Erschienen in: Zeitschrift für Slavische Philologie Jg. 63 (2004) H. 2, S. 249-309.

Der Jerausfall und seine Folgen für die Wortstruktur der slavischen Sprachen

1. Entwicklung und Formulierung der Haupthypothese

In der Geschichte sämtlicher slavischer Sprachen hat sich vor ca. 1000 Jahren ein Lautwandel vollzogen, der in den historischen Grammatiken dieser Sprachen übereinstimmend als wichtigster Vorgang seiner Art bezeichnet wird. Dies mögen folgende, mehr oder weniger zufällig ausgewählte Zitate belegen: „La chute des jers faibles a été un fait profondément révolutionnaire par ses conséquences: elle a provoqué dans tous les idiomes slaves une réfection radicale du système phonologique, sans compter une modification essentielle des principes de combinaison des phonèmes et toute une série d'innovations morphologiques“ (Jakobson 1962, 55; zuerst erschienen 1929). „Der sogenannte «Ausfall der dumpfen Laute» in der altrussischen Sprache, d. h. der Verlust der (in der Schrift durch die Buchstaben ъ und ь wiedergegebenen) reduzierten Vokale als selbständiger Phoneme, ist unzweifelhaft der von seinen Ergebnissen her wichtigste phonetische

Prozeß in der Geschichte der russischen Sprache"[1] (Sidorov 1966, 5). „The most fraught with consequences among OU [Old Ukrainian] sound changes was the loss of the *jers*" (Shevelov 1979, 237). „Unter den phonetischen Erscheinungen, die im Laufe der von Schriftdenkmälern bezeugten Epochen stattgefunden haben, besitzt der sogenannte Ausfall der reduzierten Vokale die größte Bedeutung, der einen grundlegenden Umbau unseres gesamten Lautsystems nach sich zog und sogar für die Morphologie nicht folgenlos geblieben ist"[2] (Borkovskij, Kuznecov 1963, 97).

Terminologisch firmiert der uns interessierende Lautwandel in der wissenschaftlichen Literatur unter verschiedenen Bezeichnungen wie etwa „Ausfall der reduzierten Vokale", „падение редуцированных", „zanik jerów", „the loss of the jers", „la chute des jers faibles" u. a. Wir wollen uns auf ihn zumeist mit dem bereits in dem Titel unserer Abhandlung verwendeten Ausdruck „Jerausfall" beziehen. Wie dieser Terminus erkennen läßt, betraf der Jerausfall die beiden Vokalphoneme vorderes Jer (ь) und hinteres Jer (ъ), die häufig auch als „reduzierte Vokale" bezeichnet werden. In sogenannter schwacher Position (im weiteren mit – gekennzeichnet) verstummten ь und ъ in aller Regel, wohingegen sie in sogenannter starker Position (im weiteren mit + gekennzeichnet) mit anderen Vokalen zusammenfielen. Von diesem Zusammenfall, der gemeinsam mit dem Jerausfall den insgesamt als Jerwandel bezeichneten Lautwandel ausmacht, waren in den slavischen Einzelsprachen unterschiedliche Vokale betroffen. Hier haben wir einen ersten Beleg für die Tatsache, daß die Folgen des Jerwandels bis heute die Physiognomie der slavischen Sprachen wesentlich mitprägen und zu deren Unterschiedlichkeit beitragen. „Die gesamte historische Epoche der Entwicklung der slavischen Sprachen stellt in ihren bestimmenden Zügen die Entfaltung der Prozesse dar, die mit den Folgen des Jerwandels verknüpft waren"[3] (Gasparov,

[1] „Так называемое «падение глухих» в древнерусском языке, т. е. утрата редуцированных гласных (передаваемых на письме буквами ъ и ь) как самостоятельных фонем, безусловно, является наиболее значительным по своим результатам фонетическим процессом в истории русского языка."

[2] „Из фонетических явлений, имевших место на протяжении эпох, засвидетельствованных письменными памятниками, наибольшее значение имеет так называемое падение редуцированных, которое повлекло за собой коренную перестройку всей нашей звуковой системы и даже не прошло бесследно для морфологии."

[3] „[...] вся историческая эпоха развития славянских языков в своих опре-

Sigalov 1974, 187). Betrachten wir hier zur Verdeutlichung lediglich eine ost-, eine west- und eine südslavische (Standard-)Sprache. Im Russischen fiel in starker Position *ъ* mit *o* zusammen, *ь* hingegen mit *e*, das später unter bestimmten Bedingungen gleichfalls zu *o* werden konnte. Im Polnischen fielen sowohl *ъ* wie *ь* mit *e* zusammen, allerdings mit dem wichtigen Unterschied, daß ein Konsonant, der sich vor einem aus *ь* entstandenen *e* befand, erweicht wurde, während vor *e* < *ъ* eine solche Erweichung unterblieb. Im Serbokroatischen war das Resultat der Vokalisierung von *ъ* und *ь* in beiden Fällen der Vokal *a*; vgl. folgende Beispiele:

Urslavisch	Russisch	Polnisch	Serbokroatisch	Bedeutung
dь̟nь̠	де́нь	dzień	dȃn	Tag
sь̟nъ̠	со́н	sen	sȁn	Schlaf; Traum
otь̟cь̠	оте́ц	ojciec	òtac	Vater
pь̟sъ̠	пёс	pies	pȁs	Hund
tь̟mь̠nica	темни́ца	ciemnica	tàmnica	finsterer Ort, Gefängnis

Abgesehen von der – von Sprache zu Sprache unterschiedlichen – Vokalisierung der Jers in starker Position, hatte der Jerwandel noch weitere, zum Teil tiefgreifende Konsequenzen für die lautliche und auch für die morphologische Ebene sämtlicher slavischer Sprachen. Betrachten wir einige von ihnen:

1. Im Russischen geht die Herausbildung der Palatalisierungskorrelation bei den meisten Konsonanten auf den Jerausfall zurück.

2. Der Jerausfall bedeutete das Ende der Epoche, in der das Slavische lediglich offene, d. h. auf einen Vokal endende Silben gekannt hatte. Dies verdeutlichen die oben angeführten Beispiele, weshalb wir hier zur Verdeutlichung nur noch eines betrachten wollen: Die aus zwei offenen Silben bestehende Wortform *synъ* wurde durch das Verstummen von *ъ* zu einer einsilbigen Wortform, deren einzige Silbe nunmehr geschlossen war; vgl. russ. *сы́н*, poln. *syn*, skr. *sȋn*.

3. Durch den Jerausfall entstanden zahlreiche Konsonantenverbindungen, die vorher „verboten" gewesen waren (vgl. Gasparov, Sigalov 1974, 182; Shevelov 1979, 259), beispielsweise Verbindungen aus zwei Explosivkonsonanten – vgl. russ. *пти́ца*, skr. *ptȉca* < ursl. *pъtica*;

деляющих чертах представляет собой развертывание процессов, связанных с последствиями падения еров" (im Original unterstrichen).

russ. *ктó*, poln. *kto* < ursl. *kъto* –, zwei Spiranten – vgl. russ. *сходúть*, poln. *schodzić* < ursl. *sъchoditi* –, einem Explosivkonsonanten und einem Nasal – vgl. russ. *кня́зь*, čech. *kněz*, skr. *knêz* < ursl. *kъnęzь* –, zwei Nasalen – vgl. russ. *мнóго*, poln. *mnogo*, skr. *mnȍgo* < ursl. *mъnogo* –, einem Sonoren und einem Explosivkonsonanten – vgl. russ. *лгáть*, poln. *łgać* < ursl. *lъgati* – u. a. (vgl. hierzu etwa Shevelov 1979, 336–343).

4. Das Phänomen der sogenannten „flüchtigen Vokale" (russ. беглые гласные), d. h. die Alternation eines Vokals mit Null in den Morphen eines und desselben Morphems, geht in der Mehrzahl der Fälle unmittelbar auf den Jerwandel zurück, darauf nämlich, daß diejenige Silbe eines Morphs, deren Vokal ein Jer war, abwechselnd in starker und in schwacher Position erscheinen konnte; vgl. etwa ursl. N. Sg. *sъnъ*, G. Sg. *sъna*, – russ. *сóн*, *сна́*; poln. *sen*, *snu*; skr. *sȁn*, *snȁ*; ursl. N. Sg. *otьcь*, G. Sg. *otьca* – russ. *отéц*, *отцá*; poln. *ojciec*, *ojca*; skr. *ȍtac*, *ȍca* – u. v. a.

All diese und etliche andere Konsequenzen des Jerwandels sind seit langem bekannt und gut dokumentiert und beschrieben, wovon man sich leicht überzeugt, wenn man einen Blick in eine beliebige historische Grammatik einer slavischen Sprache wirft. In der vorliegenden Arbeit wollen wir weitere wichtige Konsequenzen des Jerausfalls für die slavischen Sprachen untersuchen, die, von drei Vorgängerarbeiten (Lehfeldt, Altmann 2002a; 2002b; 2003) abgesehen, nach unserer Kenntnis in der wissenschaftlichen Literatur noch keine Aufmerksamkeit gefunden haben.

In erster, vorläufiger Formulierung kann die Aufgabe, um deren Lösung es uns gehen soll, wie folgt bestimmt werden: Wir wollen die Hypothese testen, wonach das Verhältnis zwischen der als Silbenzahl gemessenen Länge der Taktgruppen und der als Phonemanzahl gemessenen durchschnittlichen Länge der Silben einer Taktgruppe gegebener Silbenzahl vor dem Jerausfall nicht dem sogenannten Menzerath-Altmannschen Gesetz gehorchte und der Jerausfall in den slavischen Sprachen einen – bis heute andauernden – Zustand herbeigeführt hat, in dem dieses Gesetz im Hinblick auf das genannte Verhältnis Gültigkeit erlangte. Diese Formulierung bedarf ausführlicher Erläuterung und Präzisierung.

Als erstes ist der Begriff der Taktgruppe zu bestimmen, und es ist zu begründen, warum die so genannte Einheit die Rahmeneinheit für unsere Untersuchung abgeben soll. Statt des Terminus „Taktgruppe" werden zur Bezeichnung der uns interessierenden Einheit auch andere Ausdrücke verwendet, so etwa „phonologisches Wort“ (russ. фонологическое слово), „Akzenteinheit“ u. a.

Bei der Bestimmung des Taktgruppenbegriffs wollen wir uns auf das Beispiel des Russischen beziehen. Die hierbei gewonnenen Einsichten lassen sich leicht verallgemeinern. Ausgangspunkt der gesuchten Bestimmung ist der Begriff der Wortform. Mit den komplexen Problemen der Bestimmung dieses Begriffs wollen wir uns hier nicht beschäftigen, sondern verweisen den interessierten Leser auf die ausführliche und ausgezeichnete Darstellung, die I. A. Mel'čuk (1993, 176 ff.) im ersten Band seines fünfbändigen Morphologiehandbuchs vorgelegt hat. Wichtig für unsere Überlegungen ist, daß jede isoliert betrachtete mindestens einsilbige – abstrakte – Wortform des Russischen auf genau einer ihrer Silben akzentuiert ist; vgl. zur Verdeutlichung folgende Wortformmenge: *большúх, кнúгой, лú, нáд, пóлно, доклáда, городá, обозрúмого, жé, наúзволок, начался́, прú, политúческим, нá, истекáем, гóлову, идýт, бы́, сковородá* usw.

Bei der Bildung eines Textes treten die Wortformen gewissermaßen aus ihrer Isolation hinaus, indem sie Taktgruppen bilden. Unter dem uns interessierenden Gesichtspunkt ist die Taktgruppe die grundlegende Einheit der Textbildung, d. h., jeden Text können wir als eine Abfolge von Taktgruppen auffassen. Eine Taktgruppe ist dadurch bestimmt, daß sie jeweils genau eine akzentuierte Silbe aufweist.

Jede Taktgruppe umfaßt mindestens eine Wortform. Diejenigen Wortformen, die in der Lage sind, jeweils allein eine Taktgruppe zu bilden, bezeichnen wir als akzentogene Wortformen (vgl. Garde 1980, 117: mots accentogènes); vgl. als Beispiel die Wortformen *бýря* N. Sg., *мглóю* I. Sg., *нéбо* A. Sg., *крóет* 3. Ps. Sg. Prs., deren Status als akzentogene Wortformen beispielsweise durch den Puškinschen Vers

Бýря мглóю нéбо крóет

nachgewiesen wird.

Diejenigen Wortformen, die „nach Abzug“ der akzentogenen Wortformen übrigbleiben, werden als Klitika bezeichnet. Sie sind dadurch bestimmt, daß sie – außer im Falle einer Ellipse – bei der Bildung einer Taktgruppe notwendig auf die Mitwirkung einer akzentogenen Wortform angewiesen sind, d. h., daß sie nicht allein eine Taktgruppe bilden können. Unter positionellem Gesichtspunkt ist die Menge der Klitika weiter zu untergliedern: Die Proklitika gehen bei der Bildung von Taktgruppen einer akzentogenen Wortform voran, während die

Enklitika auf eine akzentogene Wortform folgen. Zu den Proklitika des heutigen Russischen zählen v. a. die sogenannten einfachen primären Präpositionen wie etwa *бéз* (*бéзо*), *для́*, *дó*, *зá*, *úз* (*úзо*), *óт* (*óто*), *пó*, *прú*, *ý* u. a., daneben die Partikeln *нú* und *нé* sowie einige andere Wortformen. Die Gruppe der Enklitika umfaßt die Pronominalpartikeln *жé* und *-тó*, die Verbalpartikel *-кá*, die Fragepartikel *лú*, die Konjunktion *жé*, die Verbalpartikeln *бы́* und *бы́ло*.

Wenn eine Taktgruppe aus einer akzentogenen Wortform und einem Klitikon oder mehreren Klitika gebildet wird, verlieren alle diese Wortformen bis auf genau eine ihren Akzent, wobei vom Akzentverlust entweder die Klitika oder die akzentogene Wortform betroffen sind. Die hierbei wirksamen Regeln brauchen uns an dieser Stelle nicht zu interessieren (siehe im einzelnen hierzu Lehfeldt 2003, 97 ff.); vgl. nur folgende Beispiele: *óт душú* → *от душú*, *нá войнé жé* → *на войнé же*, *зá мóрем* → *зá морем* od. *за мóрем*, *нú ý когó жé* → *ни у когó же*, *нé знáют* → *не знáют*, *нé бы́ло* → *нé было*, *знáете лú* → *знáете ли*.

Der Grund, weshalb wir unserer Untersuchung die Taktgruppe als Rahmeneinheit zugrundelegen, besteht darin, daß man sich bei der Bestimmung der schwachen und der starken Positionen, in denen die Jers verstummt bzw. mit anderen Vokalen zusammengefallen sind, im allgemeinen Fall nicht auf isolierte Wortformen beziehen darf, sondern den Rahmen der Taktgruppe berücksichtigen muß. Dieser Umstand erhellt am besten aus einigen Beispielen, in denen ein Jer in einer und derselben Wortform sich je nach Umgebung einmal in schwacher, einmal in starker Position befindet; vgl. ursl. *nadъ tobojǫ* russ. *над тобóю*, aber ursl. *nadъ mъnojǫ* → russ. *надо мнóю*; ursl. *vъ vodě* → russ. *в водé*, aber ursl. *vъ mъglě* → russ. *во мглé*; ursl. *sъ tobojǫ* → russ. *с тобóю*, aber ursl. *sъ mъnojǫ* → russ. *со мнóю* usw.

Als nächstes ist der Inhalt des Menzerath-Altmannschen Gesetzes (abgekürzt: MA-Gesetz) zu erläutern. An dieser Stelle wollen wir uns mit einigen informellen Erläuterungen begnügen. Weiter unten soll dann eine ausführlichere Explikation folgen (vgl. Abschnitt 2.). Gemäß dem MA-Gesetz kann bei einem störungsfreien Gleichgewicht zwischen der Größe eines sprachlichen Konstrukts – z. B. der als Silbenanzahl gemessenen Taktgruppenlänge – und der durchschnittlichen Größe der unmittelbaren Komponenten dieses Konstrukts – z. B. der als Phonemanzahl gemessenen Silbenlänge – das Verhältnis zwischen diesen beiden Größen durch eine monoton fallende Potenzkurve ausgedrückt werden. Gemäß dem MA-Gesetz gilt, daß, je größer bzw. komplexer ein sprachliches Konstrukt ist, seine unmittelbaren Konstituenten um so kleiner bzw. einfacher sind; denn „je größer das Ganze, um so kleiner die Teile!" (Menzerath 1954, 101; im Original gesperrt). Den uns interessierenden Spezialfall dieses Gesetzes können wir mit den Worten von Paul Menzerath selbst formulieren: „Mit steigender Silbenzahl nimmt die relative Lautzahl ab (oder: mit steigender Silbenzahl werden die Wörter relativ lautärmer (kürzer))" (Menzerath 1954, 103).

Weiter sind nun die Überlegungen darzulegen, die zur Aufstellung unserer ersten Teilhypothese geführt haben, wonach im Slavischen vor dem Jerausfall das Verhältnis zwischen Taktgruppen- und Silbenlänge nicht dem MA-Gesetz gehorchte.

Allgemein gilt, daß bei Zunahme der Silbenzahl von Taktgruppen der durchschnittliche Silbenumfang nur dann monoton sinken kann, wenn die Regeln der Phonemkombinatorik die Bildung hinreichend vieler voneinander unterschiedener Silben gegebener Größe zulassen. Wenn das nicht der Fall ist, wird die monotone Verringerung des jeweiligen durchschnittlichen Silbenumfangs verhindert. Tatsächlich müssen wir im Falle der Silbenstruktur vor dem Jerausfall von vorneherein mit einer gewissen Beschränkung des von dem MA-Gesetz beschriebenen Mechanismus durch empirische Randbedingungen rechnen: Die Menge der einsilbigen Taktgruppen war relativ klein, und zwar in der Hauptsache deshalb, weil der zulässige Silbenumfang durch zwei Faktoren relativ beschränkt war:

(a) Auf den vokalischen Silbenkern konnte kein Konsonant folgen, d. h., alle Silben waren offen. Konsonanten und Konsonantenkombinationen kamen nur vor dem Silbenkern vor: CV, CCV, CCCV; vgl. z. B. *o|tь|cь|*, *pro|stъ|l'u|di|nъ|*, *kъ|to|*, *čь|to|*, *lъ|žь|kъ|*, *pri|tъ|ča|*, *spě|ši|ti|*, *stra|chъ|*.

(b) Die Kombinierbarkeit der Konsonanten in prävokalischer Position unterlag einer strengen Regelhaftigkeit, durch die sehr viele Konsonantenverbindungen ausgeschlossen wurden. „Zugelassen waren nur Folgen mit steigendem phonematischem 'Rang' des Konsonanten – vom Spiranten zum Explosivkonsonanten und vom Explosivkonsonanten zum Sonor"[4] (Gasparov, Sigalov 1974, 73), d. h., in dreielementigen Konsonantenverbindungen war nur die Anordnung

[4] „[...]: допускались только последования с восходящим фонематическим "рангом" согласного – от спиранта к взрывному и от взрывного к сонорному."

Spirant–Explosivkonsonant–Sonor möglich, während in zweielementigen Verbindungen die Anordnungen Spirant–Explosivkonsonant, Spirant–Sonor und Explosivkonsonant–Sonor in Frage kamen; vgl. *stra*|*chъ*|, *slo*|*vo*|, *sta*|*ti*|, *ve*|*sti*|, *spě*|*chъ*|, *pra*|*vь*|*da*|.

Durch diese Beschränkungen waren die Silben vor dem Jerausfall relativ kurz, und es standen überhaupt nur relativ wenige Silben zur Verfügung. Dieser Umstand hatte zur Folge, daß die Taktgruppen, um „durch genügend Redundanz auch unter Störungseinfluß" (Altmann, Schwibbe 1989, 6) von den jeweils anderen Taktgruppen hinreichend unterscheidbar zu sein, im Durchschnitt relativ viele Silben umfassen mußten.

