

Boris GIRNAT, Basel

Mathematikbezogene Selbstwirksamkeitserwartung: Eine Reanalyse der PISA-Skala anlässlich der Überprüfung der mathematischen Grundkompetenzen in der Schweiz

Skalen zur Selbstwirksamkeitserwartung gehen auf die Idee zurück, subjektive Leistungseinschätzungen nicht über *verallgemeinerte* Überzeugungen wie „In Mathematik bin ich gut“ zu messen, sondern durch Einschätzungen darüber, ob man *konkrete* Problemstellungen erfolgreich bewältigen kann (vgl. Bandura, 1977). Im Begleitfragebogen der PISA-Studie 2012 wurde die mathematische Selbstwirksamkeitserwartung mit der folgenden Skala erhoben (vgl. Schiepe-Tiska & Schmidtner, S. 103):

Einleitung: Wie sicher bist du, dass du die folgenden Mathematikaufgaben lösen könntest?

Selfeff_1) Ausrechnen, wie viele Quadratmeter Fliesen du bräuchtest, um einen Fussboden damit auszulegen.

Selfeff_2) Ausrechnen, wie viel billiger ein Fernseher bei 30% Rabatt wäre.

Selfeff_3) Anhand des Zugfahrplans ausrechnen, wie lange die Fahrt von einem Ort zu einem anderen dauern würde.

Selfeff_4) Diagramme in Zeitungen verstehen.

Selfeff_5) Eine Gleichung wie $3x+5=17$ lösen.

Selfeff_6) Auf einer Karte mit einem Massstab von 1:10 000 die tatsächliche Entfernung zwischen zwei Orten bestimmen.

Selfeff_7) Eine Gleichung wie $2(x+3)=(x+3)(x-3)$ lösen.

Selfeff_8) Den Benzinverbrauch eines Autos berechnen.

Die Skala erreicht in der PISA-Studie ein Cronbachsches Alpha von 0,81 und es wird ein Geschlechterunterschied von Cohens $d = 0,56$ zugunsten der Jungen festgestellt (vgl. ebd., S. 103 und 110).

Die PISA-Skala wurde 2015 im Begleitfragebogen einer Vorstudie zur Überprüfung der mathematischen Grundkompetenzen in der Schweiz eingesetzt. Hier wurde als Cronbachs Alpha sogar 0,87 ermittelt. Exploratorische und konfirmatorische Faktorenanalysen lassen jedoch Zweifel an der Eindimensionalität der Skala aufkommen: Eine Parallelanalyse nach Horn legt vier Dimensionen nahe; ausserdem erweist sich das Item Selfeff_4 wegen niedrigerer und mehrfacher Ladungen als problematisch (wahrscheinlich ist es zu vage formuliert). Nach Entfernen dieses Items schlägt die Parallelanalyse drei Dimensionen vor. Eine exploratorische Faktorenanalyse (EFA) liefert das folgende Bild (zu den Verfahren vgl. Bühner 2011, S. 309ff.; die Parallelanalyse und die EFA wurden mit dem Paket psych unter R durchgeführt, vgl. Revelle 2015; Ladungen unter 0,2 sind unterdrückt):

In Institut für Mathematik und Informatik Heidelberg (Hrsg.), *Beiträge zum Mathematikunterricht 2016* (S. x–y). Münster: WTM-Verlag

| | MR1 | MR3 | MR2 | h2 | u2 | com |
|----------|------|------|------|------|-------|-----|
| selfeff1 | | 0.53 | | 0.66 | 0.337 | 1.6 |
| selfeff2 | | 0.68 | | 0.63 | 0.374 | 1.1 |
| selfeff3 | | 0.72 | | 0.64 | 0.359 | 1.0 |
| selfeff5 | 0.83 | | | 0.90 | 0.097 | 1.3 |
| selfeff6 | | | 0.64 | 0.59 | 0.408 | 1.1 |
| selfeff7 | 0.94 | | | 0.87 | 0.125 | 1.1 |
| selfeff8 | | | 0.70 | 0.65 | 0.347 | 1.1 |

Die drei Faktoren könnte man folgendermassen interpretieren: 1) Algebra (Selfeff_5 und _7); einfache Anwendungen (Selfeff_1, _2 und _3); schwierige Anwendungen (Selfeff_6 und 8). Eine konfirmatorische Faktorenanalyse mit dem R-Paket lavaan (Rosseel, 2012) bestätigt, dass die Drei-Faktoren-Lösung eine wesentlich bessere Passung hat als die einfaktorielle (beides mit DWLS-Schätzungen der Parameter, Teilnehmerzahl n=949):

