

Zerahn-Hartung, Claudia; Strehlow, Ulrich; Haffner, Johann; Pfüller, Ute; Parzer, Peter; Resch, Franz
Normverschiebungen bei Rechtschreibleistung und sprachfreier Intelligenz
Praxis der Kinderpsychologie und Kinderpsychiatrie 51 (2002) 4, S. 281-297



Quellenangabe/ Reference:

Zerahn-Hartung, Claudia; Strehlow, Ulrich; Haffner, Johann; Pfüller, Ute; Parzer, Peter; Resch, Franz:
Normverschiebungen bei Rechtschreibleistung und sprachfreier Intelligenz - In: Praxis der
Kinderpsychologie und Kinderpsychiatrie 51 (2002) 4, S. 281-297 - URN: urn:nbn:de:0111-opus-9273 -
DOI: 10.25656/01:927

<https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0111-opus-9273>

<https://doi.org/10.25656/01:927>

in Kooperation mit / in cooperation with:



<http://www.v-r.de>

Nutzungsbedingungen

Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Die Nutzung stellt keine Übertragung des Eigentumsrechts an diesem Dokument dar und gilt vorbehaltlich der folgenden Einschränkungen: Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen. Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use

We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. Use of this document does not include any transfer of property rights and it is conditional to the following limitations: All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Kontakt / Contact:

peDOCS
DIPF | Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformation
Informationszentrum (IZ) Bildung
E-Mail: pedocs@dipf.de
Internet: www.pedocs.de

Praxis der Kinderpsychologie und Kinderpsychiatrie

Ergebnisse aus Psychoanalyse,
Psychologie und Familientherapie

51. Jahrgang 2002

Herausgeberinnen und Herausgeber

Manfred Cierpka, Heidelberg – Ulrike Lehmkuhl, Berlin –
Albert Lenz, Paderborn – Inge Seiffge-Krenke, Mainz –
Annette Streeck-Fischer, Göttingen

Verantwortliche Herausgeberinnen

Ulrike Lehmkuhl, Berlin
Annette Streeck-Fischer, Göttingen

Redakteur

Günter Presting, Göttingen

V&R Verlag Vandenhoeck & Ruprecht in Göttingen

Normverschiebungen bei Rechtschreibleistung und sprachfreier Intelligenz

Claudia Zerahn-Hartung, Ulrich Strehlow, Johann Haffner, Ute Pfüller, Peter Parzer und Franz Resch

Summary

Change of test norms for spelling achievement and for nonverbal intelligence

The norms of the spelling test R-T Form C „Moselfahrt“ (Althoff et al. 1974) from the year 1968 and of the nonverbal intelligence test CFT 20 (form A/ part 1) from the year 1977 (Weiss 1987) are evaluated for their actual validity. In 1995, both original tests were being administered to an epidemiological sample (N=592) of adolescents and young adults in the age of 16 to 30 years having passed at least their obligatory amount of school years. These results are being compared to those of the original norm samples. Using the norms for the CFT 20 from 1977 adolescents and young adults achieve in the year 1995 a mean IQ of 110,8 points, equaling a yearly IQ-gain of 0,6 IQ-points. This exceeds the expected gain of 0,33 IQ-points annually according to the literature and indicates a distinct change of norms. There were no significant gender differences found. The distribution of mistakes in the spelling test R-T „Moselfahrt“ compared to the original norm sample from 1968 changes considerably as well and requires revised test norms. With an increase from 9-11 mistakes (depending on the age norm) to 19,8 mistakes the mean amount of mistakes is almost being doubled. Extremely high numbers of mistakes occurred more frequent and could not be differentiated according to the old norms. Using the original norms from 1968 in the year of 1995 12,4% of the sample achieve with a T-score of 20 the lower limit of the measured value scale and the overall mean has decreased by 1,2 standard deviations to T-score=38. 48% of the sample reach a result that equates percentage 10 or less which is interpreted as insufficient school mark. Women's mean spelling achievement is significantly better than men's. Causes and implications of this scissors-like development of deteriorated spelling achievement and increased nonverbal intelligence are being discussed. Tables containing the new standardization scores are included in the appendix.

Zusammenfassung

Die Normen für den Rechtschreibungstest R-T Form C „Moselfahrt“ (Althoff et al. 1974) aus dem Jahr 1968 und für den sprachfreien Intelligenztest CFT 20 (Form A/ Teil 1) aus dem Jahr 1977 (Weiß 1987) werden auf ihre Gültigkeit geprüft. Beide Testverfahren wurden 1995 unverändert einer epidemiologischen Stichprobe 16-30jähriger (N=592) nach Beendigung der Pflichtschulzeit vorgegeben und die Ergebnisse mit denen der Normstichproben verglichen. Die Ergebnisse im Jahr 1995

zum CFT 20 zeigen nach den Normen von 1977 für die Jugendlichen und jungen Erwachsenen einen durchschnittlichen IQ von 110,8 IQ-Punkten, was umgerechnet einem jährlichen IQ-Gewinn von 0,6 Punkten entspricht. Dies weist auf eine deutliche Normverschiebung hin, wobei das aufgrund der Literatur erwartete Mindestmaß von 0,33 IQ-Punkten jährlich übertroffen wird. Es gibt keine signifikanten Geschlechtsunterschiede. Auch die Fehlerverteilung des Diktats „Moselfahrt“ verändert sich im Vergleich zur Originalnormierung von 1968 erheblich und erfordert eine Neunormierung. Die mittlere Fehlerzahl nimmt mit einer annähernden Verdopplung von 9-11 Fehlern (je nach Altersnorm) auf 19,8 Fehler stark zu. Extrem hohe Fehlerzahlen, die nach den alten Normwerten nicht mehr differenziert werden konnten, sind häufiger geworden. Nach den Normen von 1968 erreichen im Jahr 1995 12,4% der Probanden mit einem T-Wert von 20 die untere Meßwertgrenze und der Gesamtmittelwert hat sich um 1,2 Standardabweichungen auf einen T-Wert von 38 verschlechtert. 48% der Stichprobe erzielen einen Prozentrang von 10 oder schlechter, was einer mangelhaften Leistung entspricht. Die durchschnittliche Rechtschreibleistung der Frauen ist signifikant besser als die der Männer. Gründe und Implikationen der Scherentwicklung von verschlechterter Rechtschreibleistung und gesteigener nonverbaler Intelligenz werden diskutiert. Neue Normtabellen sind im Anhang enthalten.

1 Einleitung

Seit Jahren wird von Ausbildungsbetrieben und Hochschulen die schlechte Rechtschreibleistung unserer Schulabgänger beklagt – die Kulturtechniken würden nicht mehr beherrscht. Interessanterweise gibt es auch einen gegenläufigen Befund, wonach jeweils jüngere Kohorten bei Neunormierungen bessere Intelligenztestleistungen zeigen als ältere Kohorten. Flynn (1984) konnte in einer Sekundäranalyse zeigen, daß in den Jahren von 1932 bis 1978 jede neue amerikanische Eichstichprobe für die Intelligenztests von Stanford-Binet und Wechsler zu strengeren Normen als ihre Vorgänger-Stichprobe führte. Repräsentative Stichproben der amerikanischen Bevölkerung schnitten somit über 46 Jahre hinweg in den Tests immer besser ab, wobei der Gesamtzuwachs des durchschnittlichen IQ 13,8 Punkte betrug (annähernd eine Standardabweichung) und einem jährlichen IQ-Gewinn von 0,3 IQ-Punkten entspricht. Später zeigte Flynn (1987), daß sich diese Zuwächse keineswegs auf die USA beschränken, sondern ebenfalls in 14 weiteren Nationen in Europa, Japan, Lateinamerika und im Commonwealth zu finden sind. Die größten IQ-Gewinne ergaben sich bei sprachfreien Aufgaben zur Problemlösefähigkeit.