Was konkret die einsilbigen Taktgruppen betrifft, so war ihre Menge besonders klein, und zwar erstens wegen der genannten Restriktionen und zweitens, spezieller, deshalb, weil derartige Taktgruppen im wesentlichen auf die Struktur V bzw. CV beschränkt waren (vgl. als Ausnahmen solche Aoristformen wie *sta, spě, ply, plu, slu, zna, kry*). Die durchschnittliche Silbenlänge, gemessen als Anzahl der Phoneme, wird also in einem Text vermutlich im Maximalfall 2.00 betragen, in der Regel wohl noch unter diesem Wert liegen. Bei zwei- und mehrsilbigen Taktgruppen kommen auch Silben der Struktur CCV und CCCV vor, so daß insbesondere bei Taktgruppen, die jeweils nur wenige Silben umfassen, die durchschnittliche Silbenlänge in einem Text größer als 2.00 sein kann. Wir können also nicht, wie schon erwähnt, von vorneherein mit einem vollständig monotonen Verlauf des durch das MA-Gesetz postulierten Trends rechnen. Das ist erst ab der zweiten Position – Taktgruppen aus zwei Silben – zu erwarten.

Schließlich sind nun noch die Überlegungen darzustellen, die uns vermuten lassen, daß der Jerausfall zu einem Zustand geführt hat, in dem das MA-Gesetz gültig sein konnte. Diese Hypothese soll später für drei slavische Sprachen überprüft werden, nämlich für das Russische, das Polnische und das Serbokroatische als Repräsentanten der ost-, der west- bzw. der südslavischen Sprachgruppe. An dieser Stelle wollen wir uns bei unseren Überlegungen und der Überprüfung unserer Hypothese auf das Russische beschränken. Dies hat damit zu tun, daß das Russische diejenige slavische Sprache ist, deren schriftliche Überlieferung am weitesten in die Vergangenheit zurückreicht, so daß wir in der Lage sind, altrussische Texte aus der Zeit vor dem Jerausfall auszuwerten. Ähnliches ist für das Polnische und das Serbokroatische nicht möglich, für die wir daher lediglich den Zustand nach dem Jerausfall untersuchen können.

Das Verstummen von *ь* und *ъ* in schwacher Position war, wie hinlänglich bekannt, für die Konsonantenkombinatorik und damit für die Silbenstruktur von großer Bedeutung, und zwar aus folgenden Gründen:

(a) Es entstanden jetzt geschlossene Silben, d. h., Konsonanten und Konsonantenkombinationen kamen auch nach dem vokalischen Silbenkern vor; vgl. *дь*|*нь*| > *день*|, *съ*|*нъ*| > *сон*|, *о*|*ть*|*ць*| > *о*|*тец*|, *ни*|*зъ*|*къ*| > *ни*|*зок*|, *о*|*вь*|*ца*| > *ов*|*ца*| usw.

(b) Es entstanden jetzt viele Kombinationen von Konsonanten, die vorher „verboten" gewesen waren (vgl. Punkt 3 oben).

Zusammengenommen bewirkten die beiden beschriebenen Umstände, daß nach dem Jerausfall viel mehr längere Silben vorhanden waren als davor, wodurch das Silbeninventar insgesamt vergrößert wurde. Dies wiederum ermöglichte die Bildung von relativ vielen kurzen Taktgruppen mit jeweils relativ langen Silben: „In kurzen Konstrukten müssen ... längere Konstituenten verwendet werden" (Altmann, Schwibbe 1989, 6). Wir werden also mit einer Verschiebung zu rechnen haben: Die Menge der einsilbigen Taktgruppen wird auf Kosten der bisher zweisilbigen Wortformen anwachsen, und anwachsen wird auch die durchschnittliche Länge der Silben einsilbiger Taktgruppen, was, wie wir gesehen haben, eine wichtige Voraussetzung dafür ist, daß das MA-Gesetz „in Kraft tritt". Der Schwund, den die bisher zweisilbigen Taktgruppen durch diesen Vorgang erleiden, wird – jedenfalls bis zu einem gewissen Grad – dadurch kompensiert, daß ihr Inventar durch Zuzügler vor allem aus der Menge der bisher dreisilbigen Taktgruppen aufgefüllt wird; vgl. z. B. *ни*|*къ*|*то*| > *ни*|*кто*|, *жи*|*во*|*тъ*| > *жи*|*вот*| usw. Vermutlich wird auch hier die durchschnittliche Silbenlänge anwachsen, obwohl nicht unbedingt so signifikant wie bei den einsilbigen Taktgruppen.

Wir gelangen aufgrund der vorgetragenen Beobachtungen und Überlegungen zu folgenden, miteinander verknüpften Hypothesen: Eine wichtige Folge des Jerausfalls bestand darin, daß die durchschnittliche Silbenlänge bei einsilbigen Taktgruppen signifikant erhöht wurde. Wir dürfen daher mit einem vollständig monotonen Verlauf rechnen, so wie er durch das MA-Gesetz postuliert wird, d. h. ab der ersten Position, da bereits einsilbige Taktgruppen zahlreiche Konsonantenkombinationen vor und nach dem Silbenkern aufweisen können und auch tatsächlich aufweisen.

Die nächste Aufgabe muß darin bestehen, die im vorangehenden begründeten Hypothesen zu überprüfen, und zwar zunächst, wie erläutert, für das Russische. Damit das tatsächlich geschehen kann, d. h., damit entschieden werden kann, ob unsere Vermutungen zutreffen oder nicht, müssen diese in eine Form überführt werden, die eine begründbare Entscheidung zuläßt. Dies bedeutet, daß sie in ein passendes mathematisches Gewand gekleidet werden müssen. Es muß daher in erster Linie darum gehen, die präzise mathematische Form des MA-Gesetzes anzugeben. Da dieses Gesetz in einer Arbeit von Gabriel Altmann (1980) abgeleitet worden ist (eine komprimierte Form dieser Ableitung findet sich bei Altmann, Schwibbe 1989, 5–7), könnten wir uns ohne weiteres auf diese Arbeit berufen und uns damit begnügen, die Formeln des MA-Gesetzes in seinen verschiedenen Versionen anzuführen und mit ihnen zu arbeiten. Wir wollen aber doch an dieser Stelle das MA-Gesetz mit einiger Ausführlichkeit darstellen und ableiten. Bei diesem Entschluß lassen wir uns von der Absicht leiten, die mathematische Gestalt des MA-Gesetzes auch solchen Lesern möglichst einsichtig zu machen, für die die Darstellung, die G. Altmann seiner Ableitung gegeben hat, zu kompakt ist.

2. Zur mathematischen Begründung des Menzerath-Altmannschen Gesetzes

Im Jahre 1928 stellte Paul Menzerath fest, daß mit steigender Zahl von Lauten in einer Silbe die Artikulationsdauer dieser Laute sinkt (Menzerath 1928, 104). In einer späteren Arbeit formulierte Menzerath einen vergleichbaren Sachverhalt für Silbenlängen: Mit steigender Silbenzahl pro Wortform sinkt die „relative Lautzahl“, d. h. die durchschnittliche Länge der Silben der Wortform, gemessen in Lauten oder Phonemen (Menzerath 1954, 100). Dieser Sachverhalt ist das Thema der vorliegenden Arbeit. In demselben Werk legt Menzerath implizit bereits eine wichtige Verallgemeinerung nahe, derzufolge bei zunehmender Länge eines sprachlichen Konstruktes die Länge der unmittelbaren Konstituenten dieses Konstruktes abnimmt („je größer das Ganze, um so kleiner die Teile!“, Menzerath 1954, 101; im Original gesperrt). Als Konstrukt und dessen Konstituenten kommen dabei zunächst alle erdenklichen empirischen Größen der Linguistik in Frage, vom Phon über Silbe, Morph, Wortform, Phrase, Satz bis hin zu ganzen Texten.

Die grundlegenden Beobachtungen von Menzerath blieben zunächst auf eine deskriptive und qualitative Ebene beschränkt. Von dieser Ebene aus sind Entwicklungen in zwei Richtungen denkbar. Zum einen kann man versuchen, „hinter“ der bloßen Feststellung einer monotonen Abhängigkeit der durchschnittlichen Konstituentenlänge von der Konstruktlänge eine exaktere quantitative und möglicherweise stochastische Darstellung dieser Abhängigkeit zu finden. Gabriel Altmann hat in seiner bereits erwähnten Arbeit aus dem Jahre 1980 (Altmann 1980) eine solche Darstellung in Form eines Potenzgesetzes vorgeschlagen, das in der vorliegenden Arbeit als Menzerath-Altmannsches Gesetz bezeichnet werden soll. Die erfolgreiche Anwendbarkeit dieses Potenzgesetzes auf empirische Daten zu allen erdenklichen Typen sprachlicher Konstrukte ist in einer beeindruckenden Reihe von empirischen Arbeiten immer wieder bestätigt worden (vgl. Altmann, Schwibbe 1989; Hřebíček 1997; 2000). – Zum anderen kann nach einer tieferliegenden Begründung für die beschriebene monotone Abhängigkeit gesucht werden. Mit dem Vorliegen einer quantitativen Beschreibung ergibt sich sogar die weiterreichende Forderung nach einer Ableitung des postulierten funktionalen Zusammenhangs. Auf der qualitativen Ebene gibt es einige Plausibilisierungsversuche (vgl. Köhler 1984; Fenk, Fenk-Oczlon 1993), die davon ausgehen, daß der höhere Aufwand für die – sprecher- und hörerseitige – Verarbeitung längerer Konstrukte durch einen geringeren Produktions-, Verstehens- und Gedächtnisaufwand für die einzelnen Konstituenten des Konstruktes ausgeglichen werden müsse.

Eine wirkliche Erklärung der modernen quantitativen Ausformulierung von Menzeraths Hypothesen, also eine Ableitung des Menzerath-Altmannschen Gesetzes aus anderen, womöglich tieferliegenden, quantitativen Annahmen über menschliche Sprache, ist bislang noch nicht geleistet worden. Das Menzerath-Altmannsche Gesetz läßt sich jedoch als Lösung einer Differentialgleichung darstellen, die in gewisser Weise eine naheliegende quantitative Fassung der Menzerathschen Beobachtungen ist. Im vorliegenden Abschnitt soll nun diese, von Altmann (1980) vorgelegte, Herleitung in einiger Ausführlichkeit nachvollzogen werden.

Der erste Schritt besteht darin, die gesuchte Abhängigkeit zwischen zwei empirischen Größen als funktionale Abhängigkeit zwischen zwei reellwertigen Größen x und y zu beschreiben. Die unabhängige Größe x soll dabei die Konstruktlänge beschreiben. In der vorliegenden Arbeit bezeichnet x die Länge von Taktgruppen, gemessen als Anzahl von deren Konstituenten, also den Silben. Die von x abhängige Größe $y(x)$ soll hingegen die durchschnittliche Konstituentenlänge in Konstrukten der Länge x abbilden. In dieser Arbeit ist y die durchschnittliche Phonemzahl pro Silbe, wobei der Durchschnitt über alle x-silbigen Taktgruppen des jeweils betrachteten Korpus (Textes) genommen wird. An dieser Stelle muß darauf hingewiesen werden, daß wir in der Ableitung des Menzerath-Altmannschen Gesetzes x zunächst als kontinuierliche Größe behandeln, die beliebige positive reelle Werte annehmen kann. Erst nach vollzogener Ableitung „diskretisieren" wir x, d. h., wir setzen dann für x nur noch positive ganzzahlige Werte ein.

Der einfachste mögliche funktionale Zusammenhang zwischen x und y besteht, wie wir annehmen, darin, daß eine Zunahme Δx der unabhängigen Größe x mit einer dazu proportionalen Abnahme Δy der abhängigen Größe y verknüpft ist, daß also gilt:

(1) $$\Delta y = b \cdot \Delta x\,.$$

In (1) muß angenommen werden, daß b eine negative Konstante ist. Dies vereinbaren wir für den gesamten Abschnitt.

Zusammenhang (1) liefert jedoch keine linguistisch sinnvoll interpretierbaren Werte für y, denn er drückt eine lineare Beziehung zwischen x und y aus. Aus (1) folgt durch Umformen sofort $y(x) = y(0) + bx$; der Graph dieser Funktion ist eine Gerade mit negativer Steigung b, die für x-Werte größer als $-y(0)/b$ negative y-Werte annimmt. Da es keine negativen Konstituentenlängen gibt, impliziert (1), daß es keine Konstruktlängen größer als $-y(0)/b$ geben darf. Tatsächlich gibt es aber in natürlichen Sprachen gewöhnlich keinerlei Beschränkungen dieser Art, insbesondere auch keine Beschränkungen dafür, wie viele Silben eine Wortform oder eine Taktgruppe enthalten kann.

Eine etwas plausiblere Form von Abhängigkeit entsteht, wenn man nicht die absoluten, sondern die relativen Veränderungen der beiden Größen x und y korreliert. Wenn nämlich ein sprachliches Konstrukt bereits viele Konstituenten aufweist, dann fällt, intuitiv gesehen, der Zuwachs um beispielsweise zwei Konstituenten weniger ins Gewicht als der absolut gesehen gleiche Zuwachs bei einem Konstrukt mit wenigen Konstituenten. Die relative Veränderung einer Größe definieren wir als deren absolute Veränderung, dividiert durch den Wert der Größe selbst. Umfaßt also eine Wortform $x = 3$ Silben und wird sie dann um eine Silbe „erweitert" – d. h. $\Delta x = 1$ –, dann beträgt der relative Zuwachs $\Delta x/x = 1/3$, d. h. ca. 33%. Wenn hingegen eine aus $x = 5$ Silben bestehende Wortform um eine Silbe erweitert wird, dann beträgt der relative Zuwachs nur noch 1/5, d. h. 20%.

Wir können die Menzerathsche Behauptung nunmehr probeweise als negative Proportionalität der relativen Veränderung der beiden Größen formulieren:

(2) $$\frac{\Delta y}{y} = b \cdot \frac{\Delta x}{x}.$$

Die Gleichung (2) ist im allgemeinen jedoch nicht lösbar; es gibt also keine Funktion $y(x)$, bei der diese Gleichung für beliebig große Δx erfüllt ist.[5]

Die naheliegende Lösung dieses Problems besteht darin, die Proportionalität (2) nur für sehr kleine Δx zu fordern (zu einer diskreten Ableitung des MA-Gesetzes vgl. Hřebíček 1997, 23–26). Je kleiner Δx ist, um so besser läßt sich die zugehörige Änderung nach einem bekannten Theorem der Differentialrechnung durch das Differential dy approximieren. dy ist definiert als $dy := y'(x) \cdot dx$, wobei $dx := \Delta x$ gesetzt wird. Für gegen 0 laufendes Δx wird aus Gleichung (2) also $dy/y = b \cdot dx/x$, oder, umgeformt $dy/dx = y'(x) = y(x) \cdot b/x$. Umgeordnet ergibt sich

(3) $$\frac{y'}{y} = b \cdot \frac{1}{x}.$$

Differentialgleichungen der Form (3) haben sich seit langem zur Beschreibung von Zusammenhängen zwischen der Größe komplexer Einheiten und der Größe ihrer Bestandteile bewährt, etwa in Form

[5] Dieser Sachverhalt läßt sich leicht wie folgt zeigen. Aus (1) folgt unmittelbar

$$y(x+\Delta x) = y(x) + \Delta y = y(x) + y(x) \cdot \frac{b\Delta x}{x} = y(x) \cdot \left(1 + \frac{b\Delta x}{x}\right). \quad (10)$$

Sei nun z eine beliebige positive reelle Zahl. Wir können unter Zuhilfenahme von (10) den Wert von $y(3z)$ auf zwei verschiedene Weisen aus dem Wert von $y(z)$ ermitteln. Einerseits läßt sich $y(3z)$ aus $y(2z)$ errechnen und $y(2z)$ wiederum aus $y(z)$:

$$y(3z) = y\left(2z + \overbrace{z}^{=\Delta z}\right) = y(2z) \cdot \left(1 + \frac{b}{2}\right) = y\left(z + \overbrace{z}^{=\Delta z}\right) \cdot \left(1 + \frac{b}{2}\right) = y(z) \cdot (1+b) \cdot \left(1 + \frac{b}{2}\right).$$

Andererseits kann man $y(3z)$ jedoch mithilfe von (10) auch direkt aus $y(z)$ gewinnen:

$$y(3z) = y\left(z + \overbrace{2z}^{=\Delta z}\right) = y(z) \cdot (1 + 2b).$$

Durch Vergleich der letzten beiden Gleichungen folgt $(1 + b) \cdot (1 + b/2) = 1 + 2b$, was offensichtlich falsch ist.

sogenannter „allometrischer" Zusammenhänge in der Biologie, Soziologie oder Städtegeographie (vgl. Naroll, Bertalanffy 1956), bei der selbstorganisierten Kritikalität (vgl. Bak 1996), in der small-word-Problematik (vgl. Watts 1999; Dorogovtsev, Mendes 2002; Albert, Barabási 2002). Wir betrachten (3) im folgenden als die grundlegende Gleichung für das Menzerath-Altmannsche Gesetz.[6]

Die Gleichung (3) ist eine lineare Differentialgleichung erster Ordnung: Es tauchen lediglich die gesuchte Funktion y und ihre erste Ableitung auf, beide nur in der ersten Potenz.

Im zweiten Schritt unserer Überlegungen muß die Lösungsschar der Differentialgleichung (3) bestimmt werden. Integrieren wir die Terme auf beiden Seiten der Gleichung (3) von einer beliebigen, als konstant festgehaltenen unteren Grenze $x_0 > 0$ bis zu einer variablen oberen Grenze x, erhalten wir als notwendige Bedingung für die Lösungen $y(x)$:

$$\int_{x_0}^{x} dt \cdot \frac{y'(t)}{y(t)} = \ln\big(y(x)\big) - \ln\big(y(x_0)\big) = \int_{x_0}^{x} dt \cdot \frac{b}{t} = b \ln x - b \ln x_0 .$$

Dabei nutzen wir die Ableitung der natürlichen Logarithmusfunktion, $[\ln(x)]' = 1/x$, aus; mit der Kettenregel ergibt sich daraus nämlich sofort für beliebige differenzierbare Funktionen f:

[6] In (3) stellt sich der postulierte Zusammenhang als umgekehrt proportionale Abhängigkeit der „relativen Änderungsrate" der abhängigen Größe y von der Größe x dar. In vielen Fällen erweist sich die Annahme einer solchen einfachen inversen Proportionalität als empirisch unzureichend. Insbesondere ist mit dem Einfluß von sprachlichen „Störfaktoren" anderer linguistischer Beschreibungsebenen zu rechnen; überdies können Konstituenten eines Konstruktes Bestandteile von Aggregaten einer „Zwischenebene" sein, die ihrerseits als die eigentlichen unmittelbaren Konstituenten der betrachteten Konstrukte anzusehen sind. So muß „zwischen" der Wortformen- und der Silbenebene unter Umständen noch eine Ebene metrischer Füße angenommen werden (vgl. van der Leeuw 1997, 9), die ihrerseits mit den beiden anderen Ebenen in einer durch (3) beschreibbaren Wechselwirkung steht. Eine einfache Möglichkeit, solche Komplikationen mathematisch zu erfassen, besteht darin, in (3) auf der rechten Seite eine zusätzliche Größe einzuführen, die den Einfluß der genannten zusätzlichen Faktoren auf die relative Änderungsrate von y repräsentiert und daher nicht von der unabhängigen Größe x abhängt. Im einfachsten Fall handelt es sich um eine additive Konstante c. Damit ergibt sich eine etwas allgemeinere Form der Menzerath-Altmannschen Differentialgleichung mit zwei Parametern, die in dieser Arbeit jedoch nicht herangezogen zu werden braucht:

$$\frac{y'}{y} = \frac{b}{x} + c. \tag{11}$$

$$\left[\ln(f(x))\right]' = \ln'(f(x)) \cdot f'(x) = \frac{f'(x)}{f(x)}.$$

Wenden wir jetzt auf beiden Seiten der eben erhaltenen Gleichung die Exponentialfunktion e^x an, erhalten wir

$$e^{\ln(y(x))-\ln(y(x_0))} = e^{b\ln x - b\ln x_0} \Leftrightarrow \frac{1}{y(x_0)} \cdot y(x) = \frac{1}{x_0^b} \cdot x^b .$$

