

Die Feminisierung der Lehrerschaft als Kohortenphänomen - Entwicklungen der Lehrerschaft an allgemeinbildenden Schulen Baden-Württembergs [Einzelbeitrag]

Thomas Eckert

Der wachsende Frauenanteil in der Lehrerschaft wurde jüngst aus unterschiedlichen Gründen problematisiert und Maßnahmen vorgeschlagen, um diesem Trend entgegen zu wirken. Dabei wurde die Feminisierung zumindest implizit als historisches Phänomen aufgefasst. Hier wird ein sozialisationstheoretischer, kohortenspezifischer Ansatz vorgeschlagen und dessen Plausibilität mit Hilfe log-linearer Modelle nach dem A-P-C-Design geprüft. Diese machen andere praktische Konsequenzen plausibel als die bisher vorgeschlagenen.

1. Einleitung

Die internationale Bildungsberichterstattung, die in den letzten Jahren stark ausgeweitet wurde, bezieht sich nicht nur auf Leistungsvergleiche wie TIMSS, PISA oder IGLU, sondern auch auf Angaben der Amtlichen Statistik (z. B. OECD 2005). Ziel dabei ist es, langfristige Veränderungen in den Bildungssystemen vergleichend zu beschreiben und Analysen zu deren unterschiedlichen Voraussetzungen und Wirkungen zu liefern bzw. zu ermöglichen (Eckert 2002). Aus Sicht der Bildungsforschung sind solche Initiativen zu begrüßen, da dadurch Wirkungen sozialen Wandels auf das Bildungswesen bzw. umgekehrt Einflüsse der Bildung auf sozialen Wandel besser beschrieben werden können als dies anhand einfacher Prozentwerte möglich ist. Im folgenden wird hierfür ein Beispiel gegeben, das sich allerdings (noch) auf Daten der regionalen Statistik stützt, da diese auf internationaler Ebene nicht in der ausreichenden Differenzierung vorliegen.

Bezogen auf die Lehrerschaft im allgemeinbildenden Schulwesen wird seit langem von einer wachsenden Feminisierung gesprochen. Dieser Begriff, der vor dem 1. Weltkrieg eine eher abfällige Bedeutung hatte (Pfister 1990, 123), wird heute deskriptiv gebraucht und bezeichnet die wachsende Zahl von Lehrerinnen im Vergleich zu Lehrern (z. B. Jacobi 1997, 932; Danz 1992, 102). Zwar ist dieser Frauenanteil in Deutschland aus internationaler Perspektive mit Ausnahme des

Primarbereichs kleiner als im Durchschnitt der OECD-Länder (Halász u. a. 2004, 18). Dennoch wird über die Feminisierung auch politisch im Zuge der Gleichberechtigung von Frauen und Männern intensiv diskutiert (z. B. Niedersächsischer Landtag 2003; Uni-Spiegel 2003). Aus pädagogischer Perspektive wird die Dominanz weiblicher Bezugspersonen im ersten Lebensjahrzehnt problematisiert (Diefenbach & Klein 2002; Kraus 2004) und auch vermehrt mit Diskontinuitäten im Berufsleben in Verbindung gebracht (Pfister 1990, 143, s. a. Möller 2006). Jüngst befassten sich in der Schweiz mehrere Publikationen mit diesem Thema (Eberle 2002; Wolter & Denzler 2003). Sie verweisen darauf, dass aus Umfragen hervorgeht, dass der Lehrberuf typisch weiblichen Interessen und Neigungen entgegenkomme (Hänsel 1992; Enzelberger 2001; Brunner & Herzog 2004) und daher aufgrund seines Tätigkeitsspektrums her attraktiv sei. Andererseits belegen ökonomisch ausgerichtete Analysen, dass der Lehrberuf für Frauen im Vergleich zu den jeweils geschlechtsspezifischen Alternativen deutlich höhere finanzielle Vorteile bietet, da die finanzielle Gleichbehandlung dort besser realisiert ist - im Unterschied z. B. zur Privatwirtschaft (Wolter & Denzler 2003), was eher für einkommensbezogene Beweggründe bei der Berufswahl spricht, ob sie nun bewusst oder unbewusst angestellt werden.

Will man von der Seite der Bildungspolitik dem wachsenden Frauenanteil unter den Lehrern entgegenwirken, dann stellt sich die Frage, ob dieser Trend nicht als Ausdruck längerfristig verlaufender, allgemeiner Modernisierungsprozesse (Terhart 1994) zu begreifen ist (wie z. B. der Bildungsexpansion, einer Zunahme postmaterialistischer Einstellungen oder einem sich verändernden Status des Lehrerberufs), die - wenn überhaupt - nur schwer (kurzfristig) steuerbar sind. Diese Frage soll hier eingehend diskutiert werden. Es wird dabei davon ausgegangen, dass es sich bei der Feminisierung des Lehrerberufs zumindest in den letzten Dekaden primär um ein Kohortenphänomen handelt und weniger um ein rein historisches, wie dies bei der Betrachtung von Verhältniswerten, die sich auf die gesamte Lehrerschaft beziehen, implizit unterstellt wird. Kohorten sind durch eine Struktur von Lebensverläufen gekennzeichnet, indem sie sich auf altersgleiche Personengruppen mit vergleichbaren Sozialisationsbedingungen beziehen (vgl. Wagner 2001, 4). Daher sind Kohortenphänomene langfristig angelegt und verweisen immer auch auf biographische Einflüsse und auf damit verbundene, geteilte Sozialisationserfahrungen.

2. Die Feminisierung der Lehrerschaft als Kohortenphänomen

Ein anschauliches Beispiel für die Kohortenphänomene liefern Untersuchungen zur Veränderung des Wohlbefindens im Alter (Schilling 2003): Entgegen der allgemeinen Erwartung, dass die Lebenszufriedenheit im höheren Lebensalter abnimmt, legen Querschnittsstudien eher eine Zunahme der Lebenszufriedenheit nahe. Da in solchen Studien Personen unterschiedlichen Alters befragt werden, die verschiedene Sozialisationsbedingungen in ihrer Jugend und im frühen Erwachsenenalter vorfanden, kann dieser oft als paradox bezeichnete Befund auch durch ein

methodisches Artefakt erklärt werden: weil ältere Kohorten z. B. nachkriegsbedingt geringere Ansprüche stellen als jüngere, sind sie insgesamt leichter mit ihrem Leben zufrieden. Dies kann in Querschnittstudien dazu führen, dass Personen unterschiedlichen Alters ähnliche Zufriedenheitswerte aufweisen, obwohl sich deren Lebenszufriedenheit jeweils über die Lebensspanne verringert: Sie nimmt kohortenspezifisch ab. Die Studie von Schilling (2003) macht dies anhand von Daten des sozio-ökonomischen Panels deutlich.

Die Feminisierung der Lehrerschaft als Kohortenphänomen zu begreifen heißt daher, gemeinsame Sozialisationsbedingungen innerhalb und außerhalb des Bildungswesens zu unterstellen, die dieses Phänomen hervorbringen. Ziel des vorliegenden Beitrags ist es, zunächst die Annahme der Kohortenabhängigkeit der Feminisierung zu prüfen und sie dann anhand der ermittelten Parameter zu beschreiben. Darauf aufbauend lassen sich begründete Annahmen über zugrunde liegenden Sozialisationsbedingungen formulieren.

