

Oberrauch, Luis; Brahm, Taiga

**Working Paper**

## Ökonomische Kompetenz und Geschlecht: Ausmaß und Ursachen des Gender Gaps

*Suggested Citation:* Oberrauch, Luis; Brahm, Taiga (2022) : Ökonomische Kompetenz und Geschlecht: Ausmaß und Ursachen des Gender Gaps, ZBW - Leibniz Information Centre for Economics, Kiel, Hamburg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/250908>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

# Ökonomische Kompetenz und Geschlecht: Ausmaß und Ursachen des Gender Gaps

Luis Oberrauch und Taiga Brahm

*Eberhard Karls Universität Tübingen*

## Zusammenfassung

Viele Studien dokumentieren markante Geschlechterunterschiede in der ökonomischen Kompetenz von Jugendlichen. Die Ursachen für diesen "Gender Gap" zugunsten männlicher Probanden sind bisher unzureichend erforscht. Dieser Beitrag untersucht anhand einer repräsentativen Stichprobe mit mehr als 1.000 Lernenden der 10. Klassenstufe in Baden-Württemberg geschlechtsspezifische Kompetenzunterschiede in der ökonomischen Domäne sowie mögliche Faktoren, die zur Erklärung dieser Unterschiede beitragen. Die Analyse zeigt einen deutlichen Geschlechterunterschied zugunsten männlicher Teilnehmer in Höhe von 0,28 Standardabweichungseinheiten, der sich unabhängig vom Fähigkeitsniveau der Lernenden zeigt. Als erklärende Faktoren konnten das Interesse für Wirtschaftsthemen und mathematische Fertigkeiten identifiziert werden, die zusammen nahezu 35 Prozent des Unterschieds erklären. Demgegenüber haben sozio-kognitive Fähigkeiten (z.B. finanzielles Selbstvertrauen und Einstellungen zu Geldthemen) in Bezug auf finanzielle Entscheidungen keinen Einfluss auf den Geschlechterunterschied. Darüber hinaus deuten die Ergebnisse darauf hin, dass der Leistungsunterschied sogar größer sein könnte als bisher in der Literatur angenommen, wenn die unterschiedliche Testmotivation zwischen den Geschlechtern mitberücksichtigt wird. Der Beitrag schließt mit didaktischen Implikationen für den Wirtschaftsunterricht in Deutschland.

Schlüsselwörter: Gender Gap, Ökonomische Kompetenz, Ökonomisches Interesse, Finanzielles Verhalten

Oktober, 2021

Danksagungen: Wir bedanken uns für wertvolle Kommentare von Günther Seeber und Tim Kaiser sowie von Konferenz- und Seminarteilnehmer\*innen in Münster und Tübingen. Zudem danken wir Lucy Haag für die Unterstützung bei der Recherche.

Förderung: Dieser Beitrag wurde von der *Stiftung Würth* unterstützt.

Luis Oberrauch, Wissenschaftlicher Mitarbeiter (PostDoc), Eberhard Karls Universität Tübingen, D-72074 Tübingen, Deutschland; [luis.oberrauch@uni-tuebingen.de](mailto:luis.oberrauch@uni-tuebingen.de)

Taiga Brahm, Professorin für Ökonomische Bildung und Wirtschaftsdidaktik, Eberhard Karls Universität Tübingen, D-72074 Tübingen; [taiga.brahm@uni-tuebingen.de](mailto:taiga.brahm@uni-tuebingen.de)

## 1. Einleitung

Ökonomische Kompetenz ist eine wesentliche Zukunftskompetenz. Sie stellt einen wichtigen Baustein für Jugendliche und junge Erwachsene dar, um für ihre berufliche und private Zukunft handlungsfähig zu sein. Zur ökonomischen Kompetenz gehören vielfältige Facetten wie die finanzielle Bildung, das Treffen von Konsumententscheidungen, die Berufs- und Studienwahl und auch die Teilhabe an wirtschaftspolitischen Diskussionen. Aufgrund der hohen Bedeutung der ökonomischen Bildung für die Teilhabe an der Gesellschaft ist es unerlässlich, dass weibliche und männliche Jugendliche im Laufe ihres Heranwachsens gleichermaßen ökonomische Kompetenzen entwickeln. Allerdings zeigt sich in einer Vielzahl von Studien ein deutlicher Geschlechterunterschied in der ökonomischen Kompetenz der Lernenden zugunsten der jungen Männer (Brückner et al., 2014; P. Davies et al., 2005; R. S. Davies et al., 2013; Förster & Happ, 2019; Happ et al., 2021; Heath, 1989; Oberrauch & Kaiser, 2020; Walstad, 2013). Dies gilt auch bei einer Betrachtung der finanziellen Bildung als einer vielfach untersuchten Teilkomponente allgemeiner ökonomischer Bildung. Bis auf wenige Ausnahmen (Hill & Asarta, 2016; Jang et al., 2014; Walstad et al., 2010) zeigen die Studien auch hier einen deutlichen geschlechterspezifischen Unterschied (Atkinson & Messy, 2012; Bucher-Koenen et al., 2016, 2017; Bucher-Koenen & Lusardi, 2011; Chen & Volpe, 2002; Erner et al., 2016; Filipiak & Walle, 2015; Förster et al., 2018; Lusardi & Mitchell, 2008, 2014).

Die Bedeutung einer geschlechtsspezifischen Egalität zeigt sich in gesellschaftspolitischen Kontexten. Frauen haben eine höhere Lebenserwartung als Männer und sind somit länger auf Rentenleistungen angewiesen. Zugleich zahlen Frauen wegen unterbrochener Erwerbsbiographien und familiärer Fürsorgeaufgaben im Durchschnitt in geringerem Umfang in das staatliche Rentensystem ein. Ein Mangel an finanziellen und ökonomischen Kompetenzen kann daher zu einer erhöhten Armutsgefährdung im Rentenalter führen (Grohmann, 2016; Lusardi & Mitchell, 2014).