Die Brüche auf beiden Seiten sind Konstanten. Diese können wir zu einer reellen Konstante K „zusammenziehen" und die erhaltene, mutmaßliche Lösungsschar kurz wie folgt schreiben:

$$y(x) = Kx^b . \tag{4}$$

Diese Schar von Funktionen ist die mathematische Repräsentation des Menzerath-Altmannschen Gesetzes.[7]

Daß alle Lösungen der Form (4) tatsächlich die Gleichung (3) erfüllen, läßt sich einfach durch direktes Ableiten bestätigen:

$$y'(x) = bKx^{b-1} = \frac{b}{x}Kx^b = y(x) \cdot \frac{b}{x}.$$ [8]

In einem dritten Schritt muß geprüft werden, inwieweit sich die Menzerath-Altmannsche Vermutung (4) empirisch bewährt. Für eine zu analysierende Datenmenge ist dazu zunächst eine Statistik zu

[7] Für den verallgemeinerten Fall (11) ergibt sich durch analoge Rechnung die Lösung

$$y(x) = Kx^b e^{cx} . \tag{12}$$

[8] Der Vollständigkeit halber wollen wir noch zeigen, daß es keine Lösungen von (3) gibt, die nicht die Form (4) haben. Seien $g(x)$ und $h(x)$ zwei beliebige Lösungen der Differentialgleichung (3). Dann gilt $g(x)/h(x) = const.$, wie sich durch Ausrechnen bestätigen läßt:

$$\left(\frac{g(x)}{h(x)}\right)' = \frac{g'h - gh'}{h^2} = \frac{1}{h^2}\left(g \cdot \frac{b}{x} \cdot h - gh \cdot \frac{b}{x}\right) = 0 \Rightarrow \frac{g(x)}{h(x)} = const. \tag{13}$$

Im letzten Schritt wurde ausgenutzt, daß aus $f' \equiv 0$ folgt, daß f eine konstante Funktion ist. Setzen wir nun für $h(x)$ eine bereits bekannte Lösung von (4) ein, etwa $h(x) = x^b$, dann gilt aufgrund von (13) für jedes beliebige $g(x)$, das diese Differentialgleichung ebenfalls erfüllt:

$$\frac{g(x)}{x^b} = const. \Rightarrow g(x) = const. \cdot x^b .$$

Damit ist gezeigt, daß tatsächlich alle Lösungen der Differentialgleichung (3) die Form Kx^b aufweisen. Ganz analog verläuft der Nachweis, daß Differentialgleichung (11) genau die Lösungen der Schar (12) hat.

erstellen, die jeder natürlichen Zahl n die durchschnittliche Silbenlänge (gemessen in Anzahl der Phoneme) der n-silbigen Taktgruppen in dieser Datenmenge zuordnet. Aus diesen Angaben muß dann eine möglichst gute Abschätzung der Parameter K und b gewonnen werden. Dies läßt sich elementar mit der Gaußschen Methode der kleinsten Quadrate bewerkstelligen. Wie diese Methode im Hinblick auf die von uns zu lösende Aufgabe beschaffen ist, soll im nächsten Abschnitt dargelegt werden. Dann muß die Güte der Anpassung von (4) an die empirischen Daten mit Hilfe eines geeigneten statistischen Testverfahrens geprüft werden.

An dieser Stelle müssen wir uns klarmachen, daß die Vermutung, wonach bei Zunahme der Silbenanzahl von Taktgruppen der durchschnittliche Silbenumfang monoton fällt, auf verschiedene Ebenen der Sprachanalyse bezogen und dementsprechend unterschiedlich überprüft werden kann. Die erste Möglichkeit besteht darin, festzustellen, wie viele Phoneme Taktgruppen gegebenen Silbenumfangs in einer bestimmten Sprache insgesamt aufweisen. Wenn wir also beispielsweise zehn verschiedene einsilbige Taktgruppen identischen Phonemumfangs in einem zu untersuchenden Inventar finden, reicht uns eine von ihnen, um zu konstatieren, daß es in der fraglichen Sprache einsilbige Taktgruppen des in Rede stehenden Phonemumfangs gibt. Wenn wir für alle ein-, zwei-, drei-, ..., n-silbigen Taktgruppen auf die angegebene Weise die in der betreffenden Sprache empirisch belegten Phonemumfänge ermittelt haben, können wir anschließend den durchschnittlichen Phonemumfang der ein-, der zwei-, der drei-, ..., der n-silbigen Taktgruppen berechnen und dann unsere Vermutung überprüfen. Wir bleiben bei diesem Vorgehen, wie ersichtlich, auf der Ebene der Untersuchung von „Taktgruppenkategorien" hinsichtlich Silbenanzahl und Phonemumfangs. Mit anderen Worten, alle in der fraglichen Sprache vorkommenden Taktgruppen-types, die hinsichtlich Silbenanzahl und Phonemumfangs übereinstimmen, werden jeweils als Realisierungen einer und derselben Kategorie gewertet, deren Existenz allein uns interessiert.

Die zweite Möglichkeit ist dann gegeben, wenn wir zwar auf der Ebene der Untersuchung von types bleiben, aber die Anzahl der verschiedenen Taktgruppen-types gegebenen Silben- und Phonemumfangs nicht wie bei der ersten Möglichkeit vernachlässigen, sondern in unsere Berechnungen einfließen lassen. Wenn wir also beispielsweise feststellen, daß das Altrussische vor dem Jerausfall u. a. die drei jeweils dreisilbigen und sechsphonemigen Taktgruppen-types нароdъ, мольба und ловьць gekannt hat, werden wir uns nicht damit begnügen, dies lediglich als Bestätigung der Existenz der Kategorie „Taktgruppen aus drei Silben und sechs Phonemen" anzusehen, sondern wir werden festhalten, daß diese Kategorie durch soundso viele Taktgruppen-types vertreten ist. Wir ermitteln hierbei also die systemische Frequenz oder – in den Worten von Paul Menzerath (1954, 7) ausgedrückt – die „Belastung (Schwere, Häufigkeit, Dichte)" der jeweiligen Taktgruppenkategorie. Es liegt auf der Hand, daß wir, wenn wir so vorgehen, bei der Berechnung des durchschnittlichen Phonemumfangs der ein-, der zwei-, der drei-, ..., der n-silbigen Taktgruppen andere Werte erhalten werden als bei der ersten Möglichkeit. Paul Menzerath ist in seiner Untersuchung zur „Architektonik des deutschen Wortschatzes" (1954) im Prinzip eben diesen Weg gegangen, wenn man den Umstand vernachlässigt, daß er nicht Taktgruppen, sondern die Grundformen von Lexemen analysiert hat. Er unterscheidet sogenannte Worttypen, „also Einsilbler, Zweisilbler, Dreisilbler usw." (1954, 7), die jeweils in Klassen zerlegt werden. „Diese sind einfach gegeben durch die verschiedene Lautzahl: also Einlauter, Zweilauter, Dreilauter usw." (1954, 7). Für jede Klasse eines Worttyps ermittelt er deren „Belastung", d. h. die Anzahl der unter sie fallenden Beispiele („Wortindividuen"). Menzeraths Einsicht: „Mit steigender Silbenzahl werden die Wörter relativ lautärmer (kürzer)" (1954, 103) beruht eben auf einer Untersuchung der beschriebenen Art.

Die dritte Untersuchungsmöglichkeit schließlich besteht darin, daß wir nicht Inventare von Taktgruppen-types analysieren, sondern Texte. Damit begeben wir uns von der type- auf die token-Ebene, indem wir uns für die sogenannte pragmatische Frequenz interessieren. Für jede Taktgruppenkategorie – z. B. dreisilbige Taktgruppen mit acht Phonemen – wird ermittelt, wie häufig sie in einem gegebenen Text vorkommt. Hierbei werden eben die sonstigen Unterschiede zwischen den tokens unberücksichtigt gelassen. Um bei unserem altrussischen Beispiel zu bleiben: Wir zählen jedes Vorkommen von народъ, мольба und ловьць als Realisierung der Kategorie „Taktgruppe aus drei Silben und sechs Phonemen". Solche Kategorien, die die fragliche Sprache zwar kennt, die in dem untersuchten Text aber nicht vorkommen, bleiben außer Betracht. Da andererseits die vorkommenden Kategorien, d. h. Silben- und Phonemumfänge, so oft berücksichtigt werden, wie sie auftreten, liegt gewissermaßen eine Gewichtung vor, eine Gewichtung durch den jeweiligen Sprachverwender.

In der vorliegenden Arbeit wird, wie schon deutlich geworden sein dürfte, anders als bei Paul Menzerath der zuletzt beschriebene Weg beschritten. Das geschieht deshalb, weil dieser Weg u. E. von den drei prinzipiell möglichen zum Zwecke einer empirischen Untersuchung am besten geeignet zu sein scheint; denn die Aussicht, für eine Sprache das komplette Inventar der Taktgruppen-types bzw. Taktgruppenkategorien ermitteln zu können, ist ziemlich illusorisch, wie das schon bei P. Menzerath (1954, 8 ff.) selbst deutlich wird. Dies gilt in unserem Fall, wo wir weit in die sprachliche Vergangenheit zurückgehen müssen, um so mehr, als wir uns nur auf wenige Texte stützen können, die den Zustand des Altrussischen vor dem Jerausfall bezeugen. Hingegen lassen diese Texte jedesmal recht gut erkennen, welche dieser types von den jeweiligen Sprachverwendern bevorzugt wurden; d. h., sie sind ein Zeugnis für die type-Gewichtung.

3. Verfahren zur Überprüfung des Menzerath-Altmannschen Gesetzes

Das MA-Gesetz in der oben abgeleiteten Form stellt eine Funktion bzw. eine Regressionskurve dar, mit der sich berechnen läßt, in welcher Weise die Variable y, in unserem Fall die durchschnittliche Silbenlänge der Taktgruppen jeweils bestimmter Länge, von der Variablen x, d. h. der jeweiligen als Anzahl der Silben gemessenen Taktgruppenlänge, abhängt. Der Unterschied zwischen den Bezeichnungen „Funktion" und „Regression" ist rein terminologischer Natur. Während man in der Analysis die Bezeichnung „Funktion" gebraucht, spricht man in der Statistik von der „Regression". Wir benutzen in unserer Arbeit den Terminus „Funktion", um eine mögliche Verwirrung durch den Gebrauch des Terminus „Regression" zu vermeiden.[9]

[9] Der Terminus „Regression" („Regreß", „Rückschritt") stammt aus einem speziellen Beispiel, das zuerst von F. Galton beobachtet wurde. Durch Untersuchungen stellte man nämlich eine Tendenz fest, daß große Väter auch große Söhne haben. Diese Söhne sind aber jeweils stets kleiner als die Väter. Daher nahm man an, daß ein Rückschritt, ein „Regreß" zur Durchschnittsgröße der Menschen bestehe. Die aus diesem ganz speziellen Sachverhalt abgeleiteten Bezeichnungen „Regression", „Regressionsgerade", „Regressionsrechnung" usw. haben sich allgemein eingebürgert und sich dem ganzen Gebiet aufgeprägt, und zwar ohne Bezug auf einen etwa festzustellenden „Rückschritt" (vgl. Kreyszig 1968, 257 ff.).

Wie einem sogleich ins Auge fällt, enthält unsere Formel des MA-Gesetzes außer den uns interessierenden zwei Variablen x und y noch zwei Parameter, K und b. Ebenso wie das MA-Gesetz selbst – noch – nicht aus anderen theoretischen Annahmen über die menschliche Sprache abgeleitet worden ist, so verbleiben wir auch im unklaren darüber, um was für Größen es sich bei diesen Parametern handelt und wie deren Werte jeweils unabhängig von konkreten empirischen Daten quantitativ zu bestimmen sind. Bezüglich dieser Parameter sucht man folglich nach einer Möglichkeit, sie linguistisch zu interpretieren, und vermutet, daß sie Spezifika der betreffenden Sprache bzw. des betreffenden Textes widerspiegeln (vgl. Köhler 1984, 180 f.; Hřebíček 1990, 61). Wir können daher die Werte der genannten Parameter – vorläufig – nicht a priori ermitteln. Da wir jedoch vermuten, daß sie von der jeweiligen Sprache bzw. dem jeweiligen Text abhängen, schätzen wir sie aus den empirischen Daten ab, die wir jeweils aus einem konkreten Text gewonnen haben, und überprüfen, inwieweit sich die fragliche Abhängigkeit im Idealfall, d. h. bei maximaler bzw. optimaler Anpassung durch unsere hypothetische Formel modellieren läßt. Die empirische Datenanalyse bezüglich des MA-Gesetzes kann damit in zwei Schritte zerlegt werden.

Zuerst schätzt man die Parameter K und b ab, so daß die Werte der Funktion, die eine mathematische Formulierung unseres hypothetischen Gesetzes darstellt, den empirischen Daten möglichst nahekommen. Im zweiten Schritt überprüft man, eine wie große Verbesserung der Vorhersagbarkeit durch unsere Hypothese gegenüber der Nullhypothese, die die Nichtabhängigkeit der Variablen y von der Variablen x voraussetzt, erzielt werden kann. Auf Grund des hierbei erzielten Ergebnisses kann man dann entscheiden, ob unsere Hypothese beibehalten oder verworfen wird.

Die Parameter, genauer gesagt, die Werte der Parameter, die die beste Anpassung der Funktion an die gegebenen empirischen Daten ermöglichen, schätzt man z. B. nach dem Prinzip der kleinsten Quadrate ab. Um die Vorgehensweise bei dieser Parameterabschätzung zu veranschaulichen, betrachten wir ein Beispiel aus den Daten einer früheren Untersuchung (Lehfeldt, Altmann 2002b, 340). Aus dem sechsten Kapitel des ersten Teils von Tolstojs „Анна Каренина" erhält man die Statistik von Tabelle 1.

In dem untersuchten Text beträgt also die durchschnittliche Silbenlänge, gemessen als Anzahl der Phoneme, für einsilbige Taktgruppen 2.790, für zweisilbige 2.441, für dreisilbige 2.458 usw. Bei den gesamten Berechnungen im vorliegenden Abschnitt approximieren wir alle Zahlen mit einer Genauigkeit bis zur dritten Stelle des Dezimalbruchs.

Tabelle 1:
Statistik der Silbenlänge in Taktgruppen aus dem 6. Kapitel des 1. Teils von „Анна Каренина“

x	$\bar{y}_x$
1	2.790
2	2.441
3	2.458
4	2.191
5	2.239
6	2.153
	$\mu_{\bar{y}} = 2.379$

x: Taktgruppenlänge, gemessen als Anzahl der Silben
$\bar{y}_x$: durchschnittliche Silbenlänge der x-silbigen Taktgruppen, gemessen als Anzahl der Phoneme
$\mu_{\bar{y}}$: arithmetisches Mittel von $\bar{y}_x$

Wir haben die Hypothese aufgestellt, daß sich die durchschnittliche Silbenlänge in Abhängigkeit von der Taktgruppenlänge durch die Formel $y = K \cdot x^b$ berechnen lasse. Gemäß dieser Hypothese müßte die durchschnittliche Silbenlänge der einsilbigen Taktgruppen $K \cdot 1^b$, die der zweisilbigen $K \cdot 2^b$, die der dreisilbigen $K \cdot 3^b$ usw. betragen. Unter der Annahme, daß die Hypothese für unseren Text zutrifft, d. h., daß in diesem Text zwischen der durchschnittlichen Silbenlänge und der Taktgruppenlänge eine Abhängigkeit der Form $y = K \cdot x^b$ besteht, müßten die nach der Formel unserer Hypothese berechneten theoretischen Erwartungswerte mit den beobachteten empirischen Werten aus diesem Text übereinstimmen, wenn man nur für die Parameter K und b die richtigen Werte einsetzt. Wir setzen jedoch voraus, daß es sich bei der Sprache um ein stochastisches Phänomen handelt. Eine hundertprozentige Übereinstimmung zwischen den empirischen und den theoretischen Werten ist daher äußerst unwahrscheinlich, d. h., gewisse Abweichungen der empirischen Werte von den theoretischen sind – wie bei sehr vielen sprachlichen Erscheinungen – stets zu erwarten, und zwar selbst dann, wenn man die richtigen Werte für die Parameter K und b angibt. Wenn aber bezüglich des untersuchten

Textes unsere Hypothese zuträfe und wir die richtigen Werte für die Parameter K und b kennen sollten, dann wären die unvermeidlichen, stochastisch bedingten Abweichungen die einzigen, die zwischen den Beobachtungs- und den Erwartungswerten festzustellen wären. Diesen Sachverhalt drehen wir gleichsam um und nutzen ihn, um die unbekannten Werte der beiden Parameter abzuschätzen. Mit anderen Worten, die Werte für K und b sind genau dann richtig, wenn die Abweichung am kleinsten ist. Wir müssen also K und b so auswählen, daß die Abweichung möglichst klein wird, wobei K und b über die gesamten Daten hinweg als konstant angenommen werden und wir deshalb nicht die Abweichungen der einzelnen Variablen jeweils getrennt für sich, sondern stets die gesamte Abweichung in Betracht ziehen müssen. Folgende Beispielrechnung soll veranschaulichen, warum und wie wir die gesamte Abweichung berücksichtigen.

Im Hinblick auf unsere Beispieldaten setzen wir für K und b jeweils versuchsweise den Wert 1 ein. Wir erwarten dann für die einsilbigen Taktgruppen die durchschnittliche Silbenlänge $1 \cdot 1^1 = 1$, und die Abweichung beträgt 1.790. Wir können jedoch die Abweichung bis auf 0 reduzieren, und zwar geschieht das, indem wir für K statt 1 den beobachteten Wert 2.790 einsetzen. Mit diesem Zwischenergebnis betrachten wir nun die zweisilbigen Taktgruppen. Mit $K = 2.790$ und $b = 1$ erwarten wir für die zweisilbigen Taktgruppen eine theoretische durchschnittliche Silbenlänge von $2790 \cdot 2^1 = 5.580$, und die Abweichung beträgt $5.580 - 2.441 = 3.139$. Auch diese Abweichung können wir bis auf 0 reduzieren, ohne daß dabei die Abweichung bei den einsilbigen Taktgruppen wieder größer wird, und zwar, indem wir den b-Wert folgendermaßen berechnen: $2.790 \cdot 2^b = 2.441 \Longleftrightarrow b = -0.193$. Berechnen wir nun mit $K = 2.790$ und $b = -0.193$ den Erwartungswert für die dreisilbigen Taktgruppen, dann beträgt dieser $2.790 \cdot 3^{-0.193}$, und die Abweichung beträgt dann $2.458 - 2.257 = 0.201$. Die Abweichung für die dreisilbigen Taktgruppen kann jetzt nicht mehr reduziert werden, ohne daß sich dabei die Abweichungen für die ein- und/oder die zweisilbigen Taktgruppen wieder vergrößerten. Wir entscheiden uns trotzdem dafür, daß die Abweichung für die dreisilbigen Taktgruppen 0 werden soll, was wir erreichen, indem wir nach dem gezeigten Verfahren den Wert von b als -0.115 berechnen (vgl. $2.790 \cdot 3^b = 2.458 \Longleftrightarrow b = -0.115$). Damit schrumpft die Abweichung für die dreisilbigen Taktgruppen zwar auf 0, dafür aber wird diejenige für die zweisilbigen Taktgruppen zu 0.135 (vgl. $2.790 \cdot 2^{-0.115} = 2.576$, $2.576 - 2.441 = 0.135$). Da sich der Gesamtumfang der Abweichung dadurch verkleinert (vgl. 0.135 < 0.201), liegt es nahe, anzunehmen, daß $b = -0.115$ eine bessere Wahl ist als $b = -0.193$. Wir können aber auch die beiden K und b gleichzeitig so ändern, daß sich die jeweiligen Abweichungen punktuell zwar vergrößern, in der Summe dennoch einen kleineren Wert aufweisen. Auf diese Weise können wir weiter mit den restlichen mehrsilbigen Taktgruppen verfahren, um die gesuchten Werte von K und b abzuschätzen. Mit anderen Worten, man summiert alle Abweichungen und ermittelt die Werte von K und b so, daß die Summe den kleinsten Wert annimmt.

