

Effektive Förderung rechenschwacher Kinder

Eine Metaanalyse

Elena Ise¹, Kathrin Dolle¹, Silvia Pixner² und Gerd Schulte-Körne¹

¹Klinik und Poliklinik für Kinder- und Jugendpsychiatrie, Psychosomatik und Psychotherapie, Universität München

²Institut für angewandte Psychologie, UMIT Private Universität, Hall in Tirol, Österreich

Zusammenfassung. Kinder und Jugendliche mit schwachen Rechenfertigkeiten sind nicht nur in der Schule, sondern auch im täglichen Leben vielfältig beeinträchtigt. Eine effektive Förderung ist daher dringend notwendig. In der vorliegenden Metaanalyse wurden Studien, in denen die Wirksamkeit von Förderprogrammen bei deutschsprachigen Kindern mit schwachen Rechenleistungen untersucht wurde, systematisch zusammengefasst. Insgesamt zehn Experimental-Kontrollgruppen-Vergleiche aus acht Interventionsstudien mit 328 Kindern konnten in die Auswertung eingeschlossen werden. Die mittlere Effektstärke der Studien war mittelgroß ($g' = 0.50$). Eine Subgruppenanalyse zeigte keine Wirksamkeitsunterschiede zwischen curricularen und nicht-curricularen Förderansätzen. Weitere Subgruppenanalysen zeigten, dass der Fördereffekt durch das Setting, den Interventionsleiter, sowie durch Dauer und Umfang der Förderung moderiert wird. Langfristige Effekte konnten nicht metaanalytisch ausgewertet werden. Es gibt jedoch empirische Evidenz für langfristige Transfereffekte bei nicht-curricularen Förderansätzen.

Schlüsselwörter: Rechenschwäche, Dyskalkulie, Metaanalyse, Förderung, Behandlung

Effective treatment of children with poor math abilities: Results of a meta-analysis

Abstract. Children with poor mathematical abilities experience difficulties in many every-day situations. The aim of the present meta-analysis was to systematically summarize intervention studies that have evaluated intervention programmes in German-speaking children with poor math abilities. A total of eight studies with 328 children were included in the meta-analysis. The mean effect size was moderate ($g' = 0.50$). A subgroup analysis revealed that treatment effectiveness did not differ between curricular and non-curricular treatment approaches. Further subgroup analyses demonstrated that effect sizes were influenced by the setting, the instructor, intensity, and duration of treatment. Long-term effects could not be incorporated in the meta-analysis due to lack of data. There is, however, empirical evidence for long-term effects of non-curricular treatment approaches.

Key words: math disability, dyscalculia, meta-analysis, treatment, intervention

Kinder und Jugendliche mit schwachen Rechenfertigkeiten sind nicht nur in der Schule, sondern auch im täglichen Leben vielfältig beeinträchtigt. Dies trifft besonders auf Kinder und Jugendliche mit einer Rechenstörung zu (Prävalenz von Rechenstörung: 3–7%; Hasselhorn & Schuchardt, 2006; von Aster, Schweiter & Weinhold-Zulauf, 2007), so dass eine effektive Förderung dieser Kinder und Jugendlichen dringend notwendig ist. Bislang liegen jedoch kaum empirische Befunde hinsichtlich der Wirksamkeit von Förderprogrammen für rechenschwache Kinder vor.

Nach ICD-10 (WHO / Dilling, Mombour & Schmidt, 2011) spricht man von einer *Rechenstörung* (F81.2), wenn die Rechenleistung eines Kindes deutlich unter dem Niveau liegt, welches aufgrund des Alters, der allgemeinen Intelligenz und der Beschulung zu erwarten ist. Insbe-

sondere die Beherrschung grundlegender Rechenfertigkeiten (Addition, Subtraktion, Multiplikation und Division) ist betroffen. Sind die Lese-Rechtschreibfähigkeiten ebenfalls beeinträchtigt, wird nach ICD-10 eine kombinierte Störung schulischer Fertigkeiten (F81.3) diagnostiziert. Im Gegensatz hierzu wird im DSM-IV (APA / Saß, Wittchen & Zaudig, 2000) die Diagnose Rechenstörung (315.1) unabhängig von der Lese-Rechtschreibleistung vergeben.

Der Erwerb früher mathematischer Kompetenzen verläuft nach dem Entwicklungsmodell von Krajewski (2008) auf drei Ebenen. Bereits in den ersten Lebensjahren verfügen Kinder über *numerische Basisfertigkeiten* (Ebene 1). Von Geburt an können Kinder Mengen unterscheiden und ab dem Kleinkindalter werden Zahlwörter und erste Zählprinzipien erworben. Auf Ebene 2 (*Anzahlkonzept*) bringen Kinder Zahlwörter und Mengen miteinander in Verbindung, d. h. sie entwickeln ein Bewusstsein dafür, dass Zahlen „wenig“, „viel“ oder „sehr viel“ repräsentieren können (unpräzises Anzahlkonzept).

Die Autoren danken dem Bundesministerium für Bildung und Forschung (BmBF) für die Förderung der vorliegenden Arbeit (Förderkennzeichen PLI3066). Besonderer Dank gilt Carolina Silberbauer für die wertvolle Unterstützung bei der Literaturrecherche.

Darauf aufbauend entwickelt sich ein Verständnis für das Kardinalitätsprinzip (präzises Anzahlkonzept). Unabhängig vom Anzahlkonzept entwickelt sich die Erkenntnis, dass Mengen in Teilmengen zerlegbar sind und dass Mengen sich nur dann verändern, wenn man etwas wegnimmt oder hinzufügt (Teil-Ganzes-Schema). Auf Ebene 3 (*Anzahlrelationen*) verknüpfen Kinder das Verständnis für Mengenrelationen mit dem Anzahlkonzept. Sie verstehen nun, dass die Beziehungen zwischen Mengen auch durch Zahlen abgebildet werden können, wodurch sie ihr mengenbezogenes Teil-Ganzes-Verständnis auf Anzahlen übertragen können und erste Rechenoperationen möglich werden. Ebene 3 kennzeichnet den Übergang zu einem arithmetischen Zahlenverständnis, während die Fertigkeiten der Ebenen 1 und 2 als mathematische Basiskompetenzen bezeichnet werden.

Empirische Befunde zeigen, dass mathematische Basiskompetenzen eine wichtige Vorläuferfunktion für die Entwicklung der späteren rechnerischen Fertigkeiten haben (u. a. Aunola, Leskinen, Lerkkanen & Nurmi, 2004; Krajewski & Schneider, 2009). Zum Beispiel zeigten Locuniak und Jordan (2008) in einer Längsschnittstudie, dass vorschulische Zahlenkenntnis die Rechenleistung in der zweiten Klasse signifikant vorhersagen konnte. Kinder mit einer Rechenstörung verfügen häufig schon im Kindergartenalter über schwächer ausgeprägte Mengen-Zahlen-Kompetenzen als später nicht betroffene Kinder (Krajewski & Schneider, 2009; von Aster et al., 2007). Auch im Grundschulalter zeigen sie große Lücken in mathematischen Basiskompetenzen wie der Zählfertigkeit und dem Umgang mit Zahlen und Mengen (Landerl, Bevan & Butterworth, 2004; von Aster et al., 2007). Zudem sind sie massiv beeinträchtigt im Lernen und Abrufen von arithmetischen Fakten (z.B. $3 + 4 = 7$; Gaupp, Zoelch & Schumann-Hengsteler, 2004) und mathematischen Prozeduren (z.B. die Vorgehensweise bei Additionen; Geary & Hoard, 2001). In einer Untersuchung von Fünft- und Achtklässlern wurde deutlich, dass rechenschwache Schüler auch nach der Grundschulzeit häufig nicht über das Zählen in Einerschritten hinauskommen und selbst bei einfachen Rechenaufgaben Abzählstrategien einsetzen (Moser Opitz, 2005).