Müller (1982) kommt zu der Einschätzung, daß die Rechtschreibschwäche zunehme, was dazu führen werde, daß Schulabgänger mit unterdurchschnittlicher Rechtschreibleistung in die Berufsausbildung und in den Beruf selbst gelangen. Obwohl eine solche Verschlechterung der Lese- und Schreibfertigkeiten von Schulabsolventen in letzter Zeit oft befürchtet wurde, gibt es dafür keine eindeutigen Belege (Klicpera u. Gasteiger-Klicpera 1995). Um Aussagen darüber machen zu können, wären regelmäßige, repräsentative Vergleichsuntersuchungen sinnvoll, die in

Deutschland im Gegensatz zu anderen Ländern nicht durchgeführt werden. Die Lehrlingsuntersuchungen aus der Wirtschaft sind zwar als methodisch schwach einzuschätzen (Ingenkamp 1987), verzeichnen aber z. B. für den Zeitraum 1978 bis 1982 einen Anstieg der nichtausreichenden Leistungen im Rechtschreiben um 5,4% (Bunk 1983). Die Eichungsuntersuchungen zum neu konzipierten Rechtschreibtest „RST 8+“ weisen ebenfalls auf verschlechterte Rechtschreibleistungen von Schülern der 8. Jahrgangsstufe hin (Kühn 1995). Diese Befunde können als Hinweise auf eine Verschlechterung der Rechtschreibfertigkeiten von Schulabgängern gewertet werden.

Im Gegensatz zu den USA (Stedman u. Kaestle 1987) gibt es im deutschsprachigen Raum weder über den zeitlichen Wandel der Rechtschreibleistung Jugendlicher und junger Erwachsener noch über deren nichtsprachliche Intelligenz repräsentative Untersuchungen.

Die vorliegende Arbeit hat zum Ziel, die Entwicklung von Rechtschreibfähigkeit und nichtsprachlicher Intelligenz an einer nahezu repräsentativen Stichprobe junger Erwachsener nach Beendigung der Pflichtschulzeit zu untersuchen und mit den bestehenden Normen zu vergleichen. Zur Zeit der Datenerhebung 1995 wurde bereits die Rechtschreibreform diskutiert, die aber noch nicht verabschiedet worden war und im Alltag noch keine Rolle spielte. Zur Erhebung des Normverschiebungseffekts bei der Rechtschreibleistung wurde somit ein günstiger Zeitpunkt gewählt, da ein direkter Vergleich der Stichproben noch möglich war.

2 Methodik

2.1 Stichprobe und Untersuchungsablauf

Die untersuchte Stichprobe enthält Schüler aus acht Berufs-, Berufsfach- und Fachschulen in Heidelberg und im Rhein-Neckar-Kreis, aus zwei Heidelberger Gymnasien sowie Studierende der Universität Heidelberg. Es wurde Wert darauf gelegt, unterschiedliche Berufs- und Bildungsgruppen zu erfassen: von der Apothekenhelferin bis zum Zentralheizungs- und Lüftungsbauer erstreckte sich die Berufspalette. Die Testungen wurden im Jahr 1995 klassenweise von den Autoren anstelle des regulären Unterrichts durchgeführt. Insgesamt waren 843 Personen an den Untersuchungstagen anwesend, wovon 55 (6,3%) die Mitarbeit verweigerten. In der Auswertung wurden ausschließlich Personen im Alter von 16-30 Jahren berücksichtigt (Ausschluß von N=20). Zweisprachig sowie mit anderer Muttersprache erzogene junge Erwachsene (N=208) wurden für die Auswertung nicht mit berücksichtigt, da diese Gruppe, je nach Dauer und Zeitpunkt der deutschsprachigen Beschulung, über sehr unterschiedliche deutsche Sprachkenntnisse und insbesondere Rechtschreibkenntnisse verfügt. Nach diesen Einschränkungen enthält der Gesamtdatensatz Werte von 592 Probanden, wovon 49,1% männlich (N=291) und 50,2% weiblich (N=297) waren (bei N=4 fehlt die Angabe).

Der Frage einer Normverschiebung des CFT 20 bzw. R-T wurde mit zwei getrennten Substichproben nachgegangen, um die jeweils maximale Versuchspersonenzahl zugrunde legen zu können und eine optimale Vergleichbarkeit zu den ursprünglichen Normstichproben zu gewährleisten.

Die Substichprobe CFT 20 umfaßt N=582 Probanden, da bei zehn Personen der CFT 20 aus zeitlichen Gründen nicht oder nur unvollständig durchgeführt worden war. Es sind exakt gleich viele Männer (N=289; 49,7%) und Frauen (N=289; 49,7%) in diesem Datensatz enthalten; vier

Probanden gaben ihr Geschlecht nicht an (0,6%). Das Alter der Untersuchungsteilnehmer kann Tabelle 1 entnommen werden: 61,5% der Teilnehmer sind im Alter von 16-18 Jahren, 19,6% zwischen 19 und 21 Jahren und 18,9% 22-30 Jahre alt.

Tab. 1: Beschreibung der Substichproben CFT 20 (N=582) und der Substichprobe R-T „Moselfahrt“ (N=573) (Werte in Klammern) nach Alter und Schulabschluß in Prozent

Alter	Ohne	HS	MR	Abitur	Gesamt
16	72,7	30,2 (30,7)	6,1 (6,1)	5,2 (5,1)	16,0 (14,8)
17	18,2	31,2 (31,6)	20,7 (20,3)	17,7 (17,2)	23,5 (23,4)
18	0,0	19,5 (18,9)	28,1 (27,6)	20,8 (19,7)	22,0 (21,6)
19-21	9,1	10,7 (10,8)	26,2 (26,4)	24,5 (24,7)	19,6 (20,1)
22-30	0,0	8,4 (8,0)	18,9 (19,6)	31,8 (33,3)	18,9 (20,1)
Gesamt	N=11	N=215 (212)	N=164 (163)	N=192 (198)	N=582 (573)

Anmerkung¹: Ohne: ohne Schulabschluß. MR: Mittlere Reife. Abitur, inklusive (Fach-)Hochschulabschluß und Gymnasiasten ab Klasse 11.

277 Probanden erlernen einen Lehrberuf bzw. haben ihn bereits abgeschlossen. Von den übrigen 305 Teilnehmern sind sieben ohne Hauptschulabschluß, 96 haben die Hauptschule erfolgreich abgeschlossen, 41 die Mittlere Reife und 97 erreichten die Fachhochschulreife/Abitur bzw. stehen kurz vor diesem Abschluß. 64 Personen studieren. Die Verteilung der Schulabschlüsse für N=582 (siehe Tab. 2) nähert sich an die in die Baden-Württemberg vorliegende an.

Tab. 2: Verteilung der Schulabschlüsse in der Substichprobe CFT 20 (N=582) und der Substichprobe R-T „Moselfahrt“ (N=573) mit der Verteilung der Abschlußarten der Schulabgänger in Baden-Württemberg in Prozent

	Substichprobe CFT 20	Substichprobe R-T „Moselfahrt“	Baden-Württemberg ¹
Ohne Schulabschluß	1,9	–	6,4
Hauptschulabschluß	36,9	37,0	30,6
Mittlere Reife	28,2	28,4	34,4
(Fach-)Hochschulreife	33,0	34,6	28,6
Gesamt	100,0	100,0	100,0

Anmerkung¹: Quelle: Statistisches Landesamt Baden-Württemberg (1995), Stand 1994.

Da in der von uns untersuchten Stichprobe Probanden mit Hauptschulabschluß bzw. (Fach-) Hochschulreife über- und Probanden ohne Schulabschluß unterrepräsentiert sind, soll eine Gewichtung der Daten nach Schulabschlüssen diesen Effekt berücksichtigen und ausgleichen.

