

Der Zusammenhang von Eltern- und Kindkognitionen bezüglich des Faches Mathematik

Ziegler, Albert; Schober, Barbara

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

Verlag Barbara Budrich

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Ziegler, A., & Schober, B. (1999). Der Zusammenhang von Eltern- und Kindkognitionen bezüglich des Faches Mathematik. *Zeitschrift für Familienforschung*, 11(3), 72-95. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-322511>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY-SA Lizenz (Namensnennung-Weitergabe unter gleichen Bedingungen) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier: <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/deed.de>

Terms of use:

This document is made available under a CC BY-SA Licence (Attribution-ShareAlike). For more information see: <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0>

Albert Ziegler & Barbara Schober

Der Zusammenhang von Eltern- und Kindkognitionen bezüglich des Faches Mathematik

Zusammenfassung

Elterneinstellungen bezüglich der Eignung ihrer Kinder für die Mathematik wurden bisher nur selten untersucht, und im deutschsprachigen Raum liegt derzeit keine Studie vor, in der diese Aspekte getrennt für Mütter und Väter von jeweils Mädchen und Jungen analysiert werden. In einer empirischen Erhebung zu Beginn des Gymnasiums konnten im Rahmen der vorliegenden Untersuchung unterschiedliche Einschätzungen der Eltern bezüglich der Eignung ihrer Töchter bzw. Söhne für das Fach Mathematik nachgewiesen werden. Mädchen wurden dabei als deutlich weniger begabt und geeignet für die Mathematik eingeschätzt. Dies entsprach auch dem Selbstbild der Kinder, d.h. Mädchen hatten weniger Vertrauen in ihre mathematischen Fähigkeiten als Jungen, geringere Aspirationen und attribuierten ungünstiger. Zwischen Eltern- und Kindvariablen konnten systematische Korrelationen für das Vertrauen in die eigenen Fähigkeiten und das Aspirationsniveau gefunden werden, nicht aber für die Attributionen. Schließlich konnte gezeigt werden, daß der elterliche Glaube an die unterschiedliche Eignung von Mädchen und Jungen für die Mathematik die Selbsteinschätzungen der Kinder beeinflusst. In der Diskussion werden mögliche pädagogisch-psychologische Folgerungen aus den Resultaten thematisiert.

Schlüsselworte: Elternkognitionen, Zusammenhang Eltern-Kind-Kognitionen, Motivation, Attributionen, Gymnasialeintritt, Mathematik.

Abstract

Parental attitudes concerning the how well suited their children are for mathematics have, in the past, only seldom been investigated. There is currently no existing study among German speaking countries in which this aspect was separately analyzed for mothers and fathers, as well as for girls and boys. In an empirical investigation conducted at the start of Gymnasium (college preparatory schools), differing estimations by parents in their child's suitability for mathematics could be confirmed for sons and daughters. Girls were seen as significantly less talented and thereby less suited for mathematics. This was also reflected in the self-perceptions the children had, in that girls had lower levels of confidence in their mathematical abilities than boys, fewer aspirations, and made more unfavorable attributions. Between parental and child variables, systematic correlations for the confidence in ability and aspiration could be found, but not for attributions. Finally, it could be shown that parental belief in the differing suitability of girls and boys for mathematics has an influence on the children's self-perception. In the discussion possible con-

sequences for educational psychology are considered.

Keywords: Parental cognitions, relationship between parent-child cognitions, motivation, attributions, Gymnasium entrance, mathematics.

Einleitung

Mädchen zeigen im Fach Mathematik und den Naturwissenschaften im Durchschnitt schlechtere Leistungen als Jungen und weisen ungünstigere selbstbezogene Kognitionen auf (einen Überblick geben Beerman, Heller & Menacher, 1992, sowie Heller & Ziegler, 1997). Einige der in zahlreichen Untersuchungen nachgewiesenen Geschlechtsunterschiede seien beispielhaft aufgezählt: Mädchen haben in den entsprechenden Domänen ein niedrigeres Fähigkeitsselbstkonzept, sie attribuieren häufig ihre Erfolge wenig selbstwertdienlich und wenig motivationsförderlich auf externale und somit unkontrollierbare Ursachen wie die Leichtigkeit der Aufgaben oder Glück. Mädchen erklären sich ihre Mißerfolge verstärkt durch mangelnde Fähigkeiten, was typischerweise zu erlernter Hilflosigkeit führt. Überdies berichten Mädchen über größere Ängste vor mathematisch-naturwissenschaftlichen Fächern und sind weniger motiviert.

Die Ursachen dieser Geschlechtsunterschiede sind vielfältig, doch wird in den letzten Jahren zunehmend akzeptiert, daß keineswegs primär Begabungsunterschiede, sondern vielmehr Sozialisationsunterschiede die Situation der Mädchen bedingen. So postuliert die Rollenhypothese (vgl. Ziegler, Broome & Heller, 1997), daß Mädchen während ihrer geschlechtsspezifischen Sozialisation motivations- und interessenabträgliche selbstbezogene Kognitionen erwerben (vgl. Ryckman & Peckham, 1987; Weary, Stanley & Harvey, 1989; Perrez, Schröder, Schattenburg & Plancherel, 1994), die ihr späteres Unterrichts- und Lernverhalten prädisponieren. In der Tat kann dieser negative Sozialisations einfluß im mathematisch-naturwissenschaftlichen Bereich mittlerweile als gesichert gelten (Hoffmann & Lehrke, 1986; Hannover, 1991; Leferink, 1988; Yee & Eccles, 1988; Raymond & Benbow, 1986; Spear, 1988; Enders-Drägässer & Fuchs, 1988).

Neben Lehrkräften (vgl. Ziegler, Kuhn & Heller, 1998) kommt dabei dem Elterneinfluß eine zentrale Rolle zu (vgl. Barling, Zacharatos & Hepburn, 1999; Eccles et al., 1993; Eccles, Jacobs & Harold, 1992; Ziegler, Broome & Heller, 1999). Die Einstellungen, Erwartungen, Begabungseinschätzungen der Eltern im mathematisch-naturwissenschaftlichen Bereich beeinflussen massiv Leistungen und Motivationsstile ihrer Kinder (z.B. Bornholt & Goodnow, 1999; Frome & Eccles, 1998; Gottfried, Fleming & Gottfried, 1994; Grolnick & Ryan, 1989; Marjoribanks, 1979). Sie schätzen die Begabung ihrer Mädchen häufig geringer ein als die ihrer Söhne und hegen für sie geringere Aspirationen (vgl. Beerman et al., 1992). Yee und Eccles (1988) stellten ferner fest, daß Eltern die guten Leistungen ihrer Töchter bevorzugt mit Fleiß und Anstrengung, die ihrer Söhne dagegen mit Fähigkeiten und Begabung erklären. Diese exemplarisch genannten Befunde verdeutli-

chen hinreichend, daß Mädchen und Jungen unterschiedlichen Sozialisationsinflüssen seitens ihrer Eltern ausgesetzt sind.

Ungeklärt ist allerdings die Enge des Zusammenhangs zwischen Eltern- und Kindkognitionen bezüglich der Mathematik. Dabei lassen sich zwei Standpunkte unterscheiden, die wir im folgenden als Kongruenzhypothese und Dissoziationshypothese adressieren werden. Nach der Kongruenzhypothese sollten enge Zusammenhänge zwischen Eltern- und Kindkognitionen auftreten, da Eltern als die wichtigste Sozialisationsinstanz einen entscheidenden Einfluß auf ihre Kinder ausüben. In der Tat belegen viele Studien in unterschiedlichen Domänen die postulierten engen Zusammenhänge (z.B. Cashmore & Goodnow, 1986; Hoge, Petrillo & Smith, 1982). Die Dissoziationshypothese dagegen leugnet zwar nicht den Elterneinfluß, weist aber auf eine Reihe von Gründen hin, die einen engen Zusammenhang eher unplausibel machen. Zu ihrer Stützung lassen sich drei Gründe anführen. Erstens wird auf die Ursachen der Elternkognitionen hingewiesen (vgl. Hess & McDevitt, 1985; McGillicuddy, Sigel & Johnson, 1979). In der Literatur gilt es als weitgehend unumstritten, daß hierfür drei Ursachenklassen in Frage kommen: Kulturell tradierte und somit gesellschaftlich geteilte Stereotype, eigene und stellvertretende Erfahrungen (vgl. Bandura, 1981) sowie subjektiv-psychologische Eigenheiten der Eltern. Das entscheidende Gewicht wird hier den kulturell tradierten Stereotypen zugesprochen, weil sie auch die Richtung der Wahrnehmung und Verarbeitung eigener bzw. stellvertretender Erfahrungen beeinflussen und bei der Herausbildung subjektiv-psychologischer Eigenheiten der Eltern beteiligt sind. Da die Stereotype gesellschaftlich geteilt sind, sollte der idiosynkratische Einfluß der Eltern verhältnismäßig gering sein. Zweitens wird ein methodisches Problem in Anschlag gebracht. Während davon ausgegangen wird, daß Kinder – beispielsweise bei Fragebogenuntersuchungen – eher bemüht sind, eine realistische Einschätzung ihrer Kognitionen, Leistungen, Interessen etc. abzugeben, wird oftmals unterstellt, daß Eltern vermehrt weitere Motive verfolgen. Als in der Literatur oft zitierten Beleg hierfür lassen sich Studien anführen, die zeigen, daß Mütter die Schulerfolge ihrer Kinder stärker als diese selbst (oder auch die Lehrkräfte) auf stabile Eigenschaften (Begabungen) zurückführen (z.B. Bar-Tal & Guttman, 1981; Cashmore & Goodnow, 1986; Holloway & Hess, 1982). Eine solche Attribution fördert relativ den Selbstwert der Mütter (vgl. Miller & Ross, 1975; Weiner, 1985, 1986), da Begabungsattributionen recht zuverlässig die Emotion Stolz auslösen. Drittens sind neben Elterneinflüssen auf die selbstbezogenen Kognitionen der Kinder natürlich vielfältige weitere Einflüsse denkbar (z.B. Begabungsniveau des Kindes, Leistungsbiographie, Lehrkräfte, Medien), die den relativen Elterneinfluß schmälern. In der Tat zeigten sich in einer Untersuchung von Ziegler und Schober (1996a, b) durchgängig lediglich schwache bis moderate Korrelationen zwischen Eltern- und Kindvariablen.

Eine endgültige Bewertung der beiden Hypothesen in Bezug auf selbstbezogene Kognitionen in der Mathematik ist aufgrund der gegenwärtigen, schmalen Befundlage nicht möglich. So gibt es unseres Wissens in Deutschland lediglich eine einzige Pilotstudie im Bereich der Mathematik (Ziegler & Schober, 1996a), in der Eltern- und Kindkognitionen in Beziehung gesetzt wurden. Ferner weisen die bis-

herigen, außerhalb des deutschsprachigen Raums durchgeführten Studien zwei entscheidende Defizite auf.