Im deutschsprachigen Raum existieren relativ wenige Förderprogramme für rechenschwache Kinder. Diese können in curriculare und nicht-curriculare Förderansätze unterteilt werden. Zu den nicht-curricularen Ansätzen zählen Programme, die sich an Entwicklungsmodellen mathematischer Kompetenzen orientieren. Zum Beispiel zielt das Förderprogramm „Mengen, zählen, Zahlen“ (Krajewski, Nieding & Schneider, 2007) auf die Förderung der drei Kompetenzebenen nach Krajewski (2008) ab. Ebenfalls nicht-curricular sind Programme, die auf neuropsychologischen Theorien zur Verursachung von Rechenstörungen basieren. Hierzu gehört zum Beispiel ein Training der visuellen Simultanerfassung (*subitizing*, Fischer, Königter & Hartnegg, 2008). Curriculare För-

deransätze legen den Fokus hingegen auf curriculare Inhalte und orientieren sich an den Lehrplänen für Mathematik. Hierzu zählen zum Beispiel Programme, die das Verstehen und Lösen von Textaufgaben trainieren (Hasemann & Stern, 2002).

Ziel der vorliegenden Metaanalyse ist es, Studien, in denen die Wirksamkeit von Förderprogrammen bei deutschsprachigen Kindern mit schwachen Rechenfertigkeiten untersucht wurde, systematisch zusammenzufassen. Dabei soll überprüft werden, inwieweit die drei beschriebenen Förderansätze bei rechenschwachen Kindern zu einer Verbesserung der Rechenleistung führen. Anhand von Subgruppenanalysen sollen zudem spezifische Wirkfaktoren systematisch erfasst werden.

Methodik

Literaturrecherche

Die Suche nach geeigneten Primärstudien erfolgte im Januar 2011. Um den Einfluss des *publication bias* zu verringern, wurden sowohl publizierte als auch nicht-publizierte Interventionsstudien (u. a. Dissertationen) berücksichtigt. Die elektronische Recherche erfolgte in den Datenbanken PSYINDEX und PsycINFO mit den Suchbegriffen *dyskalkul**, *mathe**, *rechen**, *intervention**, *training**, *förder**, *behandlung**, *therapie**, *übung**. In beiden Datenbanken wurde die Recherche mit englischen Suchbegriffen wiederholt. Insgesamt ergab die elektronische Recherche 412 Arbeiten, deren Zusammenfassungen durch zwei unabhängige Beurteilerinnen hinsichtlich der Selektionskriterien (siehe unten) überprüft wurden. Bei Uneinigkeit bildeten die vollständigen Ergebnisberichte die Grundlage für eine erneute Überprüfung der Selektionskriterien. Die Interrater-Reliabilität betrug Cohen's Kappa = 0.91 (Cohen, 1960). Die Ergebnisse der Suche in der Datenbank pubmed waren deckungsgleich und wurden daher nicht durch zwei unabhängige Beurteiler überprüft.

Anschließend erfolgte eine Sichtung der Inhaltsverzeichnisse der letzten zehn Jahrgänge sowie eine Suche anhand der oben genannten Suchbegriffe innerhalb relevanter Zeitschriften (u. a. *Kindheit und Entwicklung*, *Psychologie in Erziehung und Unterricht*, *Zeitschrift für Entwicklungspsychologie und Pädagogische Psychologie*, *Zeitschrift für Kinder- und Jugendpsychiatrie und Psychotherapie*, *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*, *European Journal of Child & Adolescent Psychiatry*, *Journal of Experimental Child Psychology*, *Journal of Learning Disabilities*). Die Handsuche umfasste auch die Fachkongressberichte des Bundesverbandes Legasthenie und Dyskalkulie e.V. sowie die Literaturverzeichnisse bisheriger Übersichtsarbeiten (u. a. Jacobs & Petermann, 2003; Kaufmann & Nuerk, 2008; Kroesbergen & van Luit, 2003). Abschließend wurden in deutschsprachigen

Ländern tätige Wissenschaftler kontaktiert und gebeten, (noch) nicht veröffentlichte Interventionsstudien zur Verfügung zu stellen.

Selektionskriterien

Um in der vorliegenden Arbeit berücksichtigt zu werden, musste eine Studie die folgenden Bedingungen erfüllen: (a) *Es handelt sich um eine Interventionsstudie*, (b) *Ziel der Intervention ist eine Verbesserung der Rechenfertigkeiten*, (c) *Die Rechenleistung wurde vor und nach der Intervention erfasst*, (d) *Die Studienteilnehmer sind rechenschwach*. Dieses Kriterium wurde als erfüllt betrachtet, wenn die Rechenleistung bei der Vortestung im unteren Leistungsviertel lag ($PR \leq 25$) oder wenn spezifische Probleme im Rechnen berichtet wurden (Fischer et al., 2008; Fischer-Klein, 2007; Moog & Schulz, 1997). Bei Arbeiten, in denen die Wirksamkeit eines Förderprogramms in ganzen Schulklassen untersucht wurde, wurde überprüft, ob eine gesonderte Ergebnisdarstellung für rechenschwache Schüler vorlag oder von den Autoren nachgereicht werden konnte. Da etwa die Hälfte der Kinder mit einer Rechenstörungen auch an einer Lese-Rechtschreibstörung leidet (siehe Hasselhorn & Schuchardt, 2006), war eine unterdurchschnittliche Lese-Rechtschreibleistung kein Ausschlusskriterium für die vorliegende Metaanalyse.

(e) *Das Studiendesign umfasste eine unbehandelte Kontrollgruppe, welche bezüglich der Rechenleistung und des Alters mit der Experimentalgruppe vergleichbar war*. Dieses Kriterium wurde auch dann als erfüllt betrachtet, wenn die Kontrollgruppe eine nicht mathematikspezifische Placebobehandlung (z.B. ein Lesetraining, siehe Ennemoser & Krajewski, 2007) oder regulären Mathematikunterricht erhielt (siehe Lenhard, Lenhard, Schug & Kowalski, 2011). (f) *Die Studienteilnehmer sind überwiegend deutschsprachige Schülerinnen und Schüler*. Studien mit Vorschulkindern wurden nicht berücksichtigt. Es wurden nur Studien mit deutschsprachigen Kindern eingeschlossen, da mehrere Studien einen Einfluss der Inversion als Besonderheit des deutschen Zahlwortsystems auf verbale Aufgaben wie dem Lesen und Schreiben von Zahlen (Zuber, Pixner, Moeller & Nuerk, 2009) sowie auf nonverbale Aufgaben wie dem zweistelligen Zahlenvergleich (Pixner, Moeller, Hermanova et al., 2011) aufweisen. (g) *Bei den Studienteilnehmern besteht kein sonderpädagogischer Förderbedarf ($IQ > 85$)*. Studien mit SchülerInnen von Förderschulen für geistige Entwicklung bzw. Sonderschulen für Lernbehinderte wurden ausgeschlossen. (h) *Die Mindestgruppengröße beträgt fünf Teilnehmer pro Gruppe*. Einzelfallberichte und Studien mit Stichprobengrößen von $n < 5$ wurden nicht berücksichtigt (siehe Kroesbergen & van Luit, 2003). (i) *Die Ergebnisdarstellung ermöglicht die Berechnung einer Effektstärke*. Bei fehlenden statistischen Angaben wurden

die Autoren kontaktiert und gebeten, diese nachzureichen. (j) *Um ein Minimum an Aktualität zu gewährleisten, wurden nur Studien, die nach 1970 durchgeführt wurden, in die Metaanalyse eingeschlossen*.

Kodierung der Studien

Die Kodierung der Studien erfolgte durch zwei unabhängige Beurteilerinnen (Erst- und Zweitautorin der Arbeit) anhand eines standardisierten Kodierungsschemas, welches (1) ein inhaltliches Merkmal, (2) Merkmale der Durchführung der Intervention und (3) methodische Merkmale erfasste. Die Übereinstimmung lag bei 71 % -100 % pro kodiertem Merkmal ($M = 91.8\%$). Divergenzen wurden diskutiert, wobei in allen Fällen eine Übereinstimmung erreicht wurde. Bei zwei zum Zeitpunkt der Auswertung unveröffentlichten Arbeiten füllten die Autoren das Kodierungsschema selbst aus (Ennemoser, Sinne & Krajewski, in Vorb.; Sinner, 2011).

