

Michael LIEBENDÖRFER, Reinhard HOCHMUTH, Stephan SCHREIBER, Lüneburg, Robin GÖLLER, Jana KOLTER, Kassel, Rolf BIEHLER, Jörg KORTEMEYER, Laura OSTSIEKER, Paderborn

## **Vorstellung eines Fragebogens zur Erfassung von Lernstrategien in mathematikhaltigen Studiengängen**

Die Nutzung geeigneter Lernstrategien gilt als wichtig für den Lernerfolg, insbesondere im Studium (Wild, 2005). In Untersuchungen an der Universität zeigten sich die theoretisch erwarteten und in labornahen Studien nachgewiesenen positiven Effekte auf den Lernerfolg allerdings nicht immer. Es wird diskutiert, inwieweit Probleme bei der Operationalisierung der Strategien (Selbstberichte, soziale Erwünschtheit, Zeitpunkt der Befragung) oder des Lernerfolgs (z.B. keine Messung des langfristigen Lernerfolgs durch Klausuren) dabei eine Rolle spielen (Schiefele, Streblow, Ermgassen, & Moschner, 2003). Bezüglich der Mathematik zeigte sich z.B., dass unterschiedliche Erhebungsverfahren (Fragebögen und Lerntagebücher) zu verschiedenen Ergebnissen führen (Vogel, 2001). Bei Ingenieuren konnten Griese, Glasmachers, Kallweit, & Roesken (2012) zwar die Nutzung von Lernstrategien effektiv fördern, Effekte auf Leistung waren aber nicht messbar. Ähnlich zeigte sich bei Kolter et al. (eingereicht) kein kurzfristiger, wohl aber ein langfristiger Effekt der Lernstrategienutzung auf die Mathematikleistung. Die drei letztgenannten Quellen nutzten jeweils den LIST-Fragebogen (Schiefele & Wild, 1994), der Lernstrategien über alle Studienfächer hinweg erfassen soll. Mit einer anderen Operationalisierung konnten Rach & Heinze (2013) den Studienerfolg gut vorhersagen. Abgefragt wurde, inwieweit Studierende ihre Übungsblätter selbst lösen oder sich die Lösungen selbst erklären. Dabei wird besonders deutlich, dass die Nutzung gewisser Strategien fachliches Vorwissen verlangt und deshalb schwer trennbare Wechselwirkungen bestehen.

### **Zur Entwicklung des Instrumentes**

Um Lernstrategien spezifisch für Mathematik an der Hochschule zu erfassen wurden im Rahmen des khdm (Kompetenzzentrum Hochschuldidaktik Mathematik, [www.khdm.de](http://www.khdm.de)) ausgehend vom LIST-Fragebogen Skalen erweitert oder modifiziert (vgl. Göller u. a., 2013) von denen hier Teile vorgestellt werden. Das Elaborationskonstrukt wurde in Subskalen aufgeteilt: **Vernetzen** (6 Items) von Wissen beschreibt Tätigkeiten, bei denen Bezüge zwischen dem neuen Wissen und bereits bekanntem hergestellt werden. **Beweise lernen** (8 Items) beinhaltet die Beachtung von Beweisen als Lerninhalt und das Nachvollziehen der Argumentation. **Runterbrechen** (6 Items) beschreibt das eigene Formulieren vereinfachter Aussagen und die

In J. Roth & J. Ames (Hrsg.), *Beiträge zum Mathematikunterricht 2014* (S. 739–742).  
Münster: WTM-Verlag

Verbindung zur **Praxis** (4 Items) wird hergestellt, indem Bedeutung und Nutzen der Konzepte in der realen Alltagswelt gesucht werden. Die LIST-Skala zur Anstrengung wurde dahingehend überarbeitet, dass die Aufwendung von **Zeit** (5 Items) von **Frustrationstoleranz** (3 Items) unterschieden wurde. Die Skalen wurden mit 6-stufigen Likertskalen (1= trifft gar nicht zu, 6= trifft völlig zu) im paper&pencil-Verfahren bei Studierenden verschiedener Studiengänge pilotiert: Ingenieure (N=153), Bachelor Mathematik und gymnasiales Lehramt (N=26+48) und Primarstufenlehramt (N=118). Dabei zeigten sich insgesamt gute Reliabilitäten (Cronbachs  $\alpha$ ) der einzelnen Skalen Vernetzen (.76 - .78), Beweise (.81 - .89), Praxis (.79 - .85), Zeitaufwand (.69 - .77, ohne Ingenieure), Frustrationstoleranz (.80 - .83, ohne Ingenieure). Die Skala zum Runterbrechen wurde nach der Pilotierung bei Ingenieuren und Bachelor/Gymnasiallehramt ( $\alpha$ =.63/.71) um zwei Items ergänzt. Die Reliabilität war dann bei den Primarlehramtsstudierenden zufriedenstellend (.72).