Der Prozess der Feminisierung lässt sich anschaulich als Kohortenphänomen darstellen, wenn man den Lehrerinnenanteil in Abhängigkeit von Alter und Untersuchungsperiode abträgt. Dies wurde in Tabelle 1 für die Grund- und Hauptschullehrerinnen bzw. -lehrer in Baden-Württemberg vorgenommen (vgl. Innenministerium Baden-Württemberg, verschiedene Jahrgänge). Die Angaben beziehen sich auf Altersgruppen von fünf Jahren und auf Untersuchungsperioden in fünfjährigem Abstand seit 1971. Die Kohorten, über die im folgenden gesprochen wird, befinden sich dann in den Diagonalen der Tabelle.

Alter	Periode						
	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
25-29	66,9%	70,3%	75,3%	78,6%	90,7%	90,5%	90,8%
30-34	51,0%	60,3%	63,2%	68,7%	76,9%	82,3%	79,1%
35-39	49,9%	54,0%	59,9%	62,7%	69,2%	78,0%	77,8%
40-44	46,4%	52,1%	54,5%	62,0%	65,0%	73,1%	80,9%
45-49	58,4%	49,6%	53,2%	56,0%	62,9%	66,5%	74,7%
50-54	49,7%	57,5%	48,9%	53,1%	56,2%	63,7%	67,0%
55-59	46,4%	50,1%	55,4%	46,9%	52,1%	56,2%	63,0%
60++	40,4%	38,9%	39,9%	46,4%	36,4%	45,1%	51,1%
Gesamt	55,2%	59,4%	60,6%	60,9%	63,9%	68,1%	71,5%

Tabelle 1: Prozentanteil der Grund- und Hauptschullehrerinnen nach Altersgruppen über verschiedene Perioden

Betrachtet man die Prozentwerte für die gesamte Lehrerschaft in der unteren Zeile von Tabelle 1,

zeigt sich das bekannte Phänomen der Zunahme des Frauenanteils über die Zeit. Betrachtet man die Diagonalen, so wird deutlich, dass diese Zunahme vor allem daher rührt, dass der 'Startwert' in der jüngsten Altersgruppe zunimmt (vgl. dazu das erwähnte Beispiel zur Lebenszufriedenheit), dass aber von dort aus gesehen der Frauenanteil mit höherem Alter eher abnimmt. Nun stellt sich erstens die Frage, ob man diese Entwicklung überhaupt als Kohorteneffekt bezeichnen kann und nicht z. B. auch als Alterseffekt ansehen muss. Dabei geht es vorwiegend um das methodische Problem, die Bedeutung von Alters-, Perioden- und Kohorteneffekten voneinander zu trennen. Daran anschließend stellt sich zweitens die Frage, durch welche Entwicklungen denn Kohorteneffekte - so sie identifizierbar sind - verursacht worden sein könnten. Naheliegend wäre hier z. B. die Bildungsexpansion und die zunehmende Bildungsbeteiligung von Frauen, geschlechtsspezifische Unterschiede in der Wahl des Studienfaches, rechtliche Regelungen wie z. B. Möglichkeiten der Wahl des Kontingents an Unterrichtsstunden (Deputat), Veränderungen in der Realisierung einer finanziellen Gleichbehandlung und vieles mehr. Angesichts der Vielzahl möglicher Gründe für Kohorteneffekte und auch aufgrund dessen, dass keine geschlossene Sozialisationstheorie vorliegt, die den zunehmenden Frauenanteil in der Lehrerschaft plausibel macht, erscheint es sinnvoll und legitim, mit der Analyse der Daten zu beginnen und die dann ermittelten Effekte im Nachhinein zu erklären.

3. Die Trennung von Alters-, Perioden und Kohorteneffekten

Die angesprochene methodische Fragestellung lässt sich mit Hilfe von log-linearen Modellen bearbeiten. Das dort entwickelte Alter-Periode-Kohorten-Design (A-P-K-Design) (Fienberg & Mason 1979, Hagenaars 1990, Andreß, Hagenaars & Kühnel 1997) erlaubt eine Trennung der angesprochenen Effekte, was weiter unten näher erläutert wird. [1] Zur Identifikation der einzelnen Kohorten werden diese nach dem folgenden Schema nummeriert:

Alter	Periode						
	1971	1976	1981	1986	1991	1996	2001
25-29	8	9	10	11	12	13	14
30-34	7	8	9	10	11	12	13
35-39	6	7	8	9	10	11	12
40-44	5	6	7	8	9	10	11
45-49	4	5	6	7	8	9	10
50-54	3	4	5	6	7	8	9
55-59	2	3	4	5	6	7	8
60++	1	2	3	4	5	6	7

Tabelle 2: Bezeichnung der Kohorten im A-P-K-Design

Auf die technischen und methodischen Hintergründe des A-P-K-Designs kann im folgenden nicht ausführlich eingegangen werden (vgl. dazu Andreß, Hagens & Kühnel 1997). Um die Verständlichkeit dieses Beitrags zu erhöhen, werden im folgenden kurz die Grundlagen dieses Verfahrens erläutert, soweit dies von der Darstellung der Ergebnisse her notwendig erscheint. Dabei wird auch auf die für die Berechnung der jeweiligen Modelle notwendigen Festlegungen eingegangen.

In log-linearen Modellen werden die Häufigkeiten einer Kreuztabelle gemäß dem Allgemeinen Linearen Modell in Prozesse zerlegt, die diese zustande bringen. Wie z.B. bei der Varianzanalyse gibt es dort Haupt- (eine Variable) und Interaktionseffekte (Kombination aus mindestens zwei Variablen). Nimmt man alle möglichen Haupt- und Interaktionseffekte in ein log-lineares Modell auf (saturiertes Modell), wird eine Tabelle vollständig reproduziert. Die Frage ist nun, ob man einen oder mehrere Effekte aus dem Modell entfernen kann und immer noch eine 'gute' Annäherung an die Tabelle erhält. Die Abweichungen der geschätzten Häufigkeiten von der Ausgangstabelle wird mit Hilfe eines χ^2 -Tests beurteilt. Ist dieser signifikant, weicht das Modell zu stark von der Ausgangstabelle ab und es müssen mehr Parameter aufgenommen werden. Beim saturierten Modell ist $\chi^2 = 0$. Der erste Schritt einer Analyse mittels log-linearer Modelle besteht demnach darin, ein Modell zu finden, das bei möglichst sparsamer Beschreibung (wenige Effektparameter im Modell) die Ausgangstabelle möglichst gut beschreibt (kleiner χ^2 -Wert). Zwei Hinweise sind in diesem Zusammenhang noch wichtig: Erstens wird in log-linearen Analysen oft nicht der χ^2 -Wert nach Pearson angegeben, sondern der analog verwendbare Likelihood-Ratio- χ^2 -Wert ($LR\chi^2$). Zweitens ist die Verwendung von Signifikanztests sehr konservativ, wenn die Stichprobe groß ist oder wenn

Daten aus der Population untersucht werden. In diesem Falle ist die Verwendung deskriptiver Kriterien oft günstiger, auf die weiter unten noch eingegangen wird.