Die Kodierung umfasste (1) das *inhaltliche Merkmal*. Hierbei wurde zwischen nicht-curricularen und curricularen Förderansätzen unterschieden, wobei erstere nach entwicklungspsychologischen und neuropsychologischen Herangehensweisen aufgeteilt wurden. Bei der (2) *Durchführung der Intervention* wurden folgende Kategorien unterschieden: (a) Setting, (b) Interventionsleiter, (c) Dauer der Förderung in Wochen und (d) Gesamtumfang der Förderung (Anzahl der Förderstunden multipliziert mit der Dauer der einzelnen Förderstunden in Minuten). Hinsichtlich der (3) *methodischen Merkmale* wurde (a) das eingesetzte Testverfahren zur Erhebung der Rechenleistung (selbstentwickelter vs. standardisierter Test) und (b) das Maß für die Rechenleistung kodiert (Rohwert oder standardisierter Wert).

Berechnung der Effektstärken und der metaanalytischen Parameter

Als Maß für den Erfolg der Förderung wurde für jede Studie eine Effektstärke (ES) berechnet. Grundlage für die Berechnung der ES in den einzelnen Studien bildete die Rechenleistung der Studienteilnehmer. Die ES ist ein standardisiertes Maß, das sich aus der Differenz zwischen den Postwerten der Experimental- und Kontrollgruppe dividiert durch deren gepoolte Varianz ergibt. Eine $ES = 1$ bedeutet, dass die Rechenleistung der Kinder aus der Experimentalgruppe (EG) bei der Nachtestung eine Standardabweichung über der Rechenleistung der Kinder aus der Kontrollgruppe (KG) liegt, unabhängig vom eingesetzten Testverfahren. Aufgrund der relativ geringen Stichprobengrößen wurde bei der Berechnung der ES auf die durch Hedges und Olkin (1985) beschriebene Modifikation (Hedges' g) zurückgegriffen:

$$g = \left(1 - \left(\frac{3}{4N-9}\right)\right) \frac{M_{EG} - M_{KG}}{\sqrt{\frac{(N_{EG}-1)SD_{EG}^2 + (N_{KG}-1)SD_{KG}^2}{N_{EG} + N_{KG} - 2}}} \quad (1)$$

wobei M = Mittelwert, SD = Standardabweichung, N = Anzahl der Teilnehmer (insgesamt), EG = Experimentalgruppe und KG = Kontrollgruppe.

Anschließend wurden die Effektstärken teilweise umkodiert, so dass positive Werte immer auf eine Verbesserung der Rechenfertigkeit hinweisen.

In allen Studien wurde überprüft, ob die Berechnung einer um Vortest-Unterschiede korrigierten Effektstärke erforderlich war. Eine solche Korrektur wurde immer dann durchgeführt, wenn die Effektstärke der Vortestunterschiede größer als $g = 0.2$ war. Bei der Berechnung der korrigierten Effektstärke wurde zunächst die Differenz zwischen den Vortestwerten der Experimental- und Kontrollgruppe vom Nachtestwert der Experimentalgruppe abgezogen bzw. hinzugefügt. Anschließend wurde die Effektstärke für die Studie anhand der korrigierten Nachtestwerte berechnet (Formel 1).

Einige Studien berichten die Ergebnisse unterschiedlicher Testverfahren. Da pro Experimental-Kontrollgruppen-Vergleich nur eine Effektstärke in die Metaanalyse aufgenommen werden kann, wurde eine Datenreduktion durchgeführt. Hierbei wurde als folgt vorgegangen: (a) Bildete nur eines der Testverfahren einen Transfereffekt ab, so wurde dieses Testverfahren gewählt. Zum Beispiel wurde in der Studie von Fischer et al. (2008) sowohl die Verbesserung der simultanen Mengenerfassung (Trainingsinhalt) erfasst, als auch die Verbesserung der Rechenfertigkeiten. In diesem Fall wurde eine Effektstärke basierend auf den Ergebnissen des Rechentests berechnet. (b) War nur einer der Rechentests standardisiert, so wurde dieses Verfahren für die Berechnung der Effektstärke herangezogen. (c) Wurden mehrere vergleichbare Testverfahren zum selben Zeitpunkt eingesetzt, so wurde für die Metaanalyse eine gemittelte Effektstärke bestimmt. Zum Beispiel berichtet Fischer-Klein (2007) die Ergebnisse der Untertests „Zahlenrechnen“, „Textaufgaben“ und „Angewandtes Rechnen“. Hier wurde eine mittlere Effektstärke über die drei Untertests berechnet. Tabelle 1 zeigt, welche Testverfahren die Grundlage für die Berechnung der Effektstärke in den einzelnen Studien bildeten.

Für eine bessere Vergleichbarkeit der Studien untereinander wurde für die Berechnung der Effektstärke jeweils die Testung herangezogen, die direkt auf die Förderung folgte (Nachtest). Da nur wenige Studien langfristige Effekte untersucht haben, war eine metaanalytische Auswertung langfristiger Effekte nicht möglich.

In einer Studie (Fischer et al., 2008) werden in der Arbeit nicht die benötigten statistischen Angaben für die Berechnung der ES (Formel 1) angegeben. Die Berechnung der ES erfolgte daher aufgrund der Differenzen der

Fehler vor und nach dem Training, welche durch den Erstautor der Arbeit zur Verfügung gestellt wurden.

Die Berechnung der ES und die metaanalytische Auswertung erfolgten mit *Comprehensive Meta-Analysis Version 2* (Borenstein, Hedges, Higgins & Rothstein, 2005). Unter der Annahme eines Modells mit zufallsbedingten Effekten (random effects model) wurde die mittlere, gewichtete Effektstärke g' wie folgt berechnet:

$$g' = \frac{\sum_{i=1}^k g_i w_i(g)}{\sum_{i=1}^k w_i^*(g)} \quad (2)$$

mit dem Gewicht

$$w^*(g) = \frac{w(g)}{1 + w(g)\tau^2} \quad (3)$$

und

$$w(g) = \frac{1}{SE(g)^2} \quad (4)$$

mit einem Standardfehler (SE) von g :

$$SE(g) = \sqrt{\left(\frac{N}{N_{EG} \times N_{KG}} + \frac{g^2}{2(N-3.94)}\right)} \quad (5)$$

und

$$\tau^2 = \max(T, 0) \quad (6)$$

mit

$$T = \frac{\chi^2 - k + 1}{\sum_{i=1}^k w_i(g) - \left(\frac{\sum_{i=1}^k w_i(g)^2}{\sum_{i=1}^k w_i(g)}\right)} \quad (7)$$

und

$$\chi_{k-1}^2 = \sum_{i=1}^k (g_i - g')^2 w(g)_i \quad (8)$$

Die Heterogenität der ES wurde anhand des χ^2 -Tests bestimmt (Formel 8). Der Parameter I^2 wurde als Indikator für das Ausmaß der Heterogenität wie folgt berechnet (Higgins, Thompson, Deeks & Altman, 2003):

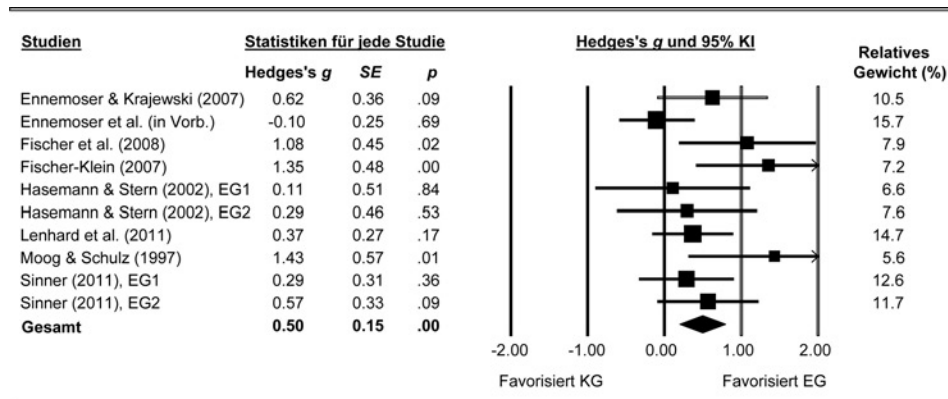
$$I^2 = \left(\frac{\chi^2 - (k-1)}{\chi^2}\right) \times 100\% \quad (9)$$