In dem oben dargestellten Anpassungsprozeß haben wir die jeweiligen Abweichungen nach dem sogenannten Tschebyscheff-Prinzip als Absolutbetrag der Differenz zwischen den Erwartungs- und den Beobachtungswerten gemessen. In der Praxis aber wird stets das Prinzip der kleinsten Quadrate angewandt, bei dem man die Gesamtabweichung nicht, wie oben, aus den Betragssummen, sondern aus den Quadratsummen ermittelt. Das Prinzip der kleinsten Quadrate hat gegenüber anderen Verfahren den Vorteil einfacherer Berechenbarkeit und liefert Ergebnisse mit mathematisch wie statistisch „wünschenswerten" Eigenschaften (vgl. dazu Kotz 1998, 59; Kreyszig 1968, 259; Sixtl 1996, 151). Die Grundideen der beiden Prinzipien sind jedoch identisch, abgesehen von der Tatsache, daß einmal der Absolutbetrag und einmal das Quadrat der Differenzen von Erwartungs- und Beobachtungswerten verwendet wird.

Die Parameterabschätzung mit Hilfe der oben etwas umständlich dargestellten Methode scheint theoretisch möglich zu sein. Man berechnet dabei die Quadratsummen der Abweichungen für möglichst viele verschiedene Kombinationen von möglichen Parameterwerten und versucht, durch einen Vergleich all dieser Quadratsummen zur optimalen Anpassung zu gelangen. Da aber für K und b eine unendliche Menge von Werten in Frage kommt, ist dieses Vorhaben praktisch sehr schwierig, wenn nicht überhaupt unmöglich zu bewerkstelligen. Außerdem können wir nicht ohne weiteres sicher sein, daß es außer den von uns verglichenen Werten keine anderen Parameterwerte gibt, die eine bessere Anpassung ermöglichen würden, solange wir nicht alle möglichen Werte für K und b erschöpfend ausprobiert haben, was prinzipiell unmöglich ist. Man benutzt daher andere, in der Regel rekursive Algorithmen, um die Parameter abzuschätzen. Konkrete Methoden der Parameterabschätzung zu erläutern ist in der vorliegenden Arbeit weder unsere Absicht, noch unsere Aufgabe. Es sei an dieser Stelle nur erwähnt, daß auch solchen Methoden das

Prinzip der kleinsten Quadrate zugrundeliegt und man daher unabhängig von der verwendeten Methode immer zum selben Ergebnis kommt.[10]

Bezüglich unserer Beispieldaten erweisen sich die Werte $K = 2.769$ und $b = -0.142$ als optimal, und die Quadratsumme der Abweichungen beträgt 0.021. Die abgeschätzten Werte von K und b sind jedoch nur in bezug auf die Funktion $y = K \cdot x^b$ optimal, und dies sagt noch nichts darüber, ob die Annahme, daß unsere Hypothese von der Abhängigkeit zweier Variablen in der Form $y = K \cdot x^b$ für den untersuchten Text zutrifft, objektiv begründet worden ist oder nicht. Wir können allerdings gegenüber unserer Hypothese die Nullhypothese formulieren, die besagt, daß die Silbenlänge nicht von der Taktgruppenlänge abhängt, so daß wir es lediglich mit einem zufälligen Schwanken der Silbenlängen um einen festen Erwartungswert zu tun haben. Wir vergleichen dann die Abweichung bei Annahme der hypothetischen Funktion mit der bei Annahme der Nullhypothese. Wenn sich die Abweichung, die sich bei der Hypothese der Abhängigkeit $y = K \cdot x^b$ ergibt, von der Abweichung der Werte vom Erwartungswert bei der Nullhypothese nur unwesentlich unterscheidet, d. h., wenn sich die Beobachtungswerte z. B. ebenso gut durch ein zufälliges Schwanken von Meßdaten um einen Erwartungswert erklären lassen, dann gibt es für uns keinen triftigen Grund, an dieser einen speziellen Hypothese festzuhalten, denn eine soundso große bzw. soundso geringe Abweichung wäre ja auch ohne diese Hypothese auf jeden Fall zu erwarten. Mit anderen Worten, unsere Hypothese muß eine signifikante Verbesserung hinsichtlich der Vorhersagbarkeit gegenüber der Nullhypothese aufweisen, die sich als signifikante Verminderung der Abweichung zeigt.

Wie schon erwähnt, besteht unsere Nullhypothese in der Aussage, daß zwischen den Variablen x und y kein Abhängigkeitsverhältnis bestehe. Dies bedeutet, daß y nicht als Funktion von x dargestellt werden kann und nur nach dem Zufallsprinzip um das arithmetische Mittel aller y-Werte streut. Der Erwartungswert für den untersuchten Text ist somit das arithmetische Mittel aller y-Werte $\mu_y = 2.379$,

[10] Bei iterativen Berechnungen besteht auch die Möglichkeit, in Abhängigkeit von den Anfangswerten zu verschiedenen lokalen Minima zu gelangen. Dies hängt sowohl von der Zahl der Parameter als auch von der angewandten Methode ab; wir arbeiten bei der Untersuchung mit dem Programm „NLREG Version 5.0“ von Ph. H. Sherrod.

und in bezug auf diese Erwartung beträgt die Quadratsumme der Abweichungen 0.285.

Um die relative Abnahme der Abweichung bei Annahme der Alternativhypothese im Vergleich zur Abweichung bei Annahme der Nullhypothese zu ermitteln, dividieren wir die erstere durch die letztere und erhalten den Wert 0.074 (vgl. 0.021/0.285 = 0.074). Die Abweichung bei Annahme unserer Alternativhypothese beträgt also bezüglich des untersuchten Textes nur 7.4% derjenigen Abweichung, die sich bei Annahme der Nullhypothese ergibt. Anders formuliert, durch die Wahl der Alternativhypothese einer Abhängigkeit der Form $y = K \cdot x^b$ läßt sich die „Treffsicherheit" der Vorhersage der y-Werte in bezug auf den untersuchten Text maximal um 92.6% (vgl. 1 − 0.074 = 0.926) gegenüber der Nullhypothese steigern. In diesem Zusammenhang heißt es oft: Mit Hilfe der Hypothese lassen sich die empirisch beobachteten y-Werte zu 92.6% „erklären". Der wie dargestellt berechnete Anteil der erklärten Varianz, d. h. der Determinationskoeffizient

$$D = 1 - \frac{\sum \left(y - K \cdot x^b\right)^2}{\sum \left(y - \mu_y\right)^2},$$

dient als Entscheidungskriterium darüber, ob die Hypothese anzunehmen oder zu verwerfen ist. Da aber die (Wahrscheinlichkeits-)Verteilung dieser Determinationskoeffizienten nicht bekannt ist, können wir leider nicht mit einer in statistischen Tests üblichen Signifikanzgrenze α operieren. Man setzt die Akzeptanzgrenze in der Regel auf 0.8 fest, und je nach den Werten, die der Determinationskoeffizient annimmt, fällen wir unsere Entscheidung, ob wir bereit sind, weiter an der Hypothese festzuhalten, oder ob wir an ihr zweifeln wollen.

Wie schon in dem Abschnitt zur mathematischen Begründung des MA-Gesetzes, wenn auch nicht ausdrücklich, erwähnt worden ist, handelt es sich bei der besagten mathematischen Ausformulierung von Menzeraths Hypothese um eine mögliche quantitative Fassung der Menzerathschen Beobachtungen. Wenn der Wert des Determinationskoeffizienten beträchtlich über der Akzeptanzgrenze liegt, so darf dieser Umstand nicht als „Beweis" der Richtigkeit dieser Ausformulierung aufgefaßt werden. Vielmehr bedeutet ein solches Ergebnis, daß wir berechtigt sind, weiterhin an der so formulierten Hypothese festzuhalten.

Angesichts der Tatsache, daß sich unsere hypothetische Funktion bei zahlreichen Untersuchungen in dem gerade präzisierten Sinne wiederholt eindeutig bewährt hat, liegt die Vermutung nahe, daß das uns hier interessierende Phänomen auf einer stochastisch-empirischen Gesetzmäßigkeit beruht, die unsere hypothetische Funktion – bis jetzt als einzige – mehr als akzeptabel zu modellieren vermag.

4. Überprüfung der MA-Hypothese für das Russische

4.1. Vergleich des Ostromir-Evangeliums und der Gennadius-Bibel

Nunmehr sind wir in der Lage, zunächst unsere Hypothese zu prüfen, wonach das Verhältnis zwischen Taktgruppenlänge und Silbenlänge vor dem Jerausfall aus den geschilderten Gründen nicht durch das MA-Gesetz modelliert werden kann. Aus Gründen, die gleichfalls schon zur Sprache gekommen sind, wollen wir diese Hypothesenprüfung für das Altrussische der Zeit vor dem Jerausfall durchführen. Dafür sind wir auf die Auswertung von hinreichend umfangreichen Texten aus der Zeit vor diesem Lautwandel angewiesen. Da aus dieser Zeit aber nur sehr wenige Texte auf uns gekommen sind, haben wir einen Weg eingeschlagen, der es uns erlaubt, diesen Mangel bis zu einem gewissen Grade zu kompensieren. Als erstes wurde ein Text analysiert, der tatsächlich ca. 100 Jahre vor dem Abschluß des Jerausfalls in der Rus' entstanden ist, und zwar das 1056–1057 geschriebene Ostromir-Evangelium (OE) in der Ausgabe von A. Vostokov (Vostokov 1843). Selbstverständlich ist es praktisch so gut wie ausgeschlossen, dieses umfangreiche Denkmal zur Gänze auszuwerten. Dies ist für unsere Zwecke aber auch nicht erforderlich. Insgesamt wurden die ersten 37 Seiten analysiert. Obwohl es sich beim OE um ein Zeugnis der russischen Redaktion des Kirchenslavischen handelt, um ein Denkmal, das auf eine südslavische Vorlage zurückgeht, ist es in der uns interessierenden Hinsicht problemlos altrussischen Texten gleichzustellen, die ohne Bezug auf eine solche Vorlage entstanden sind.

Der erste Analyseschritt ist die Einteilung des Textes in Taktgruppen. Hierzu ist es erforderlich, die Menge der Klitika des Altrussischen zu kennen. In dieser Hinsicht stützen wir uns auf einen Vorschlag von A. A. Zaliznjak, der in seinem Buch „От праславянской акцентуации к русской“ (Zaliznjak 1985, 145) die altrussischen Klitika aufzählt. Um das von uns befolgte Einteilungsverfahren zu veranschaulichen, sei hier eine Passage aus dem Lukas-Evangelium (XXIV, 12–14) vorgestellt, wobei die Grenzen zwischen den Taktgruppen jeweils durch | angezeigt werden.

Въ оно | врѣмѧ | петръ | въставъ | тече | къ гробоу |+ и приникъ | видѣ | ризꙑ | ıєдинꙑ | лежащѧ | и иде | въ себѣ | дивѧ сѧ | бꙑвъшоумоу |+ и се | дъва | отъ нихъ | бѣста | идѫща | въ тъжде | дьнь | въ вьсь | отъстоıѧщѭѩ | стадии | шестьдесѧтъ | отъ иєроуса-лима | ıєниже | имѧ | емаоусъ |+ и та | бесѣдоваста | къ себѣ |+ о вьсѣхъ | приключьшиихъ сѧ | сихъ +

Als nächstes galt es, für jede Taktgruppe deren Silben- und Phonemzahl festzustellen. Um hierbei der Situation vor dem Einsetzen des Jerausfalls möglichst nahezukommen, wurde der der Untersuchung zugrundeliegende Text in folgender Weise modifiziert: Wenn in einer Taktgruppe ein etymologisch „gefordertes“ ь oder ъ nicht vorhanden war, d. h., wenn sich der Beginn des Jerausfalls graphisch widerspiegelte, wurden ь oder ъ dann restituiert, wenn die fragliche Taktgruppe insgesamt oder zumindest das fragliche Morph an anderer Stelle im Text mit ь bzw. ъ bezeugt ist. Beispielsweise wurde всѧ zu вьсѧ umgeformt, weil im Text solche Formen wie вьси, вьсѣми, вьсѣхъ, вьсѧ u. a. reichlich bezeugt sind.

Eine weitere Modifikation bestand darin, daß alle Personennamen und Toponyme ausgestrichen und folglich nicht berücksichtigt wurden. Dieser Eingriff erklärt sich aus dem Wunsch, möglichst nur „typisch altrussische“ Silben zu erfassen. Dieses Ziel hätte sich nicht erreichen lassen, wenn nicht Namen hebräischen oder griechischen Ursprungs ausgeschlossen worden wären; vgl. z. B. den Namen Иоанъ mit seiner im Altrussischen „unmöglichen“ Folge von drei Vokalen.

Insgesamt ergibt sich also, daß nicht das reale Ostromir-Evangelium untersucht wurde, sondern ein gewissermaßen idealisierter Text, wo sich ь und ъ stets an „ihrem“ Ort befinden und es keine „unmöglichen“ Phonemkombinationen gibt.

Die Ermittlung der Phonemanzahl pro Taktgruppe läuft nicht auf eine mechanische Buchstabenzählung hinaus, sondern setzt jedesmal eine phonologische Interpretation der Buchstabenabfolgen voraus; vgl. z. B. и Pers.pron. A. Sg.m. = *jь*; истиньнꙑи = *jьstinьnъjь*; ихъ, имъ = *jichъ, jimъ*; тꙑи = *tъjь*; посълавъшиимъ = *posъlavъšijimъ*; иде = *jьde*; сръдьцьмь = *sъrdьcьmь* usw.

Nach Erledigung der geschilderten Vorbereitungsarbeiten wurden Silben- und Phonemanzahl sämtlicher Taktgruppen ermittelt. Insgesamt umfaßte unsere Stichprobe 2206 ein-, zwei-, drei-, vier-, fünf-, sechs-, sieben-, acht-, neun- und zehnsilbige Taktgruppen. Die drei neun- und die eine zehnsilbige Taktgruppe wurden nicht berücksichtigt, da diese Zahlen nicht als hinlänglich repräsentativ gelten können. Die Resultate der Auswertung sind in Tabelle 2 zusammengestellt.

Wie vermutet, ist $\bar{y}_2$ größer als $\bar{y}_1$, d. h., es hat den Anschein, daß, wie wir es vermuten, das Altrussische vor dem Jerausfall nicht der einfachen Menzerath-Altmannschen Dynamik folgte. Es ist aber noch zu überprüfen, ob es sich tatsächlich so verhalten hat.

Im zweiten Untersuchungsschritt wurde die gegen Ende des 15. Jahrhunderts in Novgorod entstandene Gennadius-Bibel herangezogen, die den Zustand nach Abschluß des Jerausfalls repräsentiert. Und zwar wurden aus dieser Handschrift, die als Faksimile publiziert vorliegt (*Библия 1499 года*), diejenigen Partien des Neuen Testaments ausgewählt, die den im OE untersuchten entsprechen. So sollte eine möglichst weitgehende Kommensurabilität der beiden Vergleichsgrößen gewährleistet werden. Die Taktgruppeneinteilung und die philologische Vorbereitung des Textes wurden analog zum OE vorgenommen. Insgesamt umfaßt die Stichprobe 2078 ein-, zwei-, drei-, vier-, fünf-, sechs- und siebensilbige Taktgruppen. Unberücksichtigt blieben insgesamt 30 sechs- bzw. siebensilbige Taktgruppen. Die Auswertung führte zu den Werten von Tabelle 3.

Tabelle 2:
Durchschnittliche Silbenlänge der Taktgruppen vor dem Jerausfall (Ostromir-Evangelium)

i	n_i	$\bar{y}_i$
1	74	1.986
2	746	2.075
3	673	2.010
4	422	1.986
5	172	1.959
6	71	1.965
7	27	2.016
8	17	2.074

i: Taktgruppenlänge, gemessen als Anzahl der Silben
n_i: Zahl der i-silbigen Taktgruppen
$\bar{y}_i$: durchschnittliche Silbenlänge der i-silbigen Taktgruppen, gemessen als Anzahl der Phoneme

Tabelle 3:
Durchschnittliche Silbenlänge der Taktgruppen
nach dem Jerausfall (Gennadius-Bibel)

i	n_i	$\bar{y}_i$
1	323	3.164
2	823	2.237
3	546	2.180
4	262	2.123
5	94	2.168

Bereits bei einem ersten, noch nicht mit mathematischen Methoden durchgeführten Vergleich der beiden Tabellen lassen sich einige interessante Feststellungen treffen:

(a) die Anzahl der einsilbigen Taktgruppen ist, wie vermutet, in der Stichprobe aus der Gennadius-Bibel, d. h. nach dem Jerausfall, weit größer als in der entsprechenden Stichprobe aus dem OE;

(b) in der Stichprobe aus der Gennadius-Bibel liegen die $\bar{y}_i$-Werte jedesmal über den entsprechenden Werten, die wir bei der Auswertung der OE-Stichprobe gewonnen haben;

(c) der Trendverlauf ist fast vollkommen monoton.

Prüfen wir nun zuerst unsere in Abschnitt 1. entwickelte Hypothese, wonach als Folge des Jerausfalls die durchschnittliche Silbenlänge zumindest bei einsilbigen Taktgruppen signifikant erhöht wurde. Die Grundidee hierfür lautet wie folgt: Der von uns untersuchte Abschnitt aus dem OE enthält 74 einsilbige Taktgruppen, deren durchschnittliche Silbenlänge 1.986 beträgt. Es handelt sich beim OE um ein Denkmal, das den Sprachzustand vor dem Jerausfall widerspiegelt. Somit stellen die 74 einsilbigen Taktgruppen eine Stichprobe dar, die der Grundgesamtheit aller im betrachteten Sprachzustand geäußerten einsilbigen Taktgruppen entnommen worden ist. Analoges gilt für den von uns untersuchten Abschnitt aus der Gennadius-Bibel, und die 323 einsilbigen Taktgruppen aus diesem Abschnitt stellen eine weitere Stichprobe dar, die diesmal aber den Sprachzustand nach dem Jerausfall widerspiegelt. Mit Hilfe einer statistischen Analyse kann man nun von den beiden Stichproben hinsichtlich der Silbenlänge jeweils einen Schluß auf die Grundgesamtheit ziehen. Wenn sich die beiden Stichproben, statistisch gesehen, auf eine und dieselbe Grundgesamtheit zurückführen lassen, dann läßt sich nicht die Behauptung untermauern, daß die Veränderung der durchschnittlichen Silbenlänge nach dem Jerausfall – in unserem Fall die Erhöhung – signifikant groß sei. Denn der Unterschied zwischen den beiden Stichproben kann gar nicht so groß sein, wenn sie statistisch aus einer und derselben Grundgesamtheit hätten stammen können. Wenn hingegen die Grundgesamtheit, der die Gennadius-Bibel entstammt, statistisch keine Identifizierung mit derjenigen des OE zuläßt, d. h., wenn sich die beiden Stichproben mit hoher Wahrscheinlichkeit nicht auf eine und dieselbe Grundgesamtheit zurückführen lassen, dann haben wir einen statistisch unterstützten Grund für die Annahme, daß die Veränderung – die Erhöhung – der durchschnittlichen Silbenlänge nach dem Jerausfall signifikant groß sei. Denn in dem zuletzt genannten Fall ist der Unterschied der durchschnittlichen Silbenlänge, den die beiden Stichproben zeigen – 1.986 gegenüber 3.164 –, so groß, daß man mit hoher Zuverlässigkeit von zwei verschiedenen Grundgesamtheiten ausgehen kann. In bezug auf unsere Hypothese würde dies bedeuten, daß sich der beobachtete Unterschied nicht als statistisch zulässige, zufällige Schwankung erklären läßt und man statt dessen von einer signifikanten Erhöhung der durchschnittlichen Silbenlänge nach dem Jerausfall ausgehen muß.

