (Testdaten) bzw. 74,6 % (Trainingsdaten), der Unterschied fällt hier erwartungsgemäß deutlich geringer aus. Der PRE-Wert liegt in diesem Fall bei 0,48. Die verbesserte Vorhersagegenauigkeit bei Berücksichtigung des zufälligen Effekts ist vor allem darauf zurückzuführen, dass in den Testdaten in der Regel mehr als die Hälfte der Datenpunkte ein Kandidatenlemma haben, das auch in den Trainingsdaten vorhanden ist. Darüber hinaus hat die Modellierung mit einem zufälligen Effekt hier möglicherweise auch eine verbesserte Schätzung der festen Effekte zur Folge.

Tab. 6 fasst diese Daten zusammen und zeigt den Vergleich zu einem einfachen GLM ohne zufälligen Effekt.

ORCID®

Felix Bildhauer  <https://orcid.org/0000-0002-6567-5987>

Franziska Münzberg  <https://orcid.org/0000-0002-4780-8440>

Literatur

- Adam, Séverine & Michael Schecker. 2011. Position und Funktion: Kognitive Aspekte der Abfolge attributiver Adjektive. In Günter Schmale (Hg.), *Das Adjektiv im heutigen Deutsch. Syntax Semantik Pragmatik* (Eurogermanistik 29), 157–172. Tübingen: Stauffenburg.
- Bartoń, Kamil. 2019. *MuMIn: Multi-Model Inference*. R package version 1.43.6.
- Bates, Douglas, Martin Mächler, Ben Bolker & Steve Walker. 2015. Fitting linear mixed-effects models using lme4. *Journal of Statistical Software* 67(1). 1–48.
- Behaghel, Otto. 1909. Beziehungen zwischen Umfang und Reihenfolge von Satzgliedern. *Indogermanische Forschungen* (25). 110–142.
- Behaghel, Otto. 1932. *Deutsche Syntax IV* (Germanische Bibliothek: Abteilung 1, Sammlung germanischer Elementar- und Handbücher. Reihe 1, Grammatiken 10,4). Heidelberg: Winter.
- Belica, Cyril, Marc Kupietz, Harald Lungen, & Rainer Perkuhn. 2012. *DeReWo – Korpusbasierte Grund-/Wortformenlisten*. *derewo-v-ww-bll-320000g-2012-12-31-1.0*. <http://www1.ids-mannheim.de/kl/projekte/methoden/derewo.html> (abgerufen am 13.11.2019).
- Davidse, Kristin & Tine Breban. 2019. A cognitive-functional approach to the order of adjectives in the English noun phrase. In: *Linguistics* 57(2). 327–371.
- Demonte, Violeta. 2019. Adjectives. In Claudia Maienborn, Klaus von Heusinger & Paul Portner (Hgg.), *Semantics. Lexical structures and adjectives* (Mouton reader), 381–414. Berlin & Boston: De Gruyter.
- Dudengrammatik 2016 = Wöllstein, Angelika & Dudenredaktion (Hg.). 2016. *Dudenband 4 – Die Grammatik*, 9. Aufl. Berlin: Dudenverlag.
- Duden online: www.duden.de (abgerufen am 7.7.2020).
- Dyer, William Edward. 2017. *Minimizing Integration Cost: A General Theory of Constituent Order*. University of California, Davis, CA. <https://ucdavis.app.box.com/s/h4yk2plex1f4ls7d99zfomyr8ttxlkjv> (abgerufen am 7.7.2020).
- Eichinger, Ludwig M. 1991. Ganz natürlich – aber im Rahmen bleiben. Zur Reihenfolge gestufter Adjektivattribute. *Deutsche Sprache* 4. 312–329.
- Eisenberg, Peter. 2013. *Grundriss der deutschen Grammatik. Bd. 2: Der Satz*, 4. Aufl. Stuttgart & Weimar: Metzler.
- Engel, Ulrich. 1988. *Deutsche Grammatik*. Heidelberg: Groos.