Zum einen wird in vielen Studien nicht nach dem Geschlecht der Eltern und der Kinder unterschieden. Dabei belegen zahlreiche Studien geschlechtstypische Zuwendungsmuster. Beispielsweise unterstützt der Vater in der Regel seine Kinder eher bei den gesellschaftlich geprägt „männlichen“ Fachgebieten, die Mutter dagegen bei den restlichen Hausaufgaben (vor allem Sprachen und Literatur) (Raymond & Benbow, 1986). Vor dem Hintergrund dieses Befundes wäre also im Bereich der Mathematik somit eher mit einem stärkeren Vatoreinfluß zu rechnen. Allerdings sind auch geschlechtstypische Zuwendungsmuster der Kinder bekannt, so daß sich im Bereich der Berufsrollenorientierungen Mädchen eher mit ihren Müttern, Jungen eher mit ihren Vätern identifizieren.

Zum anderen wird in den bisherigen Studien nicht berücksichtigt, daß sich die gleichen Elternkognitionen völlig unterschiedlich auf Jungen und Mädchen auswirken können. Ziegler und Schober (1996a) wiesen erstmals nach, daß eine eher traditionelle Elterneinstellung hinsichtlich eines Begabungsvorsprungs der Jungen für die Mathematik zu dramatischen Selbstwert- und Motivationseinbußen der Mädchen im Sinne eines Golemeffekts führen kann, während Jungen von einer solchen Einstellung ihrer Eltern hinsichtlich Selbstwert und Motivation profitieren (vgl. auch Ziegler, Broome & Heller, 1999).

Anliegen der Forschungsstudie

In unserer Forschungsstudie verfolgten wir vier Anliegen: (1) Zunächst ging es uns um eine deskriptive Charakterisierung der Elterneinstellungen hinsichtlich der Erwartungen und der Eignung ihrer Töchter und Söhne für das Schulfach Mathematik, wobei wir uns auf den Gymnasialanfangsunterricht konzentrierten. Konkret sollte geklärt werden, ob sich Mütter und Väter in den geschlechtsgebundenen Überzeugungen hinsichtlich ihrer Töchter und Söhne unterscheiden. Unseres Wissens handelt es sich dabei um die erste derartige Bestandsaufnahme im deutschsprachigen Raum. (2) Ein weiteres deskriptives Anliegen war die Untersuchung möglicher Geschlechtsunterschiede zwischen Jungen und Mädchen hinsichtlich mathematikbezogener Kognitionen. In Einklang mit der einschlägigen Forschungsliteratur (Beerman et al., 1992; Heller & Ziegler, 1997) werden Geschlechtsunterschiede zu Ungunsten der Mädchen erwartet. (3) Unser erstes explanatorisches Anliegen war die Erklärung der erwarteten Geschlechtsunterschiede zwischen Jungen und Mädchen durch Elternkognitionen. Dazu werden die Eltern- und die Kindkognitionen korreliert, was eine erste Abschätzung der Gültigkeit der Kongruenz- vs. der Dissoziationshypothese erlaubt. Zur Abschätzung der Abhängigkeit der Gültigkeit der beiden Hypothesen von spezifischen Randbedingungen werden dabei die Korrelationen getrennt für die Mütter von Söhnen und von Töchtern sowie für die Väter von Söhnen und Töchtern berechnet. (4) Im letzten Analyseschritt wird varianzanalytisch überprüft, ob die Kindkognitionen durch den elterlichen Konservatismus (Ziegler, Broome & Heller, 1999), d.h. eine eher tradi-

tionelle Einstellung bezüglich der Eignung von Mathematik für Mädchen und Jungen, moderiert werden.

Bei der Auswahl der Maße orientierten wir uns an der Pilotstudie von Ziegler und Schober (1996a). In ihr wurden drei Variablenbereiche erfaßt. Es wurden (1) im offenen Antwortformat und mit einer Sortieraufgabe Elternvariablen erhoben, die Auskunft über die Sichtweise von Begabungsunterschieden in der Mathematik ihrer Kinder geben. (2) Auf Kindseite wurden motivationsrelevante selbstbezogene Kognitionen erfaßt, darunter Attributionen, Aspirationsniveau und Fähigkeits-selbsteinschätzung. (3) Diese Variablen wurden wiederum als Fremdeinschätzungen des eigenen Kindes von den Eltern erfragt.

Methode

Untersuchungsteilnehmer(innen)

In der ersten Unterrichtswoche der 5. Jahrgangsstufe am Gymnasium wurde über die Kinder der Elternfragebogen ausgeteilt. In einem Begleitschreiben wurden die Eltern gebeten, den Fragebogen entweder einzeln oder gemeinsam auszufüllen, dies jedoch zu kennzeichnen. Von 840 ausgeteilten Fragebögen wurden 428 zurückgegeben, die Rücklaufquote betrug damit 51%. Allerdings wurden die meisten Fragebogen von den Müttern ausgefüllt ($N = 250$; 58.4%). 67 (15.7%) Fragebögen wurden von Vätern und 111 (25.9%) von beiden Elternteilen gemeinsam ausgefüllt. Für die weiteren Analysen wurde aus der Stichprobe der Mütter eine Zufallsauswahl von 69 Müttern getroffen (mittels der entsprechenden SPSS-Funktion). Das Durchschnittsalter dieser Mütter betrug 39.88 Jahre ($S = 4.73$), das der Väterstichprobe 44.47 Jahre ($S = 5.97$). Die untersuchten Mütter hatten 35 Töchter (MT) und 34 Söhne (MS), die Väter 36 Töchter (VT) und 31 Söhne (VS). Das Durchschnittsalter der Mädchen in den Gruppen MT und VT betrug $M = 10.57$ ($S = .56$) bzw. $M = 10.53$ ($S = .61$), das der Jungen in den Gruppen MS und VS $M = 10.68$ ($S = .53$) bzw. $M = 10.61$ ($S = .61$).

Untersuchungsmaterialien

Auf Seiten der Kinder wurden mittels eines einheitlichen Fragebogens Geschlecht und Alter sowie das Vertrauen in die eigenen mathematischen Fähigkeiten, das Aspirationsniveau und der Attributionsstil jeweils bezogen auf die Domäne Mathematik erfaßt.

Zur Messung des *Vertrauens in die eigenen Fähigkeiten* wurden die vier von Dweck und Henderson (1988) hierzu formulierten Items übersetzt und auf die Domäne Mathematik bezogen. Die polarisierten Items, die ähnlich einem semantischen Differential angeordnet sind, waren auf einer sechsstufigen Skala hinsichtlich ihres Zutreffens für die eigene Person zu bewerten (s. Abbildung 1), wobei ein

hoher Wert einer hohen Ausprägung entsprach. Die interne Konsistenz wurde in Form des Cronbachs Alpha ermittelt und betrug $\alpha = .732$.

Abbildung 1: Beispielitem für die Skala zur Messung des Vertrauens in die eigenen Fähigkeiten.

<i>Wie ist das bei Dir?</i>							
Ich habe <i>nicht sonderlich</i>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	Ich habe <i>vollstes</i>
<i>viel Vertrauen</i> in meine	<i>Vertrauen</i> in meine
Fähigkeiten für Mathe	1	2	3	4	5	6	Fähigkeiten für Mathe

Zur Erfassung des *Aspirationsniveaus* wurden die Schüler(innen) nach der Note in der nächsten Klassenarbeit gefragt, mit der sie gerade noch zufrieden wären („Mit welcher Note in der nächsten Mathematikarbeit wärest Du gerade noch zufrieden?“).

Informationen über den *Attributionsstil* für Erfolge und Mißerfolge im Fach Mathematik wurden in Form von Zustimmungen zu vorgegebenen Gründen gewonnen. Den Schüler(inne)n wurden je sieben mögliche Ursachen für einen subjektiv erlebten Erfolg oder Mißerfolg im Fach Mathematik vorgegeben, deren Zutreffen auf einer sechsstufigen Skala mit den Polen *stimme ich gar nicht zu* und *stimme ich voll zu* beurteilt werden sollte. Die vorgegebenen Gründe basierten auf den Ergebnissen einer Pilotstudie mit 150 Schüler(inne)n, die in zwei offenen Fragen um Gründe für ein Versagen bzw. einen Erfolg in der Mathematik gebeten wurden. Ihre Erklärungen wurden zu folgenden Antwortvorgaben zusammengefaßt: emotionale Gründe (z.B. Nervosität, Angst), Aufgabenschwierigkeit, Anstrengung, Konzentration, Fähigkeit, Zufall, Ursachen in anderen Personen (z.B. „Meine Mutter hat mir nicht geholfen“). Ferner wurde auf der gleichen Skala die Attributionsunsicherheit erhoben („Ich weiß nicht, woran es liegt, wenn ich in Mathe eine gute/schlechte Leistung erziele.“).

Bei den Eltern wurde neben den biographischen Variablen Geschlecht und Alter erfaßt, wer den Fragebogen ausfüllte (Antwortoptionen: Mutter, Vater, beide). Die Einschätzungen der Eltern zum *Vertrauen in die mathematischen Fähigkeiten ihres Kindes* und zu dessen *Attributionsstil* wurden mit denselben Meßinstrumenten wie die Einstellungen der Kinder erhoben, die Items wurden lediglich umformuliert von einer selbstbezogenen Formulierung auf „...mein Kind...“. Die Reliabilität der Vertrauensskala bei den Eltern betrug $\alpha = .778$. Die Eltern wurden auch nach ihrem *Aspirationsniveau* gefragt; sie beantworteten analog zur entsprechenden Frage bei den Kindern eine offene Frage nach der Note, mit der sie in der nächsten Mathematiklassenarbeit ihres Kindes gerade noch zufrieden wären. Zur Erfassung der Einstellungen der Eltern zu den Leistungen ihrer Kinder und der Frage, wie Eltern ihre Kinder hinsichtlich deren Selbsteinschätzung einordnen, sollten die Mütter und Väter auf einer sechsstufigen Skala angeben, ob sie großen *Wert auf gute Leistungen* ihres Kindes legen („Legen Sie großen Wert auf gute Leistungen Ihres Kindes?“; niedriger Wert entspricht hoher Bedeutung guter Leistung). Schließlich wurden sie gebeten, auf einer ebenfalls sechsstufigen Skala zu beur-

teilen, ob ihr *Kind mit seinen Leistungen zufrieden* sei (niedriger Wert entspricht hoher Zufriedenheit).

Zur Erhebung verschiedener Facetten *geschlechtsgebunden konservativer Einstellungen* zum Fach Mathematik sollten die Eltern zum einen eine Prozentzahl angeben, die den Anteil der Jungen an den mathematisch begabten Kindern beschreibt, zum anderen sollten sie auf eine offene Frage hin die ihrer Meinung nach wichtigsten Gründe für die immer wieder feststellbaren Geschlechtsunterschiede im mathematisch-naturwissenschaftlichen Bereich nennen. Die Antworten wurden in drei Kategorien unter dem Aspekt codiert, ob sie die Gründe für die Unterschiede im Kind (Begabung, Anstrengung, Interesse etc.) oder außerhalb des Kindes (Erziehung, Elternhaus, Schule etc.) verorten. Die Übereinstimmung zwischen drei Kodierer(inne)n betrug 92 %, wobei strittige Fälle durch Diskussion entschieden wurden.