In einem zweiten Schritt werden dann die Parameter des identifizierten Modells interpretiert. Log-lineare Modelle sind im Grunde multiplikative Modelle und werden nur durch die Verwendung von Logarithmen zu einem linearen Modell (daher der Name). Da Logarithmen aber wenig anschaulich sind, werden im folgenden lediglich die multiplikativen Parameter angegeben. Diese beziehen sich immer auf eine Referenzkategorie (z. B. Frauen), auf die bei der sog. Dummy-Codierung direkt Bezug genommen wird, bei der sog. Effekt-Codierung indirekt über einen Durchschnittswert. Unterschiede bezüglich der Güte des Modells gibt es dadurch nicht. Die Dummy-Codierung ist anschaulicher, da sie sich auf Merkmale bezieht, die in der Tabelle vorkommen. Der Vorteil der Effekt-Codierung besteht in ihren Parallelen zur varianzanalytischen Argumentation. Die Codierung wird dabei so gewählt, dass die Multiplikationen der Parameter eines Merkmals (oder einer Interaktion) den Wert 1 ergibt. Modellparameter, die größer als 1 sind, bedeuten demnach, dass - bezogen auf ein bestimmtes Merkmal (wie Altersgruppe) - mehr Personen der Referenzkategorie angehören als ihr nicht angehören (z.B. es mehr Frauen als Männer gibt). Parameter mit Werten kleiner als 1 bedeuten das Umgekehrte. Aufgrund dieser Eigenschaften wird hier die Effekt-Codierung angewandt. Die Parameter werden mit τ bezeichnet.

Log-lineare Modelle werden in geschweiften Klammern notiert. So bezeichnet z. B. $\{A, P, G\}$ eine drei dimensionale Tabelle, wobei im log-linearen Modell lediglich die Haupteffekte A, P und G berücksichtigt werden. Durch das Weglassen von Kommata werden Interaktionseffekte markiert. So bezieht z. B. $\{AP, G\}$ zusätzlich noch die Interaktion zwischen A und P in das Modell ein, nicht aber die zwischen A und G bzw. P und G. Mit $\{APG\}$ wird das saturierte Modell bezeichnet. Log-lineare Modelle sind hierarchisch wenn alle Parameter höherer Ordnung, die darin enthalten sind, implizieren, dass alle Parameter niedrigerer Ordnung, die die entsprechenden Merkmale enthalten, in das Modell aufgenommen werden. So impliziert z. B. $\{APG\}$, dass in das Modell die Interaktionseffekte AP, AG und PG aufgenommen sind wie auch die Haupteffekte. Wird einer dieser Effekte weggelassen, ist das Modell nicht mehr hierarchisch. In diesem Beitrag werden ausschließlich hierarchische Modelle verwendet.

Die in diesem Beitrag präsentierten Alter-Periode-Kohorten-Modelle (A-P-K-Modelle) bilden eine spezielle Anwendungsform log-linearer Modelle. Die Besonderheit dabei ist, dass sich die Kohorten aus einer Linearkombination von Alter und Periode ergeben, wie aus Tabelle 2 ersichtlich. A-P-K-Modelle sind daher nur dann identifizierbar, wenn zusätzliche Restriktionen eingeführt werden (Fienberg/Mason, 1979) wie z.B. das Gleichsetzen bestimmter Modellparameter. Die zum Teil identischen Parameter in den folgenden Tabellen sind auf diesen Umstand zurückzuführen. Die Wahl der Restriktion hat dabei keinen Einfluss auf die geschätzten Häufigkeiten. D. h. der χ^2 -Wert des Modells bleibt unter verschiedenen Restriktionen identisch. Unterschiede aber kann es bei den τ -Parametern geben. Demnach lässt sich zwar die Qualität eines A-P-K-Modells eindeutig

interpretieren, nicht immer aber dessen Eigenschaften. Einem Hinweis von Andreß, Hagenaars & Kühnel (1997, 374) folgend wurden Gleichheitsrestriktionen dort eingeführt, wo die geringsten Effekte zu beobachten waren.

Die Vorgehensweise bei der Analyse von A-P-K-Modellen soll nun an der Daten aus Tabelle 1 verdeutlicht werden. Die Verhältniswerte dort repräsentieren eine dreidimensionale Häufigkeitstabelle mit den Merkmalen Alter (A), Periode (P) und Geschlecht (G). Das log-lineare Modell, in dem lediglich der Einfluss von Alter und Periode auf das Geschlecht der Lehrerschaft an Grund- und Hauptschulen berücksichtigt wird sowie die Beziehung zwischen Alter und Geschlecht, lautet: {AP, AG, PG}. Es besagt, dass der Anteil der Lehrerinnen in Abhängigkeit vom Alter und - unabhängig davon - der Erhebungsperiode variiert. Der χ^2 -Wert dieses Modells beträgt $LR\chi^2=1365,4$ bei $df = 42$. Fasst man nun analog zu Tabelle 2 die Kombinationen aus Alter und Periode zu Kohorten (K) zusammen, lässt sich im A-P-K-Design das folgende Modell testen: {AG, PG, KG}. Dieses Modell besagt, dass das Geschlechterverhältnis der Lehrerschaft sowohl von Alter und Untersuchungsperiode wie auch von der Kohortenzugehörigkeit abhängt. Der χ^2 -Wert dieses Modells ($LR\chi^2=135,8$; $df = 30$) ist zwar immer noch signifikant, aber deutlich kleiner. Das bedeutet also, dass die Berücksichtigung der Kohorteneffekte zu einer deutlichen Verbesserung der Modellgüte führt.

Was besagen nun die Modellparameter? - Um zu sehen, worin der Gewinn besteht, der durch das A-P-K-Design erzielt wird, werden in der folgenden Tabelle zunächst zur die τ -Parameter bezüglich Alter und Periode verglichen.

{AP, AG, PG}				{AG, PG, KG}			
Alter	τ	Periode	t	Alter	t	Periode	τ
25-29	1,54	1971	0,78	25-29	1,05	1971	0,95
30-34	1,17	1976	0,85	30-34	0,90	1976	0,95
35-39	1,09	1981	0,90	35-39	0,93	1981	1,01
40-44	1,04	1986	0,97	40-44	1,00	1986	0,99
45-49	0,99	1991	1,07	45-49	1,05	1991	0,97
50-54	0,90	1996	1,21	50-54	1,07	1996	0,97
55-59	0,82	2001	1,34	55-59	1,07	2001	0,96
60++	0,67			60++	0,94		

Tabelle 3: τ -Parameter des zweier Modelle zur Feminisierung zum Geschlechterverhältnis an Grund- und Hauptschulen in Baden-Württemberg

Wegen der hier verwendeten Effektcodierung besagt der Wert 1,54 der jüngsten Altersgruppe im

Modell {AP, AG, PG}, dass in dieser Gruppe ca. 1,5 mal so viele Lehrerinnen - im Vergleich zu Lehrern - zu finden waren als durchschnittlich in allen Altersgruppen. Während die τ -Parameter in diesem Modell anzeigen, dass der Lehrerinnenanteil mit dem Alter sinkt und mit der Zeit (Periode) steigt, sind in Modell {AG, PG, KG} nur geringe Alters- bzw. Periodeneffekte zu beobachten. Der Effekt, der im Modell {AP, AG, PG} durch Alters- und Periodeneffekte ausgedrückt wird, ist in Modell {AG, PG, KG} in den Kohortenparametern zu finden. Allerdings passt dieses Modell wesentlich besser zu den Daten als das erste. Da gerade Kohorteneffekte in diesem Beitrag zentral sind, wird im folgenden Abschnitt ausschließlich vergleichend auf die Kohortenparameter eingegangen. Die Alters- bzw. Periodenparameter sind zunächst nicht (mehr) von Interesse.