Zur Bildung der Substichprobe „Moselfahrt“ wurden diejenigen Personen mit fehlenden Werten im Diktat „Moselfahrt“ (N=2) und fehlenden Angaben zu Geschlecht (N=4) ausgeschlossen. Dies war für die beabsichtigte Gewichtung der Daten entsprechend der Schulabschlüsse und Geschlecht

erforderlich. Zusätzlich mußte, wie bei Althoff et al. (1974), mindestens der Hauptschulabschluß erreicht worden sein, was 13 Teilnehmer nicht erfüllten. Damit besteht die Substichprobe R-T „Moselfahrt“ aus 573 Probanden, darunter 49,3% männlichen ($N=280$) und 50,7% weiblichen Geschlechts ($N=293$). 60% der Stichprobe sind zwischen 16 und 18 Jahren alt, jeweils 20% sind in den Altersgruppen 19-21jährige bzw. 22-30jährige. Tabelle 2 zeigt die Schulabschlüsse der Substichprobe im Vergleich zu den Schulabschlußarten der Schulabgänger in Baden-Württemberg.

2.2 Testverfahren

Im Rahmen der Studie wurden Daten zur Handpräferenz und Händigkeitsleistung erhoben sowie der Rechtschreibungstest R-T Form C Diktat „Moselfahrt“ und die Kurzform des CFT 20 (Form A, Teil 1) bearbeitet.

Der Rechtschreibungstest „Moselfahrt“ ist ein Diktat, bei dem 65 Wörter in einen Lückentext eingefügt werden müssen (Althoff et al. 1974). Es werden Groß- und Kleinschreibung, Silbendehnung und -schärfung, Konsonantenverwechslung, Getrenntschreibung, Endungen, Superlative, Umlaute und gebräuchliche Fremdwörter überprüft. Die Durchführung kann einzeln oder in Gruppen erfolgen und dauert ca. 20 Minuten. Die Testeichung des Diktats „Moselfahrt“ – erstmals publiziert im Jahr 1968 – fand an 1049 Probanden ab 13 Jahren statt, wobei die einzelnen Altersstufen durch jeweils 150 Personen vertreten werden. 813 Probanden stammen aus der Hauptschule, 131 aus der Realschule und 102 aus dem Gymnasium. Die Normen werden von den Testautoren als möglicherweise etwas zu streng beschrieben, was sie auf den hohen Anteil von Schreibtischberufen unter den Testteilnehmern zurückführen. Faßt man die verschiedenen Altersstufen zusammen, läßt sich festhalten, daß im Jahr 1968 die mittlere Fehlerzahl zwischen 9,5 und 11,5 Fehlern, das Minimum für die gesamte Stichprobe bei null Fehlern und das Maximum bei 36 Fehlern lag.

Von Cattell (1963) wurde der CFT 2 konstruiert, um den Faktor der fluiden Intelligenz zu erfassen. Der CFT 20 stellt die verbesserte Version dar (Weiß 1987). An der Eichstichprobe nahmen 4400 Schüler repräsentativ für die Bundesrepublik Deutschland teil. Für die verwendete Kurzform (Teil 1) existieren Normen aus dem Jahr 1977 für die Altersstufen von 9-70 Jahren.

3 Ergebnisse

3.1 Ergebnisse zum CFT 20 (Teil 1)

Veränderte Testkennwerte Im Mittel werden von der Gesamtstichprobe 34,5 Items richtig gelöst (Standardabweichung $s=5,6$). Der durchschnittliche IQ-Wert im CFT 20 (Teil 1) beträgt in der Gesamtstichprobe $x_{IQ}=110,8$, $s=14,7$. Er liegt damit deutlich über dem ursprünglichen Mittelwert von 100 der Originalnormstichprobe. Außerdem übertrifft er auch den erwarteten durchschnittlichen IQ-Wert von 106, wie er aufgrund des sogenannten Flynn-Effekts im Rahmen einer Normverschiebung in Höhe von 0,33 IQ-Punkten jährlich zu erwarten wäre. In der von uns untersuchten Stichprobe wird ein Zuwachs von jährlich umgerechnet 0,64 IQ-Punkten gefunden.

Schulabschlußarten: Aus Tabelle 3 sind die Kennwerte der Rohwerte- und IQ-Werte-Verteilungen für verschiedene Schulabschlußarten entnehmbar. Die Mittelwerte für die Schulabschlußarten (Fach-) Hochschulreife, Mittlere Reife, Haupt-

schulabschluß und kein Hauptschulabschluß unterscheiden sich signifikant (Kruskal-Wallis-Test: $H = 94,327$; $df = 3$; $p < 0,001$).

Tab. 3: Mittelwert und Standardabweichung (in Klammern) der Rohwerte- und IQ-Werte-Verteilungen nach den Normen von 1977 im CFT 20 (Teil 1) für verschiedene Schulabschlüsse

Schulabschluß	N	Rohwerte	IQ—Werte
Ohne Hauptschulabschluß	11	27,8 (7,5)	94,7 (15,3)
Hauptschulabschluß	215	32,1 (5,7)	104,3 (14,0)
Mittlere Reife	164	35,2 (4,7)	112,2 (12,6)
(Fach-) Hochschulreife	192	37,0 (4,7)	117,7 (13,3)
Gesamt	582	34,5 (5,6)	110,8 (14,7)

Es bestehen auf dem 1%-Niveau signifikante Mittelwertsunterschiede im CFT 20 (Teil 1) zwischen Probanden mit (Fach-) Hochschulreife und denjenigen mit Mittlerer Reife ($t = -3,68$; $df = 354$; $p < 0,001$). Ebenso ist der Mittelwertunterschied zwischen denjenigen mit Hauptschulabschluß einerseits und denjenigen mit Mittlerer Reife andererseits auf dem 1%-Niveau signifikant ($t = -5,65$; $df = 377$; $p < 0,001$). Auf dem 5%-Niveau signifikant ist die Mittelwertdifferenz im CFT 20 (Teil 1) zwischen denjenigen mit Hauptschulabschluß und denjenigen ohne ($t = -2,37$; $df = 224$; $p = 0,018$).

Alter: Wie aus Tabelle 1 ersichtlich zeigt sich innerhalb der untersuchten Stichprobe eine Konfundierung der Variablen Alter und Schulabschluß. In den jüngeren Altersgruppen sind Hauptschüler und in den höheren Altersgruppen Probanden mit mittlerer Reife und Abitur überrepräsentiert. Eine Varianzanalyse zum Zusammenhang von Alter und Schulabschluß erbringt für beide Substichproben CFT 20 und R-T „Moselfahrt“ eine Varianzaufklärung der Altersvariablen von ca. 12% ($R^2 = 12,3$), was auf eine leichte Konfundierung dieser beiden Variablen hinweist. 88% der Altersvarianz sind unerklärt, d. h. unabhängig von der Schulbildung. Alter und Rohwerte im CFT 20 (Teil 1) korrelieren zu $r = .18$ ($p < 0,001$). Betrachtet man den Alterseffekt für den CFT 20 (Teil 1) innerhalb der Schulabschlußgruppen, findet sich bei den Gruppen „kein Schulabschluß“ ($N = 11$, $r = .17$, $p = 0,614$) und „mit Hauptschulabschluß“ ($N = 215$, $r = .17$, $p = 0,0265$) ein geringer Alterseffekt. Dagegen zeigt sich in den Gruppen „Mittlere Reife“ ($N = 164$, $r = .00$, $p = 0,986$) und „Abitur“ ($N = 192$, $r = -.02$, $p = 0,747$) kein Zusammenhang. Eine Varianzanalyse zu Schulbildung, Geschlecht und Alter sichert im Gesamtmodell einen signifikanten Effekt auf die Leistung im CFT 20 ($F(5, 572) = 22,74$; $p < 0,001$), der 16,6% der Varianz erklärt ($R^2 = 16,6$). Die Kovariate Alter hat ($F(1,572) = 0,89$; $p = 0,35$) ebenso wie der Faktor Geschlecht keinen bedeutsamen Einfluß ($F(1,572) = 1,09$; $p = 0,30$). Eine Varianzanalyse mit Schulbildung als Einzelfaktor erklärt ebenfalls einen Anteil von 16,6% der Varianz ($F(3,578) = 38,24$; $p < 0,001$).