Die Basis für eine Konservatismusskala bildeten schließlich Studienfächer-Ratings der Eltern. Die drei eher jungentypischen Fächer Mathematik, Maschinenbau und Chemie sowie die drei eher mädchentypischen Fächer Sprachen, Lehramt Grundschule und Medizin sollten für Mädchen und Jungen getrennt nach Eignung als Studienfach in eine Rangfolge gebracht werden. Aus den Differenzwerten dieser Eignungen für Jungen und Mädchen wurde dann eine Konservatismusskala gebildet, bei der ein hoher Wert für eine geschlechtsgebunden konservative Sichtweise steht, d.h. es wurden unterschiedliche, mit dem Rollenstereotyp im Einklang stehende Studienfachempfehlungen für Mädchen und Jungen angegeben. Die Reliabilität dieser Skala wurde mit Cronbachs Alpha geschätzt und lag bei $\alpha = .875$.

Resultate

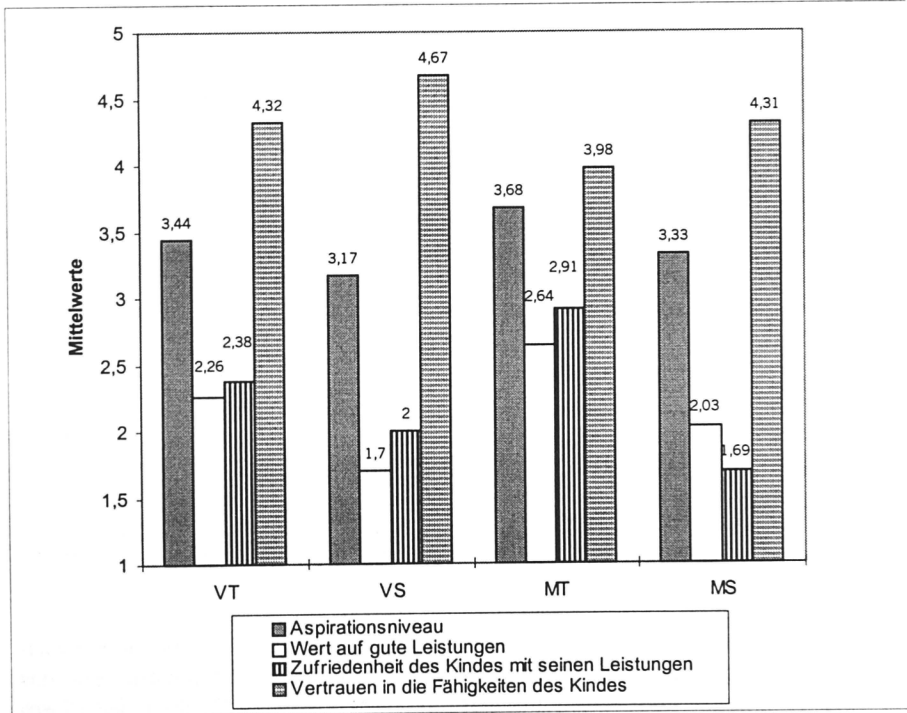
Die Ergebnisdarstellung erfolgt orientiert an den vier Fragestellungen dieser Arbeit, d.h. es wurden zuerst deskriptiv Eltern- und Kindvariablen im Hinblick auf mögliche Geschlechtsunterschiede untersucht, anschließend der Zusammenhang zwischen Eltern- und Kindvariablen analysiert und schließlich die moderierende Rolle eines geschlechtsbezogenen Konservatismus der Eltern überprüft.

Elternvariablen

Im ersten Schritt wollten wir erfahren, ob sich die Überzeugungen von Müttern und Vätern von Mädchen und Jungen hinsichtlich der Eignung ihrer Kinder für das Fach Mathematik unterscheiden. Bei der Beantwortung der Frage, wie hoch der Anteil der Jungen an mathematisch begabten Kindern sei, ermittelte eine 2 (Geschlecht: Eltern) X 2 (Geschlecht: Kind) Varianzanalyse eine hochinteressante Interaktion. Zwar schätzten alle vier Eltern-Kind-Gruppen durchschnittlich den Prozentsatz der Jungen unter den mathematisch Begabten auf über 50% (MT: 60.1%; MS: 54.3%; VT: 55.6%, VS: 60.7%). Die gleichgeschlechtlichen Gruppen hegten jedoch in statistisch bedeutsamem Ausmaß stärker diese Überzeugung ($F(1,136) = 12.57, p < 0.001$). Die in Abbildung 2 festgehaltenen Werte belegen weitere inter-

essante Abweichungen zwischen den vier Gruppen. Väter wiesen statistisch bedeutsam höhere Aspirationen für ihre Kinder auf als Mütter ($F(1,136) = 3.24, p < 0.05$). Außerdem wurden für die Jungen höhere Aspirationen gehegt ($F(1,136) = 7.94, p < 0.01$). Mit diesem Befund im Einklang steht auch, daß bei Jungen größerer Wert auf gute Leistungen gelegt wurde ($F(1,136) = 4.80, p < 0.05$), wobei sich hier Mütter und Väter nur marginal unterschieden ($p < .10$), und daß Eltern die Zufriedenheit ihrer Jungen mit ihren Leistungen höher einschätzten ($F(1,136) = 7.93, p < 0.01$). Tendenziell zeichnete sich bei der letzten Variablen zwar eine Interaktion zwischen Geschlecht der Eltern und der Kinder ab, wonach sich das Geschlecht des Kindes stärker in den Einschätzungen der Mütter niederschlägt, doch wurde das festgesetzte Signifikanzniveau nicht erreicht ($p < .10$).

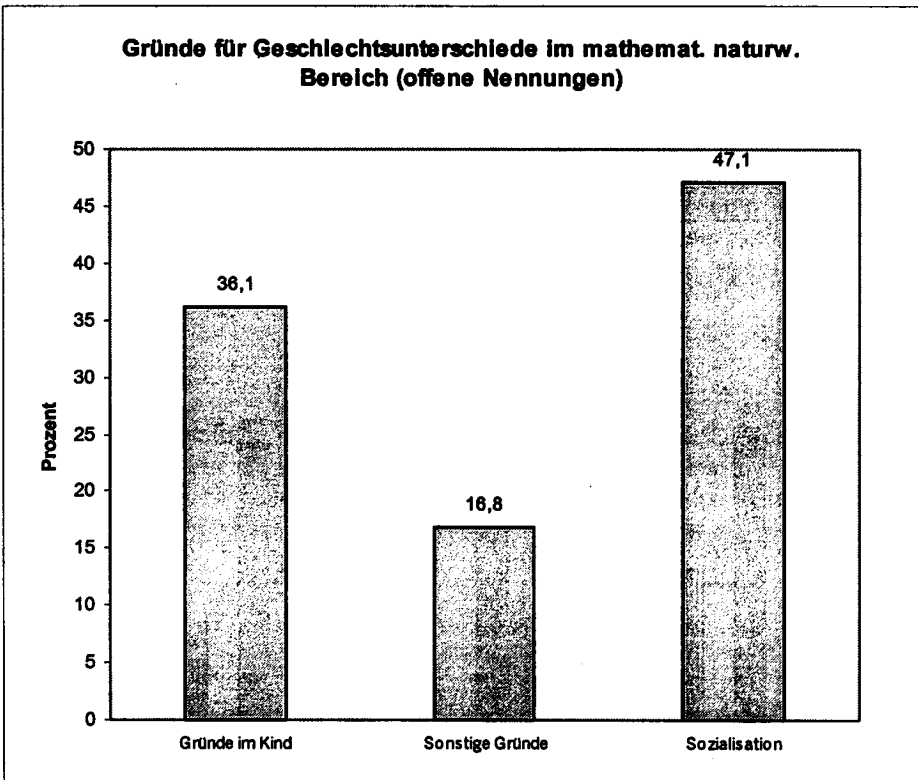
Abbildung 2: Vergleich der Mittelwerte der Elterneinstellungen hinsichtlich des Aspirationsniveaus, des Werts, der auf gute Leistungen gelegt wird, der Einschätzung der Zufriedenheit des eigenen Kindes mit seinen Leistungen sowie der Einschätzung des Vertrauens in dessen Fähigkeiten, aufgesplittet nach dem Geschlecht der Eltern und der Kinder (VT = Vater/ Tochter, VS = Vater/ Sohn, MT = Mutter/ Tochter, MS = Mutter/ Sohn).



Von besonderem Interesse war die Beantwortung der offenen Frage, wie sich die Eltern die in der Mathematik vorgefundenen Geschlechtsunterschiede erklären

(vgl. Abbildung 3). Hierbei wurden die Antworten danach unterschieden, ob sie die Gründe der Geschlechtsunterschiede internal im Kind (Interessen, Begabung, Anstrengung etc.) oder external außerhalb des Kindes verankern (Erziehung, Gesellschaft etc.). Es wurde eine 2 (Geschlecht des ausfüllenden Elternteils) X 2 (Geschlecht des Kindes) X 3 (Lokalität des Grundes: Internal vs. external vs. sonstige) loglineare Analyse der Ergebnisse gerechnet. Diese ermittelte einen einzigen signifikanten Effekt, die Interaktion von Geschlecht des Kindes und der Verortung des Grundes ($\chi^2(2) = 6.05, p < 0.05$). Eine Inspektion der Zellenbesetzungen zeigte an, daß Eltern für Jungen mehr interne Gründe nannten als für Mädchen (47.5% vs. 32.7%) sowie weniger häufig externe Gründe (40% vs. 63.5%).

Abbildung 3: Gründe, die Eltern für Geschlechtsunterschiede im mathematisch-naturwissenschaftlichen Bereich angeben (Nennungen in Prozent).



Während die bisherigen Maße mehr oder weniger direkt nach Unterschieden zwischen Mädchen und Jungen fragten, ist die Sortieraufgabe ein Meßinstrument, das indirekten Aufschluß über mögliches geschlechtsgebundenes Denken der Eltern gibt. Dieses sollte sich darin zeigen, daß den Mädchen typisch weibliche Fächer empfohlen werden (Grundschullehramt, Sprachen, Medizin), den Jungen typisch männliche Fächer (Maschinenbau, Mathematik, Chemie). Tabelle 1 veranschau-

licht, daß Eltern Jungen und Mädchen sehr unterschiedliche Studienfachempfehlungen aussprachen, die dem Geschlechtsrollenstereotyp konform ausfallen. Für Mädchen wurden danach stärker Grundschullehramt, Medizin und Sprachen als geeignet erachtet, für die Jungen eher Mathematik, Chemie und Maschinenbau. Im nächsten Auswertungsschritt wurden 2 (Geschlecht des Elternteils) X 2 (Geschlecht des Kindes) Varianzanalysen mit den Empfehlungen als abhängiger Variablen gerechnet. Dabei konnten keinerlei signifikante Einflüsse des Geschlechts der Eltern ermittelt werden, wohl aber einige Einflüsse des Geschlechts der Kinder (Medizin für Mädchen: $F(1,130) = 3.00, p < 0.09; \underline{M}_{\text{Mädchen}} = 3.26, \underline{M}_{\text{Jungen}} = 2.65$; Chemie für Mädchen: $F(1,130) = 4.79, p < 0.05; \underline{M}_{\text{Mädchen}} = 5.55, \underline{M}_{\text{Jungen}} = 4.48$; Maschinenbau für Mädchen: $F(1,130) = 2.79, p < 0.10; \underline{M}_{\text{Mädchen}} = 6.76, \underline{M}_{\text{Jungen}} = 5.73$; Medizin für Jungen: $F(1,130) = 13.35, p < 0.001; \underline{M}_{\text{Mädchen}} = 4.13, \underline{M}_{\text{Jungen}} = 2.75$; Sprachen für Jungen: $F(1,130) = 5.42, p < 0.05; \underline{M}_{\text{Mädchen}} = 4.84, \underline{M}_{\text{Jungen}} = 6.14$). Allerdings ließen sich dabei hinsichtlich des geschlechtsgebundenen Konservatismus keine Trends ausmachen. Ferner zeigte sich bei der Empfehlung des Grundschullehramts für die Mädchen eine signifikante Interaktion ($F(1,130) = 4.87, p < 0.05$), die darauf zurückzuführen war, daß die gegengeschlechtlichen Eltern-Kind-Paare (Vater-Tochter und Mutter-Sohn) eher dem Rollenstereotyp entsprechende Laufbahneempfehlungen abgaben.