Für die Berechnung des 95 %-Konfidenzintervalls wurde folgende Formel eingesetzt:

$$95\%KI = g' \pm (1.96 \times SE(g')) \quad (10)$$

Bewertung der methodischen Qualität

Die methodische Qualität der Studien wurde anhand der Checkliste für kontrollierte Interventionsstudien des Scottish Intercollegiate Guidelines Network (2004) von zwei unabhängigen Beurteilerinnen bewertet (Methodology Checklist 2: Controlled Trials, Section 1). Die Checkliste erlaubt eine systematische, mehrstufige Beur-



Anmerkungen: *Hedge's g* = Effektstärke; 95 % KI (g) = 95 % Konfidenzintervall (graphisch dargestellt durch die Länge der Balken); Relatives Gewicht = Gewichtung der Studien im Modell mit zufallsbedingten Effekten (graphisch dargestellt durch die Fläche der Quadrate).

Abbildung 1. Graphische Darstellung der Ergebnisse der Metaanalyse (Forest plot).

teilung von Aspekten der Planung, Durchführung und Auswertung von Studien, die zu Verzerrungen der Ergebnisse führen können. Die Übereinstimmung der Beurteilerinnen lag zunächst bei 84 % der Angaben. Nach erneuter Betrachtung der Studien und anschließender Diskussion konnte für alle Abweichungen ein Konsens gefunden werden.

Ergebnisse

Die Literatursuche ergab acht geeignete Primärstudien, aus denen insgesamt zehn Experimental-Kontrollgruppen-Vergleiche in die Metaanalyse eingeschlossen werden konnten (siehe Tabelle 1). Abbildung 1 zeigt die Effektstärken und die dazugehörigen Konfidenzintervalle der einzelnen Experimental-Kontrollgruppen-Vergleiche.

Die mittlere, gewichtete ES betrug $g^* = 0.50$ und lag signifikant über dem Wert Null (95 % KI: 0.20–0.79, $p < .001$). Die Heterogenitätsanalyse konnte nicht belegen, dass die zehn Effektstärken heterogen sind ($Q = 14.64$, $df = 9$, $p = .10$, $Tau = 0.29$, $I^2 = 38.53$ %). Nach Borenstein, Hedges, Higgins und Rothstein (2010, S.113) sollte eine nicht-signifikante Heterogenitätsanalyse jedoch nicht als Evidenz für homogene Effekte interpretiert werden, da ein solches Ergebnis auch als Folge geringer Testpower auftreten kann. Das von der Anzahl der Studien unabhängige I^2 ist zwar nach Higgins et al. (2003) als niedrig einzuschätzen, weist aber auf eine überzufällige Varianz der Studienergebnisse hin. Daher wurde überprüft, welche moderierenden Variablen Unterschiede zwischen den einzelnen Effektstärken erklären können.

Um den Einfluss des *publication bias* zu überprüfen, wurde berechnet, wie viele nicht publizierte Studien mit einer Effektstärke von $ES = 0$ existieren müssten, um in der vorliegenden Metaanalyse eine mittlere ES von <

0.01 zu erreichen (Orwin's Fail-safe N , Orwin & Borch, 1983). Dieses Maß betrug $N = 421$.

Subgruppenanalysen

Tabelle 2 stellt die Ergebnisse der Subgruppenanalysen dar.

Inhaltliches Merkmal

Die mittleren ES der unterschiedlichen *Förderansätze* unterschieden sich nicht signifikant voneinander ($Q_{\text{zwischen}} = 1.72$, $df = 2$, $p = .42$). Die mittlere ES der vier Studien, in denen curriculare Förderansätze durchgeführt wurden, betrug $g^* = 0.50$ und lag signifikant über dem Wert Null ($p = .04$). Die mittlere ES der fünf Studien, in denen nicht-curriculare Förderansätze mit entwicklungspsychologischer Herangehensweise evaluiert wurden, betrug $g^* = 0.43$ und lag ebenfalls signifikant über dem Wert Null ($p = .05$). Die einzige Studie, in der ein nicht-curriculares Förderprogramm mit neuropsychologischer Herangehensweise durchgeführt wurde, berichtete eine ES von $g = 1.08$, welche ebenfalls statistisch abgesichert war ($p = .02$).

Merkmale der Durchführung der Intervention

Es zeigten sich signifikante Unterschiede zwischen den unterschiedlichen *Settings* ($Q_{\text{zwischen}} = 8.19$, $df = 3$, $p = .04$). Die mittlere ES der beiden Studien mit Einzelförderung ($g^* = 1.39$) lag signifikant über dem Wert Null ($p < .001$). Die mittleren ES der Studien mit anderen Settings waren hingegen nicht statistisch abgesichert (Gruppenförderung: $g^* = 0.28$, klassenweise Förderung: $g^* = 0.21$, computerbasierte Förderung: $g^* = 0.63$). Hinsichtlich des *Interventionsleiters* zeigten sich ebenfalls signifikante

Tabelle 1. Übersicht der eingeschlossenen Interventionsstudien

Autor	Experimentallgruppe	Kontrollgruppe	Förder-setting	Interventions-leiter	Teilnehmer	Dauer und Umfang der Förderung	Follow-Up	Test-verfahren	g
Ennemoser & Krajewski (2007)	n = 15 nicht-curriculare Förderung (Förderung des zahlbezogenen Teil-Ganzen-Verständnisses)	n = 15 Placebo (Lese-training)	Gruppe	Projekt-mitarbeiter	1. Klasse, rechenschwach (PR ≤ 25)	3 Wochen, insgesamt 6 Sitzungen (45 Min)	nein	DEMAT 1+ ¹	0.62
Ennemoser, Sinner & Krajewski (in Vorb.)	n = 32 nicht-curriculare Förderung (Mengen, zählen, Zahlen)	n = 32 unbehandelt (regulärer Mathematikförderunterricht)	Gruppe	Studenten	1. Klasse, rechenschwach (PR < 25)	5 Wochen, insgesamt 10 Sitzungen (45 Min)	nach ca. 3 Monaten	Rechentreppen (Additions- und Subtraktionsaufgaben)	-0.10
Fischer, Köngeler & Hartnegg (2008, Studie 2)	n = 10 nicht-curriculare Förderung (Förderung der simultanen Mengenerfassung)	n = 11 unbehandelt	PC	Computer	7,5–9 Jahre, „specific problems in basic arithmetic skills“	3 Wochen, täglich 10–20 Min	nach 3 und 5 Wochen	DEMAT	1.08
Fischer-Klein (2007)	n = 10 curriculare Förderung (Förderung am Wiener Rechenschwäche Institut)	n = 10 unbehandelt	Einzel	Rechenschwäche-therapeutin	2. und 3. Klasse, Klienten eines Rechen-schwächeinstituts	Durchschnittlich 5,7 Monate, einmal wöchentlich 50 Min	nein	3 Untertests: Zahlenrechnen (AST ³), Textaufgaben (AST ³) und Angewandtes Rechnen (AID 2 ⁴)	1.35
Hasemann & Stern (2002) EG 1	n = 7 curriculare Förderung (Förderung des Verstehens und Lösens von Textaufgaben: Training der alltagsnahen Orientierung)	n = 13 ⁷ unbehandelt (regulärer Mathematikunterricht)	Klasse	Projekt-mitarbeiter	2. Klasse, rechenschwach (PR < 20)	6 Wochen, insgesamt 11–12 Sitzungen (45 Min)	nein	Rechenaufgaben (selbstentwickelt)	0.11
Hasemann & Stern (2002) EG 2	n = 13 curriculare Förderung (Förderung des Verstehens und Lösens von Textaufgaben: abstrakt-symbolisches Trainingsprogramm)	n = 13 ⁷ unbehandelt (regulärer Mathematikunterricht)	Klasse	Projekt-mitarbeiter	2. Klasse, rechenschwach (PR < 20) ⁸	6 Wochen, insgesamt 11–12 Sitzungen (45 Min)	nein	Rechenaufgaben (selbstentwickelt)	0.29