Bislang existieren wenige Untersuchungen, die mögliche Ursachen für den Geschlechterunterschied in ihrer Gesamtheit und im Zusammenspiel verschiedener Faktoren untersuchen. Die vorhandene Literatur beschäftigt sich primär mit der Erklärung von Geschlechtsunterschieden in der finanziellen Bildung (Arellano et al., 2018; Bucher-Koenen et al., 2021; Driva et al., 2016; Fonseca et al., 2012; Robson & Peetz, 2020; Rudeloff et al., 2019; Tinghög et al., 2021), die lediglich eine Subkomponente allgemeiner ökonomischer Bildung abbildet. Aufgrund dieser Forschungslücke und der hohen Praxisrelevanz des Themas verfolgt der vorliegende Beitrag das Ziel, 1) mögliche Geschlechtsunterschiede im Feld der allgemeinen Ökonomischen Bildung und deren Ausprägung entlang verschiedener Kompetenzniveaus aufzudecken sowie 2) mithilfe einer multivariaten Analyse mögliche Gründe für diese Kompetenzunterschiede zu identifizieren.

Hierzu wird eine repräsentative Stichprobe von 1.289 Lernenden der 10. Klassenstufe in Baden-Württemberg untersucht. Viele Jugendliche in dieser Altersgruppe stehen kurz vor dem Schulabschluss und vor vielen wichtigen ökonomischen Entscheidungen, die einen starken Einfluss auf den künftigen Wohlstand haben können. In dieser Phase entscheiden sie, ob sie ihre Schulbildung fortsetzen, eine Berufsausbildung absolvieren oder direkt ins Berufsleben einsteigen wollen. Es ist folglich auch aus bildungspolitischer Sicht von besonderem Interesse, mögliche Ursachen für die Geschlechterdifferenz hinsichtlich der ökonomischen Kompetenz in dieser Altersgruppe zu ergründen, damit entsprechende Gegenmaßnahmen initiiert werden können.

Im Folgenden werden zunächst der theoretische Hintergrund der Studie und der Stand der empirischen Forschung dargelegt. Daraufhin werden das methodische Vorgehen und die

Studienergebnisse beschrieben und diskutiert. Abschließend werden zusätzlich zu den Limitationen der Studie auch praktische Implikationen zur möglichen Reduktion des Gender Gaps in den Blick genommen.

## 2. Theoretischer Hintergrund und empirische Befunde

### 2.1 Ökonomische Kompetenz

Bezogen auf das Verständnis von ökonomischer Kompetenz kann eine lange und umfassende Forschungstradition identifiziert werden (zusammenfassend Schuhmann und Eberle, 2014; Siegfried und Wuttke, 2021). Ausgehend von konzeptionellen Beiträgen wurden verschiedene Testinstrumente entwickelt, wie z.B. der Test of Economic Understanding (National Council of Economic Education, 1964), der Test of Economic Literacy (Soper, 1979), auf dem auch viele europäische Studien aufbauen (z.B. Walstad und Rebeck, 2001), im deutschsprachigen Raum dessen Übersetzung als Wirtschaftskundlicher Bildungstest (WBT) (Beck und Krumm, 1998). Bezugnehmend auf die ökonomischen Bildungsstandards in Deutschland (DeGÖB Deutsche Gesellschaft für Ökonomische Bildung, 2004) wurde das Integrationsmodell Ökonomischer Kompetenz (IÖK) (Seeber et al., 2012) konzipiert, das auch dem Bildungsplan für das Fach WBS in Baden-Württemberg zugrunde liegt. Dieses Modell definiert ökonomische Kompetenz als eine Fähigkeit, in ökonomisch geprägten Lebenssituationen mündig, tüchtig und verantwortungsvoll zu entscheiden. In drei zentralen Lebenssituationen, die Heranwachsende bewältigen müssen (Konsument\*innen von Gütern und Dienstleistungen, Arbeitnehmer\*innen und Selbstständige sowie steuerzahlende und wählende Bürger\*innen) sollen die Lernenden ökonomische Kompetenzen erwerben. Diese werden drei domänenspezifischen Bereichen zugeordnet, die sich wiederum auf die übergeordneten Ziele des Bildungsauftrags beziehen. Entlang dieser Inhaltsbereiche sollen Schülerinnen und Schüler A) vernünftige und rationale Entscheidungen unter Berücksichtigung von Knappheitsbedingungen treffen (Entscheidungsfindung und Rationalität), B) (wirtschaftliche) Interessen anderer Individuen einbeziehen und erkennen und C) wirtschaftliche Mechanismen auf systemischer und Ordnungsbedarfe auf gesellschaftlicher Ebene verstehen.

**Tabelle 1: Das Integrationsmodell Ökonomischer Kompetenz (IÖK)**

Kompetenzbereiche		Lebenssituationen		
		Verbraucher*innen	Erwerbstätige	Bürger*innen
Entscheidung und Rationalität	➔	Ökonomische Situationen analysieren Handlungsfolgen analysieren und bewerten Veränderbarkeit erkennen und analysieren		
Beziehung und Interaktion	➔	Interessenskonstellationen verstehen und bewerten Kooperationen analysieren und bewerten Beziehungsgefüge analysieren		
System und Ordnung	➔	Märkte analysieren Wirtschaftssysteme und Ordnungen analysieren Politik ökonomisch beurteilen		

*Darstellung basierend auf (Seeber et al., 2012)*

Zu beachten ist, dass es sich bei den drei Kompetenzbereichen um inhaltlich-theoretische Abgrenzungen eines globalen Kompetenzkonstrukts handelt und nicht um eigene Dimensionen, wobei Bereich A die individuelle, B die kollektive und C die systemische Perspektive repräsentiert. Kombiniert man die Kompetenzbereiche mit den erwähnten Lebenssituationen, so ergibt sich eine Matrix, die Kompetenzanforderungen auf verschiedenen Aggregationsstufen definiert (Tabelle 1).