Tabelle 1: Vergleich der mittleren Rangplätze der Eignung (niedriger Wert entspricht hoher Eignung) von Studienfächern für Jungen und Mädchen, separat dargestellt für Väter von Söhnen, Väter von Töchtern, Mütter von Söhnen und Mütter von Töchtern

Studienfach	Vater/ Sohn				Vater/ Tochter			
	Mädchen		Jungen		Mädchen		Jungen	
	M	S	M	S	M	S	M	S
LA Grundschule	3,06a	2,83	5,42	3,43	2,53a	2,29	5,74	3,19
Medizin	2,77	2,00	3,00	2,03	3,23	2,28	3,97	2,28
Mathematik	4,71a	2,89	3,61	2,50	5,20a	2,51	3,80	2,07
Chemie	4,61	2,87	4,00	2,54	5,57a	2,68	4,29	2,54
Sprachen	2,84a	2,54	5,26	3,33	2,66a	1,85	6,34	3,14
Maschinenbau	6,03a	3,68	3,23	3,05	6,89a	3,28	2,60	2,78

Studienfach	Mutter/ Sohn				Mutter/ Tochter			
	Mädchen		Jungen		Mädchen		Jungen	
	M	S	M	S	M	S	M	S
LA Grundschule	2,26a	2,23	5,59	3,81	3,69a	2,72	6,16	3,32
Medizin	2,53	1,86	2,50	2,08	3,34a	1,99	4,28	2,23
Mathematik	4,38a	3,01	3,09	2,22	5,34a	2,54	3,72	2,22
Chemie	4,35a	2,97	3,41	2,65	5,53a	2,84	4,41	2,76
Sprachen	2,03a	1,45	4,41	3,24	3,16a	2,96	5,94	3,10
Maschinenbau	5,44a	3,89	2,24	2,13	6,56a	3,49	2,78	2,81

Note: Mittlere Rangplätze, die mit einem „a“ gekennzeichnet sind, unterscheiden sich signifikant (mind. $p < .05$) für Mädchen und Jungen innerhalb einer Eltern-Kind-Gruppe.

Attributionen von Erfolgen und Mißerfolgen ihrer Kinder durch die Eltern sind in Tabelle 2 festgehalten. Insgesamt erfüllt ihr Attributionsstil durchaus die inhaltlichen Anforderungen an einen motivations- und selbstwertförderlichen Attributionsstil (Ziegler & Schober, 1997), da für einen Mißerfolg vor allem variable (Emotionen, Anstrengung, Konzentration) oder externale (Aufgaben) Gründe, für einen Erfolg hauptsächlich internale Gründe (Anstrengung, Konzentration, Fähigkeit) verantwortlich gemacht wurden. Signifikanzprüfungen wurden mit Hilfe von 2 (Geschlecht des Elternteils) X 2 (Geschlecht des Kindes) Varianzanalysen mit den Attributionen als abhängiger Variablen vorgenommen. Dabei ließen sich nur Haupteffekte für den Faktor Geschlecht der Eltern nachweisen. Es zeigte sich bei Mißerfolgen die klare Tendenz, daß Mütter externalen Erklärungsfaktoren ein größeres Gewicht beimessen (An anderen: $F(1,130) = 3.91$, $p < 0.05$; Aufgaben: $F(1,130) = 12.77$, $p < 0.001$; Zufall: $F(1,130) = 4.68$, $p < 0.05$). Bei Erfolgen schrieben Mütter ebenfalls dem externalen Faktor der Aufgabenschwierigkeit eine größere Bedeutung zu als Väter ($F(1,130) = 4.91$, $p < 0.05$).

Tabelle 2: Vergleich des Attributionsstils der Eltern, separat dargestellt für Väter von Söhnen, Väter von Töchtern, Mütter von Söhnen und Mütter von Töchtern

Attributionsstil	Vater/ Sohn		Vater/ Tochter		Mutter/ Sohn		Mutter/ Tochter	
	M	S	M	S	M	S	M	S
M, Emotion	3,74	1,21	4,08	1,02	4,08	0,97	4,13	1,10
M, an anderen	3,52	0,93	3,47	1,08	3,97	0,88	3,72	1,14
M, Aufgaben	3,71	0,90	3,61a	1,02	4,30b	0,92	4,19b	0,90
M, Anstrengung	4,10	1,19	4,08	1,42	4,00	1,06	3,81	1,09
M, Konzentration	4,55	0,99	4,58	0,97	4,64	0,82	4,41	0,95
M, Fähigkeit	2,74	1,00	2,94	0,95	3,12	1,02	3,03	1,18
M, Zufall	2,68	1,08	2,50a	1,03	3,09m	1,18	2,91	1,06
M, Unsicherheit	2,41	1,31	2,44	1,05	2,69	1,06	2,46	1,03
E, Emotion	4,61	0,99	4,53	1,13	4,28	1,21	4,8	1,13
E, an anderen	3,58	1,31	3,64	1,29	3,97	1,36	3,58	1,31
E, Aufgaben	4,03	1,25	4,14	0,98	4,62	1,33	4,48	1,20
E, Anstrengung	4,97	0,88	4,94	0,88	5,24	0,81	5,09	0,88
E, Konzentration	5,16	0,73	5,25	0,85	5,38	0,85	5,34	0,59
E, Fähigkeit	5,00	0,77	4,92	0,81	5,12	0,73	5,09	0,82
E, Zufall	2,42	1,18	2,31	1,04	2,38	1,18	2,58	1,11
E, Unsicherheit	1,90	1,08	2,22	1,27	1,94	1,12	1,97	1,02

Note: E = Erfolgsattribution, M = Mißerfolgsattribution; Mittelwerte, die sich zwischen den vier Eltern-Kind-Gruppen mit $p < .05$ voneinander unterscheiden sind durch unterschiedliche Buchstaben gekennzeichnet. Unterschiede, die lediglich marginal signifikant sind, sind mit einem „m“ versehen.

Kindvariablen

Bei den Kindern wurden Vertrauen in die eigenen mathematischen Fähigkeiten, Aspirationsniveau sowie der Attributionsstil erfaßt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 3 festgehalten. Unter motivationspsychologischen Gesichtspunkten schnitten die

Jungen dabei viel vorteilhafter ab. Sie wiesen ein höheres Vertrauen in ihre mathematischen Fähigkeiten als die Mädchen auf ($t(133) = 4.70, p < .001$), hatten höhere Aspirationen ($t(92) = -1.92, p < .05$) als die Mädchen, die sich im Vergleich ungefähr mit etwa einer viertel Notenstufe schlechteren Zensur in der nächsten Arbeit zufrieden geben würden. Auch beim Attributionsstil zeigten sich deutliche Vorteile für die Jungen. Mißerfolge erklärten sie sich weniger durch die stabilen Faktoren Aufgabenschwierigkeit ($t(100.48) = -2.65, p < .01$) und mangelnde Fähigkeit ($t(115) = -1.63, p < .05$), dafür aber um so mehr mit der motivationsförderlichen Attribution auf mangelnde Anstrengung ($t(119) = 1.96, p < .05$). Ihre eigenen Erfolge erklärten sie weniger external durch die Leichtigkeit der Aufgaben ($t(124) = -2.24, p < .05$) oder Zufall ($t(128) = -2.93, p < .01$).

Tabelle 3: Vergleich der Schülerinnen und Schüler hinsichtlich ihres Vertrauens in ihre Fähigkeiten, ihres Aspirationsniveaus, sowie ihres Attributionsstils

	Jungen		Mädchen	
	M	S	M	S
Vertrauen	4,51*	0,86	3,78	0,95
Aspirationsniveau	2,77 ^b	0,63	3,04	0,69
M, Emotion	3,84	1,64	4,20	1,46
M, an anderen	2,46	1,41	2,66	1,34
M, Aufgaben	3,35*	1,53	4,02	1,18
M, Anstrengung	4,36 ^b	1,61	3,82	1,43
M, Konzentration	4,41	1,37	4,37	1,22
M, Fähigkeit	2,76 ^b	1,41	3,17	1,34
M, Zufall	2,63	1,58	2,82	1,42
M, Unsicherheit	2,75	1,53	2,69	1,42
E, Emotion	4,52	1,37	4,39	1,29
E, an anderen	3,24	1,78	3,58	1,58
E, Aufgaben	4,16 ^b	1,24	4,63	1,10
E, Anstrengung	5,08	1,29	5,22	0,97
E, Konzentration	5,23	0,82	5,13	0,94
E, Fähigkeit	4,77	0,96	4,63	1,13
E, Zufall	2,48*	1,38	3,19	1,37
E, Unsicherheit	2,69	1,48	2,97	1,58

Note: E = Erfolgsattribution, M = Mißerfolgsattribution; signifikante Mittelwertunterschiede mit $p < .01$ sind durch den Buchstaben „a“ gekennzeichnet, Unterschiede mit $p < .05$ sind mit einem „b“ versehen.

Zusammenhang von Eltern und Kindvariablen

In Tabelle 4 sind die Korrelationskoeffizienten für die vier Untersuchungsgruppen dargestellt. Die meisten Zusammenhänge sind insignifikant oder nicht substantiell. Beim Vertrauen in die eigene Intelligenz waren zwar alle Korrelationen mit Ausnahme derjenigen zwischen Müttern und ihren Töchtern statistisch abzusichern, dagegen bis auf eine marginal signifikante keine Korrelation beim Aspirationsniveau. Auch bei den Attributionen von Mißerfolgen traten nur vereinzelte signifikante Korrelationen zwischen Eltern- und Kindvariablen auf. Zunächst ist eine un-

erwartete und nicht interpretierbare negative Korrelation zwischen Aufgabenattributionen von Müttern und Töchtern zu berichten. Zusammenhänge zwischen Fähigkeitsattributionen waren nur bei Müttern und ihren Kindern gegeben, bei der Zufallsattribution waren es nur die Söhne, die sich ähnlich wie ihre Eltern Erfolge erklären.