Nach einer Gewichtung der Daten entsprechend den Schulabschlüssen der baden-württembergischen Population liegt der Mittelwert mit $x_{IQ} = 110,3$ nur leicht unter dem arithmetischen Mittel der ungewichteten IQ-Werte-Verteilung ($x_{IQ} = 110,8$). Als

Standardabweichung errechnet sich $s = 14,9$, die etwas größer ist als die der Verteilung ohne Gewichtung ($s = 14,7$). Die Höhe des jährlichen Zuwachses beträgt nach der Gewichtung umgerechnet 0,61 IQ-Punkte. Wird mit den gewichteten Daten wiederum eine Varianzanalyse zum Einfluß von Schulbildung, Geschlecht und Alter auf die CFT 20-Leistung gerechnet, ergibt sich im Vergleich zur Berechnung mit den ungewichteten Werten keine wesentliche Änderung: Das Gesamtmodell erklärt 19,5% der Varianz ($F(5, 572) = 27,79$; $p < 0,001$), die Kovariate Alter ($F(1,572) = 0,81$; $p = 0,37$) und das Geschlecht ($F(1,572) = 0,52$; $p = 0,47$) spielen keine Rolle. Der Faktor Schulbildung alleine ($F(3,578) = 46,8$, $p < 0,001$) erklärt 19,5% der Varianz ($R^2 = 19,5$). Berücksichtigt man die Abhängigkeit innerhalb der einzelnen Schulklassen bzw. Gruppentestungen, so ergibt sich für die gewichteten Daten ein Konfidenzintervall (95%-Niveau) von 107,63 bis 112,88 IQ-Punkten (Levy u. Lemeshow 1999).

Es besteht somit eine deutliche Mittelwertverschiebung – z. B. erreichen jetzt 77% statt bisher 50% der Gesamtstichprobe einen IQ von mindestens 100. Dieser Effekt bleibt auch nach einer Gewichtung der Daten entsprechend den Schulabschlüssen der baden-württembergischen Population erhalten und erfordert eine Neunormierung.

Ausarbeitung einer Neunormierung zum CFT 20 (Teil 1)

Im Zuge der Erarbeitung der Neunormierung mußte geklärt werden, ob Einfach- und/oder Gruppennormen erstellt werden sollten. Altersspezifische Normen sind aufgrund der durchgeführten Varianzanalyse nicht erforderlich, so daß darauf verzichtet wurde. Aufgrund der nicht vollständigen Repräsentativität der Verteilung der Schulabschlüsse in der von uns erhobenen Stichprobe und der signifikanten Mittelwertsunterschiede im CFT 20 (Teil 1) für die verschiedenen Schulabschlüsse werden die Rohwerte entsprechend gewichtet. Da die Rohwerte linksschief verteilt sind ($sch = -0,681$), wird zur Berechnung der T-Werte nach dem Verfahren der Prozenrangtransformation von McCall vorgegangen (vgl. Lienert 1969). Die neuen Normen für 16-30jährige mit deutscher Muttersprache befinden sich in Tabelle A-1.

3.2 R-T Diktat „Moselfahrt“

Fehlerverteilung von 1995 und Vergleich mit der Fehlerverteilung von 1968

Die durchschnittliche Fehlerzahl in der 1995 untersuchten Stichprobe Jugendlicher und junger Erwachsener zwischen 16 und 30 Jahren liegt bei 19,8 Fehlern (Standardabweichung $s = 10,3$). Bei einem Fehlerminimum von 1 Fehler und einem Fehlermaximum von 54 Fehlern beträgt der Range 53 Fehler. Die Fehlerverteilung läßt sich als nicht normalverteilt, sondern rechtsschief ($sch = 0,730$), unimodal und schmalgipflig ($Exzeß = 0,075$) beschreiben (Modalwert = 17,0 < Median = 18,0 < Mittelwert = 19,8).

Im Vergleich der Fehlerverteilung von 1995 mit der von 1968 sind folgende Unterschiede festzuhalten: Die Normstichprobe von 1968 zeigte je nach Altersstufe Fehlermittelwerte zwischen 9,5 und 11,5 ($s = 6$). Somit hat sich die durchschnittliche Fehlerzahl mit 19,8 Fehlern bei der Erhebung 1995 knapp verdoppelt. Das Fehlerminimum war 1968 bei 0 Fehlern und ist heute bei einem Fehler – kein Proband konnte das Diktat Moselfahrt fehlerlos schreiben.

Als höchste Fehlerzahl wurde in den Normen von 1968 der Rohwert 36 angegeben. Somit ist das Maximum um 18 Fehler gestiegen. Das bedeutet, daß sich die Fehler-spanne verbreitert hat und es heute mehr Probanden mit hohen Fehlerzahlen gibt. Die Rechtsschiefe der unimodalen Verteilung bleibt erhalten, wobei sich der Gipfel von ca. 8-11 Fehlern weiter nach rechts zu einem Modalwert von 17 verschoben hat.

Unterschiede zwischen Subgruppen

Geschlechtsunterschiede: Es findet sich ein signifikanter Geschlechtsunterschied. Die durchschnittliche Rechtschreibleistung der Frauen ist signifikant besser als die der Männer ($U=52632,500$; $df=1$; $p<0,001$). Zum einen liegt die mittlere Fehlerzahl der Männer im Diktat „Moselfahrt“ mit $x=22,3$ ($s=10,4$) um 4,9 Fehler über derjenigen der Frauen ($x=17,4$; $s=9,7$), und zum anderen liegt das Fehlerminimum der Männer ($\min=4$) 3 Fehler über dem Wert der Frauen.

Schulabschlußarten: Es zeigte sich, daß die Rechtschreibleistung im Diktat „Moselfahrt“ in den drei Schulabschlußniveaus Hauptschulabschluß, Mittlere Reife und (Fach-) Hochschulreife signifikant verschieden ist (Kruskal-Wallis-Test $H=284,358$; $df=2$; $p<0,001$). Die beste durchschnittliche Rechtschreibleistung erbringen diejenigen mit dem (Fach-) Hochschulabschluß, während Probanden mit Hauptschulabschluß die höchste mittlere Fehlerzahl haben. Aus Tabelle 4 sind die Kennwerte der Verteilungen für die drei Schulabschlußstufen zu entnehmen.