4. Kohorteneffekte im Prozess der Feminisierung der Lehrerschaft

In der folgenden Tabelle sind die Kohortenparameter des log-linearen Modells {AG, PG, KG} für die drei analysierten Schulformen zusammengestellt [2]: Die Unterschiede in den χ^2 -Wert der Modelle {AP, AG, PG} und {AG, PG, KG} bei der Realschul- bzw. Gymnasiallehrerschaft sind analog zu den im vorausgegangenen Abschnitt berichteten.

Kohorte	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
GuH	0,61	0,47	0,52	0,60	0,65	0,81	0,98	1,12	1,23	1,67	1,96	1,70	1,68	1,72
RealS	1,16	1,24	1,03	0,99	0,82	0,84	0,82	0,88	0,93	1,11	1,13	1,17	0,92	1,09
Gym	0,79	0,91	1,03	0,89	0,75	0,77	0,80	0,85	0,99	1,09	1,27	1,32	1,30	1,63

Tabelle 4: Kohortenparameter zur Feminisierung an Grund- und Hauptschulen, Realschulen und Gymnasien in Baden-Württemberg

Betrachten wir zunächst die Verhältnisse an Grund- und Hauptschulen in Tabelle 4: Dort sind die Kohorteneffekte bei den jüngeren Kohorten deutlich größer als bei den älteren, was die eingangs formulierte These bestätigt. Wegen der Indizierung der Kohorten (vgl. Tabelle 2) weisen vor allem die Parameter der Kohorten 8 bis 14 darauf hin, dass der steigende Frauenanteil innerhalb der Lehrerschaft an Grund- und Hauptschulen durch die Berufsanfängerinnen zu erklären ist. Die aufsteigende Anordnung vor allem dieser Parameter deutet darauf hin, dass die Feminisierung mit kontinuierlich verlaufenden Prozessen sozialen Wandels zusammenhängt, die sich auf die wirtschaftliche und soziale Lage der Menschen auswirken wie auch auf deren Einstellungen. Ein solcher Prozess könnte z. B. die Bildungsexpansion sein, aber auch das zunehmende wirtschaftliche Wohlergehen und damit einhergehende postmaterialistische Einstellungen. Bei den Kohorten 1 bis 7

spielen Alterseffekte eine größere Rolle. Das ist insbesondere bei der Interpretation der Parameter an Realschulen und Gymnasien zu berücksichtigen.

Dort sind die Kohortenparameter eher u-förmig angeordnet. Das ist auch deswegen erklärungsbedürftig, da bezogen auf die allgemeinbildenden Schulen in Baden-Württemberg insgesamt der Anteil an Lehrerinnen während der 80er Jahre zurückging (vgl. Danz 1992, 104f). Der Grund dafür war der Rückgang von Neuanstellungen in dieser Zeit, der an Realschulen besonders drastisch war (so z. B. gab es 1981 noch 3748 Lehrerinnen und Lehrer im Alter zwischen 25 und 29 Jahren, 1986 hingegen 389). Die Kohortenparameter sind aber ausgerechnet in denjenigen Kohorten (10 bis 12) am höchsten, bei denen der Berufseinstieg in diesen Zeitraum fiel. Eine mögliche Erklärung dafür liegt in den Eigenschaften log-linearer Modelle. Denn bei der Parameterberechnung wird dort nicht auf Randverteilungen Bezug genommen; was sich unter bestimmten Umständen nicht auf die Parameter log-linearer Modelle auswirkt (vgl. dazu Agresti 2002, 45). Außerdem sind die Kohortenparameter nicht so sehr von Veränderungen in zwei Perioden abhängig, da sie sich auf einen längeren Zeitraum beziehen.

Eine weitere Erklärung dürfte in der Bildungsexpansion zu suchen sein: Der in diesem Zusammenhang stark wachsende Frauenanteil unter den Abiturienten und Studenten dürfte für die Erhöhung der jüngeren Kohortenparameter bedeutend sein. Umgekehrt herrschte vor der Bildungsexpansion ein stärkerer Männerüberschuss unter den Studierenden, so dass der erhöhte Frauenanteil in den älteren Kohorten eher auf andere Gründe zurückgeführt werden muss, die möglicherweise noch als längerfristige Auswirkungen des zweiten Weltkriegs interpretiert werden können. Um diese Vermutungen allerdings zu bestätigen – und auch der Frage nachzugehen, warum dieser Effekt nicht an Grund- und Hauptschulen auftrat – wären zusätzliche Daten aus der Hochschulstatistik und dem Referendariat nötig, die nicht in ausreichender Differenzierung vorlagen (oder jedenfalls mit vertretbarem Aufwand nicht erhältlich waren).

Betrachtet man die Feminisierung von ihren Wirkungen auf das Schulgeschehen her, so ist auch die Frage nach dem Deputatsumfang der Lehrerschaft wichtig. Denn die Reduktion des Unterrichtsumfangs ist vor allem bei Frauen zu beobachten. So stieg bei den Grund- und Hauptsschullehrerinnen der Anteil der in Teilzeit beschäftigten Lehrkräfte von 16 Prozent (1971) auf 69 Prozent (2001), bei Lehrern im selben Zeitraum dagegen von 1 Prozent auf 14 Prozent. Das legt die Frage nahe, inwieweit Feminisierung und Deputatsreduktion kohortenspezifisch zusammenhängen. Darauf wird im folgenden Abschnitt näher eingegangen.

5. Kohorteneffekte bei Feminisierung und Deputatsumfang

Basis der weiteren Analyse ist eine vier-dimensionale Kreuztabelle für jede Schulart, die aus den Merkmalen Alter (A), Periode (P), Geschlecht (G) und Deputat (D) gebildet wird. Wie oben wurden

stundenweise beschäftigte Personen aus der Analyse ausgeschlossen, da sonst aufgrund niedriger Häufigkeiten bzw. nicht vorkommender Merkmalskombinationen Zusammenfassungen notwendig geworden und die Ergebnisdarstellung deutlich komplizierter geworden wäre. Aus dem gleichen Grund erfolgt die Analyse der Tabellen getrennt für jede Schulform. Schwieriger als im vorausgegangenen Abschnitt gestaltet sich hier die Modellidentifikation. Da Daten der amtlichen Statistik keine Stichprobe repräsentieren, sind Signifikanztests zur Beurteilung der Modellgüte wenig geeignet. Besser ist es, die Modellqualität im Vergleich untereinander zu bewerten (vgl. Andreß, Hagensars & Kühnel 1997, 177ff). In der folgenden Tabelle wird als deskriptives Maß die Effektgröße δ angegeben, die üblicherweise den Wert 0,1 unterschreiten sollte. Als zweiter Parameter wird hier das Maß angegeben, das den Erklärungswert eines Modells mit mehr Parametern (unrestringiert) im Verhältnis zu einem mit weniger Parametern (restringiert) setzt (s.a. Andreß, Hagensars & Kühnel 1997, 365ff). In Tabelle 5a sind die Ergebnisse für die hier getesteten Modelle für Grund- und Hauptschulen aufgeführt:

Modell	χ^2	df	ω	δ
{AGD, PGD, AP}	5887,44	126	0,23	
{AGD, PGD, KD }	4065,59	114	0,19	0,24
{AGD, PGD, KG}	4331,00	114	0,20	0,19
{AGD, PGD, KD, KG}	2303,42	101	0,15	0,51
{AGD, PGD, KGD}	2130,45	88	0,14	0,48

Tabelle 5a: Modellparameter verschiedener A-P-K-Modelle im Bezug auf Geschlechter- und Deputatsverteilung an Grund- und Hauptschulen in Baden-Württemberg (A=Alter, P=Periode, G=Geschlecht, D=Deputat)

Die in Tabelle 5a spezifizierten Modelle sind hierarchisch. In der rechten Spalte ist die Veränderung der Erklärungskraft des jeweiligen Modells im Vergleich zum ersten {AGD, PGD, AP} angegeben (δ), das das beste Modell ohne Berücksichtigung von Kohorteneffekten repräsentiert. Im Vergleich dazu lassen sich die Zugewinne der Kohorten-Modelle beurteilen. Hierbei wird deutlich, dass {AGD, PGD, KD, KG} relativ gesehen am besten abschneidet. Die geschlechtsspezifische Deputatsverteilung ist also im Bereich der Grund- und Hauptschullehrer nicht kohortenabhängig. Wohl aber Geschlecht und Deputat für sich genommen. Allerdings liegt die Effektgröße ω über dem gesetzten Limit. Trotzdem wird weiter unten auf die Modellparameter eingegangen werden.

Die Ergebnisse bei Realschullehrern sind ähnlich, d.h. auch hier erweist sich {AGD, PGD, KD, KG} als das Modell, das bei sparsamer Beschreibung am besten zu den Daten passt. Daher wird auf eine Darstellung der Ergebnisse hier verzichtet. Dagegen ergaben sich bei der Analyse der Gymnasien Hinweise auf eine kohortenabhängige, geschlechtsspezifische Deputatsverteilung. Wie

aus Tabelle 5b ersichtlich, erwies sich hier {AGD, PGD, KGD} als das beste Modell. Allerdings sind die Unterschiede für eine eindeutige Entscheidung nicht deutlich genug.

Modell	χ^2	df	ω	δ
{AGD, PGD, AP}	1820,68	126	0,13	
{AGD, PGD, KD }	1693,84	114	0,12	-0,03
{AGD, PGD, KG}	1170,83	114	0,10	0,29
{AGD, PGD, KD, KG}	1040,47	101	0,09	0,29
{AGD, PGD, KGD}	649,35	88	0,08	0,49

Tabelle 5b: Modellparameter verschiedener A-P-K-Modelle im Bezug auf Geschlechter- und Deputatsverteilung an Gymnasien in Baden-Württemberg

Damit wird deutlich, dass sowohl die Feminisierung der Lehrerschaft an den allgemeinbildenden Schulen wie auch die Zunahme der Teilzeitarbeit auch als Kohorteneffekte interpretiert werden müssen. Es zeigt sich allerdings, dass diese Effekte nicht an allen Schularten gleichartig verlaufen. Das machen vor allem die Modellparameter (τ) deutlich, die im folgenden dargestellt werden. Diese beziehen sich bei Grund-, Haupt- und Realschulen auf {AGD, PGD, KD, KG}, bei Gymnasien auf {AGD, PGD, KGD}. Die Vorgehensweise bei der Berechnung der Parameter war ansonsten analog zu der bereits vorgestellten.

Zunächst einmal ist festzustellen, dass an allen Schulformen die Zahl der Lehrerinnen die der Lehrer deutlich übertrifft und dass es vorwiegend Lehrerinnen sind, die in Teilzeitanstellung arbeiten. Tabelle 6 enthält die entsprechenden Parameter:

	GuHS	Reals	Gymn.
Geschlecht (Basis: weiblich)	2,16	1,40	1,11
Deputat (Basis: halb)	0,41	0,46	0,53
Geschlecht * Deputat (Basis: Lehrerinnen mit halbem Deputat)	2,06	1,86	1,78

Tabelle 6: τ -Parametern der Geschlechter- und Deputatsverteilung der A-P-K-Modelle bei Lehrern in Baden-Württemberg

Während an Grund- und Hauptschulen mehr als doppelt so viele Lehrerinnen wie Lehrer arbeiten, ist das Verhältnis an Gymnasien fast ausgeglichen. Dort sind zwar verhältnismäßig mehr Lehrerinnen und Lehrer teilzeitbeschäftigt; allerdings bestehen nur geringe Unterschiede zwischen

den Schularten. Unter den Grund- und Hauptschullehrerinnen sind etwa doppelt so viele mit halbem Deputat beschäftigt als mit ganzem. An Realschulen und Gymnasien sind es etwas weniger. Die Unterschiede in den Parametern, die sich auf die Struktur der Lehrerschaft beziehen, sind demnach zwischen den Schularten insgesamt eher gering. Das gilt – wie im folgenden gezeigt wird – auch für die Kohortenparameter, die sich auf die Entwicklungen in den letzten Jahre (insbesondere ab Kohorte 8) beziehen. Sie sind in Tabelle 7 zusammengestellt.

Kohorte	Geschlecht (Basis: weiblich)			Deputat (Basis: halb)		
	GuHS	RealS	Gymn.	GuHS	RealS	Gymn.
1	0,72	1,37	0,81	0,26	0,43	0,42
2	0,74	1,51	0,95	0,23	0,37	0,47
3	0,78	1,24	1,08	0,28	0,41	0,56
4	0,91	1,24	1,15	0,35	0,35	0,52
5	0,75	0,99	1,00	0,50	0,47	0,57
6	0,79	0,92	0,94	0,70	0,66	0,70
7	0,77	0,82	0,92	1,00	0,90	0,84
8	0,86	0,79	0,88	1,27	1,20	1,03
9	0,91	0,81	0,97	1,56	1,38	1,13
10	0,98	0,93	0,98	2,37	1,80	1,36
11	1,18	0,88	1,02	3,00	2,40	1,73
12	1,52	0,96	1,03	2,81	2,35	1,99
13	1,70	0,76	1,02	3,21	3,01	2,60
14	2,48	1,09	1,37	3,80	3,05	3,73

Tabelle 7: Vergleich der Kohortenparameter der Modelle {AGD, PGD, KD, KG}

Im Bezug auf das Deputat ähneln sich die Kohortenparameter zwischen den Schularten deutlich. Sie sind aufsteigend sortiert und es ist davon auszugehen, dass die wachsende Tendenz zur Reduktion des Arbeitsumfangs ein kohortenspezifisches Phänomen darstellt, das an allen Schularten ähnlich verläuft (zu den Eigenheiten des Modells an Gymnasien später). Ähnliches gilt für die Ergebnisse bezüglich der Feminisierung. Hier allerdings sind die Unterschiede zwischen den Schularten größer. An Gymnasien gilt es nun noch zusätzlich die Parameter der kohortenspezifischen Interaktion zwischen Geschlecht und Deputat zu betrachten. Hierzu die folgende Tabelle:

Ko- hor- te	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
τ	0,94	0,95	0,96	1,19	1,23	1,17	1,22	1,13	1,11	0,99	0,87	0,68	0,80	0,95