Betrachtet man die Erfolgsattributionen, so zeigt sich, daß die signifikanten Zusammenhänge bei den Emotionsattributionen auf Töchter und ihre Eltern beschränkt sind, bei den Attributionen auf andere Personen dagegen auf Söhne und ihre Eltern. Die Korrelationen bei der Konzentrationsattribution traten offensichtlich nur zwischen Müttern und ihren Kindern auf, die bei der Zufallsattribution zwischen Töchtern und ihren Eltern.

Tabelle 4: Korrelationen zwischen Einschätzung des Vertrauens in die mathematischen Fähigkeiten, Aspirationsniveau und Attributionsstil der Eltern und ihrer Kinder ($^m = p < .10$, $^* = p < .05$)

	Vater/ Sohn	Vater/ Tochter	Mutter/ Sohn	Mutter/ Tochter
Vertrauen	.390*	.384*	.615**	.152
Aspirationsniveau	.257	.267 ^m	.179	.252
M, Emotion	.220	.133	.153	.090
M, an anderen	-.111	-.092	.124	.148
M, Aufgaben	.059	.220	.106	-.402*
M, Anstrengung	-.150	-.273 ^m	.034	.171
M, Konzentration	.085	.259 ^m	.103	.282
M, Fähigkeit	-.103	-.027	.324*	.401*
M, Zufall	.307 ^m	.073	.338*	-.125
M, Unsicherheit	.253	-.101	.112	.190
E, Emotion	.084	.349*	.094	.302*
E, an anderen	.378*	.031	.249	.094
E, Aufgaben	-.042	.244 ^m	-.027	-.072
E, Anstrengung	-.025	.111	-.092	.045
E, Konzentration	.078	.102	.289*	.300*
E, Fähigkeit	.053	.224 ^m	-.048	.031
E, Zufall	.104	.310*	.118	.219
E, Unsicherheit	.169	.023	.097	.042

Note: E = Erfolgsattribution, M = Mißerfolgsattribution

Elterlicher Konservatismus

Im nächsten Auswertungsschritt wird untersucht, ob der Zusammenhang von Eltern- und Kindvariablen vom elterlichen Konservatismus beeinflusst wird (s. Tabelle 5). Hierzu wurden 2 (Geschlecht Eltern) x 2 (Geschlecht Kind) x 2 (Konservatismus hoch oder niedrig, Mediansplit) Varianzanalysen mit den verschiedenen Kindvariablen als abhängige Variablen gerechnet

Tabelle 5: Vergleich der Mittelwerte der Kindvariablen für Kinder konservativer und nicht konservativer Eltern, aufgesplittet nach dem Geschlecht der Eltern und dem Geschlecht des Kindes

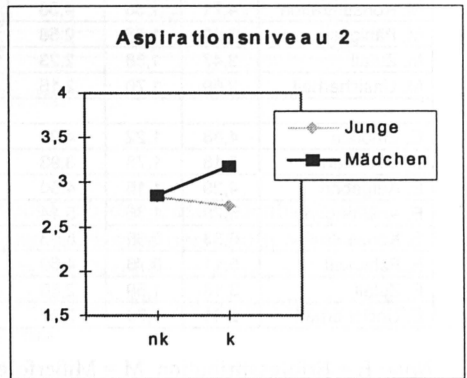
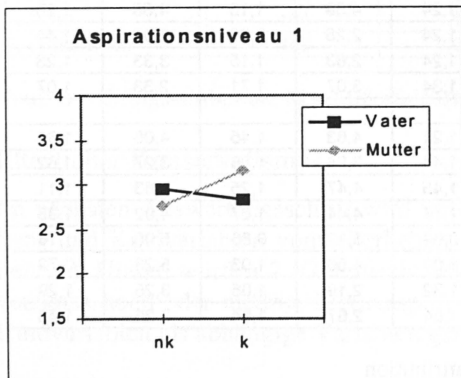
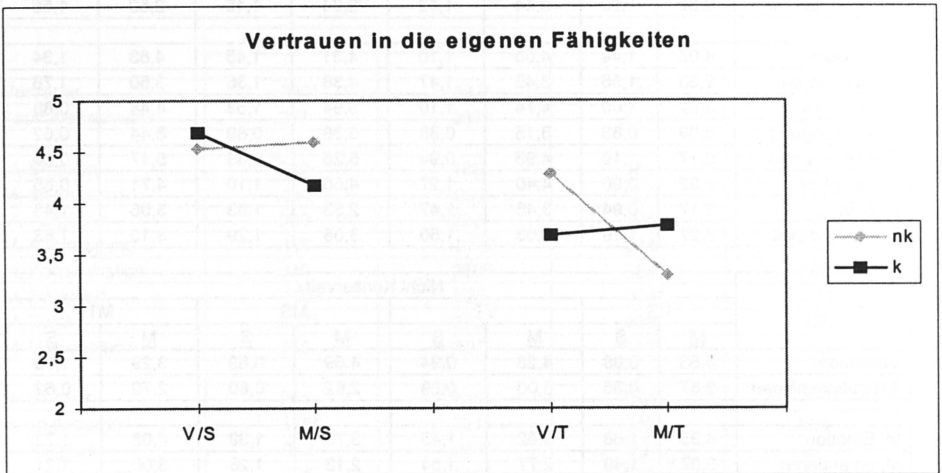
	Konservativ							
	VS		VT		MS		MT	
	M	S	M	S	M	S	M	S
Vertrauen	4,69	0,75	3,68	0,97	4,17	0,94	3,78	0,66
Aspirationsniveau	2,43	0,98	3,00	0,63	2,92	0,51	3,36	0,63
M, Emotion	3,78	1,56	4,32	1,25	3,57	1,99	4,50	1,63
M, an anderen	2,67	1,58	2,32	1,16	2,07	1,27	2,65	1,50
M, Aufgaben	2,75	1,58	4,16	0,90	3,57	1,50	4,06	1,34
M, Anstrengung	4,89	0,78	4,05	0,97	4,07	2,06	3,65	1,77
M, Konzentration	4,33	1,12	4,32	1,11	4,00	1,62	4,29	1,45
M, Fähigkeit	3,33	1,41	3,16	1,12	2,86	1,51	3,71	1,45
M, Zufall	2,33	1,50	2,89	1,45	2,00	1,52	2,88	1,65
M, Unsicherheit	2,38	1,30	3,44	1,42	2,64	1,45	2,50	1,55
E, Emotion	4,08	1,44	4,55	1,10	4,31	1,45	4,63	1,34
E, an anderen	2,33	1,56	3,45	1,47	4,38	1,36	3,50	1,76
E, Aufgaben	3,92	1,00	4,74	1,10	3,94	1,53	4,44	0,86
E, Anstrengung	5,09	0,83	5,15	0,88	5,38	0,89	5,44	0,62
E, Konzentration	5,17	1,19	4,95	0,94	5,25	0,68	5,17	0,86
E, Fähigkeit	4,92	0,90	4,40	1,27	4,50	1,10	4,71	0,85
E, Zufall	2,17	0,94	3,45	1,47	2,33	1,63	3,06	1,48
E, Unsicherheit	2,27	1,19	3,05	1,50	3,06	1,29	3,12	1,83

	Nicht Konservativ							
	VS		VT		MS		MT	
	M	S	M	S	M	S	M	S
Vertrauen	4,53	0,98	4,28	0,94	4,59	0,69	3,29	1,00
Aspirationsniveau	2,87	0,35	3,00	0,89	2,82	0,60	2,70	0,62
M, Emotion	4,33	1,68	3,62	1,45	3,75	1,39	4,08	1,73
M, an anderen	3,07	1,49	2,77	1,54	2,13	1,26	3,00	1,21
M, Aufgaben	3,33	1,80	3,42	1,51	3,44	1,41	4,33	0,78
M, Anstrengung	4,31	1,70	4,15	1,57	4,33	1,50	3,42	1,31
M, Konzentration	4,71	1,38	4,58	1,24	4,59	1,18	4,38	1,26
M, Fähigkeit	3,08	1,75	2,58	1,24	2,25	0,86	2,92	1,44
M, Zufall	3,47	1,88	2,23	1,24	2,63	1,15	3,33	1,23
M, Unsicherheit	2,69	1,70	2,15	1,34	3,07	1,71	2,33	1,07
E, Emotion	4,88	1,22	4,20	1,21	4,63	1,45	4,08	1,62
E, an anderen	3,18	1,78	3,93	1,44	2,94	1,88	3,27	1,62
E, Aufgaben	4,29	1,16	4,50	1,45	4,47	1,25	4,83	1,11
E, Anstrengung	5,28	1,36	5,14	1,17	4,44	1,67	4,92	1,38
E, Konzentration	5,33	0,69	5,53	0,64	5,12	0,86	5,08	1,16
E, Fähigkeit	5,11	0,76	4,50	1,09	4,56	1,03	5,23	0,73
E, Zufall	3,18	1,59	2,80	1,32	2,19	1,05	3,25	1,29
E, Unsicherheit	2,61	1,79	2,53	1,64	2,67	1,54	3,25	1,48

Note: E = Erfolgsattribution, M = Mißerfolgsattribution

Hinsichtlich des Vertrauens in die eigenen Fähigkeiten ergab sich dabei eine dreifache Interaktion (s. Abbildung 4): Jungen haben ein hohes Vertrauen, egal ob ihr Vater eher konservativ eingestellt ist oder nicht; hat allerdings die Mutter geschlechtsbezogen konservative Einstellungen, haben Jungen ein vergleichsweise geringeres Vertrauen in ihre Fähigkeiten. Anders sieht die Situation bei den Mädchen aus: Töchter nicht konservativer Väter haben ein höheres Vertrauen als Töchter konservativer, während Töchter konservativer Mütter ein unerwartet höheres Vertrauen in ihre Fähigkeiten haben als Mädchen, deren Mütter niedrige Konservatismuswerte aufweisen ($F(1, 128) = 7.083, p < .01$).

Abbildung 4: Ergebnisse der Varianzanalysen zum Vertrauen in die eigenen Fähigkeiten und dem Aspirationsniveau (nk = nicht konservativ, k = konservativ, V/S = Vater/ Sohn, VT = Vater/ Tochter, MS = Mutter/ Tochter, MT = Mutter/ Sohn).