Weiter wurde untersucht, inwieweit sich die Skalen empirisch trennen, indem die Korrelationen der verwandten Konstrukte untereinander betrachtet wurden. Dafür wurde zwischen den verschiedenen Studierendgruppen unterschieden, insbesondere auch zwischen Bachelor- und Gymnasiallehramtsstudierenden. Die Ergebnisse sind tabellarisch dargestellt, signifikante Korrelationen sind markiert (\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ ).

<i>Konstrukte / Stichprobe</i>	<i>Beweise vs. Vernetzen</i>	<i>Praxis vs. Vernetzen</i>	<i>Beweise vs. Praxis</i>	<i>Zeit vs. Frust</i>
Ingenieure	.25**	.35**	.14	.58**
Bachelor	.59**	.47*	.32	.20
Gymn.-LA	.48**	.27	.36*	.55**
Prim.-LA	.37**	.34**	.15	.46**

Die einzelnen Skalen trennen sich dahingehend gut voneinander, dass die Korrelationen stets unter .60 liegen. Positive Korrelationen sind dabei überall zu erwarten, da die Skalen ja als Formen von Elaboration bzw. Anstrengung konzipiert wurden. Auch in der unterschiedlichen Höhe sind die meisten Werte erwartungskonform. Der Unterschied zwischen Ingenieuren und Fach-Bachelorstudierenden bei der Korrelation von Beweisen und Vernetzen wirkt z.B. plausibel, da die Ingenieure durch ihre Fachveranstaltungen neben den innermathematischen noch viele weitere Vernetzungsmöglichkeiten haben. Dazwischen bewegt sich das Lehramt mit Vernetzungen z.B. zur Fachdidaktik. Etwas überraschend scheinen bei den Fach-

studierenden die Anstrengungskomponenten Zeit und Frust geringer zusammenzuhängen als bei den anderen Studiengängen, insbesondere den Gymnasiallehramtsstudierenden, die in der gleichen Veranstaltung lernen.

### **Beispielhafte Anwendung des Instrumentes**

Zur Illustration der Einsatzmöglichkeiten wurden die Daten aus der Pilotierung ausgewertet. Ein Vergleich der Mittelwerte bei der Nutzung einzelner Elaborationsstrategien ist tabellarisch dargestellt, die Standardabweichungen sind in Klammern angegeben.

<i>Konstrukte / Stichprobe</i>	<i>Vernetzen</i>	<i>Beweise</i>	<i>Praxis</i>
Ingenieure	4,16 (0,71)	3,05 (1,02)	3,37 (1,14)
Bachelor	4,36 (0,68)	4,13 (0,78)	3,34 (1,25)
Gymn.-LA	4,08 (0,65)	3,55 (0,87)	3,26 (0,99)
Prim.-LA	4,09 (0,65)	4,14 (0,67)	3,30 (1,06)

Eine ANOVA zeigt nur bei der Nutzung der Beweise signifikante Unterschiede zwischen den Gruppen ( $p < .001$ ). Entsprechend den Erwartungen liegen die Ingenieure nicht nur hinter den anderen Gruppen, sondern auch unterhalb des theoretischen Mittels von 3,5. Es überrascht dagegen, dass die Gymnasiallehramtsstudierenden deutlich hinter den Fachstudierenden zurückbleiben, obwohl die Daten in der gemeinsamen Vorlesung Analysis 1 im ersten Semester erhoben wurden. Es überrascht außerdem, dass die Primarstufenlehramtsstudierenden in der selbsteingeschätzten Auseinandersetzung mit Beweisen nicht nur die Studierenden aus dem Gymnasiallehramt, sondern auch die Fachstudierenden knapp übertreffen. Wir können nicht sicher sagen, inwieweit die Selbstberichte tatsächliche Unterschiede wiedergeben oder z.B. von unterschiedlicher Selbstwahrnehmung geprägt sind. Die Beschäftigung mit den Beweisen wird von den Dozenten in allen Veranstaltungen empfohlen.