## 2.2 Forschungsstand und Hypothesen

In den vergangenen Jahren wurden sowohl bei Jugendlichen als auch bei Erwachsenen immer wieder Leistungsunterschiede zwischen den Geschlechtern festgestellt. Eine Vielzahl von empirischen Studien belegt, dass männliche Lernende in der wirtschaftlichen Domäne bessere Leistungen erbringen als Frauen (Atkinson und Messey, 2012; Bucher-Koenen et al., 2017; Chen und Volpe, 2002; Erner et al., 2016; Filipiak und Walle, 2015; Förster et al., 2018). Dagegen gibt es, wenn auch seltener, Studien, die keine signifikanten oder gegenteiligen Unterschiede zwischen männlichen und weiblichen Lernenden finden (z. B. Hill und Asarta, 2016; Jang et al., 2014; Walstad et al., 2010). Die Studien unterscheiden sich nicht nur hinsichtlich ihrer Zielvariable (ökonomische Kompetenz oder spezifischer finanzielle Kompetenz), sondern auch in der untersuchten Zielgruppe (Erwachsene und Jugendliche), dem Länder-Kontext sowie den untersuchten Fragestellungen.

Als länderübergreifende Evidenz zeigt die letzte PISA-Erhebung einen Gender Gap zugunsten männlicher Lernender, wenn nur die OECD-Länder betrachtet werden. Werden alle teilnehmenden Länder betrachtet, ist der Unterschied nicht signifikant. Bei Betrachtung einzelner Länder schnitten die Jungen in Italien, Peru und Polen besser ab als die Mädchen. Ein Gender Gap zugunsten der Mädchen wurde hingegen in Bulgarien, Georgien und Indonesien dokumentiert. In den restlichen Ländern existierten keine signifikanten Unterschiede (OECD, 2020).

Darüber hinaus berichten mehrere länderspezifische Studien Geschlechterunterschiede zugunsten männlicher Teilnehmer: Für Neuseeland zeigten Cameron et al. (2014), dass die finanzielle Bildung von Jugendlichen an High Schools schlechter ausfällt, wenn sie ärmer sind, über geringere Englischkenntnisse und mathematische Fähigkeiten verfügen. Männliche Lernende schnitten im Durchschnitt besser ab, jedoch wurde der Effekt nach der Drittvariablenkontrolle insignifikant. Eindeutigere Geschlechtsunterschiede in der engeren finanziellen Domäne zeigen Bottazi und Lusardi (2020) bei italienischen Jugendlichen. Dabei hängt das finanzielle Wissen der Mädchen insbesondere von dem Beschäftigungsstatus der Mütter ab. In der breiteren ökonomischen Domäne können Studien aus dem angelsächsischen Raum den Gender Gap ebenfalls belegen (z. B. Heath, 1989; Davies et al., 2005; Walstad, 2013; Brückner et al., 2015).

Im deutschsprachigen Raum ist der Gender Gap unter Jugendlichen in der engeren finanziellen Domäne ebenfalls dokumentiert. Weibliche Lernende wie Lernende mit niedrigem Integrationsgrad schnitten in der Sekundarstufe II schlechter ab (Erner et al., 2016). Auch in der Finanzkompetenz und im finanziellen Interesse bestehen Geschlechtsunterschiede zugunsten der Jungen (Lührmann et al., 2015). Unterschiede im Geschlechtsunterschied entlang verschiedener Subdimensionen finanzieller Kompetenzen zeigten Rudeloff et al. (2019), weshalb eine Aufteilung finanzieller Kompetenzen in unterschiedliche Kompetenzfacetten sinnvoll erscheint. So zeigten Mädchen bessere Testergebnisse für die Unterdimensionen „Geld und Zahlungen“ und „Versicherungen“. Dagegen schnitten Jungen in den Dimensionen „Sparen“ und „Geldpolitik“ besser ab.

Deutschsprachige Studien kommen insgesamt zu ähnlichen Ergebnissen, wenn die breitere allgemeine ökonomischen Domäne betrachtet wird: Sowohl in beruflichen Schulen (Förster und Happ, 2019) als auch in allgemeinbildenden Schulen (Oberrauch und Kaiser, 2020; Kaiser et al., 2020)

zeigen Jungen deutlich höhere Kompetenzwerte. In der Studie von Oberrauch und Kaiser (2020) wurde zudem mithilfe einer Quantilsregression festgestellt, dass die Geschlechterdifferenz entlang der Kompetenzverteilung sogar zunimmt. Dies deckt sich mit Ergebnissen hinsichtlich mathematischer Kompetenzen (OECD, 2013). Anzumerken ist, dass der Geschlechtsunterschied auch durch die Administration unterschiedlicher Itemformate bedingt sein kann (Ackermann und Siegfried, 2019).

Auf Grundlage der vorliegenden empirischen Studien sowohl aus dem Teilbereich der finanziellen Bildung wie aus der breiter gefassten ökonomischen Domäne ist davon auszugehen, dass der Leistungsunterschied zugunsten der männlichen Lernenden auch in der vorliegenden Stichprobe zu beobachten ist.

*Hypothese 1a:* Männliche Lernende weisen im Durchschnitt höhere Kompetenzwerte auf als weibliche Lernende.