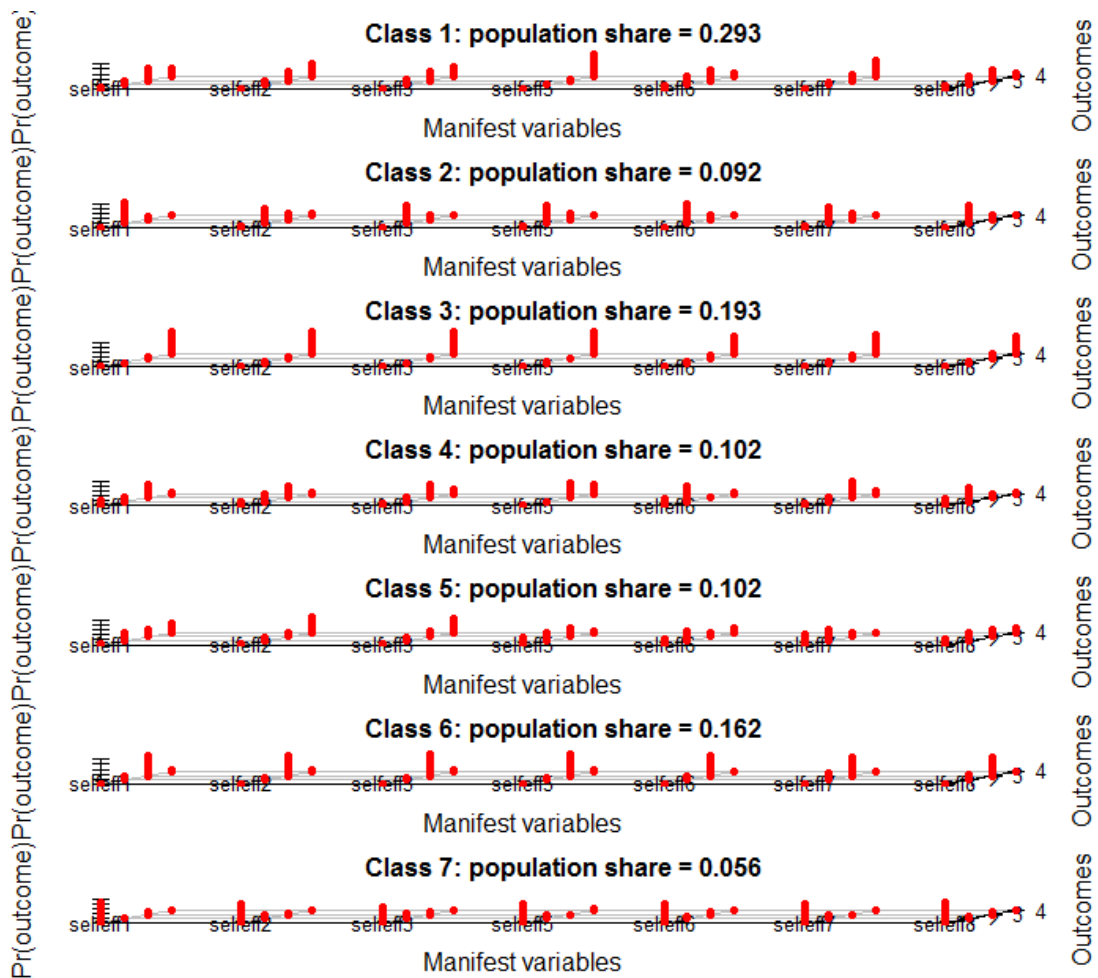
| | 1 Faktor (df 14) | 3 Faktoren (df 11) |
|-----------------|------------------|--------------------|
| p-Wert χ^2 | 0.000 | 0.474 |
| CFI | 0.971 | 1.000 |
| RMSEA | 0.086 | 0.000 |
| SRMR | 0.068 | 0.021 |

Die Korrelationen zwischen den drei Faktoren wurden wie folgt geschätzt:

| | MR1 | MR3 | MR2 |
|-------------------------|-------|-------|-----|
| Algebra (MR1) | | | |
| Anwendung einfach (MR3) | 0.690 | | |
| Anwendung schwer (MR2) | 0.552 | 0.820 | |

Es fällt auf, dass insbesondere die Algebra nur gering mit den beiden Anwendungsskalen korreliert. Insgesamt erscheint es nicht sinnvoll, die PISA-Selbstwirksamkeitsskala als eindimensional aufzufassen. Die drei Skalen zeigen getrennt andere Geschlechterunterschiede als die Gesamtskala. Bei PISA 2012 betrug der Unterschied 0,56 zugunsten der Jungen (s. o.), in der Schweizer Vorstudie 0,347 ebenfalls zugunsten der Jungen. Bei drei getrennten Skalen verändert sich das Bild: Für die Algebra -0,024, für die einfachen Anwendungen 0,276 und für die „schweren“ Anwendungen 0,766 zugunsten der Jungen. Bemerkenswert ist, dass der Geschlechterunterschied in der Algebra verschwindet und bei den „schweren“ Anwendungen massiv steigt.

Die „Sonderrolle“ der Algebra-Items wurde zum Anlass genommen, den Datensatz auf latente Klassen hin zu untersuchen (vgl. Rost, 2004, S. 183 – 200). Die Berechnungen wurden mit dem R-Paket polCA durchgeführt (Linzer & Lewis, 2011). Nach dem BIC-Kriterium liegt eine Einteilung in sieben Klassen nahe. Die Abb. 1 stellt die Antwortmuster der Klassen dar.