Tab. 4: Fehlerverteilung mit Mittelwert (x) und Standardabweichung (s) im R-T „Moselfahrt“ für verschiedene Schulabschlüsse ($N=573$)

Schulabschluß	N	x (s)	Minimum	Maximum
Hauptschulabschluß	212	28,7 (9,4)	7	54
Mittlere Reife	163	17,4 (6,5)	2	40
(Fach-) Hochschulreife	198	12,1(5,7)	1	30
Gesamt	573	19,8(10,3)	1	54

Alter: Wie beschrieben besteht auch in der Substichprobe R-T „Moselfahrt“ eine Konfundierung von Alter und Schulabschluß. Rechtschreibleistung im Diktat „Moselfahrt“ und Alter korrelieren zu $r=.25$ ($p<0,001$). Diese insgesamt geringe Korrelation kommt durch die Konfundierung der Altersvariablen mit dem Schulabschluß zustande. Innerhalb der Schulabschlußgruppen finden sich jedoch keine Zusammenhänge zwischen Alter und Rechtschreibleistung: In der Gruppe Hauptschulabschluß liegt die Korrelation bei $r=.06$ ($p=0,360$), in der Gruppe Mittlere Reife beträgt sie $r=-.13$ ($p=0,096$) und bei den Probanden mit (Fach-) Hochschulreife wird ein korrelativer Zusammenhang in Höhe von $r=.11$ ($p=0,140$) erreicht. Eine Varianzanalyse zum Einfluß von Schulbildung, Geschlecht und Alter auf die Rechtschreibleistung im Diktat „Moselfahrt“ ($F(4,568)=146,64$; $p<0,001$) ergibt signifikante Einflüsse der Faktoren Schulbildung ($F(2,568)=205,35$; $p<0,001$) und Geschlecht ($F(1,568)=26,95$; $p<0,001$), während der Einfluß der Altersvariablen gering ist und an der Signifikanz-

grenze des 1%-Niveaus liegt ($F(1,568)=6,54; p=0,011$). Das Modell klärt 50,8% der Varianz der Rechtschreibleistung auf ($R^2=50,8$). Im Gesamtmodell ergibt sich kein signifikanter Alterseffekt. Durch das Alter werden nur 0,6% spezifische Varianz erklärt, während die Geschlechtszugehörigkeit mit 2,3% spezifischer Varianzaufklärung einen bedeutsameren Einfluß ausübt. Der Faktor Schulbildung erklärt im Modell 35,6% spezifische Varianz. Als wichtigster Einzelfaktor erklärt die Schulbildung in einer getrennten Varianzanalyse bereits 48,0% der Varianz. Gewichtet man die Daten entsprechend den Schulabschlüssen in der baden-württembergischen Population, ändern sich die Effekte kaum.

Folgen der Anwendung der Normen von 1968 auf die Stichprobe von 1995
Ordnet man den im Diktat Moselfahrt gemachten Fehlerzahlen entsprechend den publizierten Normen von 1968 bzw. 1974 die jeweiligen Standardwerte zu, ergibt sich ein massiver Bodeneffekt (s. Abb. 1).

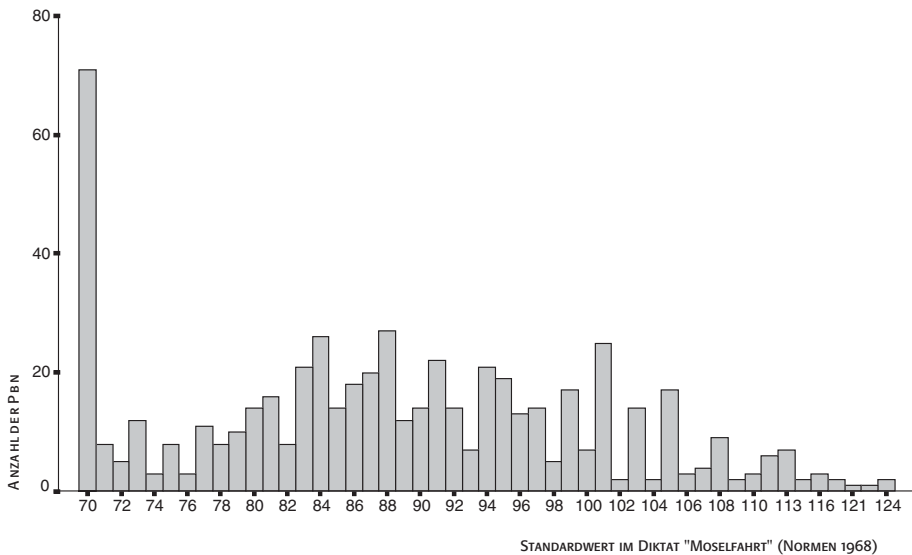


Abb. 1: Rechtschreibungstest R-T Diktat „Moselfahrt“: Standardwerte nach den Normen von 1968 (N=573)

12,4 Prozent der Probanden (N=71) erhalten den untersten Standardwert von 70, der einem Prozentrang von 0,1 entspricht. Eine Leistung, die nach den alten Normen dem Prozentrang 5 entspricht, zeigen 39,1% (224 Probanden). Knapp die Hälfte der Stichprobe (48,2%, N=276) bekommt für ihre Leistung im Diktat „Moselfahrt“ einen Standardwert von 87 und kleiner, der einem Prozentrang von 10 und kleiner entspricht.

Der mittlere Standardwert (SW), der mit dem Median zusammenfällt, liegt für alle Probanden bei 88 und hat sich somit um 1,2 Standardabweichungen verschlechtert. Für die Interpretation der Ergebnisse von Leistungstests ist es üblich, dem Prozentrang 6-10 die Note „mangelhaft“ (Note 5) und dem Prozentrang 1-5

die Note „ungenügend“ (Note 6) zuzuordnen (vgl. Müller 1983). Danach wäre im Vergleich der heutigen Leistung mit den Standardwerten von 1968 die Rechtschreibfertigkeit, wie sie das Diktat „Moselfahrt“ erfaßt, von knapp der Hälfte (48%) der Jugendlichen und jungen Erwachsenen als nicht ausreichend, d. h. Note 5 und 6, und von 39% als ungenügend (Note 6) zu beurteilen. Eine sehr gute Leistung, die einem Prozentrang von 90-100 entspricht, ist bei 1,9% der heutigen Kohorte junger Erwachsener nach Abschluß der Pflichtschulzeit zu finden.

Zusammengefaßt zeigen sich folgende Veränderungen in der Fehlerverteilung:

- a) Der Mittelwert hat sich von 9,5 Fehlern (19jährige und älter) bzw. 11,5 Fehlern (16jährige) auf knapp 20 Fehler erhöht.
- b) Die hohen Fehlerzahlen haben zugenommen: 8% der Probanden machen über 36 Fehler, was bei der alten Normierung dem Fehlermaximum entsprach.
- c) Die maximale Fehlerzahl ist von 36 auf 54 Fehler gestiegen.
- d) Das Minimum ist von 0 auf 1 Fehler gestiegen.

Gewichtet man die Daten entsprechend den Schulabschlüssen in der baden-württembergischen Population liegt der mittlere Fehlerwert bei 19,6 – damit verringert er sich nur geringfügig um 0,2 Fehler. Aus den genannten Gründen erscheint eine Neunormierung notwendig.

Ausarbeitung einer Neunormierung zum Diktat „Moselfahrt“ mit einer Gesamtnorm

Trotz signifikanter Geschlechtsunterschiede wird aus Gründen der Gleichbehandlung auf eine geschlechtsspezifische Normierung verzichtet. Altersnormen sind nicht nötig. Da die Verteilung der Fehler nicht der Normalverteilung folgte, wird ebenso verfahren wie bei der CFT 20-Neunormierung. Für die Berechnung der Normen werden die Probanden nach den Kriterien Geschlecht und bisher erreichtem Schulabschluß (vereinfachte Klassifizierung) auf solche Weise gewichtet, daß sie dem Anteil in der Gesamtpopulation der baden-württembergischen Schulabgänger entsprechen (Statistisches Landesamt Baden-Württemberg 1995). Die neuen Normen für das R-T Diktat „Moselfahrt“, die für 16-30jährige mit deutscher Muttersprache gelten, können aus Tabelle A-2 abgelesen werden.