Darüber hinaus ist aufbauend auf Ergebnissen aus der ökonomischen Domäne (Oberrauch und Kaiser, 2020) und aus der mathematischen Domäne (OECD, 2013) davon auszugehen, dass der Geschlechterunterschied mit zunehmender Kompetenzausprägung stärker wird.

*Hypothese 1b:* Der Leistungsunterschied zugunsten männlicher Teilnehmer nimmt bei höherer Kompetenzausprägung zu.

In bisherigen Studien ist allerdings weitgehend offengeblieben, aus welchen Gründen sich der Unterschied in der ökonomischen Kompetenz zeigt.

Übergreifend wird *Interesse* als wesentlicher Einflussfaktor für das Lernen in allen Domänen betrachtet (z.B. Krapp & Prenzel, 2011). Es handelt sich dabei um eine Beziehung zwischen der Person und einem spezifischen Objekt, die entweder kurzfristig, also situativ oder langfristig ausgeprägt sein kann, (Krapp, 1992). Im letzteren Fall wird sie als Disposition angesehen. Für die ökonomische Kompetenz wurde gezeigt, dass das Interesse an Wirtschaft während des (formalen) Lernens schwankt (Forster-Heinzer et al., 2020; Schumann & Eberle, 2010; Siegfried & Wuttke, 2016). Dabei weisen männliche Lernende analog zu Ergebnissen aus Leistungsstanderhebungen durchschnittlich ein stärker ausgeprägtes Interesse an wirtschaftlichen Themen auf (Beck & Wuttke, 2004; Förster et al., 2018; Förster & Happ, 2019; Schumann & Eberle, 2014; Walstad & Soper, 1989; Watts, 1987). Als möglicher Grund dafür wird genannt, dass männliche Lernende die ökonomischen Inhalte als relevanter betrachten als weibliche Lernende (z.B. Brückner et al., 2014). Andere Studien zeigen einen Zusammenhang zwischen dem Interesse an ökonomischen Themen sowie dem wirtschaftsbezogenen Wissen (Siegfried & Wuttke, 2021). Bezüglich der Relevanz von dem Interesse an Wirtschaft als erklärendem Faktor für den Unterschied in der ökonomischen Kompetenz zwischen Männern und Frauen lassen sich nur wenige Studien identifizieren (Ackermann & Siegfried, 2019; Beck & Wuttke, 2004; Förster & Happ, 2019; Jüttler & Schumann, 2019): In der Studie mit Schweizer Gymnasiasten von Ackermann und Siegfried (2019) ließ sich der Gender Gap nicht über das Interesse erklären.

Dagegen war Interesse bei Förster und Happ (2019) eine wichtige erklärende Variable. In ihrer Studie mit Berufsschülern und Berufsschülerinnen verringerte sich der Gender Gap, sobald Interesse als Variable in die Pfadanalyse aufgenommen wurde. Auch in der Studie von Förster et al. (2018) wurde der Effekt des Geschlechts auf die finanzielle Kompetenz durch das Interesse der Lernenden mediiert. Daher ist davon auszugehen, dass das Wirtschaftsinteresse auch im vorliegenden Beitrag zur Erklärung von Leistungsunterschieden beiträgt.

*Hypothese 2:* Der Leistungsunterschied zugunsten männlicher Teilnehmer reduziert sich, wenn das Interesse an ökonomischen Themen konstant gehalten wird.

Des Weiteren wird diskutiert, inwieweit Unterschiede in den so genannten Basiskompetenzen wie Lesen und Mathematik für die Erklärung des Gender Gaps im Wirtschaftswissen bedeutsam sind, da mathematische Kompetenzen auch für wirtschaftswissenschaftliche Fragestellungen wesentlich sind (Jüttler & Schumann, 2019). Brückner et al. (2014) dokumentierten in diesem Zusammenhang, dass der Gender Gap bzgl. wirtschaftsmathematischer Fähigkeiten stärker ausfällt als beim Lesen und Schreiben wirtschaftsbezogener Texte. Mit Blick auf den Studienerfolg im ersten Semester stellten Arnold und Rowaan (2014) bei Erstsemesterstudierenden fest, dass sich Unterschiede zwischen Männern und Frauen am ehesten durch die vorherige Schulleistung, u.a. in Mathe, wie auch durch die intrinsische Motivation erklären ließen.

*Hypothese 3:* Der Leistungsunterschied zugunsten männlicher Teilnehmer reduziert sich, sobald mathematische Fertigkeiten konstant gehalten werden.

In Bezug auf finanzielle Grundkompetenzen (*financial literacy*) stellt sich auch die Frage, ob das Vertrauen in die eigenen finanziellen Fertigkeiten als weiterer Erklärungsfaktor für den Geschlechtsunterschied relevant ist. Bisherige Studien zeigen jedoch uneinheitliche Ergebnisse, die wesentlich von der Messung des Selbstvertrauens abhängen (Bucher-Koenen et al., 2016; Fonseca und Lord, 2019; Tinghög et al., 2021). Einige Erhebungen approximieren das Konstrukt durch die Herausnahme des Distraktors "weiß ich nicht" und können dadurch bereits einen hohen Anteil des Geschlechtsunterschieds erklären (Bucher-Koenen et al. 2016, 2021). Andere Studien nehmen einen eigenen Indikator für finanzielles Selbstvertrauen in die multivariate Analyse auf und stellen dabei keinen signifikanten Erklärungsbeitrag fest (z.B. Tinghög et al., 2021).