- GDS = Zifonun, Gisela, Ludger Hoffmann & Bruno Strecker (Hg.). 1997. *Grammatik der deutschen Sprache* (Schriften des Instituts für Deutsche Sprache 7). 3 Bände. Berlin & New York: De Gruyter.
- Gelman, Andrew & Jennifer Hill. 2007. *Data Analysis Using Regression and Multi-level/Hierarchical Models*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Kotowski, Sven & Holden Härtl. 2019. How real are adjective order constraints? Multiple prenominal adjectives at the grammatical interfaces. *Linguistics* 57(2). 395–427.
- Landis, J. Richard & Gary G. Koch. 1977. The Measurement of Observer Agreement for Categorical Data. *Biometrics* 33. 159–174.
- Murelli, Adriano. 2017. Partizipialattribute. In Lutz Gunkel, Adriano Murelli, Susan Schlotthauer, Bernd Wiese & Gisela Zifonun (Hgg.), *Grammatik des Deutschen im europäischen Vergleich. Das Nominal* (Schriften des Instituts für Deutsche Sprache 14), 1807–1838. Berlin: De Gruyter.
- Nakagawa, Shinichi, Paul C.D. Johnson & Holger Schielzeth. 2017. The coefficient of determination R^2 and intra-class correlation coefficient from generalized linear mixed-effects models revisited and expanded. *Journal of the Royal Society Interface* 134(14). 1–11.
- R Development Core Team. 2019. R: A Language and Environment for Statistical Computing. Wien: R Foundation for Statistical Computing.
- Romero, Maribel. 2008. *Ling215: Semantik II: Non-verbal predicates. Modifiers. Heim-Kratzer Chapter 4*. <http://ling.uni-konstanz.de/pages/home/romero/classes/wiseo809/215/chapter4-modifiers.pdf> (abgerufen am 7.7.2020).
- Russell, Gillian (Hg.). 2012. *The Routledge companion to philosophy of language* (Routledge philosophy companions). New York: Routledge.
- Schlotthauer, Susan. 2017. Nicht-possessive PP- und NP-Attribute. In Lutz Gunkel, Adriano Murelli, Susan Schlotthauer, Bernd Wiese & Gisela Zifonun (Hgg.), *Grammatik des Deutschen im europäischen Vergleich. Das Nominal* (Schriften des Instituts für Deutsche Sprache 14), 1638–1697. Berlin: De Gruyter.
- Sommerfeldt, Karl-Ernst. 1971. Zur Wortstellung in der Gruppe des Substantivs. *Deutsch als Fremdsprache* 8(1). 13–19.
- Trotzke, Andreas & Eva Wittenberg. 2019. Long-standing issues in adjective order and corpus evidence for a multifactorial approach. *Linguistics* 57(2). 273–282.
- Truswell, Robert. 2009. Attributive Adjectives and Nominal Templates. *Linguistic Inquiry* 40(3). 525–533.
- Wulff, Stefanie. 2003. A multifactorial corpus analysis of adjective order in English. *International Journal of Corpus Linguistics* (8:2). 245–282.
- Zifonun, Gisela. 2017a. Relativsyntagmen. In Lutz Gunkel, Adriano Murelli, Susan Schlotthauer, Bernd Wiese & Gisela Zifonun (Hgg.), *Grammatik des Deutschen im europäischen Vergleich. Das Nominal* (Schriften des Instituts für Deutsche Sprache 14), 1736–1805. Berlin: De Gruyter.
- Zifonun, Gisela. 2017b. Überblick. In Lutz Gunkel, Adriano Murelli, Susan Schlotthauer, Bernd Wiese & Gisela Zifonun (Hgg.), *Grammatik des Deutschen im europäischen Vergleich. Das Nominal* (Schriften des Instituts für Deutsche Sprache 14), 16–31. Berlin: De Gruyter.