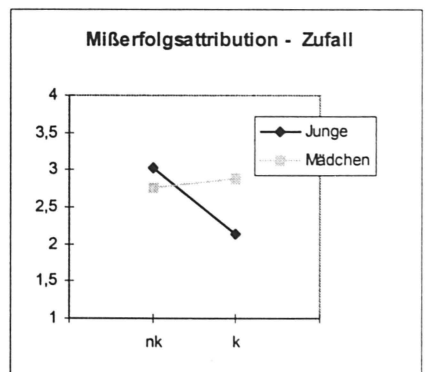
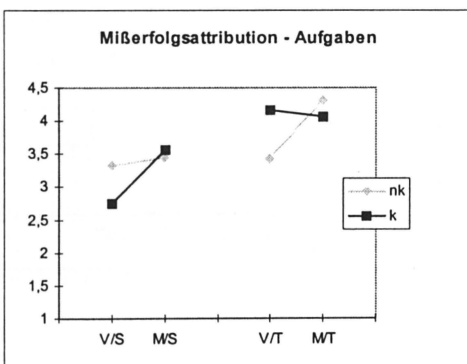


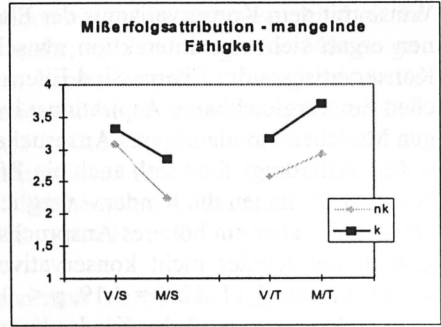
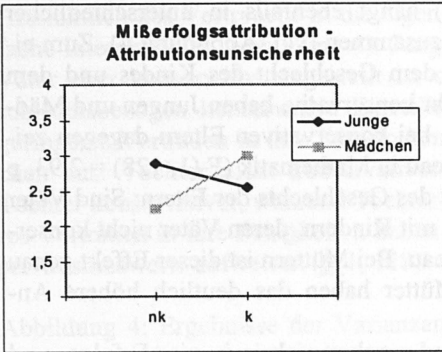
Das Aspirationsniveau der Schüler(innen) hängt ebenfalls in unterschiedlicher Weise mit dem Konservatismus der Eltern zusammen (vgl. Abbildung 4). Zum einen ergab sich eine Interaktion zwischen dem Geschlecht des Kindes und dem Konservatismus der Eltern: Sind Eltern nicht konservativ, haben Jungen und Mädchen ein vergleichbares Aspirationsniveau, bei konservativen Eltern dagegen zeigen Mädchen ein niedrigeres Anspruchsniveau in Mathematik ($F(1, 128) = 2.93, p < .05$). Allerdings fand sich auch ein Effekt des Geschlechts der Eltern: Sind Väter konservativ, haben die Kinder – verglichen mit Kindern, deren Väter nicht konservativ sind – eher ein höheres Anspruchsniveau. Bei Müttern ist dieser Effekt genau gegenteilig: Kinder nicht konservativer Mütter haben das deutlich höhere Anspruchsniveau ($F(1, 128) = 4.19, p < .05$).

Den Attributionsstil der Kinder betreffend ergaben sich je in vier Erfolgs- und vier Mißerfolgserklärungen statistisch absicherbare Effekte des Konservatismus der Eltern (vgl. Abbildung 5 und 6): Abgesehen davon, daß Jungen Mißerfolge mehr als Mädchen auf die Aufgaben zurückführen, konnte gezeigt werden, daß der Konservatismus der Mütter keine Auswirkungen auf diese Attribution bei den Kindern hat. Sind die Väter aber konservativ, erklären ihre Töchter verstärkt Mißerfolge durch Aufgaben, Söhne dagegen mehr, wenn Väter nicht konservativ sind (dreifache Interaktion, $F(1,128) = 2.65, p = .053$). Für die Attribution von Mißerfolgen auf Zufall und die Attributionsunsicherheit ergaben sich je Interaktionen zwischen Konservatismus und Geschlecht der Kinder: Töchter konservativer Eltern erklären sich ihre Mißerfolge mehr durch Zufall als Söhne. Bei Kindern eher progressiver Familien zeigen sich keine Unterschiede ($F(1,128) = 3.05, p < .05$). Mädchen, deren Eltern eher konservativ sind, geben häufiger an, die Gründe ihrer Mißerfolge nicht genau zu kennen, als Mädchen, deren Eltern wenig konservativ sind und als Jungen, deren Eltern konservativ sind. Jungen geben dagegen vermehrt dann Attributionsunsicherheit an, wenn ihre Eltern nicht konservativ sind ($F(1,128) = 3.60, p < .05$).

Mißerfolge werden schließlich v.a. dann internal stabil attribuiert, wenn Eltern konservativere Einstellungen haben, unabhängig vom Geschlecht des Kindes oder der Eltern (s. Abbildung 5). Dies zeigte ein Haupteffekt des Konservatismus für diese Variable ($F(1,128) = 4.54, p < .05$).

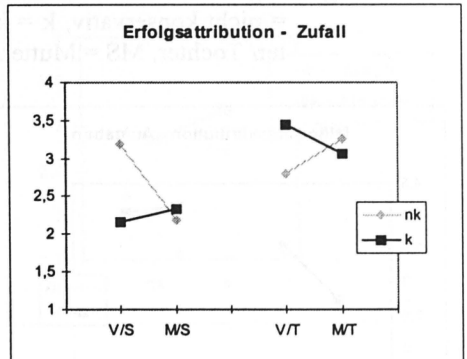
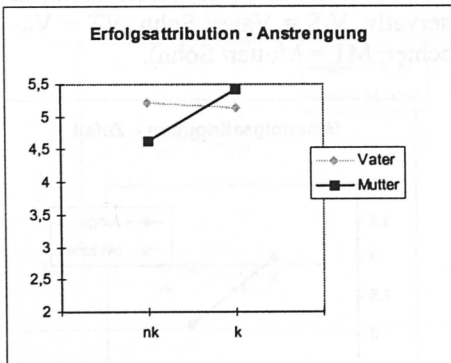
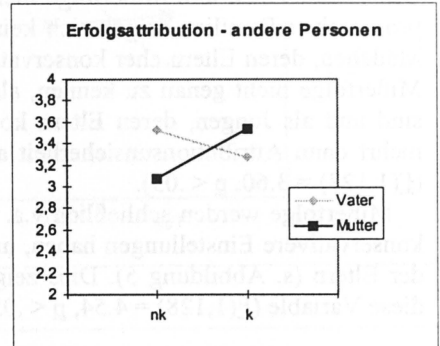
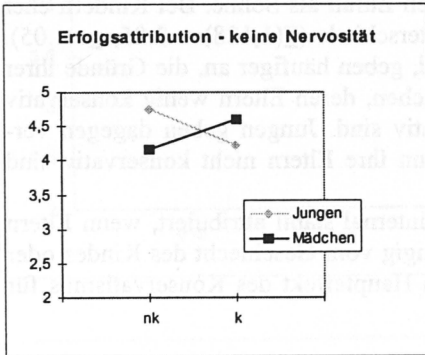
Abbildung 5: Ergebnisse der Varianzanalysen zur Attribution von Mißerfolgen (nk = nicht konservativ, k = konservativ, V/S = Vater/ Sohn, VT = Vater/ Tochter, MS = Mutter/ Tochter, MT = Mutter/ Sohn).





Bei Mädchen führt eine eher konservative Einstellung der Eltern zur vermehrten Attribution von Erfolg auf emotionale Gründe, bei den Jungen verhält es sich genau entgegengesetzt (s. Abbildung 6). Jungen progressiverer Eltern geben vermehrt emotionale Gründe für Erfolge an ($F(1,128) = 4.31, p < .05$).

Abbildung 6: Ergebnisse der Varianzanalysen zur Attribution von Erfolgen (nk = nicht konservativ, k = konservativ, V/S = Vater/ Sohn, VT = Vater/ Tochter, MS = Mutter/ Tochter, MT = Mutter/ Sohn).



Für zwei weitere Kategorien der Attribution von Erfolgen zeigten sich Interaktionen zwischen dem Geschlecht der Eltern und dem Konservatismus: Kinder konservativer Väter schreiben ihre Erfolge weniger anderen Personen zu als Kinder nicht konservativer Väter. Eine konservative Einstellung der Mütter dagegen fördert scheinbar eine derartige Erfolgserklärung ($F(1,128) = 6.35, p < .05$). Ähnliche Verhältnisse fanden sich für die Anstrengungsattribution ($F(1,128) = 3.92, p < .05$), denn Kinder nicht konservativer Mütter erklären Erfolge deutlich weniger durch Anstrengung als Kinder konservativer Mütter. Bei den Vätern zeigten sich die gegenteiligen Werte, wenn auch nicht so deutlich (s. Abbildung 6).

Anders als im Mißerfolgsfall ließ sich für die Attribution von Erfolgen auf Zufälle eine dreifache Interaktion festmachen, die sich so interpretieren läßt, daß der Konservatismus der Mütter zwar weitgehend ohne Auswirkung ist, daß aber die Söhne nicht konservativer Väter deutlich häufiger die Ursachen von Erfolgen in Zufällen sehen, als die Söhne konservativer Väter. Dagegen findet sich diese Attribution bei Töchtern von konservativeren Vätern häufiger als bei progressiveren Vätern ($F(1,128) = 3.92, p < .05$).

Diskussion

In dieser Arbeit sollten vier Punkte empirisch untersucht werden. Zunächst wurden Elternkognitionen bezüglich der Eignung ihrer Kinder für den Mathematikunterricht am Gymnasium zum Zeitpunkt des Übertritts analysiert. In der Tat wurde beispielsweise Jungen eine größere Begabung zugesprochen, was besonders ausgeprägt von Vätern von Söhnen und Müttern von Töchtern vertreten wurde. Da Begabungen als internal stabile Größen angesehen werden können (vgl. Weiner et al., 1972), ist aufgrund der einschlägigen Forschungsliteratur eher zu erwarten, daß auf Erfolge der Jungen stärker mit Stolz und auf Mißerfolge stärker mit Ärger reagiert wird. Bei Mädchen sollten Eltern dagegen nach Erfolgen eher Überraschung zeigen, nach Mißerfolgen eher Mitleid (vgl. Weiner, 1985, 1986). Mit der höheren Begabungseinschätzung der Jungen steht in Einklang, daß für sie höhere Aspirationen gehegt werden, wobei die Väter, mit denen sich mutmaßlich die Söhne stärker identifizieren als die Töchter, höhere Aspirationen hegen als die Mütter. Ferner wird bei den Söhnen mehr Wert auf gute Leistungen gelegt und deren Zufriedenheit mit den eigenen Noten höher veranschlagt. Die offene Frage, womit sich Eltern die in der Mathematik oftmals beobachteten Geschlechtsunterschiede erklären, führte zu einer hoch interessanten Interaktion, wonach Eltern von Jungen mehr interne Gründe, Eltern von Mädchen mehr externe Gründe nannten. Dieser Befund könnte darauf hindeuten, daß Eltern von Jungen stärker auf kontrollierbare Leistungsursachen fokussieren, während die Eltern von Mädchen eher auf nicht kontrollierbare externe Leistungsursachen achten. Für Töchter wie auch für Söhne werden Berufslaufbahnen angestrebt, die mit dem Rollenstereotyp konvergieren: Mathematik, Naturwissenschaften (hier: Studienfach Physik) und Technik (hier: Studienfach Maschinenbau) für die Jungen, die Erziehung (hier: Grundschullehramt), der Heilberuf (hier: Medizin) und Sprachen für die Mädchen. Ob-

wohl die Eltern bei den Attributionen hypothetischer Erfolge und Mißerfolge nicht zwischen Söhnen und Töchtern unterschieden, präferierten Mütter, die eher Identifikationsmöglichkeiten für ihre Töchter bereitstellen, externale Erklärungen. Resümierend läßt sich zur ersten Fragestellung unserer Arbeit somit festhalten, daß sich in Elternkognitionen, deren Relevanz für den späteren Umgang mit Erfolgen und Mißerfolgen in einer Domäne vielfach belegt ist, sehr wohl unterschiedliche Vorstellungen bezüglich der Eignung von Jungen und Mädchen für die Mathematik am Gymnasium feststellen lassen. Insgesamt sind die Befunde für Mütter und Väter jedoch sehr ähnlich, d.h. die entscheidende Variable bei der Einschätzung der Geeignetheit ihre Kindes für den gymnasialen Mathematikunterricht scheint das Geschlecht des Kindes, nicht des beurteilenden Elternteiles zu sein. Damit fügen sich diese Resultate unserer Studie gut in die internationale Forschungsliteratur ein, in der ebenfalls davon ausgegangen wird, daß die Geschlechtsstereotypen gesellschaftlich relativ homogen sind und somit gleichermaßen von Frauen und Männern geteilt würden (vgl. Amancio, 1993).