Auch die Befundlage aus Schüler\*innenerhebungen zeigt sich uneinheitlich. Während Driva et al. (2016) unter deutschen Lernenden in der 8. Klassenstufe keine Unterschiede zwischen den Geschlechtern finden, zeigen Arellano et al. (2018), dass das Selbstvertrauen (zusammen mit anderen nicht-kognitiven Fähigkeiten) den Geschlechterunterschied um 20 Prozent reduziert. Zu berücksichtigen ist jedoch, dass in beiden Erhebungen kein domänenspezifisches Maß für das Selbstvertrauen verwendet wurde. Basierend auf den Ergebnissen von Bucher-Koenen et al. (2021) und Fonseca und Lord (2019) geht der vorliegende Beitrag davon aus, dass ein domänenspezifisches Selbstvertrauen einen Teil des geschlechtsspezifischen Unterschieds in der ökonomischen Kompetenz erklären kann.

*Hypothese 4a:* Der Leistungsunterschied zugunsten männlicher Teilnehmer reduziert sich, wenn das Selbstvertrauen in Bezug auf finanzielle Fähigkeiten konstant gehalten wird.

Internationale Arbeiten stellen auch Geschlechterunterschiede im finanziellen Verhalten fest. Demnach nehmen Frauen weniger häufig am Aktienmarkt teil (Almenberg & Dreber, 2015; Bucher-Koenen et al., 2021; Ke, 2018) und betreiben seltener konkrete Altersvorsorge (Lusardi & Mitchell, 2008). Darüber hinaus zeigen Erhebungen mit Schülern\*innen, dass Mädchen generell weniger sparen (Driva et al., 2016) und Geldthemen eine geringere Bedeutung beimessen (Oberrauch & Seeber, 2021). Daher wird auch im vorliegenden Beitrag angenommen, dass geschlechtsspezifische Unterschiede in der Wirtschaftskompetenz durch Unterschiede in den finanzplanerischen Fähigkeiten sowie in den Einstellungen zu Geldthemen getrieben werden.

*Hypothese 4b:* Der Leistungsunterschied zugunsten männlicher Teilnehmer reduziert sich, wenn finanzplanerische Fähigkeiten konstant gehalten werden.

*Hypothese 4c:* Der Leistungsunterschied zugunsten männlicher Teilnehmer reduziert sich, wenn Einstellungen zu Geldthemen konstant gehalten werden.

### 3. Methoden

#### 3.1 Strichprobenziehung

Die Grundgesamtheit für die zu ziehende Stichprobe umfasste alle Lernenden der zehnten Jahrgangsstufe an öffentlichen Schulen im Bundesland Baden-Württemberg. Für die Stichprobenziehung wurde die Grundgesamtheit anhand der Stratifizierungsvariablen Schulform und Urbanisierungsgrad in disjunkte Teilpopulationen unterteilt. Der Urbanisierungsgrad wurde basierend auf der Bevölkerungsdichte in drei Ausprägungen unterteilt (hoch, mittel, niedrig)<sup>1</sup>. Für die vier Schularten (Gymnasium, Realschule, Gemeinschaftsschule und Werkrealschule) mit jeweils drei Urbanisierungsgraden ergaben sich zwölf explizite Strata.

Anschließend wurde ein zweistufiges Ziehverfahren initiiert, bei dem im ersten Schritt per Zufall eine Schule im jeweiligen Stratum und im zweiten Schritt per Zufall eine Klasse in der 10. Klassenstufe gezogen (Klumpenstichprobe). Die zu ziehende Anzahl an Lernenden innerhalb eines Stratums wurde am prozentualen Anteil des Stratums an der Grundgesamtheit ausgerichtet (*probability proportional to size*). Die Proportionen der Stichprobe nach Stratum im Vergleich zu den Proportionen des Stratums in der Grundgesamtheit sind in Tabelle A5 im Anhang aufgeführt. Da der prozentuale Unterschied in keinem Stratum mehr als fünf Prozent beträgt, gehen wir von einer repräsentativen Stichprobe aus. Verbleibende Disproportionalitäten wurden nachträglich mithilfe von Designgewichten ausbalanciert. Die finale Stichprobe umfasste 1289 Lernende aus 79 Schulklassen. Die Erhebung wurde während des regulären Unterrichts durchgeführt und von der Lehrkraft beaufsichtigt. 51,4 Prozent der Lernenden waren weiblich und das Durchschnittsalter betrug 16,5 Jahre.

#### 3.2 Instrumentarium

*Wirtschaftskompetenzen.* Zur Messung der Wirtschaftskompetenz verwendeten wir den Test of Economic Competence (TEC) (Kaiser et al., 2020). Der TEC ist ein Leistungstest, der auf dem oben beschriebenen Kompetenzmodell basiert, das den ökonomischen Bildungsstandards in Deutschland und dem Bildungsplan für das Fach Wirtschaft in Baden-Württemberg zugrunde liegt (Seeber et al., 2012). Dementsprechend soll das Instrument messen, ob die Schüler\*innen in der Lage sind, in den beschriebenen Lebenssituationen die Folgen einer wirtschaftlichen Entscheidung zu analysieren und zu bewerten (individuelle Ebene), Kooperationen zu analysieren bzw. zu bewerten (soziale Ebene) und Politik wirtschaftlich zu bewerten (systemische Ebene). Die Skala wurde für Lernende der Sekundarstufe I entwickelt und weist mit ihren 31 Items günstige psychometrische Eigenschaften auf (Kaiser et al., 2020).

---

<sup>1</sup> Die Bevölkerungsdichte wurde durch den Quotienten zwischen Einwohneranzahl und Fläche des Landkreises errechnet. Ein Wert von unter 220 wird als "niedrig", ein Wert zwischen 220 und 485 wird als "mittel" und Werte über 485 werden als "hoch" klassifiziert.