Die Zugehörigkeit zweier Stichproben zu einer Grundgesamtheit wollen wir mit Hilfe des *t*-Tests überprüfen.[11] Die Anwendung des

[11] Für den *t*-Test stützen wir uns auf folgenden Satz: „$X_1, \ldots, X_{n_1}, Y_1, \ldots, Y_{n_1}$ *seien unabhängige normalverteilte Zufallsvariable mit der gleichen Varianz* σ^2. *Die* X_j *mögen den Mittelwert* μ_1 *besitzen und die* Y_j *den Mittelwert* μ_2. *Es sei*

$$\bar{X} = \frac{1}{n_1}(X_1 + \ldots + X_{n_1}), \ \bar{Y} = \frac{1}{n_2}(Y_1 + \ldots + Y_{n_2})$$

und weiterhin

$$S_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1}\sum_{j=1}^{n_1}(X_j - \bar{X})^2, \ S_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1}\sum_{j=1}^{n_2}(Y_j - \bar{Y})^2.$$

Dann hat die Zufallsvariable

$$T = \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 - 2)}{n_1 + n_2}} \cdot \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{(n_1 - 1) S_1^2 + (n_2 - 1) S_2^2}}$$

eine t-Verteilung mit $n_1 + n_2 - 2$ *Freiheitsgraden*" (Kreyszig 1968, 223).

Wenn die Varianzen der beiden zu vergleichenden Zufallsvariablen nicht gleich sind – die Gleichheit der Varianzen überprüft man mit Hilfe des sogenannten *F*-Tests (vgl. dazu Kreyszig 1968, 224 ff.) –, wird eine andere Formel herangezogen:

t-Tests für unsere Hypothesenüberprüfung läßt sich wie folgt darstellen: Die in Anmerkung 11 definierte Zufallsvariable T, die man sich als Indikator des Zugehörigkeitsgrades von zwei unabhängigen Stichproben zu einer Grundgesamtheit vorstellen kann, gehorcht der Studentschen t-Verteilung. Die Verteilungsfunktion der t-Verteilung gibt somit für einen beliebigen Wert die Wahrscheinlichkeit an, daß die Variable T höchstens gleich diesem Wert ist, und zwar unter der Annahme, daß zwei Stichproben derselben Grundgesamtheit entstammen. Für unseren Test setzen wir die Signifikanzgrenze als $\alpha = 0.001$ fest, wobei wir, da uns die Erhöhung der durchschnittlichen Silbenlänge interessiert, einen einseitigen t-Test durchführen. Mit anderen Worten, wir setzen unseren kritischen Wert so an, daß T in 99.9% aller Fälle unter diesem Wert liegt. Wenn der Wert für T, den wir aus zwei Stichproben gewinnen, einen größeren Wert als unseren jewei-

$$T = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} \tag{14}$$

(vgl. Ludwig-Mayerhofer 2003; NIST/SEMATECH 7.3.1.).

Bei ungleichen Varianzen wird die Zahl k der Freiheitsgrade der anzuwendenden t-Verteilung durch die Welch-Satterthwaite-Approximation geschätzt, wobei das Ergebnis gegebenenfalls auf die nächstliegende ganze Zahl zu runden ist:

$$k = \frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{1}{n_1-1}\left(\frac{S_1^2}{n_1}\right)^2 + \frac{1}{n_2-1}\left(\frac{S_2^2}{n_2}\right)^2}$$

(vgl. Ludwig-Mayerhofer 2003; NIST/SEMATECH 7.3.1).

Die Wahrscheinlichkeitsdichte $f(z)$ der von W. S. Gosset – unter dem Pseudonym „Student" – eingeführten t-Verteilung weist für alle Freiheitsgrade, die eine positive ganze Zahl sind, eine symmetrisch-glockenförmige Kurve mit dem Mittelpunkt in $z = 0$ auf (vgl. Kreyszig 1968, 161 f.). Sie strebt mit wachsender Anzahl der Freiheitsgrade gegen die Wahrscheinlichkeitsdichte der Normalverteilung mit dem Mittelwert 0 und der Varianz 1 (vgl. Kreyszig 1968, 162). Da die Verteilungsfunktion der t-Verteilung bekannt ist, ist man in der Lage, die Wahrscheinlichkeit zu berechnen, daß z maximal einen bestimmten Wert c annimmt:

$$P(z \le c) = \frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\sqrt{n\pi}\,\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \int_{-\infty}^{c} \frac{du}{\left(1 + \frac{u^2}{n}\right)^{\frac{(n+1)}{2}}}$$

Γ: Gammafunktion
n: Freiheitsgrade

(vgl. Kreyszig 1968, 162). Wegen der für die Entscheidung der Hypothesenablehnung verwendeten t-Verteilung wird das angeführte Verfahren des Mittelwertvergleichs häufig als t-Test bezeichnet.

ligen kritischen Wert aufweist, dann bedeutet dies, daß die Wahrscheinlichkeit eines solchen Falls sehr klein ist, und zwar kleiner als 0.1%. Somit ist in einem solchen Fall die Annahme zu bezweifeln, daß die beiden Stichproben aus derselben Grundgesamtheit stammten, d. h., daß die Mittelwerte ihrer jeweiligen Grundgesamtheiten identisch seien, und eine signifikante Erhöhung des Mittelwertes ist statistisch gesichert.

Im Rahmen unserer Untersuchung wurden zunächst die durchschnittlichen Silbenlängen im OE jeweils mit denjenigen in der Gennadius-Bibel (GB) verglichen. Die Ergebnisse sind in Tabelle 4 dargestellt.

Tabelle 4:
t-Test für den Vergleich der durchschnittlichen Silbenlängen im OE mit denjenigen in der GB

j	T_j	k	P_j
1	*13.341	375	$1.0007 \cdot 10^{-88}$
2	*8.842	1392	$2.8283 \cdot 10^{-19}$
3	*10.271	959	$1.9058 \cdot 10^{-22}$
4	*7.219	405	$8.2378 \cdot 10^{-11}$
5	*6.069	128	$3.4416 \cdot 10^{-7}$
6	*3.004	97	0.0124
7	2.033	30	0.0255

j: Taktgruppenlänge, gemessen als Anzahl der Silben
T_j: T für j-silbige Taktgruppe
k: Freiheitsgrade (zur Berechnung vgl. Anmerkung 11)
P_j: Wahrscheinlichkeit $P(z \geq T_j)$
*: T_j, berechnet nach Formel (14) in Anmerkung 11 auf Grund signifikant unterschiedlicher Varianzen in den verglichenen Stichproben (vgl. im einzelnen Anmerkung 11)

Die Wahrscheinlichkeiten P_j weisen sämtlich sehr niedrige Werte auf, so daß wir für alle besonders häufig vorkommenden Taktgruppen, also nicht nur für die einsilbigen, sondern für die ein- bis fünfsilbigen Taktgruppen, von einem signifikanten Unterschied der jeweiligen durchschnittlichen Silbenlänge ausgehen müssen. Der extrem niedrige P_1-Wert – $1.0007 \cdot 10^{-88}$ – im Vergleich mit den anderen P_j-Werten zeigt jedoch ein besonders starkes Ausmaß des Unterschiedes bei den einsilbigen Taktgruppen, was unserer zu Eingang formulierten Vermutung entspricht.

Um unseren Test etwas vollständiger zu gestalten, wurde auch noch ein Vergleich mit denjenigen Daten durchgeführt, die wir aus dem Original-„Поучение“ sowie aus dem rekonstruierten „Поучение“ – zu den beiden „Поучение“-Versionen vgl. Abschnitt 4.2. – gewonnen haben. Unsere Absicht war es auch hier, zu sehen, ob ein Zusammenhang zwischen der beobachteten Zunahme der durchschnittlichen Silbenlängen und dem Jerausfall besteht. Die Testergebnisse sind in Tabelle 5 zusammengestellt.

Tabelle 5:
t-Test für den Vergleich der durchschnittlichen Silbenlängen des OE, der GB, des Original-„Поучение“ und des rekonstruierten „Поучение“

j	P_j					
	„inhomogen“				„homogen“	
	OE : GB	OE : Orig.-„Поучение“	rek. „Поучение“: GB	rek. „Поучение“: Orig.-„Поучение“	GB: Orig.-„Поучение“	OE : rek. „Поучение“
1	˙$1.0007\cdot10^{-88}$	˙$1.9174\cdot10^{-33}$	˙$2.3605\cdot10^{-87}$	˙$7.4318\cdot10^{-33}$	0.4668	˙0.3206
2	˙$2.8283\cdot10^{-19}$	˙$1.9649\cdot10^{-28}$	˙$1.2656\cdot10^{-11}$	˙$1.1984\cdot10^{-21}$	˙$6.5481\cdot10^{-6}$	0.5952
3	˙$1.9058\cdot10^{-22}$	˙$5.2842\cdot10^{-25}$	˙$9.8156\cdot10^{-7}$	˙$2.8326\cdot10^{-10}$	0.0464	$3.9644\cdot10^{-7}$
4	˙$8.2378\cdot10^{-11}$	˙$1.5696\cdot10^{-16}$	˙$5.5814\cdot10^{-5}$	˙$1.9428\cdot10^{-8}$	0.2082	0.0014
5	˙$3.4416\cdot10^{-7}$	$6.8191\cdot10^{-10}$	˙$3.0234\cdot10^{-4}$	˙$1.3929\cdot10^{-4}$	0.5111	$3.6862\cdot10^{-4}$
6	˙0.0124	0.0012	˙0.1563	0.0928	˙0.9518	0.0062
7	0.0255	0.0900	0.0291	0.0740	0.9518	0.9102
8	–	–	–	–	–	0.9389
9	–	–	–	–	–	˙1.0000

Erläuterung: Als „inhomogen“ bezeichnen wir ein Textpaar, dessen erster Text aus der Zeit vor dem Jerausfall stammt und dessen zweiter Text nach dem Jerausfall entstanden ist. Bei einem „homogenen“ Textpaar stammen beide Texte aus jeweils derselben Epoche.

Da wir bei den „homogenen“ Textpaaren – für eine Erläuterung dieses Begriffs siehe Tabelle 5 – keine Grundlage für die Vermutung haben, daß in jeweils einem der miteinander verglichenen Texte die durchschnittliche Silbenlänge höher bzw. niedriger als in dem anderen ausfallen sollte, haben wir für sie einen zweiseitigen Test durchgeführt, d. h., wir haben einfach die Signifikanz der Differenz getestet.

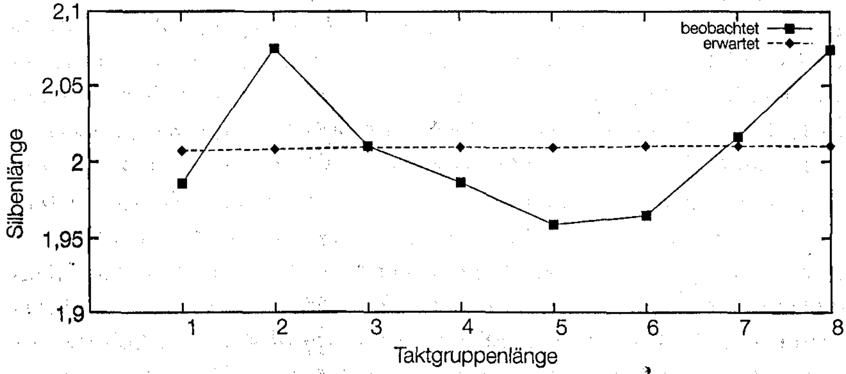
Der durchgehend steile Anstieg der P_j-Werte, die sich beim Vergleich der hinsichtlich des Jerausfalls „homogenen“ Texte ergeben haben, gegenüber den P_j-Werten der „inhomogenen“ Vergleiche – dieser Anstieg ist vor allem bei den häufig vorkommenden Taktgruppen ganz deutlich zu sehen – bekräftigt offenbar nochmals unsere Vermutung, daß der Jerausfall zu einer signifikanten Erhöhung der durchschnittlichen Silbenlänge in Taktgruppen geführt hat.

Im nächsten Schritt wurde für beide Stichproben die Vermutung überprüft, daß sich die empirischen Daten mit Hilfe des Menzerath-Altmannschen Gesetzes modellieren lassen, so wie sich dieses Gesetz in Formel (4) darstellt. Die Resultate der Anpassung der Kurve (4) an die Daten von Tabelle 2 sind in der dritten Spalte von Tabelle 6 zu sehen. Dabei bezeichnen die Werte Y_i (4) die aufgrund der angegebenen Parameterabschätzung theoretisch erwarteten durchschnittlichen Silbenlängen.

Tabelle 6:
Modellierung der Daten von Tabelle 2 mit Hilfe des MA-Gesetzes

i	$\bar{y}_i$	Y_i (4)
1	1.986	2.007
2	2.075	2.008
3	2.010	2.009
4	1.986	2.009
5	1.959	2.009
6	1.965	2.010
7	2.016	2.010
8	2.074	2.010
		$K = 2.0071$
		$b = 0.0007$
		$D = 0.0004$

Abbildung 1: Diagramm zu Tabelle 6



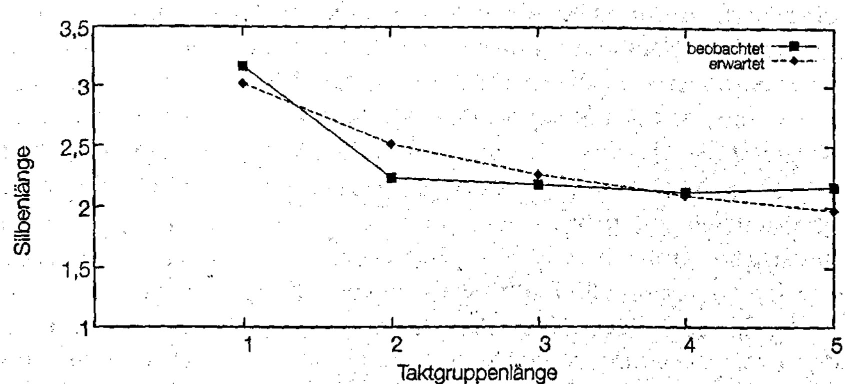
Die Güte der Anpassung wurde mit Hilfe des Determinationskoeffizienten gemessen, dessen Werte in das Intervall <0; 1> fallen. In unserem Fall nimmt dieser Koeffizient einen sehr niedrigen Wert an – D = 0.0004 –, was unsere in Abschnitt 1. dargelegte Hypothese bekräftigt, daß die Verteilung der durchschnittlichen Silbenlängen der Taktgruppen im Altrussischen vor dem Jerausfall nicht dem MA-Gesetz gehorchte.

Die Resultate der Anpassung der Kurve (4) an die Daten von Tabelle 3 sind in der dritten Spalte von Tabelle 7 zu finden.

Tabelle 7:
Modellierung der Daten von Tabelle 3 mit Hilfe des MA-Gesetzes

i	$\bar{y}_i$	Y_i (4)
1	3.164	3.016
2	2.237	2.514
3	2.180	2.261
4	2.123	2.096
5	2.168	1.977
		K = 3.0157
		b = -0.2623
		D = 0.8184

Abbildung 2: Diagramm zu Tabelle 7



Wie der Wert des Determinationskoeffizienten – $D = 0.8184$ – zeigt, haben wir diesmal eine zufriedenstellende Anpassung erhalten, d. h., es ist unsere Hypothese bestätigt worden, derzufolge durch den Jerausfall im Altrussischen das MA-Gesetz – wieder? – weitgehend „in Kraft“ gesetzt wurde.

4.2. Vergleich des „Поучение Владимира Мономаха“ mit seiner rekonstruierten Archaisierung

Die Untersuchung einer Textstichprobe aus dem OE und der dieser Stichprobe entsprechenden Abschnitte aus der Gennadius-Bibel hat also eine erste Bestätigung unserer Hypothesen über das Verhältnis von Taktgruppen- und Silbenlänge erbracht. Selbstverständlich ist eine Verbreiterung der empirischen Grundlage unserer Untersuchung notwendig. Um dieses Ziel zu erreichen, wurde folgendes Experiment ins Werk gesetzt. Um herauszufinden, welche Auswirkung der Jerausfall auf das Verhältnis von Taktgruppen- und Silbenlänge gehabt hat, wäre es besonders günstig, wenn wir zwei Texte aus der Zeit vor dem Jerausfall bzw. aus der Zeit danach zur Verfügung hätten, die einander vollkommen entsprächen, abgesehen vom Vorhandensein bzw. vom Fehlen/der Vokalisierung der Jers. Da es derartige Textzwillinge nicht gibt, wurde ein solches Textpaar experimentell hergestellt. Ausgangspunkt unseres Experiments war das berühmte, in der Zeit nach dem Jerausfall entstandene „Поучение“ des Kiever Großfürsten Vladimir Monomach (reg. 1113–1125). Dieser Text hat u. a. den Vorzug, daß er die schriftliche Fixierung einer – natürlich fingierten und stilisierten – mündlichen Rede ist und uns daher einen annähernden Einblick in die gesprochene Sprache seiner Entstehungszeit ermöglicht.

Das Experiment bestand nun darin, daß überall dort, wo ein verstummtes ъ bzw. ь auf der graphematischen Ebene keine Spur hinterlassen hat, es nach Maßgabe der Etymologie restituiert wurde. Eine derartige Restitution erübrigte sich in den Fällen, in denen die Grapheme ъ bzw. ь noch vorhanden waren, ohne freilich die ihnen ursprünglich entsprechenden Phoneme zu repräsentieren. Um die künstliche Archaisierung des „Поучение" noch weiter zu treiben, wurden weiterhin alle Lautkontraktionen rückgängig gemacht.

Um das geschilderte Vorgehen zu veranschaulichen, betrachten wir den Anfang des „Поучение" in der Ausgabe der „Библиотека литературы Древней Руси XI–XII века" (Bd. I, S. 456; zu den Problemen dieser Edition vgl. Gippius 2003, 62).

> Азъ худый дѣдомъ своимъ Ярославомъ, благословленымъ, славнымъ, *нареченый* въ крещении Василий, русьскымь именемь Володимиръ,* отцемь възлюбленымь и матерью своею Мьномахы... и хрестьяных людий дѣля, колико бо сблюдъ по милости своей и по отни молитвѣ от всѣх бѣдъ! Сѣдя на санех,* помыслих в души своей и похвалих Бога, иже мя сихъ дневъ грѣшнаго допровади. Да дѣти мои, или инъ кто,* слышавъ сю грамотицю, не посмѣйтеся, но *емуже люба* дѣтий моихъ, а приметь е в сердце свое, и не лѣнитися начнеть, такоже и тружатися.

Nach Restituierung aller auch graphisch nicht mehr repräsentierten Jers und Einfügung der Taktgruppengrenzen ergab sich die folgende Version dieses Textabschnitts, die den Sprachzustand lange vor dem Einsetzen des Jerausfalls repräsentiert.

> | Азъ | худъјь | дѣдомь | својимь | Ярославомь, | благословленыјимь, | славьныјимь, | нареченъјь | въ крьщенији | Василијь, | русьскыјимь | јьменьмь | Владимиръ, | отьцемь | възлюбленыјимь | и материю | своею | Мьномахы ... | и хрьстьяныјихъ | людьјь | дѣля, | колико бо | съблюдъ | по милости | своеји | и по отьни | молитвѣ | отъ вьсѣхъ | бѣдъ! | Сѣдя | на санѣхъ, | помыслихъ | въ души | своеји | и похвалихъ | Бога, | јьже мя | сихъ | дьнъ | грѣшьнаего | допровади. | Да дѣти | моји, | или | јьнъ | къто, | слышавъ | сью | грамотицю, | не посмѣјите ся, | нъ емуже | люба | дѣтъјь | мојихъ, | а приметъ е | въ срьдьце | свое, | и не лѣнити ся | начьнетъ, | такоже | и тружати ся. |

Im Hinblick auf die Auswertung des Original-„Поучение“ wurden im Text sämtliche ъ- und ь-Buchstaben getilgt, die in der Position von verstummten ъ bzw. ь stehen. In den wenigen Fällen, in denen diese Buchstaben anstelle von vokalisierten Jers stehen, wurde der entsprechende Vokalbuchstaben eingefügt; vgl.:

Аз | худый | дѣдом | своим | Ярославом, | благословленым, | славным, | *нареченый* | в крещении | Василий, | рускым | именем | Володимир,* | отцем | возлюбленым | и матерью | своею | Мьномахы... | и хрестьяных | людий | дѣля, | колико бо | сблюд | по милости | своей | и по отни | молитвѣ | от всѣх | бѣд! | Сѣдя | на санех,* | помыслих | в души | своей | и похвалих | Бога, | иже мя | сих | днев | грѣшнаго | допровади. | Да дѣти | мои, | или | ин | кто,* | слышав | сю | грамотицю, | не посмѣйтеся, | но *ему*же | *люба* | дѣтий | моих, | а примет е | в сердце | свое, | и не лѣнитися | начнет, | такоже | и тружатися. |

Die derart präparierten Texte wurden nach dem Schema ausgewertet, das wir beim OE kennengelernt haben. Die beiden Texte enthalten jeweils 1336 Taktgruppen. Die Daten des archaisierten „Поучение“ sind in Tabelle 8, diejenigen des Original-„Поучение“ in Tabelle 9 zusammengestellt.