Weiter wurde die Frage untersucht, inwieweit die Nutzung verschiedener Strategien über Korrelationen mit der Selbstwirksamkeitserwartung (SWE) zusammenhängt, der ein hoher Einfluss auf das Lernen zugesprochen wird (Bandura, 1993). Die Korrelationen sind erneut tabellarisch dargestellt. Bei den Elaborationsstrategien zeigt sich ein deutlicher Zusammenhang der SWE mit dem Vernetzen und dem Nutzen von Beweisen, insbesondere bei den Fachstudierenden. Dagegen zeigt sich kein signifikanter Zusammenhang beim Herstellen von Praxisbezügen. Bemerkenswert ist, dass bei den

Primarstufenlehramtsstudierenden die SWE kaum mit dem Vernetzen zusammenhängt. Mit Blick auf die Anstrengung lässt sich sagen, dass SWE deutlich stärker mit der Bereitschaft zusammenhängt, Frustration auszuhalten, als mit dem Aufwenden von Zeit.

<i>Korr. mit SWE / Stichprobe</i>	<i>Vernetzen</i>	<i>Beweise</i>	<i>Praxis</i>	<i>Zeit</i>	<i>Frust</i>
Ingenieure	.36**	.22**	.11	---	---
Bachelor	.63**	.60**	.27	.01	.19
Gymn.-LA	.47**	.31**	.07	.13	.45**
Prim.-LA	.14	.48**	-.01	.18	.27**

Das Instrument soll zukünftig weiter entwickelt und eingesetzt werden.

## Literatur

- Bandura, A. (1993). Perceived Self-Efficacy in Cognitive Development and Functioning. *Educational Psychologist*, 28(2), 117–148.
- Göller, R., Kortemeyer, J., Liebendörfer, M., Biehler, R., Hochmuth, R. K., Krämer, J., Ostsieker, L., Schreiber, S. (2013). Instrumentenentwicklung zur Messung von Lernstrategien in mathematikhaltigen Studiengängen. *Beiträge zum Mathematikunterricht 2013*. Münster: WTM-Verlag.
- Griese, B., Glasmachers, E., Kallweit, M., & Roesken, B. (2012). Lerntagebücher als Interventionsinstrument in der Studieneingangsphase. *Beiträge zum Mathematikunterricht 2012*. Münster: WTM-Verlag.
- Kolter, J., Blum, W., Schukajlow, S., Bender, P., Biehler, R., Haase, J., & Hochmuth, R. (eingereicht). Zur Messung, zum Erwerb und zur Förderung studentischen (Fach-) Wissens in der „Arithmetik für die Grundschule“ im KLIMAGS-Projekt. *Tagungsband der Fachtagung Grundschullehrerausbildung der gemeinsamen Kommission der MNU; GDM und DMV*.
- Rach, S., & Heinze, A. (2013). Welche Studierenden sind im ersten Semester erfolgreich? *Journal für Mathematik-Didaktik*, 34(1), 121–147.
- Schiefele, U., Streblow, L., Ermgassen, U., & Moschner, B. (2003). Lernmotivation und Lernstrategien als Bedingungen der Studienleistung. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*, 17(3/4), 185–198.
- Schiefele, U., & Wild, K.-P. (1994). Lernstrategien im Studium: Ergebnisse zur Faktorenstruktur und Reliabilität eines neuen Fragebogens. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 15, 185–200.
- Vogel, R. (2001). *Lernstrategien in Mathematik: eine empirische Untersuchung mit Lehramtsstudierenden*. Hildesheim: Franzbecker.
- Wild, K.-P. (2005). Individuelle Lernstrategien von Studierenden. Konsequenzen für die Hochschuldidaktik und die Hochschullehre. *Beiträge zur Lehrerbildung*, 23(2), 191–206.