Für die Extraktion von Personenfähigkeiten verwenden wir ein zwei-parametrisches Modell aus der Item Response Theory (IRT)<sup>2</sup> (Baker & Kim, 2017; Hambleton & Swaminathan, 1985), das häufig in internationalen Leistungsstanderhebungen eingesetzt wird. Tabelle A1 im Anhang zeigt Itemcharakteristika aus dem IRT-Modell sowie deskriptive Statistiken aus der Klassischen Testtheorie. Insgesamt weisen die eingesetzten Testaufgaben eine ausreichende Diskriminierung und gleichmäßig verteilte Schwierigkeiten auf. Um möglichen Itemverzerrungen (z.B. durch unterschiedliche Testformate) zu begegnen, wurde zusätzlich im Rahmen des Validierungsprozesses eine Analyse des *Differential Item Functioning* (DIF) durchgeführt (Kaiser et al., 2020, S. 235). Dabei wurden alle Items entfernt, die einen demographische Subgruppe (z.B. Mädchen) systematisch benachteiligen, so dass in der vorliegenden Analyse eine unverzerrte Schätzung von Populationsparametern gegeben ist. Da die geschätzten individuellen Fähigkeitswerte im Allgemeinen mit Messfehlern behaftet sind, implementieren wir einen Ansatz der multiplen Imputation für die Korrektur des Fehlerterms auf der Grundlage eines latenten Regressionsmodells (*Plausible Values*) (Marsman et al., 2016). Konkret werden mit dessen Hilfe 20 verschiedene Fähigkeitswerte geschätzt. Die Populationsanalysen werden für jeden einzelnen Plausible Value iterativ durchgeführt und anschließend aggregiert.

*Wirtschaftsinteresse.* Zur Erhebung des wirtschaftlichen Interesses stützen wir uns auf eine Skala mit 12 Items, die von Soper und Walstad (1983) entwickelt und von Oberrauch und Seeber (2021) angepasst und übersetzt wurde. Die Skala fragt die Probanden\*innen zum Beispiel, inwieweit sie Aussagen wie "Ich verfolge Wirtschaftsnachrichten" oder "Ich halte es für wichtig, ein gutes Wissen über Wirtschaft zu haben" zustimmen oder diese ablehnen.

*Einstellungen zu Geld.* Diese Eigenschaft wird anhand der Unterdimension „Wichtigkeit von Geld“ der ursprünglich von Yamauchi und Templer (1982) entwickelten und von Barry und Breuer (2012) ins Deutsche übersetzten Money Attitude Scale (MAS) erhoben. Die Skala fragt die Lernenden zum Beispiel, inwieweit sie Aussagen wie "Geld ist ein sehr wichtiger Faktor im Leben von uns allen" oder "Geld ist wertvoll" zustimmen.

*Finanzplanung.* Zur Messung der Fähigkeiten der Schüler\*innen im Bereich der Finanzplanung stützen wir uns auch auf eine weitere Unterskala der MAS (Barry & Breuer, 2012) mit der Bezeichnung "Time-Retention", die Verhaltensweisen beschreibt, die auf die Zukunft ausgerichtet sind und eine durchdachte Planung erfordern. Die Skala erhebt, inwieweit die Befragten Aussagen wie "Ich plane mein Geld sehr gut ein" oder "Ich behalte den Überblick über mein Geld" zustimmen.

*Finanzielle Autonomie.* Die sozio-emotionalen Fähigkeiten im Zusammenhang mit finanziellen Entscheidungen werden mit Hilfe der ursprünglich von Noom et al. (2001) entwickelten *Financial Autonomy Scale* erfasst. Diese Skala wird auch in neueren Studien zur Evaluierung von Bildungsinterventionen in der ökonomischen Domäne (Bruhn et al., 2016; Kaiser & Oberrauch, 2021). Im Wesentlichen erhebt die Skala (15 Items), "whether students felt empowered, confident, and capable of making independent financial decisions" (Bruhn et al., 2016, S. 258). Die Skala wird in drei Subdimensionen unterteilt: Reflexive, emotionale und funktionale Autonomie. Entsprechend werden die Probanden\*innen beispielsweise gefragt, inwieweit sie Aussagen wie "Ich informiere mich

---

<sup>2</sup> Formal folgt das IRT-Modell der Gleichung  $P(X_i = 1|\theta, \sigma, a_i) = \frac{\exp\{a_i(\theta_v - \sigma_i)\}}{1 + \exp\{a_i(\theta_v - \sigma_i)\}}$ , wobei  $\theta_v$  die geschätzte Fähigkeit für Person v und  $\sigma_i$  die geschätzte Itemschwierigkeit für Item i auf einer gemeinsamen Logit-Skala bezeichnet.  $a_i$  definiert einen Diskriminierungsparameter, der bewertet, wie genau das Item i zwischen Schülern mit geringen und hohen Fähigkeiten unterscheidet.

über Garantiezeiten", "Ich fühle mich bereit, mit meinen Eltern über Geldangelegenheiten zu sprechen" oder "Ich schlage zu Hause vor, dass wir Geld für Notfälle zurücklegen" zustimmen.