Sprachfreie Intelligenz und Rechtschreibleistung im zeitlichen Wandel

Betrachtet man die historische Entwicklung von sprachfreier Intelligenz und Rechtschreibleistung über einen Zeitraum von 18 bzw. 27 Jahren zeigt sich ein Zuwachs der nonverbalen Intelligenztestleistung von 10,8 IQ-Punkten bzw. umgerechnet 7,4 T-Wert-Punkten und ein Rückgang der durchschnittlichen Rechtschreibleistung, wie sie mit dem Diktat „Moselfahrt“ gemessen wurde, um 12 T-Wert-Punkte. Diese beiden Aspekte kognitiver Fähigkeiten haben sich somit über die vergangenen Jahre bei Jugendlichen und jungen Erwachsenen in einer Höhe von knapp zwei Standardabweichungen auseinanderentwickelt. Abbildung 2 veranschaulicht die Scherentwicklung von Intelligenz und Rechtschreibleistung, die man als einen Trend zu einer legasthenen Gesellschaft oder – überspitzt gesagt – zum „schlauem Analphabeten“ beschreiben könnte.

Für die Diagnose einer Rechtschreibstörung wird von der WHO in der ICD10 (Dilling et al. 1994) das doppelte Diskrepanzkriterium einer extrem schlechten

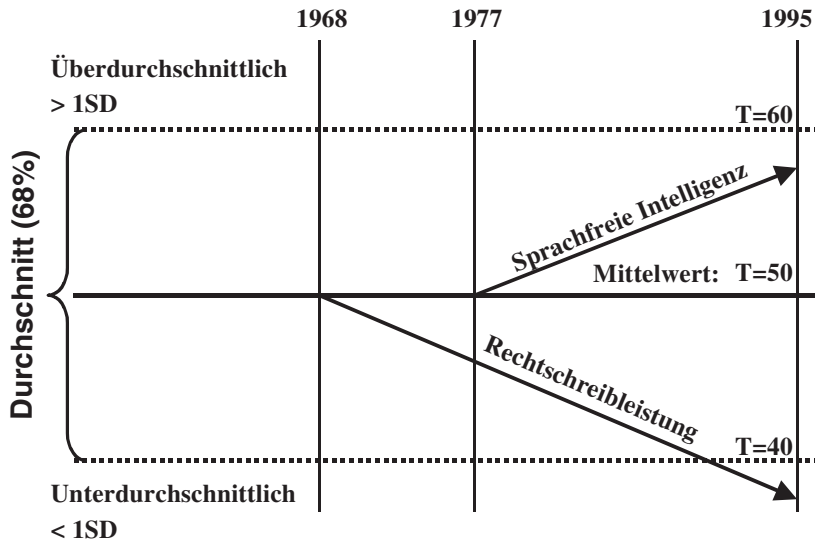


Abb. 2: Veränderung der Rechtschreibleistung im Diktat „Moselfahrt“ (1968 -1995) und des sprachfreien Denkens im CFT 20 (1977 -1995) bei einer nahezu repräsentativen Stichprobe junger Erwachsener zwischen 16 und 30 Jahren

Anmerkungen: Mittelwert \pm 1SD entspricht $T = 50 \pm 10$.

Rechtschreibleistung von zwei Standardabweichungen unter dem Altersdurchschnitt mit gleichzeitiger Abweichung von zwei Standardabweichungen zur individuellen Intelligenztestleistung in Höhe von mindestens 70 IQ-Punkten gefordert. Wendet man diese als streng geltende Legastheniedefinition auf unsere Stichprobe an, so wären in unserer nahezu repräsentativen Stichprobe unter Verwendung der alten Normen 24,5% Legastheniker. Das heißt, jeder vierte Untersuchungsteilnehmer würde die Diagnose einer behandlungsbedürftigen Legasthenie erhalten. Klinisch relevant jedoch werden Rechtschreibstörungen bereits bei einer Diskrepanz von nur einer Standardabweichung (Esser 1991). Hier wird eine Rechtschreibstörung diagnostiziert, wenn die Rechtschreibleistung mindestens eine Standardabweichung unter dem Mittelwert der Altersgruppe und der individuellen Intelligenztestleistung liegt, wobei mindestens ein IQ von 70 erreicht werden muß. Bei Anwendung der alten Normierungen hätten 54,2% der Stichprobe einen Förderbedarf (Haffner et al. 1998).

Kennwerte für die neue Verteilung der Rechtschreib- bzw. Intelligenztestleistung getrennt nach Schulabschlüssen sind bei Haffner et al. (1998) angegeben.

4 Diskussion

Basiert der IQ-Gewinn im CFT 20, Teil 1 nur auf Stichprobenfehlern? Die leichte Konfundierung von Alter und Schulabschluß schränkt die Generalisierbarkeit unserer Ergebnisse etwas ein. Eine weitere Einschränkung liegt darin, daß die erreich-

ten Schulabschlüsse nicht genau mit denen der baden-württembergischen Population übereinstimmen, was aber, wie durch die Gewichtung überprüft wurde, lediglich einen Effekt von 0,5 IQ-Punkten verursacht. Außerdem sind im Vergleich zur Originalnormstichprobe des CFT 20 Probanden aus rein ländlichen Regionen unterrepräsentiert. Die Ergebnisse zum CFT 2 aus den Normierungsuntersuchungen 1977 zeigten jedoch, daß der Test nur zu geringen Stadt-Land-Unterschieden führt. Im Handbuch zur 4. Auflage beschreibt Weiß (1998), der von ca. 10% (1977) auf 20% (1996) gestiegene Ausländeranteil erfordere einen Korrekturwert von 0,4 Rohwertpunkten. Da in unserer Stichprobe nur Personen mit deutscher Muttersprache enthalten sind, könnte damit ein kleiner Effekt von 1 IQ-Punkt erklärt werden. Weiß fand bei einer Totalerhebung an Hamburger Fünftklässlern im Jahr 1996 im Gegensatz zu unseren Befunden keine Normverschiebung im CFT 20 (Teil 1). Möglicherweise wird das Ausmaß des IQ-Gewinns mit 10,8 IQ-Punkten leicht überschätzt. Den Effekt einer Normverschiebung der sprachfreien Intelligenztestleistung bei Jugendlichen und jungen Erwachsenen halten wir insbesondere deshalb für offensichtlich, da wir in der gleichen Stichprobe eine Abnahme der Rechtschreibfähigkeiten gefunden haben. Somit ist es unwahrscheinlich, daß die von uns untersuchten Probanden lediglich eine besonders leistungsstarke Stichprobe darstellen. Eventuell zeigt sich das Phänomen des IQ-Gewinns im CFT 20 (Teil 1) stärker bei jugendlichen Probanden, die bereits die Stufe des formal-logischen Denkens erreicht haben.

Über mögliche Ursachen für den IQ-Gewinn wurden bereits an anderen Stellen ausführliche Diskussionen geführt (z.B. Neisser 1996; Stoll u. Schallberger 1992; Flynn 1987), die hier nicht wiederholt, sondern um Beobachtungen und Überlegungen ergänzt werden sollen. Der Ursachenfaktor einer verbesserten kognitiven Anregung könnte im Rahmen der beabsichtigten Bildungsmaßnahmen wirksam gewesen sein, da die Zahl höherer Schulabschlüsse zugenommen hat – wesentlich mehr Schüler legen heute das Abitur ab. Durch längere Beschulung könnte logisches Denken gefördert worden sein. Für ein verändertes Antwortverhalten mit schnellem, intuitivem Beantworten der Items, in dem Brand, Freshwater und Dockrell (1989) die Ursache für die IQ-Zuwächse bei den kulturfreien Intelligenztests sehen, spricht unsere Beobachtung während der Testdurchführungen: Der Großteil der Probanden war deutlich vor Ablauf der Zeit mit der Aufgabenbeantwortung fertig. Doch kann dieses Verhalten ebenso auf eine erhöhte Verarbeitungsgeschwindigkeit für visuell-figurale Aufgaben hinweisen: Hier ist nach unserer Auffassung die Wirksamkeit „nicht-intendierter“ Trainingsmaßnahmen erkennbar, die als Hauptursachen des IQ-Gewinns im CFT 20 eingeschätzt werden. Durch die Veränderungen in der modernen Welt waren die heutigen Jugendlichen im Laufe ihres Lebens mit großer Sicherheit weitaus mehr visuellen Reizen ausgesetzt als ihre Vorgängerkohorte. Die Verbesserung der visuellen Aufnahmefähigkeit könnte durch die zunehmende Beschäftigung mit elektronischen Medien gefördert worden sein. Es ist plausibel anzunehmen, daß auf diese Weise logische Operationen trainiert sowie der Umgang mit Symbolen gefördert werden. Würden sich die Hypothesen über die Wirkung beabsichtigter und sogenannter „nicht-intendierter“ verbesserter kognitiver Anregungen bestätigen (Stoll u. Schallberger 1992), stünde dies im Widerspruch zu Cat-