Tabelle 8: Kohortenparameter des Modells {AGD, PGD, KGD} an Gymnasien. Basis: Lehrerinnen mit halbem Deputat

Die in Tabelle 8 ausgewiesenen τ -Parameter für Lehrerinnen mit halbem Deputat liegen ebenso wie die geschlechtsspezifischen Kohortenparameter relativ eng beisammen. Sie sind n-förmig angeordnet, d. h. dass die Zahl der Lehrerinnen mit halbem Deputat (und - wegen der Identität der Parameter - auch die der Lehrer mit vollem Deputat) in den jüngeren und in den älteren Kohorten abgenommen hat: Das bedeutet, dass an Gymnasien in Baden-Württemberg sowohl der Frauenanteil als auch der Anteil der Lehrerschaft mit halbem Deputat von Kohorte zu Kohorte zunehmen (s. Tabelle 7), der der Frauen mit halbem Deputat aber geringer wird (Tabelle 8). Entsprechend umgekehrt steigt dann der Anteil der Lehrer mit halbem bzw. der der Lehrerinnen mit vollem Deputat. Die Hypothese eines kohortenspezifischen Trends zur Auflösung geschlechtstypischen Arbeitsverhaltens lässt sich damit – wenn überhaupt – allenfalls für Gymnasien bestätigen. Und das auch nur, wenn man akzeptiert, dass das entsprechende Modell aus Tabelle 5b die Daten am besten beschreibt. Wenn nicht, dann ist an allen Schularten davon auszugehen, dass es zwei kohortenspezifische Trends gibt, nämlich den einen zur Feminisierung und den anderen zur Reduktion des Stundenumfanges, die nicht miteinander in Wechselwirkung stehen.

Auf die Einflüsse des Alters bzw. der Untersuchungsperiode auf die Geschlechterverhältnisse bzw. den Deputatumfang muss hier nicht im einzelnen eingegangen werden. Die betreffenden τ -Parameter sind in zwei Tabellen im Anhang zusammengestellt. Insgesamt betrachtet sind die Parameter über die Schularten hinweg ähnlich: Die Altersabhängigkeit der Geschlechterverhältnisse ist gering, innerhalb der Kohorten ist eine Reduktion des Arbeitsumfanges bei älteren Lehrern häufiger zu beobachten, wobei mehr Lehrerinnen der mittleren Altersgruppen von dieser Option Gebrauch machen als junge bzw. ältere Lehrerinnen. Inwieweit dies als eine Tendenz zur Deputatsreduktion während der sog. Familienphase zu interpretieren ist, muss offen bleiben, zumindest verweisen die Befunde aber auf biographische Hintergründe bei der Festlegung des Unterrichtsumfanges, die aber ebenso mit Heirat oder einer wachsenden ‚Berufsmüdigkeit‘ zusammenhängen können (z. B. Kiel 2005). Im Zusammenhang mit den Untersuchungsperioden liegen τ -Parameter ebenfalls eng zusammen, wobei hier eher eine Tendenz zu einem höheren Lehrerinnenanteil in den weiter zurückliegenden Untersuchungsperioden zu beobachten ist.

6. Zusammenfassung und Ausblick

Was bedeuten die Befunde nun für die eingangs referierte Diskussion um die Feminisierung der Lehrerschaft? - In diesem Beitrag wird die These vertreten, dass es sich dabei vorwiegend um ein Kohortenphänomen handelt. Dies wurde durch die hier angestellten Analysen von Daten aus Amtlichen Schulstatistik Baden-Württembergs bestätigt: An Grund- und Hauptschulen war ein stetiges Ansteigen der kohortenbezogenen Parameter in Richtung einer Erhöhung des Frauenanteils zu beobachten, an Realschulen und Gymnasien war diese Tendenz bei denjenigen Kohorten feststellbar, bei denen die jüngeren Lehrerinnen und Lehrer berücksichtigt wurden (Kohorte 8 bis 14; s. Tabelle 2). Dabei konnte auch gezeigt werden, wieso Analysen, die lediglich auf die Gesamtzahlen der Lehrerschaft eingehen (Danz 1992), irrtümlicherweise einen Rückgang der Feminisierung diagnostizierten.

Wenn man nun in dem wachsenden Frauenanteil innerhalb der Lehrerschaft eine bedenkliche Entwicklung sieht (sei es aus Gründen der Gleichberechtigung zwischen Männern und Frauen, sei es aus pädagogischen Erwägungen heraus), dann ist es wichtig, die Eigenschaften solcher kohortenspezifischer Phänomene zu berücksichtigen, wenn man dieser Tendenz mit gezielten Maßnahmen entgegentreten will. Wie die hier präsentierten Daten zeigen, hängt die Feminisierung wesentlich vom Geschlechterverhältnis beim Berufsstart ab, was insbesondere aus der Verteilung der Kohortenparameter abzuleiten ist. Aufgrund der beamtenrechtlichen Bestimmungen ist es auch naheliegend, dass sich ein hoher Frauenanteil unter den Neuanstellungen innerhalb der Kohorte sich im Zeitverlauf nur wenig ändert. Da die Feminisierung aber zumindest seit den 80er Jahren an allen Schularten kohortenabhängig verläuft, d. h. auch in jüngerer Zeit unter den neu eingestellten Lehrerinnen und Lehrern zu beobachten ist, kann eine Erhöhung des Anteils männlicher Lehrkräfte nur in einer langfristigen Perspektive erreicht werden. Dabei ist zu berücksichtigen, dass derzeit zwar relativ viele neue Lehrkräfte eingestellt werden, dass aber ab 2010 mit einem Rückgang der Schülerzahlen an den Sekundarschulen zu rechnen ist. Daher ist auch ein Rückgang der Neueinstellungen in diesem Zeitraum zu erwarten. Die Lehrer, die in der verbleibenden Zeit als Berufsanfänger zum Rückgang des Frauenanteils beitragen können, müssen also gegenwärtig bereits ihr Studium aufgenommen haben. Ob dabei der Erlass einer ‚Männerquote‘, wie das z.B. von Kultusminister Busemann in Nordrhein-Westfalen oder Kultusministerin Wolf in Hessen (Uni-Spiegel 2003) ins Gespräch gebracht wurde, überhaupt eingeführt werden soll und kann, ohne der Chancengleichheit zwischen den Geschlechtern zu widersprechen, kann hier nicht diskutiert werden. Auf der Grundlage der vorgestellten Daten jedenfalls erscheint es fraglich, dass eine solche Maßnahme viel bewirkt. Neue Chancen bieten sich möglicherweise durch die bevorstehende Einführung gestufter Studiengänge, wenn dabei die angestrebte Polyvalenz (= Mehrwertigkeit) umgesetzt werden kann, was aus der Perspektive einer Professionalisierung der Lehrertätigkeit allerdings durchaus kritisch zu betrachten ist (vgl. die Diskussion in den 80er Jahren in Heid & Klafki (1985).