Tabelle 1. Übersicht der eingeschlossenen Interventionsstudien (Fortsetzung)

Autor	Experimenta- gruppe	Kontroll- gruppe	Förder- setting	Interventions- leiter	Teilnehmer	Dauer und Umfang der Förderung	Follow- Up	Test- verfahren	<i>g</i>
Lenhard et al. (2011)	<i>n</i> = 28 curriculare Förderung (Rechenspiele mit Elfe und Mathis I)	<i>n</i> = 28 unbehandelt (regulärer Mathema- tikunterricht)	PC	Computer	1. und 2. Klasse, rechenschwach (<i>PR</i> < 15) ⁸	10 Wochen, insge- samt 8–10 Sitzungen (45 Min)	nein	DEMAT 1+ ¹ DEMAT 2+ ²	0.37
Moog & Schulz (1997)	<i>n</i> = 7 nicht-curriculare Förderung (Dortmunder Zahlbegriffstrai- ning)	<i>n</i> = 7 unbehandelt	Einzel	keine Angabe	1. und 2. Klasse, rechenschwach (Lehrerurteil)	2 bis 3 Sitzungen (30 Min) pro Woche, insgesamt 26–30 Sitzungen	nach ca. 5–6 Wo- chen	MKT ⁵ (selbstentwickelt)	1.43
Sinner (2011) EG 1	<i>n</i> = 36 nicht-curriculare Förderung (Mengen, zählen, Zahlen)	<i>n</i> = 28 ⁷ unbehandelt ⁶	Gruppe	Studenten	1. Klasse, rechenschwach (<i>PR</i> < 20)	6 Wochen, zweimal wöchentlich 45 Min	nach 6 und 14 Monaten	Rechentreppen (Additions- und Sub- traktionsaufgaben)	0.29
Sinner (2011) EG 2	<i>n</i> = 25 nicht-curriculare Förderung (Mengen, zählen, Zahlen)	<i>n</i> = 28 ⁷ unbehandelt ⁶	Gruppe	Lehrer	1. Klasse, rechenschwach (<i>PR</i> < 20)	6 Wochen, zweimal wöchentlich 45 Min	nach 6 und 14 Monaten	Rechentreppen (Additions- und Sub- traktionsaufgaben)	0.57

Anmerkungen: ¹ Deutscher Mathematiktest für erste Klassen (Krajewski, Küspert & Schneider, 2002)

² Deutscher Mathematiktest für zweite Klassen (Krajewski, Liehm & Schneider, 2004)

³ Allgemeiner Schulleistungstest für 2. Klassen (Rieder, 1991) und Allgemeiner Schulleistungstest für 3. Klassen (Fippinger, 1991)

⁴ Adaptives Intelligenz Diagnostikum 2 (Kubinger & Wurst, 2000)

⁵ Mathematischer Kontrolltest (unveröffentlicht), analog zum Training aufgebaut

⁶ Eine weitere Kontrollgruppe wurde mit einem Placebotraining (Denktraining) behandelt. Die Ergebnisse der Placebogruppe wurden in der Metaanalyse nicht berücksichtigt.

⁷ Das Studiendesign umfasst zwei Experimentalgruppen und eine Kontrollgruppe. Um eine Überschätzung der Effekte zu vermeiden, wurde bei der Berechnung der Effektstärke (und den weiteren metaanalytischen Auswertungsmethoden) die Anzahl der Teilnehmer in der Kontrollgruppe durch zwei geteilt.

⁸ Es handelt sich um eine Teilstichprobe, deren Ergebnisse von den Autoren zur Verfügung gestellt wurden.

Subgruppenunterschiede ($Q_{\text{zwischen}} = 9.92$, $df = 4$, $p = .04$). Statistisch abgesicherte Wirksamkeitsnachweise zeigten sich in einer Studie, in der die Förderung durch eine Rechenschwächetherapeutin durchgeführt wurde ($g' = 1.35$, $p = .005$) und in einer Studie, in der keine Angaben zum Interventionsleiter gemacht wurden ($g' = 1.43$, $p = .01$). Die mittleren ES der Studien, in denen die Förderung durch Lehrer ($g' = 0.57$), Projektmitarbeiter ($g' = 0.18$) oder einen Computer ($g' = 0.63$) erfolgte, lagen nicht signifikant über dem Wert Null.

Die mittlere ES der beiden Studien mit einer *Förderdauer* von über zehn Wochen ($g' = 1.39$, $p < .001$) war signifikant größer als die mittlere ES der acht Studien mit einer Förderdauer von weniger als zehn Wochen ($g' = 0.33$, $p = .006$, $Q_{\text{zwischen}} = 7.46$, $df = 1$, $p = .006$). Auch in Bezug auf den *Umfang der Förderung* zeigten sich signifikante Subgruppenunterschiede ($Q_{\text{zwischen}} = 8.49$, $df = 2$, $p = .01$). Die mittlere ES der beiden Studien, in denen die Förderung mehr als 600 Minuten umfasste, betrug $g' = 1.39$ und lag signifikant über dem Wert Null ($p < .001$). Sie war höher als die mittlere ES der Studien mit einem Gesamtumfang von weniger als 600 Minuten ($g' = 0.26$) oder weniger als 300 Minuten ($g' = 0.59$).

Methodische Merkmale

Es zeigten sich keine signifikanten Subgruppenunterschiede hinsichtlich des eingesetzten *Testverfahrens* ($Q_{\text{zwischen}} = 0.64$, $df = 1$, $p = .43$). Während jedoch die mittlere ES der Studien, in denen standardisierte Testverfahren eingesetzt wurden ($g' = 0.59$) signifikant über dem Wert Null lag ($p < .001$), war die mittlere ES der Studien, in denen ein selbstentwickeltes Testverfahren eingesetzt wurde ($g' = 0.32$), nicht statistisch abgesichert. Auch hinsichtlich des *Maßes* für die Rechenleistung zeigten sich keine signifikanten Subgruppenunterschiede ($Q_{\text{zwischen}} = 0.44$, $df = 1$, $p = .51$). Die mittlere ES der beiden Studien, in denen die Ergebnisse in standardisierten Werten (T-Werte) berichtet werden, betrug $g' = 0.78$, war aber nicht statistisch abgesichert. Die mittlere ES der acht Studien, in denen die Ergebnisse als Rohwerte (z. B. Anzahl richtig gelöster Aufgaben) dargestellt werden, betrug $g' = 0.44$ und lag signifikant über dem Wert Null ($p = .008$).

Langfristige Effekte

In der Studie von Ennemoser et al. (in Vorb.) wurde die Wirksamkeit eines nicht-curricularen Förderprogramms mit entwicklungspsychologischer Herangehensweise (*Mengen, zählen, Zahlen*; Krajewski et al., 2007) überprüft. Nach einer fünföchigen Förderung zeigte sich kein Transfereffekte auf die Rechenleistung ($g = -0.10$, siehe Tabelle 1). Bei einer Follow-Up Erhebung drei Monate

nach Abschluss der Förderung allerdings betrug die ES der Follow-Up-Unterschiede $g = 0.56$.

Sinner (2011) überprüfte die Wirksamkeit desselben Förderprogramms in einer Studie mit zwei Experimentalgruppen, die sich lediglich hinsichtlich des Interventionsleiters voneinander unterschieden. Nach Abschluss der Förderung zeigten sich Transfereffekte auf die Rechenleistung (EG1: $g = 0.29$, EG2: $g = 0.57$). Nach sechs Monaten waren die ES weiter angestiegen (ES der Follow-Up-Unterschiede: EG1: $g = 0.31$, EG2: $g = 1.11$). Bei einer zweiten Follow-Up Erhebung wurde ein anderer Rechentest eingesetzt, so dass ein direkter Vergleich mit den Ergebnissen der vorherigen Messzeitpunkte nicht möglich ist.