tells Zielvorstellungen zum Testinhalt des CFT 20 (vgl. Weiß 1987) – nämlich die „grundlegende geistige Leistungsfähigkeit“ frei von „Einflüssen des soziokulturellen, erziehungsspezifischen oder rassischen Hintergrundes“ zu erfassen. Dies bliebe nicht ohne Auswirkungen auf die Annahme der Erfassung fluider Intelligenz über sprachfreie Intelligenztests sowie auf die Konzeptbildungen zur Intelligenz.

Läßt sich mit Stichprobenunterschieden die Normverschiebung des Diktats „Moselfahrt“ erklären? Es sei erinnert, daß die leichte Konfundierung von Alter und Schulabschluß die Repräsentativität der Stichprobe etwas einschränkt. Von den Testautoren wurde in bezug auf die Originalnormierung darauf hingewiesen, daß die Normen aufgrund des hohen Anteils von Probanden mit „Schreibtischberufen“ möglicherweise etwas zu streng seien. Die Originalstichprobe bestand aus Bewerbern, die in der Regel leistungsstärker seien als Nichtbewerber (Kersting 2000). Aufgrund der Stärke des Effekts jedoch ist diese Erklärung als alleinige Ursache nicht ausreichend. Es ist offenbar, daß sich die Rechtschreibleistung, wie sie mit dem Diktat „Moselfahrt“ erfaßt wird, bei Jugendlichen und jungen Erwachsenen nach Absolvierung der Pflichtschulzeit innerhalb der vergangenen 25 Jahre erheblich verschlechtert hat. Für die Annahme eines generellen Rückgangs spricht folgende Überlegung: Personen, die „Schreibtischberufe“ ausüben, haben im Vergleich zur Gesamtbevölkerung häufiger einen höheren Schulabschluß. Die von uns untersuchten Probanden mit (Fach-) Hochschulreife erzielten als leistungsstärkste Gruppe mit 12,1 Fehlern im Durchschnitt jedoch ebenfalls ein Ergebnis, das um 0,6 Fehler schlechter ist als die durchschnittliche Fehlerzahl der nach der Norm von 1968 leistungsschwächsten Altersgruppe (16jährige) im untersuchten Altersbereich von 16 bis 30 Jahren. Die Normverschiebung weist somit bei Erfüllung des Kriteriums der Testkontinuität auf einen allgemeinen Rückgang der Rechtschreibfertigkeiten von Schulabgängern hin. Wie Kersting (2000) berichtet, werden neue Normen für die R-T Diktate voraussichtlich im Frühjahr 2001 erscheinen. Dabei sind von der Rechtschreibreform betroffene Items herausgenommen und die Tests an einer Bewerbergruppe normiert worden.

Über mögliche Ursachen für den Rückgang der Rechtschreibleistung im Diktat „Moselfahrt“ können ebenfalls nur Vermutungen geäußert werden. In nahezu allen Gruppentestungen erlebten wir Unsicherheit und Verwirrung der Probanden als die Wörter „währte“, „eilends“ und „ungestüm“ diktiert wurden, die bei einem Großteil der Jugendlichen nicht im aktiven Wortschatz enthalten sind. Somit kann eine Veränderung des Wortschatzes der Gemeinsprache als ein möglicher Erklärungsfaktor angesehen werden. Für detaillierte Aussagen über einzelne Wörter bzw. Items wären Itemschwierigkeitsanalysen sinnvoll.

Weitere Ursachen könnten neben Lese- und Fernsehgewohnheiten auch in schulischen Faktoren liegen – wie Didaktik, Rückgang der tatsächlich zur Verfügung stehenden Unterrichtszeit für Orthographie aufgrund von veränderten Lehrplänen, erhöhter Unruhe in den Klassen oder Stundenausfall. Auch führt die im Vergleich zu 1968 insgesamt deutlich höhere Zahl an Abiturienten im Jahr 1995 nicht zu einer Verbesserung der Rechtschreibleistung im R-T Diktat „Moselfahrt“. Auf motivationaler Seite ist denkbar, daß „üben, üben, üben“ der korrekten Schreibweise von Schülern, Lehrern und Eltern als langweilig oder un kreativ geringgeschätzt wird.

Dies könnte einhergehen mit der Überzeugung, daß der Inhalt eines Textes wichtiger sei als die Form und die Rechtschreibkontrolle eines Textverarbeitungsprogramms ohnehin das Korrigieren übernimmt.

Für eine sinnvolle Individualdiagnostik müssen Tests zuverlässig normiert sein, wie von verschiedenen Autoren gefordert wird (z. B. Amelang u. Zielinski 1994). Die Scherentwicklung von nichtsprachlicher Intelligenz und nachlassenden Rechtschreibleistungen hat gravierende Auswirkungen auf die Legastheniediagnose und betrifft auch die Interpretation von Forschungsergebnissen. In einer Katamnese studie von legasthenen Jungen fand sich bei Anwendung der alten Normen für das R-T Diktat „Moselfahrt“ eine Verschlechterung von 35 auf 24 T-Wert-Punkte nach Abschluß der Therapie. Legt man nun die neuen Normen (1995) zugrunde, bleibt die Rechtschreibleistung stabil bei 35 T-Wert-Punkten (Strehlow et al. 1992). Die Einführung regelmäßiger, repräsentativer Untersuchungen zur Überprüfung des Leistungsstands von Schülern wäre trotz der Kosten und der methodischen Probleme im Zuge einer langfristigen Bildungsplanung äußerst sinnvoll. Eine breite Datenbasis würde einer fundierten Diskussion darüber dienen, welche Bildungsinhalte schulisch oder auch universitär vermittelt werden sollten, welche Mindestqualifikationen bei Schulabgängern für unerlässlich betrachtet werden, welche Bedeutung der korrekten Rechtschreibung beigemessen werden soll. Es wirft die Überlegung auf: Gibt es weitere Auswirkungen des gesellschaftlichen Wandels in anderen Bereichen der menschlichen Persönlichkeit? Diese Arbeit untersuchte nur zwei Aspekte aus dem Leistungsbereich – aber durchaus denkbar ist, daß auch andere Gebiete wie z. B. Leistungsmotivation oder soziale Kompetenz davon betroffen sind. Hinweise auf historische Veränderungen innerhalb der letzten Dekade finden sich auch in der Anorexia nervosa-Forschung: Gestörte Einstellungen zu Figur und Gewicht nahmen bei weiblichen Jugendlichen der jüngeren Kohorte im Vergleich zur Mitte der 80er Jahre zu (Rathner u. Rainer 1997). Es stellt sich die Frage: Was wird als gesellschaftliche Veränderungen betrachtet, denen man einfach ihren Lauf läßt, auf die man mit einer Aktualisierung der Testnormen reagiert, und was fordert uns zu weitergehenden Konsequenzen auf?