Tabelle 8:
Durchschnittliche Silbenlänge der Taktgruppen
des künstlich archaisierten „Поучение“ und
Modellierung dieser Daten mit Hilfe des MA-Gesetzes

i	$\hat{y}_i$	Y_i (4)
1	2.000	2.062
2	2.085	2.048
3	2.089	2.039
4	2.040	2.033
5	2.033	2.029
6	2.065	2.025
7	2.009	2.022
8	2.083	2.019
9	1.889	2.016
		$K =$ 2.0623
		$b =$ -0,0103
		$D =$ 0,0582

Der Anpassungstest für das künstlich archaisierte „Поучение" ergab ein $D = 0.0582$, d. h., die Proportion der erklärten Varianz beträgt lediglich 5.82%. Damit ist gezeigt, daß auch in diesem Text die Verteilung der durchschnittlichen Silbenlängen der Taktgruppen nicht dem MA-Gesetz gehorcht.

Tabelle 9:
Durchschnittliche Silbenlänge der Taktgruppen des Original-„Поучение" und Modellierung dieser Daten mit Hilfe des MA-Gesetzes

i	$\bar{y}_i$	Y_i (4)
1	3.224	3.009
2	2.361	2.606
3	2.227	2.395
4	2.165	2.256
5	2.139	2.154
6	2.135	2.074
7	2.214	2.009
8	2.000	1.954
		$K =$ 3.0090
		$b =$ -0.2077
		$D =$ 0.8144

Der Anpassungstest für das Original-„Поучение" aus der Zeit nach dem Jerausfall erbrachte ein $D = 0.8144$, d. h., jetzt beträgt die Proportion der erklärten Varianz 81.44%, welcher Wert demjenigen der Gennadius-Bibel sehr nahekommt. Vergleichen wir die durchschnittliche Silbenlänge der einsilbigen Taktgruppen in den beiden Versionen des „Поучение", so bestätigt sich auch hier unsere Hypothese, wonach als Folge des Jerausfalls eine signifikante Erhöhung eingetreten ist. Insgesamt hat unser Experiment mit dem „Поучение Владимира Мономаха" zu einer weiteren Bekräftigung unserer beiden Hypothesen geführt.

4.3. Untersuchung von zwei mittelrussischen Texten

Wenn man bedenkt, daß der Jerausfall in keiner einzigen slavischen Sprache jemals rückgängig gemacht worden ist, ergibt sich die Vermutung, daß auch das MA-Gesetz seitdem nicht außer Kraft gesetzt worden ist. In diesem Abschnitt soll es darum gehen, diese Vermutung zunächst für die mittelrussische Periode stichprobenartig zu überprüfen. Hierzu wurden zwei Texte ausgewertet. Bei dem ersten handelt es sich um 12 Seiten (fol. 2v–8) aus einer im 17. Jh. hergestellten, als Faksimile vorliegenden Kopie (Dianova 1980) des „Сказание о Мамаевом побоище", das gegen Ende des 14. Jhs. entstanden ist. Dieser Textabschnitt umfaßt 679 Taktgruppen. Die Resultate der Auswertung dieses Textes und die Modellierung der empirischen Daten mit Hilfe von Formel (4) zeigt Tabelle 10.

Wie der Wert des Determinationskoeffizienten – $D = 0.8847$ – zeigt, wird durch die Analyse des „Сказание о Мамаевом побоище" das Bild, das wir durch die Untersuchung der Sprache der Gennadius-Bibel und derjenigen des „Поучение Владимира Мономаха" gewonnen haben, bestens bestätigt. Zu einem ganz ähnlichen Ergebnis führt uns die Untersuchung der ersten 4 Seiten mit insgesamt 954 Taktgruppen aus dem „Сказание о Флорентийском соборе", das im 15. Jh. niedergeschrieben worden ist (vgl. die Ausgabe von A. Malinin; Malinin 1901, 76–69). Der Determinationskoeffizient nimmt hier den unsere Hypothese stützenden Wert $D = 0.9065$ an.

Tabelle 10:
Durchschnittliche Silbenlänge der Taktgruppen im „Сказание о Мамаевом побоище" und Modellierung dieser Daten mit Hilfe des MA-Gesetzes

i	$\bar{y}_i$	Y_i (4)
1	3.250	3.131
2	2.371	2.607
3	2.275	2.343
4	2.266	2.171
5	2.143	2.047
		$K = 3.1310$
		$b = -0.2640$
		$D = 0.8847$

Tabelle 11:
Durchschnittliche Silbenlänge der Taktgruppen im „Сказание о Флорентийском соборе“ und Modellierung dieser Daten mit Hilfe des MA-Gesetzes

i	$\bar{y}_i$	Y_i (4)
1	3.563	3.378
2	2.445	2.715
3	2.201	2.389
4	2.174	2.182
5	2.119	2.034
6	2.060	1.920
7	1.905	1.829
		$K =$ 3.3784
		$b =$ -0.3153
		$D =$ 0.9065

4.4. Untersuchung neuzeitlicher Texte

Bisher haben wir lediglich Texte aus der alt- und der mittelrussischen Periode untersucht. Zum Abschluß unserer Beschäftigung mit dem Russischen wollen wir uns jetzt noch der Frage nach dem Status des MA-Gesetzes in der neuzeitlichen russischen Sprache zuwenden. Um sie zu beantworten, wurden zwei weitere Texte ausgewertet, deren Umfang den der bislang manuell analysierten Texte nicht unbeträchtlich überschreitet, was die Aussagekraft unserer Ergebnisse bedeutsam erhöht. Möglich wurde diese Ausweitung unserer Analyse durch die Entwicklung eines Computerprogramms, das in elektronischer Form, und zwar in kyrillischer Kodierung, vorliegende russische Texte phonologisch interpretiert und sämtliche Zählungen, Berechnungen sowie die Modellierung der empirischen Daten mit Hilfe des MA-Gesetzes durchführt. Lediglich die Festlegung der Taktgruppengrenzen muß manuell durchgeführt werden.

Als erstes untersuchen wir einen Text aus dem Bereich der wissenschaftlichen Prosa, einen Text, der den wissenschaftlichen Stil der russischen Literatursprache des 19. Jhs. repräsentiert. Und zwar handelt es sich hierbei um das erste Kapitel aus V. O. Ključevskijs „Курс русской истории“ aus dem Jahre 1904. Dieses Kapitel umfaßt insgesamt 3909 Taktgruppen. Die beobachteten Stichprobenwerte und ihre Modellierung mit Hilfe von Formel (4) zeigt Tabelle 12. Wie der

Wert des Determinationskoeffizienten – $D = 0.9658$ – erweist, ergibt sich ein hoher Grad von Übereinstimmung mit den Voraussagen der MA-Hypothese.

Tabelle 12:
Durchschnittliche Silbenlänge der Taktgruppen im „Курс русской истории" und Modellierung dieser Daten mit Hilfe des MA-Gesetzes

i	$\bar{y}_i$	Y_i (4)
1	3.018	2.939
2	2.541	2.636
3	2.455	2.473
4	2.331	2.363
5	2.270	2.282
6	2.188	2.217
7	2.194	2.164
8	2.151	2.119
9	2.130	2.080
		$K =$ 2.9395
		$b =$ -0.1573
		$D =$ 0.9658

Der nächste von uns untersuchte Text stellt gewissermaßen den Gegenpol zu dem Ključevskij-Kapitel dar. Er ist die schriftliche Fixierung der dialektalen Rede einer 1915 geborenen kosackischen Bäuerin aus dem Volgograder Gebiet (Волгоградская область, Нехаевский район, станица Тишанская), die im August 1999 von L. L. Kasatkin und Chr. Sappok aufgenommen wurde. Der Text wurde uns freundlicherweise von den beiden genannten Dialektologen zur Auswertung für unsere Zwecke überlassen (vgl. die Teilpublikation in *Континент* 119, 2004, 167–186). Zur Veranschaulichung möge folgender Textabschnitt dienen:

Ну потом | начала | кулачества. | Отца | раскулачили, | осудили. | С попом | дружил. | А сейчас | сколько | их | там | в Москве, | а? | И | их | кормить | надо. | Крясты | вот | такие | вот | до самых | колен. | А почаму же | раньше | отца | осудили | за попа? | Год | дали | тюрьмы, | враг | народа | был. | Это | було | тут | иде-й-то ли | в тридцать | третьем, | втором, | вот | тут | вот | иде-й-то. |

Die beobachteten Stichprobenwerte und ihre Modellierung mit Hilfe von Formel (4) zeigt Tabelle 13: Auch hier erhalten wir einen D-Wert – $D = 0.8475$ –, der einen hohen Grad von Übereinstimmung mit den Vorhersagen der MA-Hypothese bezeugt.

Tabelle 13:
Durchschnittliche Silbenlänge der Taktgruppen in einem Dialekttext und Modellierung dieser Daten mit Hilfe des MA-Gesetzes

i	$\bar{y}_i$	Y_i (4)
1	2.715	2.623
2	2.260	2.397
3	2.225	2.274
4	2.185	2.191
5	2.169	2.129
6	2.142	2.079
		$K =$ 2.6230
		$b =$ -0.1298
		$D =$ 0.8475

Zusätzlich zu dem gerade geschilderten Experiment wurde eine Auswertung derselben Texte durchgeführt, bei der nicht die Taktgruppe, sondern die graphische, d. h. durch jeweils zwei Leerstellen markierte Wortform die grundlegende Einheit bildete. Die Modellierung der hierbei gewonnenen Daten ergab einen „ungünstigen" D-Wert – für den Ključevskij-Text $D = 0.2141$ und für den Dialekttext $D = 0.5949$ –, worin eine indirekte Bestätigung für unsere Entscheidung zu sehen ist, von der Taktgruppe als Grundeinheit unserer Analyse auszugehen.

5. Modellierung des Verlaufs des Jerausfalls mit Hilfe des Piotrowski-Gesetzes

In unseren bisherigen Darlegungen haben wir eine ganze Reihe von Bekräftigungen für unsere Vermutung gefunden, wonach durch den Jerausfall im Russischen das Verhältnis zwischen der als Silbenanzahl gemessenen Taktgruppenlänge und der als Phonemanzahl gemessenen durchschnittlichen Silbenlänge in eine Form gebracht worden ist, die mit Hilfe der MA-Hypothese modelliert werden kann. Dabei galt unsere Aufmerksamkeit bisher ausschließlich dem Ausgangspunkt – nämlich dem Zustand vor dem Jerausfall – und dem Endpunkt dieses Sprachwandels, wohingegen die Form des Verlaufs dieses Wandels unbeachtet blieb. Es ist aber wünschenswert, auch die Gesetzmäßigkeit zu bestimmen, der der Verlauf des Jerwandels unterworfen gewesen ist. Um dieses Ziel zu erreichen, sind wiederum zwei Voraussetzungen erforderlich: (a) Erstens müssen wir über eine testbare Hypothese über den zeitlichen Verlauf umfassender, „großer" Sprachwandelprozesse verfügen, wie es der Jerausfall zweifellos gewesen ist. (b) Sodann müssen wir empirische Daten zur Verfügung haben, mit deren Hilfe eine solche Hypothese im Hinblick auf den uns interessierenden Spezialfall überprüft werden kann.

Was die erste Voraussetzung betrifft, so werden wir mit dem sogenannten Piotrowski-Gesetz operieren. Dieses Gesetz, das sich bereits in zahlreichen Arbeiten zur Modellierung von Sprachwandelprozessen auf verschiedenen Ebenen bewährt hat, soll im nächsten Abschnitt zunächst in einer z. T. neuartigen Weise mathematisch abgeleitet werden. Anschließend, in Abschnitt 5.2., soll dann auf der Grundlage der uns zur Verfügung stehenden empirischen Daten ansatzweise überprüft werden, ob sich auch der Verlauf des Jerausfalls mit Hilfe des Piotrowski-Gesetzes modellieren läßt.

5.1. Zur mathematischen Begründung des Piotrowski-Gesetzes

Eine vormathematische Darlegung von Vorstellungen über den Verlauf von Sprachwandel, wie sie bei der Ableitung des Piotrowski-Gesetzes eine heuristische Rolle gespielt haben, findet man in einer ganzen Reihe von linguistischen Arbeiten, so bereits 1965 bei Ch. Osgood und Th. Sebeok: „The process of change in the community would most probably be represented by an S-curve. The rate of change would probably be slow at first, appearing in the speech of innovators, or more likely young children; become relatively rapid as these young people become the agents of differential reinforcement; and taper off as fewer and fewer older and more marginal individuals remain to continue the old forms" (Osgood; Sebeok 1965, 155). In J. Aitchisons Buch „Language Change: Process or Decay?" aus dem Jahre 1994 finden ähnliche Vorstellungen folgenden Ausdruck: „Any change tends to start in a small way, affecting a few common words. At first, there is fluctuation between the new forms and the old, within the same speaker, and sometimes within the same style of speech. Gradually the new forms oust the old. When the innovation has spread to a certain number of words, the change appears to take off, and spreads rapidly in a relatively short time-span. After a period of momentum, it is likely to slacken off, and the residue is cleared slowly, if at all. The slow beginning, rapid acceleration, then slow final stages can be diagrammed as an S-curve, which represents the profile of a typical change. [...] A change affects a few words first, then a vast number in quick succession, then the final few" (Aitchison 1994, 87 f.; vgl. auch Best 2001, 102; Leopold 1998, 99–137).

Auf der Grundlage von eher heuristischen Überlegungen in einer Arbeit von A. A. Piotrovskaja und R. G. Piotrovskij (Piotrovskaja, Piotrovskij 1974) haben G. Altmann, H. v. Buttlar, W. Rott und U. Strauß im Jahre 1983 eine mathematisch fundierte quantitative Modellierung des geschilderten S-förmigen Verlaufs von Sprachwandelprozessen vorgeschlagen, die sich seither, wie erwähnt, in zahlreichen Arbeiten empirisch sehr gut bewährt hat (vgl. die Arbeiten in Best, Kohlhase (eds.) 1983, insbesondere Altmann 1983 für weiterführende mathematische Überlegungen und Verallgemeinerungen). Diese quantitative Modellierung wird in der vorliegenden Arbeit, allgemeiner Praxis folgend, als Piotrowski-Gesetz bezeichnet. Altmann, v. Buttlar, Rott und Strauß verwenden zur Begründung des Piotrowski-Gesetzes ein abstraktes Interaktionsmodell, das in vergleichbarer Form auch z. B. in der Epidemiologie zur Anwendung kommt. Dieses Modell soll im folgenden, anders als in der genannten Arbeit der vier Autoren, seinerseits aus einem zugrundeliegenden stochastischen Modell abgeleitet werden. Auch soll erneut in einiger Ausführlichkeit die mathematische Lösung der dabei gewonnenen Differentialgleichung dargelegt werden.

Wir beschreiben Sprachwandelvorgänge in Analogie zu dem Prozeß der Ausbreitung einer ansteckenden Erkrankung als Ausbreitung einer Eigenschaft E in einer Population P von n Individuen. Der Zahl der Individuen von P, die zu einem Zeitpunkt t die Eigenschaft E aufweisen, werde mit $e(t)$ bezeichnet, der Anteil $e(t)/n$ der Individuen mit der Eigenschaft E an der Gesamtpopulation mit $p(t)$. Wir nehmen an, daß sich die Eigenschaft E durch bestimmte Interaktionen – im Falle einer Krankheit: durch hinreichend enge und daher potentiell infektiöse Kontakte – zwischen je zwei Individuen aus P ausbreitet. Nehmen wir an, daß es in P im Verlaufe einer Zeiteinheit durchschnittlich zu b solchen Interaktionen kommt, also im Mittel zu $b \cdot \Delta t$

Interaktionen in einem Zeitraum Δt. In unserem stochastischen Modell sei weiterhin angenommen, daß zu jedem Zeitpunkt alle denkbaren Interaktionspaare gleichwahrscheinlich sind. Eine Interaktion zwischen zwei Individuen wird, so nehmen wir an, genau dann zur Ausbreitung der Eigenschaft E führen, wenn eines dieser beiden Individuen bereits die Eigenschaft E aufweist, das andere jedoch noch nicht. Zu einem gegebenen Zeitpunkt t ist die Wahrscheinlichkeit, daß ein zufällig ausgewähltes Individuum aus P bereits die Eigenschaft E aufweist, offenbar gleich $p(t)$. Bei einer Interaktion zwischen zwei zufällig ausgewählten Individuen A und B kommt es zu einer Ausbreitung von E entweder dann, wenn A bereits E hat, B jedoch noch nicht; oder aber dann, wenn B, jedoch nicht A, E aufweist. Die Wahrscheinlichkeit beider Fälle beträgt offenbar $p(t) \cdot (1 - p(t))$. Daher ist die Wahrscheinlichkeit einer Ausbreitung von E zum Zeitpunkt t im Rahmen einer Interaktion zweier zufällig ausgewählter Mitglieder von P gleich $2 \cdot p(t) \cdot (1 - p(t))$.