Der zweite Untersuchungsschwerpunkt galt den Schülerinnen und Schülern. Dabei ließen sich aus der Literatur bekannte Geschlechtsunterschiede in der Mathematik (Beerman et al., 1992) auch auf dieser recht niedrigen Jahrgangsstufe belegen. Jungen wiesen ein höheres Vertrauen in ihre Fähigkeiten auf, zeigten höhere Aspirationen und attribuierten insgesamt günstiger. Vor dem Hintergrund gleicher Begabungspotentiale der Geschlechter für die Mathematik (vgl. Beerman, Heller & Menacher, 1992) und in diesem Altersbereich vergleichbarer mathematischer Leistungen (Ziegler & Schober, 1996a) verweisen diese Resultate auf die Wirkung von Sozialisationseinflüssen. Neben medial vermittelten Erfahrungen (Schulbücher, Fernsehen etc.) wird in der einschlägigen Forschungsliteratur vor allem der Einfluß dreier Interaktionspartner diskutiert: Lehrkräfte, Peers und Eltern. Beispielsweise gibt es Hinweise darauf, daß vermehrt Jungen akademisch hochwertige Interaktionen mit Lehrkräften haben als Mädchen. Sie dürfen häufiger auf Fragen antworten (Becker, 1981; Cherry, 1975), erhalten individuellere Instruktionen (Stallings, 1985) und mehr Ermunterungen und Feedback (Morse & Handley, 1985; Serbin, O'Leary, Kent, & Tonick, 1973). Jungen haben auch mehr verhaltensorientierte Kontakte (Serbin, O'Leary, Kent & Tonick, 1973; Stake & Katz, 1982). Diese allgemeinen Trends finden sich auch in Studien, die speziell zu Mathematik und den Naturwissenschaften durchgeführt wurden (Good & Slavings, 1988; Leinhardt, Seewald, & Engel, 1979; Morse & Handley, 1985). Ferner gibt es vielfältige Belege, daß Schüler(innen) ohne unterstützende soziale Beziehungen zu Peers und Erwachsenen in ihrem Leistungsverhalten gefährdet sind (z.B. Goodenow, 1993; Midgley, Feldlaufer, & Eccles, 1989; Phelan, Davidson, & Cao, 1991; Wentzel, 1998). Es gibt dabei viele Möglichkeiten, wie soziale Beziehungen zu Eltern akademische Motivation beeinflussen können (Juvonen & Wentzel, 1996). Unter anderem sind dies wahrgenommene soziale und emotionale Unterstützung der Eltern (Cauce, Felner, & Primavera, 1982; Connell, Spencer, & Aber, 1994) und familiäre Kohäsion (Felner, Aber, Primavera, & Cause, 1985; Wentzel, 1998). Bei der Untersuchung der dritten Fragestellung ließen sich allerdings systematische Zusammenhänge nur zwischen dem elterlichen Vertrauen in die mathematischen Fähigkeiten der Kinder und deren eigenen Vertrauen sowie zwischen Aspirationsniveau der Eltern für ih-

re Kinder und deren eigenen Vertrauen feststellen. Bei den Attributionen traten zwar auch einige statistisch absicherbare Korrelationen auf, doch läßt sich insgesamt nur von einzelnen, stets nur moderaten Zusammenhängen sprechen. Insgesamt bieten die Ergebnisse weder eine klare Bestätigung für die Kongruenzhypothese, die sich eher beim Vertrauen in die eigenen Fähigkeiten und dem Aspirationsniveau bestätigte, noch für die Dissoziationshypothese, die sich eher für Attributionen belegen ließ. Möglicherweise ließe sich also für diese beiden Hypothesen eine bereichsspezifische Gültigkeit reklamieren.

Mit der vierten Fragestellung wurden die Auswirkungen des elterlichen Konservatismus untersucht. Dieser konnte beim Vertrauen in die eigene mathematische Intelligenz, dem Aspirationsniveau sowie bei einigen Attributionen belegt werden. Eine Inspektion der Abbildungen 4 bis 6 macht aber deutlich, daß der Einfluß nicht einheitlich ist und vor allem nicht konsistent im Sinne eines Golemeffekts wirkt (vgl. Ziegler, Broome & Heller, 1999), wonach Mädchen unter dem Einfluß konservativer Eltern stets in ihrem Selbstvertrauen und ihrer Motivation leiden, Jungen dagegen davon profitieren. Statt dessen zeigt sich ein sehr differenzierter, attributionspezifischer Einfluß, der auf Basis der vorliegenden Befundlage nicht einheitlich interpretierbar ist. Dies ist natürlich eine wissenschaftlich unbefriedigende Situation: einerseits bietet das neu eingeführte, theoretisch begründete Konstrukt des elterlichen Konservatismus zwar Prädiktionsmöglichkeiten, andererseits sind diese nicht theoriekonform. Hier besteht weiterer Forschungsbedarf, wobei u.E. drei Richtungen einzuschlagen sind. Erstens ist der Gymnasialeintritt eine Phase der Neuorientierung, d.h. stabile Selbstkonzepte sind zu diesem Zeitpunkt möglicherweise nicht ausgebildet (Ziegler & Schober, 1997). Eine Replikation der Studie mit älteren Schüler(innen) könnte also vielleicht zu stabileren und vor allem theoriekonformen Befundmustern führen. Diese Möglichkeit erklärt jedoch *nicht* die Diskrepanz zwischen unseren Prognosen und den Befunden der Studie. Zweitens könnte es der Fall sein, daß im Sinne der Dissoziationshypothese konkrete Eltern-Kind-Interaktionen in dieser Phase der Neuorientierung von nachgeordneter Bedeutung sind, und die stabileren kulturellen Stereotypen dominieren. Da diese gesellschaftlich weitgehend geteilt sind (Amancio, 1993), konnten interindividuelle Unterschiede des Elterneinflusses nicht nachgewiesen werden. Zu einer empirischen Klärung müßte hier Mehrebenenanalysen verwendet werden. Drittens müssen wir selbstkritisch anmerken, daß in unserer hauptsächlich explorativ ausgerichteten Forschungsstudie keine interaktionsspezifischen und (lern-)biographischen Variablen erfaßt wurden. So umfaßt das Konzept des elterlichen Konservatismus lediglich Begabungstheorien der Eltern ihrer Kinder sowie damit verbundene mathematische Aspirationen. Allerdings ist mit solchen Überzeugungsbündeln nicht notwendigerweise ein bestimmter Erziehungs- oder Sanktionsstil impliziert. Es wäre etwa gleichermaßen denkbar, daß konservativere Eltern von Mädchen auf deren aus ihrer Sicht mutmaßlich geringere Begabung mit Resignation reagieren, aber auch, daß sie ihre Töchter gerade aufgrund deren mutmaßlich geringerer Begabung zu verstärkten kompensatorischen Lernbemühungen anhalten. Künftige Forschung sollte also nicht nur Elternüberzeugungen erfassen, sondern auch konkretes Erziehverhalten.

Unter pädagogisch-psychologischen Gesichtspunkten legen die Ergebnisse unserer Studie zunächst eine Aufklärung der Eltern über objektive Fakten zu mathematischer Begabung und über die Wirkung von Geschlechtsstereotypen nahe: Es gibt keine überzeugenden wissenschaftlichen Belege für eine höhere männliche Begabung für die Mathematik, wohl aber vielfältige Belege dafür, wie abträglich entsprechende Vorurteile der Motivation, dem Interesse, dem Selbstbild und schließlich der Leistungsentwicklung von Mädchen in der Mathematik sind (Heller & Ziegler, 1996, 1997). Als weitere pädagogische Konsequenz legen die Ergebnisse der Studie den Einsatz eines Reattributionstrainings (Ziegler & Schober, 1997) nahe, das in dieser Altersstufe bereits erfolgreich eingesetzt wurde (Ziegler & Schober, 1996a, 1996b). Attributionen können als Scharnier zwischen Kognition und Motivation betrachtet werden. Wenn beispielsweise Mütter – wie in der vorliegenden Studie gefunden – kindliche Leistungen relativ zu Vätern stärker external erklären, so kann das zwar im Mißerfolgsfall kurzfristig den eigenen Selbstwert schützen, doch wird dann auch mit geringerer Wahrscheinlichkeit nach Lernstrategien – und damit längerfristig effektivem Reduzieren von Mißerfolgen – gesucht. Daß sich in der vorliegenden Studie die geringsten Zusammenhänge zwischen Eltern- und Kindvariablen bei den Attributionen zeigten, könnte nahelegen, daß sich hier zu diesem Zeitpunkt erst recht instabile Kognitionen ausgebildet haben. Überzeugungsarbeit bei den Eltern könnte also vor allem hier anschließen, wo sich auch effektive Interventionsmöglichkeiten erschließen. Die Ergebnisse der Studie von Ziegler und Heller (1998) verdeutlichen dabei, daß auch psychologische Laien Reattributionstrainings mit Erfolg einsetzen können.

Bezüglich der Auswirkungen des elterlichen Konservatismus waren die Ergebnisse nicht homogen, weshalb keine klaren pädagogisch-psychologischen Konsequenzen abgeleitet werden können. Es kann aber festgehalten werden, daß er zwar Konsequenzen hat, diese aber noch nicht im Sinne eines Golemeffekts wirken, wonach Mädchen konservativer Eltern umfassende Motivations- und Selbstwertseinbußen erleiden. Ziegler et al. (1999) wiesen jedoch diesen Effekt bei Schüler(inne)n der 8. Jahrgangsstufe im Fach Physik nach. Sollte ein Golemeffekt im Bereich der Mathematik möglicherweise ebenfalls auf einer späteren Jahrgangsstufe erst auftreten, kann aus den Befunden unserer Studie zumindest die Hoffnung abgeleitet werden, daß beim Gymnasialübertritt noch Präventionsmöglichkeiten bestehen.

Literatur

- Amancio, L. (1993). Stereotypes as ideologies: The case of gender categories. *Revista de Psicologia Social*, 8, 163-170.
- Bandura, A. (1981). In search of pure unidirectional determinants. *Behavior Therapy*, 12, 30-40.
- Barling, J., Zacharatos, A. & Hepburn, C.G. (1999). Parents' job insecurity affects children's academic performance through cognitive difficulties. *Journal of Applied Psychology*, 84, 473-444.