Insgesamt zeigt sich, dass die Feminisierung der Lehrerschaft nicht allein aus schulischer Perspektive betrachtet werden kann, wenn man den Männeranteil erhöhen will. Vielmehr ist es wichtig, einen Zusammenhang zum Studienverhalten herzustellen. Allerdings war für die hier vorgenommene Analyse ein Rückgriff auf die Hochschulstatistik bzw. auf Angaben zum Referendariat nicht möglich, da diese Angaben zumindest teilweise nicht für den hier betrachteten Zeitraum vorliegen. Dennoch lassen sich aus den hier vorgestellten Befunden Hinweise darauf ableiten, dass sich die in den 1960er Jahren einsetzende Bildungsexpansion und der damit einhergehende wachsende Anteil von Abiturientinnen mittlerweile auf den Frauenanteil innerhalb der Lehrerschaft auswirkt. Eine gleichberechtigte Bildungsbeteiligung im Schulbereich legt es nahe, dass die Tendenz zur Feminisierung des Lehrerberufs nicht allein durch Maßnahmen innerhalb des Bildungs- und Ausbildungssystems verändert werden kann, also bspw. dadurch, dass man den Lehrerberuf für Frauen weniger attraktiv macht. Wichtig sind dazu Veränderungen im Beschäftigungssystem, also z. B. Maßnahmen, die Alternativen zum Lehrerberuf stärken bzw. von ihren geschlechtsabhängigen Vor- bzw. Nachteilen befreien.

Da in der Diskussion um die Feminisierung auch auf stärkere Diskontinuitäten im Berufsleben von Lehrerinnen hingewiesen wurde, was sich nach Pfister (1990) gerade bei jüngeren Schülerinnen und Schülern auch pädagogisch nachteilig auswirken kann, lag es nahe, zusätzlich Veränderungen im Deputatumfang in die Analyse mit einzubeziehen. Der Deputatumfang ist jährlich veränderbar und somit ist es im Anschluss an diese Argumentation naheliegend, einen deutlichen Alterseffekt zu erwarten - und zwar dahingehend, dass der Deputatumfang an bestimmte, typischerweise erwartbare Lebenszusammenhänge wie z.B. eigene Kinder, Arbeitsbelastung im Alter usw. angepasst wird. Die hier analysierten Daten weisen zwar auf Alterseffekte hin (s. die Tabelle in Anhang 1) hin, legen es aber nahe, den Trend zur Reduktion des Unterrichtsumfangs ebenso als Kohortenphänomen aufzufassen. Eine geschlechtsspezifische Interaktion der Kohorteneffekte war allenfalls an Gymnasien zu beobachten. Er deutete aber nicht auf eine kohortenspezifische 'Feminisierung' einer Halbtagsstätigkeit hin, sondern im Gegenteil, eher auf eine 'Maskulinisierung'.

Insgesamt gesehen ließ sich durch die hier analysierten Daten der bedeutende Einfluss kohortenspezifischer Sozialisationsbedingungen auf die Feminisierung der Lehrerschaft deutlich belegen, auch wenn diese Bedingungen nicht im einzelnen beschrieben werden konnten. Hierzu wären weitergehende biographische oder historische Studien notwendig gewesen. Dennoch machen die Ergebnisse deutlich, dass es wenige Chancen gibt, den Prozess der Feminisierung gezielt zu verändern. Denn es sind durchaus wünschenswerte Veränderungen im Bildungsbereich (Bildungsexpansion, Chancengleichheit im Schulbereich), die diese Feminisierung im Zusammenwirken mit anderen gesellschaftlichen Entwicklungen bedingen. Vielmehr legen die Befunde nahe, die Faktoren zu operationalisieren, die die Feminisierung als eine problematische Entwicklung begründen. So z. B. sind diskontinuierliche Berufsbiographien ja nicht zwangsläufig an ein Geschlecht gebunden und wenn sie Nachteile für die pädagogische Arbeit mit sich bringen, so lassen sich diese sicherlich durch entsprechende Kooperationen kompensieren. Derartige

Maßnahmen bieten zudem den Vorteil, kurzfristig einsetzbar und veränderbar zu sein. Der hohe Frauenanteil in der Lehrerschaft dürfte ein Faktum sein, das sich in überschaubarer Zeit nicht verändern lässt. - Warum auch?

Fußnoten

[1]Sämtliche Berechnungen wurden mit dem Programm LemWin vorgenommen (Vermunt, 1997), das über das Internet frei verfügbar ist (<http://www.uvt.nl/faculteiten/fsw/organisatie/departementen/mto/software2.html>). Ich danke dem Autor für seine instruktiven Hinweise bei der Formulierung der Design-Matrizen.[zurück](#)

[2]Die Berechnung der Parameter eines log-linearen Modells setzt voraus, dass jede mögliche Merkmalskombination mindestens ein mal vorkommt. Da das bei den Realschullehrern nicht gegeben war, wurden alle empirisch vorgefundenen Häufigkeiten um den Wert 1 erhöht, ähnlich, wie das auch bei SPSS geschieht. Probleme, die diese Vorgehensweise mit sich bringt, zeigen sich angesichts der hohen Fallzahl nicht (vgl. Clogg/Eliason, 1988)[zurück](#)

Autor

Prof. Dr. Thomas Eckert
Ludwigs-Maximilians-Universität München
E-Mail: eckert@edu.uni-muenchen.de
Homepage: <http://www.paed.uni-muenchen.de/~paed/content/mitarbeit/eckert/eckert.htm>

Literatur

- Agresti, A. (2002). *Categorical Data Analysis*. Hoboken: John Wiley & Sons.
- Andreß, H.-J., Hagenaars, J.A. & Kühnel, S. (1997). *Analyse von Tabellen und kategorialen Daten*. Berlin: Springer.
- Brunner, A. & Herzog, S. (2004). Studien- und Berufswahlmotive aus biographischer Sicht. Ergebnisse einer Studie zu Karriereverläufen von Primarlehrpersonen. Internationaler Kongress "Bildung über die Lebenszeit" der Deutschen Gesellschaft für Erziehungswissenschaft, der Schweizerischen Gesellschaft für Bildungsforschung, der Schweizerischen Gesellschaft für Lehrerinnen- und Lehrerbildung und der Österreichischen Gesellschaft für Forschung und Entwicklung im Bildungswesen, Zürich.
- Clogg, C.C. & Eliason, C.R. (1988). Some Common Problems in Log-Linear Analysis. In: J.S. Long (Ed.): *Common Problems/ Proper Solutions. Avoiding Error in Quantitative Research*. Newbury Park: Sage. 226-257.
- Danz, G. (1992). "Auf Kosten des zart Frauenhaften". Bergatreute: Verlag Wilfried Eppe.