Für den Nachweis einer Konstruktvalidität der Skalen abseits der ökonomischen Kompetenz wurde eine explorative Faktorenanalyse durchgeführt. Der Verlauf der Eigenwerte (Scree-Test) zeigt, dass sechs Faktoren eine Mehrheit der Varianz erklären (Abbildung A1 in Appendix). Obwohl immer noch ein erheblicher Anteil an Varianz unerklärt bleibt und gemäß des Kaiser-Kriteriums sieben Faktoren oberhalb des kritischen Grenzwerts liegen, wird die 6-Faktoren-Lösung bevorzugt – die 7-Faktoren-Lösung erklärt lediglich fünf Prozent mehr der Gesamtvarianz, wäre aber weitaus schwieriger zu interpretieren. Die Faktorladungen bei einer 6-Faktoren-Lösung zeigen einen bedeutsamen Zusammenhang zwischen den Items und den jeweils dahinterliegenden Konstrukten (Tabelle A3 in Appendix A). Für die multivariate Analyse wurden Faktorenwerte (*factor scores*) extrahiert, die die relative Ausprägung des jeweiligen Konstrukts bei einem Lernenden repräsentieren und so standardisiert ist, dass sie einen Mittelwert von 0 und eine Standardabweichung von 1 ausweist.

Neben demographischen Variablen wurden kognitive Fähigkeiten mithilfe von vier Raven-Matrizen gemessen (Heller et al., 1998). Da das Geben einer falschen Antwort im Kompetenztest keine negativen Auswirkungen für die Lernenden hatte (*low-stake testing*), wurde zusätzlich ein Anstrengungsmaß basierend auf den Beantwortungszeiten implementiert (vgl. Wise & Kong, 2005). Konkret definiert der Ansatz eine Zeitschwelle, die schnelles Raten von Lösungsverhalten trennt. In Anlehnung an Wise und Ma (2012) verwenden wir dazu einen normativen Zeitschwellenwert von zehn Prozent der mittleren (fragespezifischen) Antwortzeit. Der endgültige Anstrengungswert für jedes Individuum stellt den Anteil des Lösungsverhaltens über alle Items hinweg dar. Der sozio-ökonomische Hintergrund der Lernenden wird mithilfe der Anzahl der Bücher zu Hause approximiert. Die Variable hat sich in vorherigen Studien als valider Prädiktor für das Haushaltseinkommen erwiesen (Hanushek & Woessmann, 2011; Schütz et al., 2008). Um für die schulischen Leistungen der Schüler\*innen zu kontrollieren, wurde nach den (selbst eingeschätzten) Lesefähigkeiten sowie den mathematischen Fähigkeiten auf einer Skala von 1 (niedrig) bis 5 (hoch) gefragt. Zuletzt wurde die Risikoneigung der Lernenden mithilfe einer 10-stufigen Skala, die häufig in multidisziplinären Langzeiterhebungen eingesetzt wird, erhoben (vgl. Dohmen et al., 2010; Falk et al., 2016).

## 4. Ergebnisse

### 4.1 Deskriptive Analyse

Tabelle 2 zeigt Mittelwerte und Standardabweichungen getrennt nach Geschlechtern für die in 3.1 und 3.2 beschriebenen Variablen sowie die Mittelwertdifferenzen. Die P-Werte entstammen jeweils einer linearen Regression mit dem Geschlecht als Prädiktor mit an die hierarchische Stichprobenstruktur angepassten Standardfehlern (*clustering*).

Die Analyse zeigt, dass in dieser Stichprobe signifikant mehr Mädchen fremdsprachig aufwachsen. Die selbstberichtete mathematische Fähigkeit ist unter Jungen signifikant höher, während Mädchen eine höhere Lesefähigkeit berichten. Analog zu bisherigen Leistungsstanderhebungen (Anaya & Zamarro, 2020; Kaiser & Oberrauch, 2021) zeigen Mädchen eine stärkere Testmotivation, sofern diese durch das in 3.2 beschriebene Anstrengungsmaß approximiert wird. Ebenso berichten Mädchen eine stärkere Risikoaversion – der Unterschied ist jedoch nicht signifikant ( $p=0.11$ ).

Mit Blick auf Einstellungen und Verhaltensweisen erreichen Jungen einen um mehr als 0,4 Standardabweichungseinheiten höheren Wert in der Dimension „Wirtschaftsinteresse“. Ebenso messen Jungen dem Thema Geld eine höhere Bedeutung zu ( $b=0.13$ ,  $p<0.05$ ). Sowohl in der Finanzplanung als auch im finanziellen Selbstbewusstsein, approximiert durch den Financial Autonomy Index, zeigten sich keine Geschlechterunterschiede.

**Tabelle 2: Deskriptive Statistiken**

Variable	N	Männlich M (SD)	Weiblich M (SD)	Differenz [SE]	p-Wert
<i>Individuelle Charakteristika</i>					
Alter (in Jahren)	1289	16,593 (0,877)	16,511 (0,790)	0,084 [0,059]	0,157
Fremdsprachig (1/0)	1211	0,338	0,405	-0,081 [0,027]	0,004
≤ 25 Bücher zu Hause (1/0)	1209	0,230	0,219	0,008 [0,022]	0,735
Mathematische Fähigkeit	1288	3,591 (1,055)	3,192 (1,101)	0,372 [0,072]	0
Lesefähigkeit	1288	3,912 (0,786)	4,005 (0,739)	-0,088 [0,048]	0,073
Kognitive Fähigkeiten	1289	1,610 (1,385)	1,673 (1,312)	-0,078 [0,101]	0,445
Anstrengungsmaß (%)	1289	91,283 (17,617)	94,515 (14,051)	-3,768 [1,560]	0,018
Risikoaversion	1138	5,686 (2,163)	5,898 (1,998)	-0,226 [0,139]	0,109
<i>Einstellungen und Verhalten</i>					
Ökonomisches Interesse	1289	0,212 (1,022)	-0,200 (0,937)	0,407 [0,077]	0
Einstellung zu Geld	1289	0,076 (1,011)	-0,071 (0,985)	0,134 [0,065]	0,041
Finanzplanung	1289	-0,021 (1,026)	0,020 (0,975)	-0,034 [0,074]	0,65
Finanzielle Autonomie	1289	0,020 (1,015)	-0,019 (0,986)	0,049 [0,078]	0,536
<i>Charakteristika auf der Schulebene</i>					
Gymnasium (1/0)	1289	0,454	0,454	0 [0,040]	0,99
Ländliche Schule (1/0)	1289	0,296	0,32	-0,033 [0,042]	0,434
Schulgröße	1289	589,228 (170,736)	579,125 (177,191)	8,248 [11,499]	0,475
<i>Ökonomische Kompetenz</i>					
Kompetenz [IRT-Wert]	1289	0,129 (0,951)	-0,109 (0,900)	0,283 [0,067]	0
Kompetenz [Summenwert]	1289	16,308 (7,463)	15,121 (6,738)	1,298 [0,588]	0,03