Moog und Schulz (1997) untersuchten ebenfalls ein nicht-curriculares Förderprogramm mit entwicklungspsychologischer Herangehensweise (*Dortmunder Zahlbegriffstraining*, Moog & Schulz, 2005). Abhängige Variable war ein selbstentwickelter Rechentest (ES: $g = 1.43$). Die Autoren berichten, dass circa fünf bis sechs Wochen später ein signifikanter Gruppenunterschied zugunsten der EG bestand. Eine Berechnung der ES der Follow-Up-Unterschiede ist aufgrund fehlender Angaben jedoch nicht möglich.

In der Studie von Fischer et al. (2008) wurden zwei Follow-Up Erhebungen durchgeführt. Aufgrund des Wartegruppensdesigns ist es jedoch nicht möglich zu untersuchen, ob die Förderung zu einer dauerhaften Verbesserung im Vergleich zu einer Nicht-Behandlung geführt hat.

Methodische Qualität

Alle acht Studien legten eine gezielte Fragestellung dar. In fünf Studien waren EG und KG vor Beginn der Förderung ausreichend vergleichbar hinsichtlich der Verteilung von Alter, Geschlecht und IQ. In drei Studien wird dieser Aspekt nicht ausreichend dargestellt, um eine Beurteilung zu ermöglichen (Fischer et al., 2008; Hasemann & Stern, 2002; Moog & Schulz, 1997). Die Messung der abhängigen Variablen wurde in sechs Studien als standardisiert, reliabel und valide eingeschätzt. In zwei Studien fehlen relevante Angaben, so dass eine Bewertung der Variablen nicht möglich ist (Hasemann & Stern, 2002; Moog & Schulz, 1997). In keiner Studie werden eine randomisierte Gruppenzuteilung mit Verbergung der Zuteilungsreihenfolge, eine verblindete Messung der abhängigen Variablen, die Verwendung von Intention-to-treat-Analysen oder eine Überprüfung der Vergleichbarkeit verschiedener Standorte, an denen die Förderung durchgeführt wurde, beschrieben. Zudem fehlen durchgängig genaue Angaben zu Art und Umfang der schulischen oder häuslichen Förderung, welche die Kinder außerhalb der Studie erhielten, sowie zur Ausfallrate der Teilnehmer getrennt nach ihrer Gruppenzugehörigkeit.

Tabelle 2. Subgruppenanalyse

	<i>N</i>	<i>N</i>	<i>g'</i>	95 % KI (<i>g'</i>)		<i>z(g')</i>	<i>Q</i> zwischen
	Studien ¹	Probanden		Unteres Limit	Oberes Limit		
Förderansatz							1.72 (n.s.)
Curricular	4	110	0.50	0.03	0.97	2.06*	
Nicht-curricular: entwicklungspsychologisch	5	197	0.43	0.01	0.85	1.98*	
Nicht-curricular: neuropsychologisch	1	21	1.08	0.19	1.96	2.39*	
Setting							8.19*
Einzelförderung	2	34	1.39	0.67	2.10	3.78***	
Gruppenförderung	4	183	0.28	-0.07	0.63	1.59 (n.s.)	
Klasse	2	34	0.21	-0.46	0.88	0.61 (n.s.)	
Computer	2	77	0.63	-0.04	1.30	1.83 (n.s.)	
Interventionsleiter							9.92*
Lehrer	1	39	0.57	-0.09	1.22	1.70 (n.s.)	
Projektmitarbeiter / Studenten	5	178	0.18	-0.12	0.48	1.20 (n.s.)	
Therapeut	1	20	1.35	0.42	2.29	2.83**	
Computer	2	77	0.63	-0.04	1.30	1.83 (n.s.)	
Keine Angabe	1	14	1.43	0.32	2.55	2.52*	
Dauer der Förderung							7.46**
≤ 10 Wochen	8	294	0.33	0.10	0.57	2.76**	
> 10 Wochen	2	34	1.39	0.67	2.10	3.78***	
Umfang der Förderung							8.49*
≤ 300 Minuten	2	69	0.59	0.11	1.07	2.41*	
≤ 600 Minuten	6	225	0.26	-0.03	0.55	1.78 (n.s.)	
> 600 Minuten	2	34	1.39	0.67	2.10	3.78***	
Testverfahren							0.64 (n.s.)
Selbstentwickelter Test	4	112	0.32	-0.29	0.92	1.03 (n.s.)	
Standardisierter Test	6	216	0.59	0.30	0.88	3.99***	
Maß							0.44 (n.s.)
Rohwert	8	252	0.44	0.11	0.77	2.64**	
Standardisierter Wert	2	76	0.78	-0.17	1.73	1.60 (n.s.)	

Anmerkungen: *N* Studien = Anzahl der Studien; *N* Probanden = Anzahl der Probanden; *g'* = mittlere Effektstärke; 95 % KI (*g'*) = 95 % Konfidenzintervall; *z(g')* = *z*-Wert; *Q*_{zwischen} = Heterogenitätsstatistik; * *p* < .05, ***p* < .01, ****p* < .001

Diskussion

In der vorliegenden Metaanalyse wurden Studien, in denen die Wirksamkeit von Förderprogrammen bei deutschsprachigen Kindern mit schwachen Rechenleistungen untersucht wurde, systematisch zusammengefasst. Dabei wurde anhand einer Subgruppenanalyse die Wirksamkeit unterschiedlicher Förderansätze quantifiziert. Zudem wurde überprüft, welche anderen Variablen die Wirksamkeit der Förderung beeinflussen (vgl. Tabelle 2).

Insgesamt zehn Experimental-Kontrollgruppen-Vergleiche aus acht Primärstudien mit 328 Kindern konnten in die Metaanalyse eingeschlossen werden. Es zeigte sich, dass die untersuchten Förderprogramme die Rechenleistung der geförderten Kinder deutlich verbessern konnten: Die mittlere Effektstärke (ES) der eingeschlossenen Stu-

dien war mittelgroß (*g'* = 0.50) und lag signifikant über dem Wert Null (*p* < .001).

Die Subgruppenanalyse zeigte keine bedeutsamen Wirksamkeitsunterschiede zwischen curricularen und nicht-curricularen Förderansätzen. Die mittlere ES von curricularen Ansätzen (*g'* = 0.50) war zwar etwas größer als die mittlere ES nicht-curricularer Ansätze mit entwicklungspsychologischer Herangehensweise (*g'* = 0.43), der Unterschied war jedoch nicht signifikant. Dies ist interessant, da bei nicht-curricularen Ansätzen die Leistung in einem Rechentest eine Transferleistung darstellt. Bei curricularen Ansätzen erfasst ein Rechentest hingegen in der Regel trainingsnahe Inhalte. Es wäre daher zu erwarten gewesen, dass curriculare Ansätze zu deutlich größeren (kurzfristigen) Verbesserungen in einem Rechentest führen als nicht-curriculare Ansätze. Entgegen dieser Erwartung zeigte ein nicht-curricularer Ansatz mit neuro-

psychologischer Herangehensweise die vergleichsweise größte ES ($g = 1.08$). Allerdings kann auch bei nicht-curricularen Förderansätzen eine inhaltliche Nähe zwischen Trainingsinhalt und Rechentest bestehen. Zum Beispiel wurde bei der Evaluation des *Dortmunder Zahlbegriffstrainings* (Moog & Schulz, 1997, 2005) ein selbstentwickeltes Testverfahren eingesetzt, welches inhaltsanalog zum Training aufgebaut ist. Die berichtete ES ($g = 1.43$) ist die höchste unter den eingeschlossenen Studien und überschätzt möglicherweise den tatsächlichen Therapieeffekt.