- Diefenbach, H. & Klein, M. (2002). "Bringing Boys Back In". Soziale Ungleichheit zwischen Geschlechtern im Bildungssystem zuungunsten von Jungen am Beispiel der Sekundarschulabschlüsse. Zeitschrift für Pädagogik, 48, 938-958.
- Eberle, B. (2002). Feminisierung der Lehrerberufe - Ausdruck von sinkendem Status? Die Academia-Zeitung, 2 (6), 1-2. Verfügbar unter: [http://www3.academia-engiadina.ch/AE/Die Academia Zeitung/DAZ 6 020408.pdf](http://www3.academia-engiadina.ch/AE/Die_Academia_Zeitung/DAZ_6_020408.pdf), (27.9.2005).
- Eckert, T. (2002). Bildungsstatistik. In: Tippelt, R. (Hrsg.): Handbuch Bildungsforschung. Opladen: Leske und Budrich, S. 459-473. Enzelberger, S. (2001). Sozialgeschichte der Lehrerberufs. Gesellschaftliche Stellung und Professionalisierung von Lehrerinnen und Lehrern. Weinheim: Juventa.
- Fienberg, S.E. & Mason, W.M. (1979). Identification and Estimation of Age-Period-Cohort Models in the Analysis of Discrete Archival Data. Sociological Methodology, 10, 1-67.
- Halász, G., Santiago, P., Ekholm, M., Matthews, P. & McKenzie, P. (2004). Anwerbung, berufliche Entwicklung und Verbleib von qualifizierten Lehrerinnen und Lehrern. Länderbericht Deutschland. OECD: ohne Verlag. Verfügbar unter: http://www.kmk.org/aktuell/Germany%20Country%20Note_Endfassung_deutsch.pdf, (27.9.2005).
- Hänsel, D. (1992). Wer ist der Professionelle? Zeitschrift für Pädagogik, 38 (6), 873-893.
- Hagenaars, J (1990). Categorical longitudinal data: log-linear panel, trend and cohort analysis. Newbury Park: Sage.
- Heid, H. & Klafki, W. (1985). Arbeit - Bildung - Arbeitslosigkeit. Beiträge zum 9. Kongress der DGfE im März 1984 in Kiel. (19. Beiheft der Zeitschrift für Pädagogik). Weinheim: Beltz.
- Innenministerium Baden-Württemberg (versch. Jahrgänge): Baden-Württemberg in Wort und Zahl. Stuttgart: Ministerium.
- Jacobi, J. (1997). Modernisierung durch Feminisierung? Zeitschrift für Pädagogik, 43 (6), 929-946.
- Kiel, E. (2005). Können Lehrerleben gelingen? Die Sicht von Pensionären. Pädagogik. (7-8), 48-50.
- Kraus, J. (2004). Interview im Bayerischen Rundfunk vom 15.6.2004. Verfügbar unter: <http://www.lehrerverband.de/alphafor.pdf>, (27.9.2005).
- Möller, M. (2006). Männer in der Grundschule. Unveröffentlichtes Manuskript einer Dissertation.
- Niedersächsischer Landtag (2003). Gleichberechtigung fördern statt "Männerquote" fordern. Antrag der SPD-Fraktion vom 21.10.2003. Drucksache 15/482. Verfügbar unter: <http://www.spd-landtag-nds.de/web/binary.jsp?nodeId=4559&binaryId=4215&disposition=inline>, (27.9.2005).
- OECD (2005). Education at a Glance. OECD: OECD Bookshop. Pfister, G. (1990). Die Feminisierung pädagogischer Berufe in der Bundesrepublik Deutschland und in der DDR. In

- S. Baske (Hrsg.). Pädagogische Berufe in der Bundesrepublik Deutschland und der Deutschen Demokratischen Republik. Berlin: Duncker & Humblot, 123-148.
- Roch, C (2004). Feminisierung des Lehrberufs. In Informationsblatt der Oberwalliser Lehrerinnen- und Lehrerorganisation (OLLO), 7 (1) Verfügbar unter: <http://www.ollo.ch/magazin/jg7/jg7nr1.pdf>, (27.9.2005).
 - Schilling, O. (2003). Längsschnittliche Analysen zur Entwicklung der Lebenszufriedenheit im Alter. Dissertation, Uni Heidelberg. Verfügbar unter: <http://www.ub.uni-heidelberg.de/archiv/4578/>, (06.04.2006)
 - Terhart, E. (1994). Berufsbiographien von Lehrern und Lehrerinnen. Frankfurt a.M.: Lang.
 - Vermunt, J. (1997). LEM: A general program for the analysis of categorical data. Tilburg University. Verfügbar unter: <http://spitswww.uvt.nl/web/fsw/mto/lem/manual.pdf>, (27.9.2005).
 - Wagner, M. (2001). Kohortenstudien in Deutschland. Universität zu Köln: Institut für Soziologie. Verfügbar unter: <http://www.uni-koeln.de/wiso-fak/fisoz/Mitarbeiter/Wagner/Kohorten.pdf>, (27.9.2005).
 - Wolter, S.C. & Denzler, S. (2003). Ökonomische Erklärungen zur Feminisierung des Lehrberufes. In Akzente (04), 23-25. Verfügbar unter: http://www.phzh.ch/webautor-data/dokus/swo_phakzente03_4.pdf, (27.9.2005).
 - Uni-Spiegel (2003). Minister fordert Männerquote an Schulen. Spiegel-online, 29.9.2003. Verfügbar unter: <http://www.spiegel.de/unispiegel/schule/0,1518,267682,00.html> (27.9.2005)

Anhang

Alter	Geschlecht			Deputat			Geschlecht*Deputat		
	GuHS	RealS	Gymn.	GuHS	RealS	Gymn.	GuHS	RealS	Gymn.
-30	0,77	1,19	1,35	0,71	0,83	0,71	0,57	0,61	0,77
-35	0,84	1,11	1,02	0,66	0,69	0,91	0,81	0,85	0,94
-40	1,02	1,15	1,06	0,71	0,72	0,85	1,10	1,12	1,16
-45	1,12	1,15	1,10	0,83	0,84	0,91	1,21	1,22	1,22
-50	1,17	1,08	1,06	1,01	1,00	1,01	1,21	1,21	1,15
-55	1,12	0,96	0,97	1,29	1,22	1,14	1,14	1,13	1,06
-60	1,10	0,83	0,86	1,52	1,44	1,25	1,12	1,08	0,93
60++	0,93	0,66	0,70	1,82	1,64	1,41	1,05	0,96	0,85

Anhang 1: Modellparameter verschiedener A-P-K-Modelle im Bezug auf Geschlechter- und

Deputatsverteilung an Grund- und Hauptschulen in Baden-Württemberg

	Geschlecht			Deputat			Geschlecht * Deputat		
	GuHS	RealS	Gymn.	GuHS	RealS	Gymn.	GuHS	RealS	Gymn.
71	1,38	1,18	1,01	0,86	0,61	0,87	1,21	0,71	0,89
76	1,38	1,10	1,43	0,86	0,78	0,61	1,21	1,11	1,26
81	1,01	0,93	1,17	1,24	1,27	0,77	1,08	1,11	1,14
86	0,89	0,88	0,81	1,26	1,34	1,42	1,08	1,10	1,02
91	0,91	0,96	1,00	1,02	1,11	1,24	0,98	0,91	0,95
96	0,85	0,99	0,92	0,94	1,05	1,18	0,92	0,91	0,98
01	0,76	0,99	0,92	0,91	1,05	1,18	0,86	0,91	0,98

Anhang 2: Modellparameter verschiedener A-P-K-Modelle im Bezug auf Geschlechter- und Deputatsverteilung an Grund- und Hauptschulen in Baden-Württemberg

Zitation

Empfohlene Zitation:

Eckert, Thomas (2006). Die Feminisierung der Lehrerschaft als Kohortenphänomen - Entwicklungen der Lehrerschaft an allgemeinbildenden Schulen Baden-Württembergs. In: bildungsforschung, Jahrgang 3, Ausgabe 1, URL: <http://www.bildungsforschung.org/Archiv/2006-01/feminisierung/>

[Bitte setzen Sie das Datum des Aufrufs der Seite in runden Klammern und verwenden Sie die Kapitelnummern zum Zitieren einzelner Passagen]