- Bar-Tal, D. & Guttman, J. (1981). A comparison of teachers', pupils' and parents' attributions regarding pupils' academic achievements. *British Journal of Educational Psychology*, 51, 301-311.
- Becker, J.R. (1981). Differential treatment of females and males in mathematics classes. *Journal for Research in Mathematics Education*, 12, 40-53.
- Beerman, L., Heller, K.A. & Menacher, P. (1992). *Mathe nichts für Mädchen? Begabung und Geschlecht am Beispiel von Mathematik, Naturwissenschaft und Technik*. Bern: Huber.
- Bornholt, L.J. & Goodnow, J.J. (1999). Cross-generation perceptions of academic competence: Parental expectations and adolescent self-disclosure. *Journal of Adolescent Research*, 14, 427-447.
- Cashmore, J.A. & Goodnow, J.J. (1986). Parent-child agreement of attributional beliefs. *International Journal of Behavioral Development*, 9, 191-204.
- Cauce, A.M., Felner, R.D. & Primavera, J. (1982). Social support and high-risk adolescents: Structural components and adaptive impact. *American Journal of Community Psychology*, 10, 417-428.
- Cherry, L. (1975). The preschool teacher-child dyad: Sex differences in verbal interaction. *Child Development*, 46, 532-535.
- Connell, J.P., Spencer, M.B. & Aber, J.L. (1994). Educational risk and resilience in African-American youth: Context, self, action, and outcomes in school. *Child Development*, 65, 493-506.
- Dweck, C.S. & Henderson, V.L. (1988). Theories of intelligence: Background and measures. Unpublished manuscript.
- Eccles, J.S., Arberton, A., Buchanan, C.M., Jacobs, J., Flanagan, C., Harol, R., MacIver, D., Midgley, C., Reuman, D. & Wigfield, A. (1993). School and family effects on the ontogeny of children's interests, self-perceptions and activity choices. In: R. Dienstbier & J.E. Jacobs (Hrsg.). *Nebraska symposium on motivation: Developmental perspectives on motivation* (S. 145-208). Lincoln: University of Nebraska Press.
- Eccles, J.S., Jacobs, J.E. & Harold, R. (1992). Gender role, stereotypes, expectancy effects, and parents socialization of gender differences. *Journal of Social Issues*, 46, 183-201.
- Enders-Drägässer, U. & Fuchs, C. (1988). *Interaktionen und Beziehungsstrukturen in der Schule*. Unveröffentlichter Bericht des Feministischen Interdisziplinären Forschungsinstitutes.
- Felner, R.D., Aber, M.S., Primavera, J. & Cauce, A.M. (1985). Adaptation and vulnerability in high-risk adolescents: An examination of environmental mediators. *American Journal of Community Psychology*, 13, 365-379.
- Frome, P.M. & Eccles, J.S. (1998). Parents' influence on children's achievement-related perceptions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74, 435-452.
- Good, T.L. & Slavings, R.L. (1988). Male and female student question-asking behavior in elementary and secondary mathematics and language arts classes. *Journal of Research in Childhood Education*, 3, 5-23.
- Goodenow, C. (1993). Classroom belonging among early adolescent students: Relationships to motivation and achievement. *Journal of Early Adolescence*, 13, 21-43.
- Gottfried, A.E., Fleming, J.S. & Gottfried, A.W. (1994). Role of parental motivational practices in children's academic intrinsic motivation and achievement. *Journal of Educational Psychology*, 86, 104-113.
- Grolnick, W.S. & Ryan, R.M. (1989). Parent styles associated with children's self-regulation and competence in school. *Journal of Educational Psychology*, 81, 143-154.
- Hannover, B. (1991). Zur Unterrepräsentanz von Mädchen in Naturwissenschaften und Technik: Psychologische Prädiktoren der Fach- und Berufswahl. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*, 5, 169-186.

- Heller, K.A. & Ziegler, A. (1996). Gender differences in mathematics and the natural sciences: Can attributional retraining improve the performance of gifted females? *Gifted Child Quarterly*, 40, 200-210.
- Heller, K.A. & Ziegler, A. (1997). Gifted females: A cross-cultural study. In: Li, R., Chan, J. & Spinks, J. (Hrsg.). *Maximizing potential: Lengthening and strengthening our stride. Proceedings of the 11th World Conference on gifted and talented children* (S. 242-246). University of Hong Kong: Social Science Research Unit.
- Hess, R.D. & McDevitt, T.M. (1985). Some antecedents of maternal attributions about children's performance in mathematics. In: R. Ashmore & D. Brodzinsky (Hrsg.). *Perspectives on the family* (S. 95-118). Hillsdale, New Jersey: Erlbaum.
- Hoffmann, L. & Lehrke, M. (1986). Eine Untersuchung von Schülerinteressen an Physik und Technik. *Zeitschrift für Pädagogik*, 32, 189-204.
- Hoge, D.R., Petrillo, G.H. & Smith, E.T. (1982). Transmission of religious and social values from parents to teenage children. *Journal of Marriage and the Family*, 44, 569-580.
- Holloway, S. & Hess, R. (1982). Causal explanations for school performance: Contrasts between mothers and children. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 3, 319-327.
- Juvonen, J. & Wentzel, K.R. (1996). *Social motivation: Understanding children's school adjustment*. New York: Cambridge University Press.
- Leferink, K. (1988). *Geschlechtsunterschiede im Ausbildungs- und Berufsweg (Untersuchungen zur differentiellen Vorhersagbarkeit)*. Frankfurt/M.: Lang.
- Leinhardt, G., Seewald, A.M. & Engel, M. (1979). Learning what's taught: Sex differences in instruction. *Journal of Educational Psychology*, 71, 432-439.
- Marjoribanks, K. (1979). Family environments. In: H.J. Walberg (Hrsg.). *Educational environments and effects* (S. 15-37). Berkeley, California: McCutchan.
- McGillicuddy, A.V., Sigel, I.E. & Johnson, J.E. (1979). The family as a system of mutual influences: Parental beliefs, distancing behaviors, and children's representational thinking. In: M. Lewis & L.A. Rosenblum (Hrsg.). *The child and its family* (S. 91-106). New York: Plenum.
- Midgley, C., Feldlaufer, H. & Eccles, J. (1989). Student/teacher relations and attitudes toward mathematics before and after the transition to junior high school. *Child Development*, 60, 981-992.
- Miller, D. & Ross, M. (1975). Self-serving biases in the attribution of causality: Fact or fiction? *Psychological Bulletin*, 82, 213-225.
- Morse, L.W. & Handley, H.M. (1985). Listening to adolescents: Gender differences in science classroom interaction. In: L.C. Wilkinson & C.B. Marret (Hrsg.). *Gender influences in classroom interaction* (S. 37-56). New York: Academic Press.
- Perrez, M., Schröder, H., Schattenburg, L. & Plancherel, B. (1994). Der Einfluß des Geschlechts von Stimuluspersonen, Kultur und Bildung auf das Kausalattributionsverhalten. *Swiss Journal of Psychology*, 53, 26-38.
- Phelan, P., Davidson, A.L. & Cao, H.T. (1991). Students' multiple worlds: Negotiating the boundaries of family, peer, and school cultures. *Anthropology and Education Quarterly*, 22, 224-250.
- Raymond, C.L. & Benbow, C.P. (1986). Gender differences in mathematics: A function of parental support and student sex typing? *Developmental Psychology*, 22, 808-819.
- Ryckman, D.B. & Peckham, P. (1987). Gender differences in attributions for success and failure situations across subject areas. *Journal of Educational Research*, 81, 120-125.
- Serbin, L.A., O'Leary, K.D., Kent, R.N. & Tonick, I.J. (1973). A comparison of teacher response to the preacademic and problem behavior of boys and girls. *Child Development*, 44, 796-804.
- Spear, M.G. (1988). The characteristics of school science as seen by teachers. *Educational Studies*, 14, 257-264.

- Stake, J.E. & Katz, J.F. (1982). Teacher-pupil relationships in the elementary school classroom: Teacher-gender and pupil-gender differences. *American Educational Research Journal*, 19, 465-471.
- Stallings, J. (1985). School, classroom, and home influences on women's decisions to enroll in advanced mathematics courses. In: S.F. Chapman, L.R. Brush & D.M. Wilson (Hrsg.). *Women and mathematics: Balancing the equation* (S. 199-233). Hillsdale, New Jersey: Erlbaum.
- Weary, G., Stanley, M.A. & Harvey, J.H. (1989). *Attribution*. New York: Springer.
- Weiner, B. (1985). An attributional theory of achievement motivation and emotion. *Psychological Review*, 92, 548-573.
- Weiner, B. (1986). *An attributional theory of motivation and emotion*. New York: Springer.
- Weiner, B., Heckhausen, H., Meyer, W.-U. & Cook, R.E. (1972). Causal ascriptions and achievement behavior: A conceptual analysis of effort and reanalysis of locus of control. *Journal of Personality and Social Psychology*, 21, 239-248.
- Wentzel, K.R. (1998). Social relationships and motivation in middle school: The role of parents, teachers, and peers. *Journal of Educational Psychology*, 90(2), 202-209.
- Yee, D.K. & Eccles, J.S. (1988). Parent perceptions and attributions for children's math achievement. *Sex Roles*, 19, 317-333.
- Ziegler, A. & Heller, K.A. (1998). Motivationsförderung mit Hilfe eines Reattributionstrainings. *Psychologie in Erziehung und Unterricht*, 45, 216-229.
- Ziegler, A. & Schober, B. (1996a). Geschlechtsbezogene Unterschiede in mathematikbezogenen Kognitionen zum Zeitpunkt des Gymnasialeintritts. In: K.-P. Treumann, G. Neubauer, J. Möller & J. Abel (Hrsg.). *Methoden und Anwendungen empirischer pädagogischer Forschung* (S. 145-153). Münster: Waxmann.
- Ziegler, A. & Schober, B. (1996b). Resultate eines Reattributionstrainings mit Mathematikschülerinnen der 5. Klasse. In: E. Witruk, & G. Friedrich (Hrsg.). *Pädagogische Psychologie im Streit um ein neues Selbstverständnis* (S. 348-356). Landau: Empirische Pädagogik.
- Ziegler, A. & Schober, B. (1997). *Reattributionstrainings*. Regensburg: Roderer.
- Ziegler, A., Broome, P. & Heller, K.A. (1997). Pygmalion im Mädchenkopf. Erwartungs- und Erfahrungseffekte koedukativen vs. geschlechtshomogenen Physikanfangunterrichts. *Psychologie in Erziehung und Unterricht*, 44, 252-268.
- Ziegler, A., Broome, P. & Heller, K.A. (1999). Golem oder Enhancement: Elternkognitionen und das schulische Leistungshandeln ihrer Kinder im Schulfach Physik. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie* (im Druck).
- Ziegler, A., Kuhn, C. & Heller, K.A. (1998). Implizite Theorien von gymnasialen Mathematik- und Physiklehrkräften zu geschlechtsspezifischer Begabung und Motivation. *Psychologische Beiträge*, 40, 271-287.

Anschrift des Erstautors:

Prof. Dr. Dr. Albert Ziegler
Institut für Pädagogische Psychologie
Ludwig-Maximilians-Universität
Leopoldstr. 13
D-80802 München