Die Subgruppenanalyse zeigte zudem, dass bestimmte Durchführungsmerkmale einen moderierenden Einfluss auf die Wirksamkeit der Förderung haben. So zeigte sich, dass Einzelförderung deutlich effektiver ist als Gruppenförderung, klassenweise Förderung oder computerbasierte Förderung. Wie auch im Bereich der Lese-Rechtschreibförderung (Ise, Engel & Schulte-Körne, 2012) nahm die Wirksamkeit der Förderung mit zunehmendem Umfang und zunehmender Dauer deutlich zu. Zudem bestehen signifikante Wirksamkeitsunterschiede hinsichtlich des Interventionsleiters. Als besonders wirksam erwies sich die Förderung durch Rechenschwächetherapeuten. Hierbei muss jedoch beachtet werden, dass diese nur in einer der eingeschlossenen Studien eingesetzt wurden, so dass weitere Studien dringend notwendig sind, um das Ergebnis zu validieren.

Abschließend wurde untersucht, welche methodischen Merkmale den Fördereffekt beeinflussen. Hier zeigte sich, dass weder das eingesetzte Testverfahren (standardisiert vs. selbstentwickelt) noch das Maß (Rohwert vs. standardisierter Wert) einen signifikanten Einfluss auf die berichtete Effektstärke hat. Dieses Ergebnis unterstützt nicht die Ergebnisse anderer Arbeiten (u. a. Ise, Engel & Schulte-Körne, 2012; Swanson & Hoskyn, 1998), in denen höhere Effekte bei selbstentwickelten Testverfahren gefunden wurden, welche den geübten Bereich häufig besser abbilden, sowie bei Rohwerten, welche im unteren Leistungsbereich meist besser differenzieren.

Die Überprüfung des *publication bias* anhand von Orwin's Fail-safe N zeigte, dass der Einfluss des *publication bias* auf die Ergebnisse der Metaanalyse durch die Berücksichtigung von unveröffentlichten Arbeiten sehr gering gehalten werden konnte. Die vorliegende Arbeit hat zudem ein hohes Maß an Aktualität. Lediglich eine der acht Primärstudien ist vor 2000 erschienen. Die Arbeit stellt daher eine wichtige Erweiterung der Metaanalyse von Kroesbergen und van Luit (2003) dar, in welcher die Ergebnisse von 58 englischsprachig publizierten Interventionsstudien aus den Jahren 1985 bis 2000 ausgewertet wurden. Kroesbergen und van Luit hatten alle Studien eingeschlossen, in denen die Wirksamkeit von Förderung bei Kindern mit schwachen Rechenfertigkeiten evaluiert wurde, unabhängig davon, ob bei den Studienteilnehmern

eine schulische Entwicklungsstörung oder eine allgemeine Beeinträchtigung der geistigen Entwicklung vorlag. Die Ergebnisse stimmen in vielen Punkten mit den Befunden der vorliegenden Arbeit überein. So werden für Förderprogramme, die mathematische Basisfertigkeiten vermitteln, höhere Effektstärken berichtet als für Programme zur Förderung der Problemlösefertigkeit. Übereinstimmend ist auch das Ergebnis, dass Einzelförderung effektiver ist als Förderung in der Gruppe. Nicht übereinstimmend ist hingegen der Befund, dass Lehrkräfte höhere Effekte erzielen als computerbasierte Förderung. In der vorliegenden Arbeit konnte gezeigt werden, dass computerbasierte Förderung zu einer vergleichbaren Verbesserung der Rechenleistung führt wie die Förderung durch Lehrkräfte.

Da die Effektstärken auf der Rechenleistung der Studienteilnehmer zum Zeitpunkt des Nachtests basieren, beziehen sich die Ergebnisse der vorliegenden Metaanalyse auf kurzfristige Fördereffekte. Eine metaanalytische Auswertung langfristiger Effekte war aufgrund der geringen Anzahl an Studien mit einer Follow-Up Erhebung und der unterschiedlichen Follow-Up-Zeiträume nicht möglich. Bei nicht-curricularen Förderprogrammen mit entwicklungspsychologischer Herangehensweise zeigen erste Ergebnisse, dass sich die Rechenleistung der geförderten Kinder langfristig verbessert (Ennemoser et al., in Vorb.; Sinner, 2011). Für curriculare Förderansätze steht die Überprüfung langfristiger Fördereffekte noch aus.

Eine Einschränkung der vorliegenden Arbeit ist die mögliche Konfundierung der Variablen, die in die Subgruppenanalyse eingegangen sind. Um eine solche Konfundierung in einer kovarianzanalytischen Auswertung angemessen zu berücksichtigen, ist ein Verhältnis von Studien zu Kovariaten von etwa 10:1 notwendig (Borenstein et al., 2010). Angesichts der geringen Anzahl an Studien, die in die Metaanalyse eingeschlossen werden konnten, war dies leider nicht möglich.

Schlussfolgerungen für Praxis und Forschung

Aus der vorliegenden Arbeit lassen sich wichtige Schlussfolgerungen für die Förderung von deutschsprachigen Kindern mit schwachen Rechenfertigkeiten ziehen. So sollte die Förderung vorzugsweise im Einzelsetting stattfinden und in ausreichendem Umfang (mind. 600 Min) durchgeführt werden. Gute Therapieerfolge werden insbesondere durch Rechenschwächetherapeuten erzielt. Die Evaluation von Förderung durch zertifizierte Dyskalkulie-Therapeuten steht jedoch noch aus.

Obwohl curriculare und nicht-curriculare Förderansätze zu vergleichbaren kurzfristigen Verbesserungen der Rechenleistung führen, sind letztere zu bevorzugen. Dies ist darin begründet, dass die Verbesserung der Rechen-

leistung bei nicht-curricularen Ansätzen eine Transferleistung darstellt. Unter der Annahme eines hierarchischen Aufbaus mathematischer Kompetenzen kann davon ausgegangen werden, dass nicht-curriculare Ansätze die Rechenleistung auch langfristig verbessern. Diese Schlussfolgerung wird durch erste empirische Ergebnisse unterstützt (u. a. Sinner, 2011). Um die langfristigen Effekte der unterschiedlichen Ansätze systematisch vergleichen zu können, sind weitere Studien mit Follow-Up Erhebungen notwendig.

Insgesamt fällt auf, dass relativ wenige Studien zu deutschsprachigen Interventionen im Bereich der Rechenförderung vorliegen. Es ist unter anderem noch unklar, inwieweit die Ergebnisse der vorliegenden Metaanalyse auf Kinder mit einer Rechenstörung im klinischen Sinn übertragen werden können. Grund hierfür ist ein Mangel an Interventionsstudien, in denen Kinder mit weit unterdurchschnittlicher Rechenleistung oder mit einer diagnostizierten Rechenstörung gefördert werden. Zukünftige Studien sollten daher insbesondere diese Zielgruppe untersuchen. Die Bewertung der methodischen Qualität zeigte zudem, dass zukünftige Studien noch stärker bemüht sein sollten, systematische Fehlerquellen zu vermeiden, indem sie u. a. eine zufällige Gruppenzuweisung und eine verblindete Messung der abhängigen Variablen durchführen und unvollständige Daten in den Analysen berücksichtigen.