Interessant ist die erste Klasse mit einer geschätzten Grösse von 29,3 %: Die beiden Algebra-Items 5 und 7 weisen extrem hohe Zustimmungsraten auf (dritte/vierte Kategorie mit 4,67%/93,7% in Item 5 und 23,8%/67,5% in Item 7), während die Antworten bei den übrigen Items in etwa normalverteilt sind. Man könnte diese Klasse als „selbsternannte Algebra-Experten“ bezeichnen. Diese Klasse soll im Weiteren genauer untersucht werden.

Die Algebra-Experten sind leicht überwiegend weiblich (55,6%). Sie sind mit steigender Niveaustufe der Schule stärker vertreten (im Niveau I zu 16,1%, im Niveau II zu 29,1% und im Niveau III zu 54,8%). Ihre Note ist nur geringfügig höher als die der restlichen Schüler (0,144, nicht signifikant). Sie schätzen sich folgendermassen selbst ein (Sternchen geben das übliche Signifikanzniveau an): Selbstwirksamkeitserwartung ohne Algebra 0,187*, nur Algebra 1,135***, einfache Anwendungen 0,282*** und schwierige Anwendungen -0,128**. Dabei sind jeweils die standardisierten Abweichungen zu den übrigen Schülern als Bezugsgruppe angegeben. Auffällig ist die unterdurchschnittliche Selbstwirksamkeitserwartung bei „schweren“ Anwendungsaufgaben.

Diese Gruppe hat auch bei anderen Skalen des Begleitfragebogens Unterschiede gezeigt: Bezüglich der Vorlieben für Lernformen und Ansichten über mathematische Weltbilder (vgl. zu den Skalen Girnat, 2015) zeigen sie eine bemerkenswerte Vorliebe für repetitives Üben (0,464***, Beispiel-Item: „Ich finde es hilfreich, viele ähnliche Mathematik-Aufgaben nacheinander zu bearbeiten, um ein Verfahren richtig zu verstehen.“), für den Formalismusaspekt (0,330***, „Es ist wichtig, dass man sich in der Mathematik an Fachbegriffe und vereinbarte Schreibweisen hält.“) und für den Verstehensaspekt (0,435***, „Man muss mathematische Verfahren auch verstehen, und nicht nur anwenden können.“), nicht jedoch für das Erforschen (0,041, „Ich mag Mathematik-Aufgaben zum Ausprobieren und Tüfteln.“). Zusätzlich wurden im Begleitfragebogen einige Skalen aus PISA 2012 eingesetzt: Hier sind die Algebra-Experten überdurchschnittlich intrinsisch motiviert (0,386***, „Es ist für mich wichtig, die Dinge im Mathematik-Unterricht zu verstehen.“), nicht jedoch extrinsisch (0,019, „Ich lerne sehr viel für Mathematik, weil ich in den Prüfungen besser abschneiden will als die anderen.“); sie schätzen sich nicht überdurchschnittlich gut in Mathematik ein (0,034, „Im Fach Mathematik bekomme ich gute Noten.“), was ihren Noten entspricht; sie freuen sich nicht überdurchschnittlich am Mathematikunterricht (0,049, „Ich freue mich auf die Mathematik-Stunde.“) und sind leicht überdurchschnittlich ängstlich (0,148*, „Ich mache mir oft Sorgen, dass es für mich im Mathematik-Unterricht schwierig sein wird.“)

Literatur

- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84, 191–215.
- Bühner, M. (2011): *Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion*. 3. Auflage. München: Pearson Studium.
- Girnat, B. (2015): Konstruktivistische und instruktivistische Lehrmethoden aus Schülersicht – Entwicklung eines Fragebogens. In BzMU, WTM-Verlag Münster.
- Linzer, D., & Lewis, J. (2011). polLCA: An R Package for Polytomous Variable Latent Class Analysis. *Journal of Statistical Software*, 42(10), 1-29. URL <http://www.jstatsoft.org/v42/i10/>.
- Revelle, W. (2015): *psych: Procedures for Personality and Psychological Research*, <http://CRAN.R-project.org/package=psych>, Version = 1.5.1.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. URL <http://www.jstatsoft.org/v48/i02/>.
- Rost, J. (2004): *Lehrbuch Testtheorie – Testkonstruktion*. 2. Auflage. Bern, Göttingen, Toronto und Seattle: Verlag Hans Huber.
- Schiepe-Tiska, A., & Schmidtner, S. (2013): Mathematikbezogene emotionale und motivationale Orientierungen, Einstellungen und Verhaltensweisen von Jugendlichen in PISA 2012. In M. Prenzel et al. (Hrsg.), *PISA 2012 – Fortschritte und Herausforderungen in Deutschland* (S. 99–122). Münster: Waxmann.