Von diesem probabilistischen Modell ausgehend, gelangen wir nun auf folgendem Wege zum Piotrowski-Gesetz, das die Ausbreitung von E auf nichtprobabilistische Weise durch einen funktionalen Zusammenhang zwischen t und $p(t)$ beschreibt. In einem Zeitraum Δt kommt es, wie bereits gesagt, im Durchschnitt zu $b \cdot \Delta t$ Interaktionen zwischen je zwei zufällig ausgewählten Individuen. Wählen wir Δt hinreichend klein, dann können wir davon ausgehen, daß sich in diesem Zeitraum der Anteil $p(t)$ der Individuen mit der Eigenschaft E nur unwesentlich ändert. Nach unseren obigen Überlegungen kann dann die Wahrscheinlichkeit, daß eine einzelne Interaktion in diesem Zeitraum zu einer Ausbreitung von E, d. h. zu einem Zuwachs von $e(t)$ um 1, führt, invariant als $2 \cdot p(t_0) \cdot (1 - p(t_0))$ angesetzt werden, wobei mit t_0 ein beliebiger Zeitpunkt im Intervall Δt bezeichnet sei. Bei durchschnittlich $b \cdot \Delta t$ Interaktionen führt dies durchschnittlich zu einer Zahl von $b \cdot \Delta t \cdot 2 \cdot p(t) \cdot (1 - p(t))$ Individuen, die E im Zeitraum Δt erwerben. Der durchschnittliche Zuwachs $\Delta p(t)$ von $p(t)$ im Zeitraum Δt beträgt daher $1/n \cdot b \cdot \Delta t \cdot 2 \cdot p(t) \cdot (1 - p(t))$. Definiert man eine Konstante k mit $k := 2b/n$, so erhält man, daß für kleine Δt gilt:

$$\Delta p(t) = \Delta t \cdot k \cdot p(t) \cdot (1 - p(t)) . \tag{5}$$

Gleichung (5) wird um so genauer gelten, je kleiner Δt ist; lassen wir Δt gegen 0 laufen, so können wir in (5) die Differenzen durch die entsprechenden Differentiale ersetzen und erhalten die für das Piotrowski-Gesetz charakteristische Differentialgleichung

(6) $$\frac{d}{dt}p(t) = p'(t) = k \cdot p(t) \cdot \left(1 - p(t)\right).$$

Das weitere Vorgehen zur Bestimmung der Lösungen von (6) entspricht dem oben für das Menzerath-Altmannsche Gesetz Vorgeführten. Wir formen (6) um zu

(7) $$\frac{p'(t)}{p(t) \cdot \left(1 - p(t)\right)} = k$$

und integrieren auf beiden Seiten von einem beliebigen konstanten x_0 bis x:

(8)
$$\int_{x_0}^{x} dt \cdot \frac{p'(t)}{p(t)\left(1 - p(t)\right)} = \ln\left(\frac{p(x)}{1 - p(x)}\right) - \ln\left(\frac{p(x_0)}{1 - p(x_0)}\right) = \int_{x_0}^{x} dt \cdot k = kx - kx_0.$$

In diesem Schritt haben wir zur Integration der linken Seite von (7) erneut die Ableitungsregel für den Logarithmus samt Kettenregel und Quotientenregel ausgenutzt. Es gilt nämlich:

$$\left[\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)\right]' = \frac{1}{\frac{p}{1-p}} \cdot \frac{p' \cdot (1-p) - p \cdot (-p')}{(1-p)^2} = \frac{(1-p)\left(p' - p'p + p'p\right)}{p\,(1-p)^2} = \frac{p'}{p\,(1-p)}.$$

Wenn wir in (8) die nur von x_0 abhängigen und daher konstanten Terme zu einer Konstanten C auf der rechten Seite zusammenfassen und auf beiden Seiten die Exponentialfunktion nehmen, erhalten wir

$$\begin{aligned}\tfrac{p(x)}{1-p(x)} = e^{kx}e^{C} \quad &\Leftrightarrow \quad p(x) + p(x)\,e^{kx}e^{C} = e^{kx}e^{C} \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow \quad p(x)\left(1 + e^{kx}e^{C}\right) = e^{kx}e^{C} \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow \quad p(x) = \frac{e^{kx}e^{C}}{1 + e^{kx}e^{C}}.\end{aligned}$$

Erweitern wir nun den Bruch ganz rechts um $e^{-kx}e^{-C}$ und ersetzen anschließend die Konstante e^{-C} durch das Symbol a, so ergibt sich schließlich als potentielle Lösungsschar für (6):

(9) $$p(x) = \frac{1}{1 + ae^{-kx}}.$$

Daß sämtliche Funktionen der Form (9) tatsächlich Lösungen von (6) sind, erweist sich durch direktes Ausrechnen:

$$p'(x) = -\frac{-ake^{-kx}}{\left(1 + ae^{-kx}\right)^2} = k \cdot \frac{1}{1 + ae^{-kx}} \cdot \frac{ae^{-kx}}{1 + ae^{-kx}} = kp(x)\left(1 - p(x)\right).$$[12]

[12] Auch hier, ähnlich wie in Anmerkung 8, ist zu zeigen, daß mit dem gefundenen Ausdruck (9) sämtliche Lösungen der Differentialgleichung gegeben sind. Das

5.2. Anwendung des Piotrowski-Gesetzes auf die Modellierung des Verlaufs des Jerausfalls im Altrussischen

Nach der Ableitung des Piotrowski-Gesetzes wollen wir nunmehr wenigstens im Ansatz die Hypothese überprüfen, daß sich mit diesem Gesetz auch der Verlauf des Jerausfalls im Altrussischen modellieren läßt (vgl. hierzu bereits Lehfeldt, Altmann 2003). Soweit uns bekannt, sind empirische Daten, wie sie hierfür erforderlich sind, bisher lediglich bei der Untersuchung der Sprache der Novgoroder Birkenrinden-

heißt, es ist zu zeigen, daß zwei beliebige Lösungen f und g von (6) zu der Lösungsfamilie $p(t) = 1/(1 + ae^{-kt})$ gehören, sich also nur im Wert des Parameters a unterscheiden. Es ist also zu zeigen, daß es Parameter a_1 und a_2 gibt, so daß

$$f = p_1(t) = \frac{1}{1 + a_1 e^{-kt}} \tag{15}$$

$$g = p_2(t) = \frac{1}{1 + a_2 e^{-kt}}. \tag{16}$$

Es soll das oben vorgestellte Verfahren erneut angewendet werden, um diesen Sachverhalt zu beweisen. Wir definieren dazu zwei Hilfsfunktionen F und G:

$$F(t) = \frac{1}{f(t)} - 1 = \frac{1}{\frac{1}{1+a_1e^{-kt}}} - 1 = 1 + a_1e^{-kt} - 1 = a_1e^{-kt}$$

und entsprechend

$$G(t) = \frac{1}{g(t)} - 1 = a_2e^{-kt}.$$

Es muß daher, wenn (15) und (16) zutreffen,

$$\frac{F(t)}{G(t)} = \frac{\frac{1}{f(t)} - 1}{\frac{1}{g(t)} - 1} = \frac{a_1 \cdot e^{-kt}}{a_2 \cdot e^{-kt}} = const. \tag{17}$$

gelten. Dies läßt sich beweisen, indem man zeigt, daß für die Ableitung des Quotienten aus F und G gilt:

$$\left(\frac{F(t)}{G(t)}\right)' = 0.$$

Letztere Behauptung läßt sich durch einigermaßen umständliches, aber direktes Nachrechnen bestätigen und braucht hier nicht vorgeführt zu werden.

Nun können wir direkt zeigen, daß gilt: Sei $f(t)$ eine beliebige Lösung unserer Differentialgleichung. Dann gibt es ein reelles a, so daß $f(t) = 1/(1 + ae^{-kt})$. Sei nämlich $g(t) := 1/(1 + e^{-kt})$ eine uns bereits bekannte Lösung der Differentialgleichung (6) und F und G bezüglich f und g definiert wie oben. Dann ist wegen (17):

$$\frac{F(t)}{G(t)} = const. = \frac{\frac{1}{f(t)} - 1}{e^{-kt}} \Leftrightarrow f(t) = \frac{1}{1 + const. \cdot e^{-kt}},$$

was zu zeigen war.

texte ermittelt worden, und zwar in einer Arbeit von A. A. Zaliznjak (Janin, Zaliznjak 1993; vgl. auch Zaliznjak 2004, 58–65). Auf Seite 252 dieser Arbeit findet sich eine Tabelle, die den prozentualen Anteil der Beispiele mit Verlust der Grapheme <ъ> und <ь> im Verhältnis zur Gesamtzahl der untersuchten Formen (also sowohl mit Bewahrung wie auch mit Verlust von <ъ> und <ь>) anzeigt, wobei auch die entsprechenden absoluten Zahlen hinzugefügt worden sind.

Bei der Auswertung der Angaben von A. A. Zaliznjak sind zwei Umstände zu berücksichtigen. Die in der Tabelle enthaltenen Zahlen betreffen zwei Positionen, nämlich die Position in einer mittleren und die Position in der Anfangssilbe einer Wortform. Hierbei wird lediglich eine Kerngruppe von Beispielen berücksichtigt, d. h. unberücksichtigt bleiben besondere Positionen, die den Jerausfall entweder verhinderten oder verzögerten. Zu diesen Positionen zählt etwa der Fall, der vorliegt, wenn sich die links bzw. die rechts von einem Jer stehenden Konsonanten hinsichtlich des Merkmals Stimmhaftigkeit/Stimmlosigkeit unterscheiden; vgl. z. B. *Несъда, Жадъке* (vgl. Janin, Zaliznjak 1993, 244, wo auch die übrigen besonderen Positionen spezifiziert werden). Angaben über den Jerausfall am Wortformende sind nicht vorhanden, da in dieser Position das Verstummen der Jers keinen unmittelbaren Niederschlag in der Schrift gefunden hat. Aus diesen Einschränkungen ergibt sich, daß die von A. A. Zaliznjak ermittelten quantitativen Angaben lediglich eine erste und vorläufige Überprüfung der Piotrowski-Hypothese ermöglichen. A. A. Zaliznjak selbst mahnt zur Vorsicht bei der Interpretation seiner Daten. Ungeachtet dieser notwendigen Vorsichtsmaßnahme weist er aber auch darauf hin, daß „diese Umstände dennoch nicht die grundlegenden Schlußfolgerungen zu entwerten vermögen, die sich aus dem Material der Birkenrindentexte ergeben“ (Janin, Zaliznjak 1993, 252; Übersetzung unsere).

Ferner verteilt A. A. Zaliznjak die Daten seiner Kerngruppe von Beispielen auf zwei Untergruppen. Die Daten der ersten Untergruppe stammen aus denjenigen Texten, in denen keine oder fast keine Vermengung von *ъ, ь* mit *о, е* zu beobachten ist, d. h. aus Texten, die das buchsprachliche graphische System belegen. Die Daten der zweiten Untergruppe sind Texten entnommen, in denen *ъ, ь* in der Schrift mit *о, е* vermengt werden, d. h. Texten, die von dem sogenannten alltagssprachlichen graphischen System Zeugnis ablegen. Diese Unterscheidung muß nach A. A. Zaliznjak deshalb getroffen werden, weil die gemäß dem alltagssprachlichen graphischen System geschriebenen

Texte den Jerausfall zuverlässiger widerspiegeln als die der ersten Gruppe (vgl. Janin, Zaliznjak 1993, 255).

A. A. Zaliznjaks Daten aus den Texten des buchsprachlichen graphischen Systems sind in Tabelle 14 enthalten:

Tabelle 14:
A. A. Zaliznjaks Angaben über den Verlauf des Jerausfalls in Birkenrindentexten des buchsprachlichen graphischen Systems

XI. Jh.–1. Viertel XII. Jh.	0%	(0 von 54)
2. Viertel XII. Jh.	28%	(9 von 32)
50er–80er Jahre XII. Jh.	30%	(21 von 70)
90er Jahre XII. Jh.–10er Jahre XIII. Jh.	50%	(11 von 22)
20er–90er Jahre XIII. Jh.	100%	(15 von 15)

Um unsere Hypothese überprüfen zu können, werden diese Angaben zunächst in Tabelle 15 in veränderter Form wiedergegeben.

Im nächsten Schritt transformieren wir die Angaben aus Tabelle 15, um Intervalle zu erhalten, deren Anfang und Ende konventionell durch Jahresangaben bezeichnet sind. So beginnt das erste Intervall mit dem Jahr 1000 und endet mit dem Jahr 1125 usw. Für jedes Intervall bestimmen wir dessen Mitte, weil die Überprüfung unserer Piotrowski-Hypothese die Angabe eines bestimmten Zeitpunkts t voraussetzt, der in unserem Fall jedesmal konventionell das ganze Intervall repräsentiert. Als Ergebnis der beschriebenen Prozeduren erhalten wir Tabelle 16.

Tabelle 15:
A. A. Zaliznjaks Angaben über den Verlauf des Jerausfalls in Birkenrindentexten des buchsprachlichen graphischen Systems (modifizierte Darstellung)

Zeitintervall		ъ und ь in schwacher Position		%
Anfang	Ende	Gesamtzahl	verschwunden	
XI. Jh.	1. Viertel XII. Jh.	54	0	0
2. Viertel XII. Jh.		32	9	28
50er J. XII. Jh.	80er J. XII. Jh.	70	21	30
90er J. XII. Jh.	10er J. XIII. Jh.	22	11	50
20er J. XIII. Jh.	90er J. XIII. Jh.	15	15	100

Tabelle 16:
Resultat der Transformation der Angaben
aus Tabelle 15 (1. Etappe)

Zeitpunkt (Intervallmitte)	ъ und ь in schwacher Position		%
	Gesamtzahl	verschwunden	
1062.5	54	0	0
1137.5	32	9	28
1170.0	70	21	30
1205.0	22	11	50
1260.0	15	15	100

Da die Intervallmitten große Zahlen sind, empfiehlt sich eine Transformation dieser Zahlen, um die Rechenprozedur zu erleichtern. Zu diesem Zweck subtrahieren wir von jedem Zeitpunkt 1000 und dividieren das Ergebnis durch 10, d. h.

$$t = \frac{\text{Zeitpunkt} - 1000}{10} .$$

Auf diese Weise gelangen wir zu den transformierten Zeitpunkten von Tabelle 17.

Nunmehr können wir endlich unsere Hypothese überprüfen, daß sich der Jerausfall im Altrussischen durch das Piotrowski-Gesetz modellieren läßt. Dazu verwenden wir die in Abschnitt 5.1. abgeleitete Formel (9), wobei wir hier lediglich x durch t ersetzen:

$$p(t) = \frac{1}{1 + ae^{-kt}} .$$

Tabelle 17:
Resultat der Transformation der Angaben
aus Tabelle 15 (2. Etappe)

Zeitpunkt t	Anteil der verschwundenen ъ und ь y
6.25	0.00
13.75	0.28
17.00	0.30
20.50	0.50
26.00	1.00

Die Anwendung dieser Formel auf die empirischen Daten von Tabelle 17 führt zu den theoretisch erwarteten Werten in der rechten Spalte von Tabelle 18.

Tabelle 18:
Anwendung von Formel (9) auf die Daten von Tabelle 17

Zeitpunkt t	beobachteter Anteil der verschwundenen ъ und ь	theoretischer Anteil der verschwundenen ъ und ь
6.25	0.00	0.02
13.75	0.28	0.16
17.00	0.30	0.34
20.50	0.50	0.59
26.00	1.00	0.88
	$a = 290.6$, $k = 0.2936$, $D = 0.93$	

Wenn man bedenkt, daß die nur ziemlich ungefähren Zeitrahmen wie auch die Kärglichkeit des empirischen Materials unsere Resultate negativ zu beeinflussen vermögen, ist der durch den Wert des Determinationskoeffizienten – $D = 0.93$ – ausgedrückte hohe Bekräftigungsgrad unserer Hypothese mehr als zufriedenstellend.

Schließlich wollen wir nun noch herausfinden, ob sich unsere Hypothese auch an den Daten bekräftigen läßt, die aus den Birkenrindentexten des alltagssprachlichen graphischen Systems stammen. Die von A. A. Zaliznjak ermittelten Angaben sind in Tabelle 19 zusammengestellt.

Wie der in diesem Fall sehr hohe Wert des Determinationskoeffizienten – $D = 0.9998$ – erkennen läßt, stimmen die beobachteten und die theoretisch erwarteten Werte fast ideal überein. Dieses Ergebnis entspricht sehr gut der bereits erwähnten Ansicht A. A. Zaliznjaks, wonach die gemäß dem alltagssprachlichen graphischen System geschriebenen Birkenrindentexte den Verlauf des Jerausfalls zuverlässiger widerspiegeln als diejenigen des buchsprachlichen graphischen Systems (vgl. Janin, Zaliznjak 1993, 255).

Tabelle 19:
A. A. Zaliznjaks Angaben über den Verlauf des Jerausfalls in Birkenrindentexten des alltagssprachlichen graphischen Systems

XI. Jh.–1. Viertel XII. Jh.	0%	(0 von 2)
2. Viertel XII. Jh.	3%	(2 von 70)
50er–80er Jahre XII. Jh.	9%	(8 von 85)
90er Jahre XII. Jh.–10er Jahre XIII. Jh.	30%	(31 von 105)
20er–90er Jahre XIII. Jh.	83%	(99 von 119)

6. Überprüfung der MA-Hypothese für das Polnische

Da der Jerwandel in der gesamten Slavia stattgefunden hat, liegt die Annahme nahe, daß sich durch das Verstummen von ъ und ь das Menzerath-Altmannsche Gesetz in sämtlichen slavischen Sprachen hat durchsetzen können. Diese Vermutung soll nun noch ansatzweise überprüft werden, indem wir für das Westslavische das Polnische und für das Südslavische das Serbokroatische untersuchen. Diese Untersuchung einer Anzahl von ausgewählten Texten ist natürlich nicht repräsentativ, sie muß um die Analyse weiterer Texte unterschiedlicher Existenzformen- und Gattungszugehörigkeit erweitert werden.

Für das Polnische wurden zwei Texte ausgewertet, und zwar das 1. Kapitel aus Bolesław Prus' Roman „Lalka" sowie ein Abschnitt aus Witold Gombrowicz' „Dziennik (1953–1956)" (S. 12–15). Ebenso wie im Falle des Russischen mußten auch diese Texte zunächst in Taktgruppen eingeteilt werden, wozu die Kenntnis des Inventars der Pro- und der Enklitika erforderlich ist. Zu den Proklitika wurden die Negationspartikel *nie* sowie die einsilbigen Präpositionen wie etwa *nad, pod, ku, u* usw. gerechnet, zu den Enklitika die einsilbigen Personalpronominaformen *mi, ci, cię, go, ją, mu* sowie das Reflexivpronomen *się* (vgl. Dubisz 1996, 125). Zur Illustration der Taktgruppeneinteilung möge folgender Abschnitt aus dem von uns untersuchten Gombrowicz-Text dienen:

Nasi | uczeni | w piśmie | przez to, | że | przeważnie | tylko | polskiem | zajęci, | nie mogli | spełnić | zadania | wyznaczenia | naszej | literaturze | właściwego | miejsca | wśród innych, | znalezienia | światowej | rangi | dla naszych | arcydzieł ... |

Die Resultate der Auswertung der beiden Texte und die Modellierung dieser empirischen Daten mit Hilfe von Formel (4) zeigen die Tabellen 20 bzw. 21.

Wie die hohen Werte des Determinationskoeffizienten – $D = 0.9925$ (B. Prus) bzw. $D = 0.9501$ (W. Gombrowicz) – erweisen, wird durch die Analyse der beiden ausgewählten Texte unsere oben formulierte Vermutung für das Polnische bekräftigt.

Tabelle 20:
Durchschnittliche Silbenlänge der Taktgruppen im 1. Kapitel von Bolesław Prus' Roman „Lalka" und Modellierung dieser Daten mit Hilfe des MA-Gesetzes

i	$\bar{y}_i$	Y_i (4)
1	2.933	2.910
2	2.547	2.578
3	2.390	2.402
4	2.262	2.285
5	2.230	2.198
6	2.117	2.129
7	2.095	2.072
		$K = 2.9096$
		$b = -0.1744$
		$D = 0.9925$

Tabelle 21: Durchschnittliche Silbenlänge der Taktgruppen der Seiten 12–15 („Czwartek") aus Witold Gombrowicz' „Dziennik (1953–1956)" und Modellierung dieser Daten mit Hilfe des MA-Gesetzes

i	$\bar{y}_i$	Y_i (4)
1	2.856	2.856
2	2.469	2.518
3	2.369	2.340
4	2.303	2.220
5	2.174	2.132
6	1.958	2.063
		$K = 2.8562$
		$b = -0.1816$
		$D = 0.9501$

7. Überprüfung der MA-Hypothese für das Serbokroatische

Um im Ansatz Klarheit darüber zu gewinnen, ob sich das Menzerath-Altmannsche Gesetz durch das Verstummen von ъ und ь auch im Südslavischen hat durchsetzen können, sollen zum Abschluß noch zwei serbokroatische Texte untersucht werden, und zwar zunächst aus dem Johannes-Evangelium in der Übersetzung von Vuk Karadžić folgende Abschnitte: I, 1–28, 35–51; II, 12–22; III, 1–15, 22–33; IV, 12–35. Diese Abschnitte entsprechen denjenigen Anfangsabschnitten aus dem Ostromir-Evangelium, die wir – zusätzlich zu einigen weiteren Partien – in Abschnitt 4.1. untersucht haben.

Aus modernerer Zeit wurde der Anfang (S. 9–13) von Meša Selimovićs Roman „Derviš i smrt“ (1967) herangezogen. Der Beginn dieses Textabschnitts möge die Taktgruppeneinteilung illustrieren:

Počinjem | ovu | svoju | priču, | nizašto, | bez koristi | za sebe | i za druge, | iz potrebe | koja je | jača | od koristi | i razuma, | da ostane | zapis | moj | o meni, | zapisana | muka | razgovora | sa sobom, | s dalekom | nadom | da će se | naći | neko | rješenje | kad bude | račun | sveden, | ako | bude, | kad ostavim | trag | mastila | na ovoj | hartiji | što | čeka | kao | izazov. |

Die Resultate der Auswertung der beiden Texte und die Modellierung dieser empirischen Daten mit Hilfe von Formel (4) zeigen die Tabellen 22 bzw. 23.