Literatur¹

- Aster, M. v., Schweiter, M. & Weinhold-Zulauf, M. (2007). Rechenstörungen bei Kindern: Vorläufer, Prävalenz und psychische Symptome. *Zeitschrift für Entwicklungspsychologie und Pädagogische Psychologie*, 39, 85–96.
- Aunola, K., Leskinen, E., Lerkkanen, M.-K. & Nurmi, J.-E. (2004). Developmental dynamics of mathematical performance from preschool to grade 2. *Journal of Educational Psychology*, 96, 699–713.
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P. T. & Rothstein, H. R. (2005). *Comprehensive Meta-Analysis Version 2*. Englewood, NJ: Biostat.
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P. T. & Rothstein, H. R. (2010). *Introduction to meta-analysis*. Chichester, UK: Wiley.
- Cohen, J. (1960). A coefficient of agreement for nominal scales. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 37–46.
- Dilling, H., Mombour, W. & Schmidt, M. H. (Hrsg.). (2011). *Internationale Klassifikation psychischer Störungen. ICD-10 Kapitel V (F). Klinisch-diagnostische Leitlinien* (8. Aufl.). Bern: Huber.
- *Ennemoser, M. & Krajewski, K. (2007). Effekte der Förderung des Teil-Ganzes-Verständnisses bei Erstklässlern mit schwachen Mathematikleistungen. *Vierteljahrszeitschrift für Heilpädagogik und ihre Nachbargebiete*, 76, 228–240.
- *Ennemoser, M., Sinner, D. & Krajewski, K. (in Vorb.). *Short and long-term effects of training in early quantity-number competencies in 1st grade at-risk children*.
- Fippinger, F. (1991). *Allgemeiner Schulleistungstest für 3. Klassen*. Göttingen: Beltz.
- *Fischer, B., Köngeter, A. & Hartnegg, K. (2008). Effects of daily practice on subitizing, visual counting, and basic arithmetic skills. *Optometry & Vision Development*, 39, 30–34.
- *Fischer-Klein, B. (2007). *Evaluation eines Therapieprogramms zur Behandlung von Rechenschwäche*. Wien: Unveröffentlichte Dissertation, Universität Wien.
- Gaupp, N., Zoelch, C. & Schumann-Hengsteler, R. (2004). Defizite numerischer Basiskompetenzen bei rechenschwachen Kindern der 3. und 4. Klassenstufe. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*, 18, 31–42.
- Geary, D. C. & Hoard, M. K. (2001). Numerical and arithmetical deficits in learning-disabled children: Relation to dyscalculia and dyslexia. *Aphasiology*, 15, 635–647.
- *Hasemann, K. & Stern, E. (2002). Die Förderung des mathematischen Verständnisses anhand von Textaufgaben – Ergebnisse einer Interventionsstudie in Klassen des 2. Schuljahres. *Journal für Mathematik-Didaktik*, 23, 222–242.
- Hasselhorn, M. & Schuchardt, K. (2006). Lernstörungen – Eine kritische Skizze zur Epidemiologie. *Kindheit und Entwicklung*, 15, 208–215.
- Hedges, L. V. & Olkin, I. (1985). *Statistical methods for meta-analysis*. Orlando: Academic Press.
- Higgins, J., Thompson, S. G., Deeks, J. J. & Altman, D. G. (2003). Measuring inconsistency in meta-analyses. *British Medical Journal*, 327, 557–560.
- Ise, E., Engel, R. R. & Schulte-Körne, G. (2012). Was hilft bei der Lese-Rechtschreibstörung? Ergebnisse einer Metaanalyse zur Wirksamkeit deutschsprachiger Förderansätze. *Kindheit und Entwicklung*, 21, 122–136.
- Jacobs, C. & Petermann, F. (2003). Dyskalkulie – Forschungsstand und Perspektiven. *Kindheit und Entwicklung*, 12, 197–211.
- Kaufmann, L. & Nuerk, H.-C. (2008). Therapie der Dyskalkulie. In S. Gauggel & M. Herrmann (Hrsg.), *Handbuch der Neuro- und Biopsychologie* (S. 760–764). Göttingen: Hogrefe.
- Krajewski, K. (2008). Prävention der Rechenschwäche. In W. Schneider & M. Hasselhorn (Hrsg.), *Handbuch der Pädagogischen Psychologie* (S. 360–370). Göttingen: Hogrefe.
- Krajewski, K., Küspert, P. & Schneider, W. (2002). *Deutscher Mathematiktest für erste Klassen (DEMAT 1+)*. Göttingen: Beltz.
- Krajewski, K., Liehm, S. & Schneider, W. (2004). *Deutscher Mathematiktest für zweite Klassen (DEMAT 2+)*. Göttingen: Beltz.
- Krajewski, K., Nieding, G. & Schneider, W. (2007). *Mengen, zählen, Zahlen: Die Welt der Mathematik entdecken (MZZ)*. Berlin: Cornelsen.
- Krajewski, K. & Schneider, W. (2009). Early development of quantity to number-word linkage as a precursor of mathematical school achievement and mathematical difficulties: Findings from a four-year longitudinal study. *Learning and Instruction*, 19, 513–526.
- Kroesbergen, E. H. & van Luit, J. E. H. (2003). Mathematics interventions for children with special educational needs. A meta-analysis. *Remedial and Special Education*, 24, 97–114.

¹ Die mit einem Stern versehenen Literatureinträge bezeichnen Studien, die in die Metaanalyse aufgenommen wurden.

- Kubinger, K. D. & Wurst, E. (2000). *Adaptives Intelligenz Diagnostikum – Version 2.1 (AID 2)*. Göttingen: Beltz.
- Landerl, K., Bevan, A. & Butterworth, B. (2004). Developmental dyscalculia and basic numerical capacities: A study of 8–9 year old students. *Cognition*, 93, 99–125.
- *Lenhard, A., Lenhard, W., Schug, M. & Kowalski, A. (2011). Computerbasierte Mathematikförderung mit den „Rechenspielen mit Elfe und Mathis I“ – Vorstellung und Evaluation eines Computerprogramms für Erst- bis Drittklässler. *Zeitschrift für Entwicklungspsychologie und Pädagogische Psychologie*, 43, 79–88.
- Locuniak, M. N. & Jordan, N. C. (2008). Using kindergarten number sense to predict calculation fluency in second grade. *Journal of Learning Disabilities*, 41, 451–459.
- *Moog, W. & Schulz, A. (1997). Das Dortmunder Zahlbegriffstraining: Lernwirksamkeit bei rechenschwachen Grundschulern. *Sonderpädagogik*, 27, 60–68.
- Moog, W. & Schulz, A. (2005). *Zahlen begreifen. Diagnose und Förderung bei Kindern mit Rechenschwäche* (2. Aufl.). Weinheim: Beltz.
- Moser Opitz, E. (2005). Lernschwierigkeiten Mathematik in Klasse 5 und 8. *Vierteljahrszeitschrift für Heilpädagogik und ihre Nachbargebiete*, 74, 113–128.
- Orwin, R. G. & Boruch, R. F. (1983). RRT meets RDD: statistical strategies for assuring response privacy in telephone surveys. *Public Opinion Quarterly*, 46, 560–571.
- Pixner, S., Moeller, K., Hermanova, V., Nuerk, H. C. & Kaufmann, L. (2011). Whorf reloaded: Language effects on non-verbal number processing in 1st grade – a trilingual study. *Journal of Experimental Child Psychology*, 108, 371–382.
- Rieder, O. (1991). *Allgemeiner Schulleistungstest für 2. Klassen*. Göttingen: Beltz.
- Saß, H., Wittchen, H.-U. & Zaudig, M. (Hrsg.). (2000). *Diagnostisches und statistisches Manual psychischer Störungen DSM-IV*. Göttingen: Hogrefe.
- Scottish Intercollegiate Guidelines Network (2004). *Methodology Checklist 2: Controlled Trials*. Zugriff am 10. 10. 2011. Verfügbar unter: <http://www.sign.ac.uk/methodology/checklists.html>
- *Sinner, D. (2011). *Prävention von Rechenschwäche durch ein Training mathematischer Basiskompetenzen in der ersten Klasse*. Unveröffentlichte Dissertation. Gießen: Justus-Liebig-Universität.
- Swanson, H. L. & Hoskyn, M. (1998). Experimental intervention research on students with learning disabilities: a meta-analysis of treatment outcomes. *Review of Educational Research*, 68, 277–321.
- Zuber, J., Pixner, S., Moeller, K. & Nuerk H.-C. (2009). On the language specificity of basic number processing: Transcoding in a language with inversion and its relation to working memory capacities. *Journal of Experimental Child Psychology*, 102, 60–77.

Dr. Elena Ise
Dipl.-Psych. Kathrin Dolle
Prof. Dr. Gerd Schulte-Körne

Klinik und Poliklinik für Kinder- und Jugendpsychiatrie,
Psychosomatik und Psychotherapie
Ludwig-Maximilians-Universität
Nußbaumstraße 5a
80336 München
E-Mail: Gerd.Schulte-Koerne@med.uni-muenchen.de

Dr. Silvia Pixner

Institut für angewandte Psychologie
UMIT Private Universität
Eduard Wallnöfer-Zentrum 1
6060 Hall in Tirol
Österreich