Literatur

- Althoff, K.; Greif, S.; Henning, G.; Hess, R.; Röber, J. (1974): Rechtschreibungstests (R-T). Allgemeine Handanweisung für die Diktate C, D, E (2. unveränderte Aufl., 1. Aufl. 1968). Hrsg.: Deutsche Gesellschaft für Personalwesen. Leitung A. O. Jäger. Göttingen: Hogrefe.
- Amelang, M.; Zielinski, W. (1994): Psychologische Diagnostik und Intervention. Heidelberg: Springer.
- Bunk, G. P. (1983): Zur Leistungsfähigkeit der Jugendlichen in Rechnen und Rechtschreiben beim Übergang von der allgemeinbildenden Schule in die Berufsausbildung. Pädagogische Rundschau 38: 719-739.
- Cattell, R. B. (1963): Theory of fluid and crystallized intelligence: A critical experiment. Educational Psychology 54: 1-22.
- Dilling, H.; Mombour, W.; Schmidt, M. H.; Schulte-Markwort, E. (Hg.) (1994): Weltgesundheitsorganisation. Internationale Klassifikation psychischer Störungen. ICD-10 Kapitel V (F). Forschungskriterien. Göttingen: Huber.

- Flynn, J.R. (1984): The mean IQ of Americans: massive gains 1932 to 1978. *Psychological Bulletin* 95: 29-51.
- Flynn, J.R. (1987): Massive IQ gains in 14 nations: what IQ tests really measure. *Psychological Bulletin* 101: 171-191.
- Haffner, J.; Zerahn-Hartung, C.; Pfüller, U.; Parzer, P.; Strehlow, U.; Resch, F. (1998): Auswirkungen und Bedeutung spezifischer Rechtschreibprobleme bei jungen Erwachsenen – empirische Befunde in einer epidemiologischen Stichprobe. *Zeitschrift für Kinder- und Jugendpsychiatrie und Psychotherapie* 26: 124-135.
- Ingenkamp, K. (1987): Die Lehrlingsuntersuchungen aus der Wirtschaft. *Pädagogische Beiträge* 9: 27-29.
- Kersting, M. (2000): Persönliche Mitteilung vom 10.08.2000.
- Klicpera, C.; Gasteiger-Klicpera, B. (1995): *Psychologie der Lese- und Schreibschwierigkeiten: Entwicklung, Ursachen, Förderung*. Weinheim: Beltz/Psychologie Verlags Union.
- Kühn, R. (1995): Straße mit Scht. Oder: Wie steht's mit der Rechtschreibung unserer Schüler? In Greuer-Werner, M.; Hanckel, C.; Heyse, H. (Hg.): *Psychologie – Ein Beitrag zur Schulkultur. Berichte aus der Schulpsychologie. Kongreßbericht der 11. Bundeskonferenz 1994 in Rostock*. Deutscher Psychologen Verlag, S. 171-178.
- Levy, P.S.; Lemeshow, S. (1999). *Sampling of populations: methods and applications* (3. Aufl.). New York: Wiley.
- Lienert, G.A. (1969): *Testaufbau und Testanalyse* (3., erg. Aufl.). Weinheim: Beltz.
- Müller, R. (1982): Legasthenie – schriftsprachliche Inkompetenz. Eine linguistische Beurteilung des Phänomens und des wissenschaftlichen Kenntnisstandes. *Sprache und Beruf* 1: 27-44.
- Müller, R. (1983): Diagnostischer Rechtschreibtest für 2. Klassen. DRT 2 (3., völlig Neubearb. Aufl.). Weinheim: Beltz.
- Neisser, U.; Boodoo, G.; Bouchard, T.J.; Boykin, A.W.; Brody, N.; Ceci, S.J.; Halpern, D.F.; Loe-hlin, J.C.; Perloff, R.; Sternberg, R.J.; Urbina, S. (1996): Intelligence: Knows and Unknowns. *American Psychologist* 51: 77-101.
- Rathner, G.; Rainer, B. (1997): Normen für das Anorexia-nervosa-Inventar zur Selbstbeurteilung bei weiblichen Adoleszenten der Risikogruppe für Eßstörungen. *Zeitschrift für Klinische Psychologie, Psychiatrie und Psychotherapie* 45: 302-318.
- Statistisches Landesamt Baden-Württemberg (Hg.) (1995): *Statistik von Baden-Württemberg. Das Bildungswesen*. Stuttgart: Metzler und Poeschel.
- Stedman, L.C.; Kaestle, C.F. (1987): Literacy and reading performance in the United States, from 1880 to the present. *Reading Research Quarterly* 22: 8-46.
- Stoll, F.; Schallberger, U. (1992): Auch Schweizer Jugendliche lösen Intelligenztest-Aufgaben immer besser. In: Gerhard, U.: *Psychologische Erkenntnisse zwischen Philosophie und Empirie*. Bern: Huber. S. 194-205.
- Strehlow, U.; Kluge, R.; Möller, H.; Haffner, J. (1992): Der langfristige Verlauf der Legasthenie über die Schulzeit hinaus: Katamnesen aus einer kinderpsychiatrischen Ambulanz. *Zeitschrift für Kinder- und Jugendpsychiatrie* 20: 254-265.
- Weiß, R.H. (1987): *Grundintelligenztest Skala 2 (CFT 20)*. (3., verb. u. erw. Aufl.). Göttingen: Hogrefe.
- Weiß, R.H. (1998): *Grundintelligenztest Skala 2 (CFT 20)*. (4., überarb. Aufl.). Göttingen: Hogrefe.

Anschrift der Verfasser: Dipl.-Psych. Claudia Zerahn-Hartung, Klinikum der Ruprecht-Karls-Universität Heidelberg, Psychiatrische Klinik, Abteilung für Kinder- und Jugendpsychiatrie, Blumstr. 8, 69115 Heidelberg.

Anhang

Tab. A-1: Neue Normen von 1995 für CFT 20 (Teil 1, Form A): 16-30jährige mit deutscher Muttersprache (N=582)

Rohwert	IQ-Wert	T-Wert	PR	Rohwert	IQ-Wert	T-Wert	PR
46	145	80	>99	30	88	42	21
45	136	74	99	29	85	40	16
44	133	72	99	28	83	39	13
43	128	69	97	27	81	37	10
42	124	66	95	26	79	36	8
41	120	63	90	25	78	35	7
40	115	60	84	24	76	34	5
39	112	58	79	23	75	33	4
38	109	56	73	22	73	32	3
37	106	54	66	21	72	31	3
36	103	52	58	20	70	30	2
35	100	50	50	19	69	29	2
34	97	48	42	18	68	29	2
33	95	47	38	17	67	28	1
32	93	45	31	16	64	26	1
31	91	44	27	≤15	55	20	<1

Tab. A-2: Neue Normen (1995) für Rechtschreibungstest R-T Diktat „Moselfahrt“: 16-30jährige mit deutscher Muttersprache (N=573)

Anzahl der Fehler	T-Wert	SW	PR	Anzahl der Fehler	T-Wert	SW	PR
1	80	130	>99	28	41	91	18
2	77	127	>99	29	40	90	16
3	75	125	>99	30	40	90	16
4	72	122	99	31	39	89	13
5	70	120	98	32	39	89	13
6	67	117	96	33	38	88	12
7	65	115	93	34	38	88	12
8	63	113	90	35	37	87	10
9	62	112	88	36	36	86	8
10	60	110	84	37	35	85	7
11	59	109	82	38	35	85	7
12	57	107	76	39	33	83	4
13	56	106	73	40	32	82	3
14	55	105	69	41	31	81	3
15	53	103	62	42	31	81	3
16	52	102	58	43	30	80	2
17	51	101	54	44	29	79	2
18	50	100	50	45	28	78	1
19	49	99	46	46	27	77	1
20	48	98	42	47	27	77	1
21	47	97	38	48	27	77	1
22	46	96	34	49	27	77	1
23	45	95	31	50	25	75	1
24	44	94	27	51	23	73	<1
25	43	93	24	52	22	72	<1
26	43	93	24	53	20	70	<1
27	42	92	21	54	20	70	<1