Tabelle 22:
Durchschnittliche Silbenlänge der Taktgruppen aus einigen Abschnitten des Johannes-Evangeliums in der Übersetzung von Vuk Karadžić und Modellierung dieser Daten mit Hilfe des MA-Gesetzes

i	$\bar{y}_i$	Y_i (4)
1	2.889	2.814
2	2.243	2.384
3	2.128	2.163
4	2.010	2.019
5	1.979	1.914
7	1.980	1.833
6	1.667	1.766
		$K =$ 2.8138
		$b =$ –0.2393
		$D =$ 0.9275

Tabelle 23:
Durchschnittliche Silbenlänge der Taktgruppen aus dem Anfang von Meša Selimovićs Roman „Derviš i smrt" und Modellierung dieser Daten mit Hilfe des MA-Gesetzes

i	$\bar{y}_i$	Y_i (4)
1	2.931	2.829
2	2.255	2.434
3	2.173	2.228
4	2.132	2.093
5	2.035	1.994
6	1.972	1.916
		$K =$ 2.8293
		$b =$ −0.2174
		$D =$ 0.9154

Auch in diesem Falle erhalten wir so hohe Werte des Determinationskoeffizienten – $D = 0.9275$ (Joh.-Ev.) bzw. $D = 0.9154$ (M. Selimović) –, daß wir unsere Vermutung als bekräftigt ansehen dürfen.

8. Zusammenfassung

Der Ausgangspunkt für unsere nunmehr vorläufig abgeschlossene Untersuchung war die Vermutung, daß vor dem Jerausfall im Slavischen das Verhältnis zwischen der Silbenzahl von Taktgruppen und dem durchschnittlichen, in Phonemen gemessenen Silbenumfang nicht dem Menzerath-Altmannschen Gesetz gehorcht hat, daß hingegen für die Zeit nach dem Jerausfall dieses Verhältnis sehr wohl durch das fragliche Gesetz erfaßt werden kann, das durch eine monoton fallende Potenzkurve ausgedrückt wird. Die Untersuchung war darauf gerichtet, ein methodisch abgesichertes Verfahren für die Überprüfung der Ausgangsvermutung zu entwickeln und dieses Verfahren für die Analyse von Texten aus der Zeit vor bzw. nach dem Jerausfall einzusetzen. Bei letzterem Schritt hat sich in keinem einzigen Fall ein Ergebnis herausgestellt, das uns nach Maßgabe des von uns entwickelten Verfahrens dazu veranlaßt hätte, unsere Hypothese zu verwerfen. Im Gegenteil – alle von uns erzielten Untersuchungsergebnisse haben zu einer Bestätigung dieser Hypothese geführt. Wir sind also berechtigt, die Aufzählung der Konsequenzen des Jerausfalls um einen wichtigen Punkt zu ergänzen: Wenn wir uns an der Vorstellung orientieren, daß bei einem störungsfreien Gleichgewicht zwischen Konstrukt- und Komponentengröße – hier Taktgruppen- und Silbenumfang – die einfache Form des MA-Gesetzes gelten muß, dann erkennen wir, daß durch den Jerausfall diejenigen Faktoren beseitigt worden sind, die vorher dieses Gleichgewicht „gestört" haben, so daß nunmehr das Verhältnis zwischen Taktgruppen- und Silbenumfang durch eine monoton fallende Potenzkurve erfaßt werden kann. Durch dieses spezifische Resultat wird die MA-Hypothese in ihrer allgemeinen Form ein weiteres Mal bestätigt. Zu was für weiterführenden Fragen dieses Ergebnis Anlaß sein kann, haben wir zu Beginn des 2. Abschnitts angedeutet.

Nehmen wir die allgemeine Gültigkeit des MA-Gesetzes an, so müssen wir uns dennoch darüber im klaren sein, daß eine direkte empirische Erhärtung des Gesetzes nicht ohne weiteres für jeden Text, jede Sprache und jeden Zeitpunkt möglich ist. Dieser Punkt läßt sich gut anhand einer naheliegenden Parallele aus der Physik illustrieren. Das Newtonsche Gravitationsgesetz sagt voraus, daß ein nur durch Luft vom Erdboden getrennter Gegenstand sich mit zunehmender Geschwindigkeit auf den Erdboden zubewegt. Dennoch wird dieses Gesetz durch die Existenz von Flugzeugen oder Vögeln nicht widerlegt. Aber warum? Das Verhalten von Luftballons oder Flugzeugen resultiert aus dem Wirken des Gravitationsgesetzes und aus dem Wirken weiterer physikalischer Gesetze wie etwa des Auftriebsprinzips oder des Bernoullischen Theorems. Auch im Falle von Flugzeugen ist das Gravitationsgesetz selbst uneingeschränkt weiter gültig; die empirischen Generalisierungen, die man aus ihm ableiten kann (wie etwa „alle Gegenstände fallen zur Erde"), treffen jedoch nur ceteris paribus zu, das heißt, sie gelten „im Normalfall". Wann jedoch der Normalfall der auf dem Fußboden zerberstenden Blumenvase vorliegt und wann wie beim Zeppelin besondere Bedingungen gegeben sind, die zu „abweichenden" empirischen Beobachtungen führen, läßt sich nicht erschöpfend mit Begriffen beschreiben, die in der betreffenden Theorie (in unserem Beispiel: in einer Newtonschen Mechanik mit gewissen Erweiterungen wie dem Gravitationsgesetz) bereits als „antecedently understood" vorausgesetzt werden können. Vielmehr müssen diese Bedingungen mit den theoretischen Termini der betreffenden Theorie selber beschrieben werden, in unserem Beispiel durch die Annahme weiterer Kräfte, die mit der Gravitationskraft auf wiederum gesetzmäßige – nämlich durch Vektoraddition beschreibbare – Weise interagieren. Wenn wir die physikalische Theorie, zu deren

Komponenten das Gravitationsgesetz gehört, empirisch prüfen wollen, indem wir die aus ihr ableitbaren Vorhersagen überprüfen, stehen wir vor dem grundsätzlichen, in klassischer Weise von Hempel (1988) formulierten Problem, daß in den empirischen Wissenschaften alle erdenklichen Vorhersagen die Form $P \rightarrow S$ haben. Hierbei ist S ein Sachverhalt, dessen Vorliegen oder Nicht-Vorliegen sich unabhängig von der zu überprüfenden Theorie selbst feststellen läßt (wie in unserem Beispiel das Zur-Erde-Fallen eines Körpers), weil er mit Begriffen beschrieben werden kann, die nicht in der betreffenden Theorie selber erst eingeführt werden. P hingegen ist eine einschränkende Bedingung für die Gültigkeit von S (wie etwa das Nicht-Vorliegen von Auftriebskräften), die sich nur mit Begriffen beschreiben läßt, die in der zu überprüfenden Theorie selber erst ihren empirischen Gehalt bekommen. Leider ist die von Hempel formulierte Einsicht häufig zu der unseres Erachtens schlicht falschen Behauptung verwässert worden, selbst in der Physik gälten sämtliche (Natur-)Gesetze nur ceteris paribus, d. h. wenn bestimmte, leider nicht erschöpfend aufzählbare Bedingungen erfüllt sind. Eine ausgezeichnete Diskussion dieses grundsätzlichen Mißverständnisses, das auch in Veröffentlichungen aus dem Bereich der quantitativen Linguistik häufig zu finden ist (vgl. Meyer 2002), findet sich bei Earman, Roberts (1999).

Es ergibt sich somit, daß die von uns beobachtete Nicht-Anpaßbarkeit des MA-Gesetzes an Texte, die vor dem Jerausfall entstanden sind, das MA-Gesetz selber nicht unmittelbar falsifizieren können. Im Gegensatz zu unserer Analogie aus der Physik liegt jedoch eine quantitative Theorie T, von der das MA-Gesetz ein Bestandteil wäre, bislang nicht einmal in Ansätzen vor. Wir können daher nicht erklären, warum keine Anpaßbarkeit gegeben ist – während wir ja, unter Anwendung des Gravitationsgesetzes und weiterer Komponenten unserer physikalischen Theorie, mit hoher Präzision „Ausnahmen“ wie etwa das Verhalten von Heliumballons erklären und vorhersagen können. Beim derzeitigen Stand der quantitativen Linguistik können wir unsere Beobachtungen hingegen lediglich zu nicht uneingeschränkt gültigen Erfahrungssätzen verdichten. So zeigt sich, daß die Potenzkurven des MA-Gesetzes im allgemeinen gut bei Sprachen mit starkem dynamischem Akzent, starker phonologischer Clusterbildung, entwickelter Flexion usw. anpaßbar sind, häufig jedoch nicht bei stark agglutinierenden Sprachen oder bei Sprachen mit Präferenz für Silben der Struktur CV. Diese induktiven Verallgemeinerungen können aber immerhin als heuristischer Ausgangspunkt für die Suche nach weiteren exakt formulierbaren Gesetzen der erst noch zu entwickelnden Theorie *T* dienen. Solange eine solche hinreichend explizite Theorie noch aussteht, bleibt sowohl der wissenschaftstheoretische Status des MA-Gesetzes als auch dessen Gehalt vorläufig und hypothetisch, da es nicht in einem strengen Sinne falsifizierbar ist. Somit ist das Menzerath-Altmannsche „Gesetz" bislang lediglich im wesentlichen eine unter bestimmten Randbedingungen gut bewährte induktive Verallgemeinerung.

Wie lassen sich die vorstehenden Überlegungen auf die uns hier interessierenden sprachlichen Phänomene übertragen? Machen wir einmal – zumindest um unseres Argumentes willen – die überaus starke, in der quantitativen Linguistik jedoch recht verbreitete, Annahme, das Menzerath-Altmannsche Gesetz (MA-Gesetz) habe einen ähnlich „naturgesetzlichen", mit uneingeschränkter Gültigkeit verbundenen Status in einer linguistischen Theorie *T*, wie ihn das Gravitationsgesetz in der Newtonschen Mechanik besitzt. Dann können wir – mit Hempel – trotzdem nicht erwarten, daß wir aus *T* empirische Konsequenzen ableiten können, die unter allen möglichen Umständen, in jedem beliebigen Text jeder beliebigen Sprache, direkt überprüfbar sind. Es ist also stets mit der Möglichkeit zu rechnen, daß weitere nur mit dem begrifflichen Inventar der Theorie *T* selber zu erfassende Faktoren mit dem MA-Gesetz interagieren und eine gute Anpaßbarkeit des Gesetzes an bestimmte Daten verhindern.

Hervorgehoben sei zum Anschluß ein uns wichtig erscheinender methodologischer Gesichtspunkt. Es ist – nicht zum erstenmal – gezeigt worden, daß man zumindest in einigen Bereichen der diachronen Sprachwissenschaft methodisch ebenso vorgehen kann, wie dies in anderen Erfahrungswissenschaften schon längst Standard ist: Ausgehend von bestimmten Annahmen, werden Hypothesen abgeleitet, denen der Status von Gesetzeskandidaten zugeschrieben wird. Anschließend werden diese Hypothesen durch die Konfrontation mit empirischen Daten in einem methodisch kontrollierten Verfahren auf ihre Haltbarkeit hin überprüft. So bleibt zu hoffen, daß unsere Arbeit nicht nur einen Beitrag zur Erhellung eines spezifischen Problems der slavischen diachronen Sprachwissenschaft leistet, sondern in seinen methodischen Aspekten über diesen Rahmen hinausweist.

Göttingen

Jeehyeon Eom
Werner Lehfeldt
Peter Meyer

Literatur

Aitchison, J.: 1994, *Language Change: Progress or Decay?*, Cambridge.

Albert, R., Barabási, A.-L.: 2002, „Statistical mechanics of complex networks", *Reviews of Modern Physics* 74, 47–97, arXiv: cond-mat/0106096.

Altmann, G.: 1980, „Prolegomena to Menzerath's law", *Glottometrika* 2, 1–10.

Altmann, G.: 1983, „Das Piotrowski-Gesetz und seine Verallgemeinerungen", in: Best, K.-H., Kohlhase, J. (Hrsg.), *Exakte Sprachwandelforschung*, Göttingen, 54–90.

Altmann, G., von Buttlar, H., Rott, W., Strauß, U.: 1983, „A law of language change", in: Brainerd, B. (ed.), *Historical Linguistics*, Bochum, 104–115.

Altmann, G., Schwibbe, M.: 1989, *Das Menzerathsche Gesetz in informationsverarbeitenden Systemen*, Hildesheim.

Bailey, Ch. J. N.: 1973, *Variation and Linguistic Theory*, Arlington, Center for Applied Linguistics.

Bak, P.: 1996, *How Nature Works: The Science of Self-organized Criticality*, New York.

Bartlett, M. S.: 1960, *Stochastic Processes*, Cambridge.

Best, K.-H.: 2001, *Quantitative Linguistik. Eine Annäherung*, Göttingen.

Best, K.-H., Kohlhase, J. (Hrsg.): 1983, *Exakte Sprachwandelforschung*, Göttingen.

Biblioteka literatury Drevnej Rusi, t. 1, Sankt-Peterburg, 1997.

Biblija 1499 i Biblija v sinodal'nom perevode. S illjustracijami. V desjati tomach, t. 7, Moskva, 1982.

Borkovskij, V. I., Kuznecov, P. S.: 1963, *Istoričeskaja grammatika russkogo jazyka*, Moskva.

Dianova, T. V.: 1980, *Skazanie o Mamaevom poboišče*, Licevaja rukopis' XVII veka iz sobranija Gosudarstvennogo istoričeskogo muzeja. Al'bom, Moskva.

Dorogovtsev, S. N., Mendes, J. F. F.: 2002, „Evolution of networks", *Advances in Physics* 51, 1079–1187, arXiv: cond-mat/0106144.

Dubisz, St. (red.): 1996, *Nauka o języku dla polonistów*, Wydanie II zmienione i rozszerzone, Warszawa.

Earman, J., Roberts, J.: 1999, „Ceteris Paribus, there is no Problem of Provisos", *Synthese* 118, 439–478.

Fenk, A., Fenk-Oczlon, G.: 1993, „Menzerath's law and the constant flow of linguistic information", in: Köhler, R., Rieger, B. B. (eds.), *Contributions to Quantitative Linguistics*, Dordrecht, 11–31.

Garde, P.: 1980, *Grammaire russe.* Tome premier: *Phonologie – Morphologie*, Paris.

Gasparov, B. M., Sigalov, P. S.: 1974, *Sravnitel'naja grammatika slavjanskich jazykov*, t. I, Tartu.

Gippius, A. A.: 2003, „Sočinenija Vladimira Monomacha: opyt tekstologičeskoj rekonstrukcii. I", *Russkij jazyk v naučnom osveščenii* 2(6), 60–99.

Gombrowicz, W.: 1971, *Dziennik (1953–1956)*, Paryż.

Hempel, C. G.: 1988, „Provisos: A Problem Concerning the Inferential Function of Scientific Laws", in: Grünbaum, A., Salmon, W. (eds.), *The Limits of Deductivism*, Berkeley, Ca.: University of California Press, 19–36.

Hřebíček, L.: 1990, „The constants of Menzerath-Altmann's law", *Glottometrika* 12, 61–71.
Hřebíček, L.: 1997, *Lectures on Text Theory*, Prague.
Hřebíček, L.: 2000, *Variation in Sequences (Contributions to General Text Theory)*, Prague.
Jakobson, R.: 1962, „Remarques sur l'évolution du russe comparée à celle des autres langues slaves", *Selected Writings*, Vol. 1.: *Phonological Studies*, 's-Gravenhage, 7–116 (zuerst publiziert 1929).
James, W., Stein, C.: 1992, „Estimation with quadratic loss", in: Kotz, S., Johnson, N. L. (eds.), *Breakthroughs in Statistics*, Vol. 1, New York [u. a.], 443–460.
Janin, V. L., Zaliznjak, A. A.: 1993, *Novgorodskie gramoty na bereste (iz raskopok 1984–1989 gg.)*, Moskva.
Ključevskij, V. O.: 1904, *Kurs russkoj istorii*, Kolesnikov, O. E. (izd.), http://www.magister.msk.ru/library/history/history1.htm.
Köhler, R.: 1984, „Zur Interpretation des Menzerathschen Gesetzes", in: Boy, J., Köhler, R. (Hrsg.), *Glottometrika* 6, Bochum, 177–183.
Kotz, S.: 1998, *Encyclopedia of Statistical Sciences*, Vol. 2, New York [u. a.].
Kreyszig, E.: 1968, *Statistische Methoden und ihre Anwendungen*, Göttingen.
Lehfeldt, W.: 2003, *Akzent und Betonung im Russischen*, München.
Lehfeldt, W., Altmann, G.: 2002a, „Der altrussische Jerwandel", *Glottometrics* 2, 34–44.
Lehfeldt, W., Altmann, G.: 2002b, „Padenie reducirovannych v svete zakona P. Mencerata", *Russian Linguistics* 26, 327–344.
Lehfeldt, W., Altmann, G.: 2003, „Protekanie padenija reducirovannych v drevnerusskom jazyke v svete zakona Piotrovskich", *Russian Linguistics* 27, 141–149.
Leopold, E.: 1998, *Stochastische Modellierung lexikalischer Evolutionsprozesse*, Hamburg.
Ludwig-Mayerhofer, W.: 2003, *ILMES – Internet-Lexikon der Methoden der empirischen Sozialforschung*, http://www.lrz-muenchen.de/~wlm/ilm_t4.htm.
Malinin, A.: 1901, *Starec Eleazarova monastyrja Filofej i ego poslanija*. Istoriko-literaturnoe izslědovanie V. Malinina, Kiev.
Markov, V. M.: 1964, *K istorii reducirovannych glasnych v russkom jazyke*, Kazan'.
Mel'čuk, I.: 1993, *Cours de morphologie générale (théorique et descriptive)*. Volume 1: *Introduction et Première partie: Le mot*, Montréal.
Menzerath, P.: 1928, „Über einige phonetische Probleme", *Actes du premier congrès international de linguistes*, Leiden, 104–105.
Menzerath, P.: 1954, *Die Architektonik des deutschen Wortschatzes*, Bonn, Hannover, Stuttgart.
Meyer, P.: 2002, „Laws and theories in quantitative linguistics", *Glottometrics* 5, 62–80.
Meyer, P.: [i.E.], *Analysis für Linguisten*.
Naroll, R. S., von Bertalanffy, L.: 1956, „The principle of allometry in biology and the social sciences", *General Systems. Yearbook of the International Society for the Systems Sciences* 1, 76–89.

NIST/SEMATECH: *NIST/SEMATECH e-Handbook of Statistical Methods*, http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/.
Osgood, Ch. E., Sebeok, Th.: 1965, *Psycholinguistics*, Bloomington.
Piotrovskaja, A. A., Piotrovskij, R. G.: 1974, „Matematičeskie modeli v diachronii i tekstoobrazovanii", *Statistika reči i avtomatičeskij analiz teksta*, Leningrad, 361–400.
Prus, B.: 1890, *Lalka*, http://www.literatura.zapis.net.pl/okresy/pozytywizm/prus/lalka/lalka.htm.
Pyatt, G. I.: 1964, *Priority Patterns and the Demand for Household Durable Goods*, Cambridge.
Selimović, M.: 1967, *Derviš i smrt*, Sarajevo.
Shevelov, G. Y.: 1979, *A Historical Phonology of the Ukrainian Language*, Heidelberg.
Sidorov, V. N.: 1966, „Reducirovannye glasnye ъ i ь v drevnerusskom jazyke XI v.", *Iz istorii zvukov russkogo jazyka*, Moskva, 5–37.
Sixtl, F.: 1996, *Der Mythos des Mittelwertes*, München.
Steyer, R.: 1992, *Theorie kausaler Regressionsmodelle*, Stuttgart, Jena, New York.
Strutyński, J.: 1996, *Elementy gramatyki historicznej języka polskiego*, Wydanie czwarte, Kraków.
van der Leeuw, F.: 1997, *Clitics. Prosodic Studies*, The Hague.
Vostokov, A. (izd.): 1843, *Ostromirovo Evangelie 1056–57 goda s priloženiem grečeskago teksta Evangelij i s grammatičeskimi ob"jasnenijami, izdannoe A. Vostokovym*, Sanktpeterburg (unveränderter Nachdruck, Wiesbaden 1964).
Watts, D. J.: 1999, *Small Worlds. The Dynamics of Networks between Order and Randomness*, Princeton [u. a.].
Zaliznjak, A. A.: 1985, *Ot praslavjanskoj akcentuacii k russkoj*, Moskva.
Zaliznjak, A. A.: 2004, *Drevnenovgorodskij dialekt*, Vtoroe izdanie, pererabotannoe s učetom materiala nachodok 1995–2003 gg., Moskva.