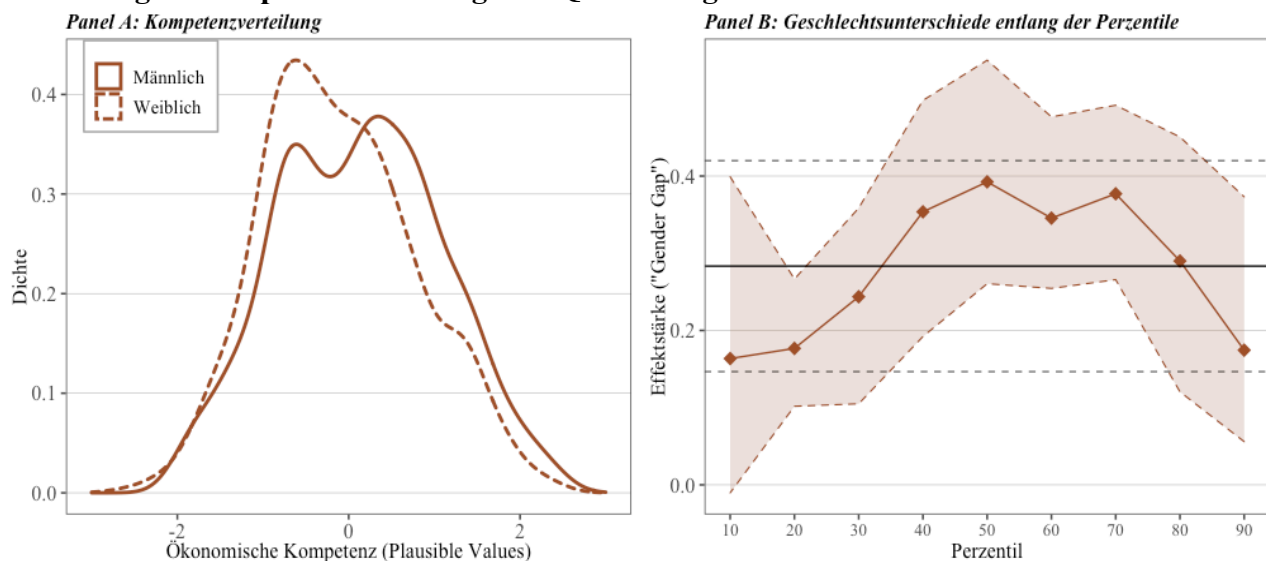
*Hinweise:* Die Tabelle zeigt Mittelwerte (M) und Standardabweichungen (SD) getrennt nach Geschlechtern. Die Mittelwertdifferenz (Spalte 3), der dazugehörige Standardfehler [SE] sowie der p-Wert basieren auf einer linearen Regression mit dem Geschlecht als einzigem Prädiktor und mit an die hierarchische Stichprobenstruktur angepassten Standardfehlern (*cluster-robust standard errors*). Die Variablen basieren auf den Beschreibungen in Kapitel 3.2.

Während die Charakteristika auf der Schulebene mit Blick auf das Geschlecht orthogonal zueinander liegen, zeigen sich die erwarteten Geschlechterunterschiede in der ökonomischen Kompetenz. Der IRT-Wert der Jungen ist um ca. 0,28 Standardabweichungseinheit höher als bei den Mädchen. In Summenwerten ausgedrückt lösen Jungen demnach durchschnittlich 1,3 Fragen mehr als die

Mädchen korrekt. Entsprechend kann die *Hypothese 1a* bestätigt werden. Der in der Literatur dokumentierte Gender Gap kann also auch für diese repräsentative Stichprobe und unter Berücksichtigung eines breiteren Konstrukts belegt werden.

Abbildung 1 liefert ein umfassenderes Bild der Kompetenzunterschiede. Die Verteilung des IRT-Werts für Mädchen ist gegenüber der für Jungen nach links verschoben (Panel A). Basieren die bisherigen Analysen ausschließlich auf deskriptiven Mittelwertunterschieden, betrachtet die Quantilsregression Geschlechterunterschiede an unterschiedlichen Punkten der Kompetenzverteilung (Panel B) (Koenker & Bassett, 1978). Die Analyse zeigt, dass sich die geschätzten Geschlechterunterschiede entlang verschiedener Verteilungsmomente nicht signifikant vom Gender-Gap aus einer OLS-Regression unterscheiden. Unsere *Hypothese 1b* bzgl. der Erhöhung des Gender Gaps mit zunehmender ökonomischer Kompetenz der Lernenden muss somit abgelehnt werden.

**Abbildung 1: Kompetenzverteilung und Quantilsregression**



*Hinweise:* Panel A zeigt die Verteilung ökonomischer Kompetenz (IRT-Wert) separat für beide Geschlechter. Panel B zeigt Ergebnisse einer simultanen Quantilsregression (rote Linie) und ihre 95-prozentigen Konfidenzintervalle. Die schwarze Querlinie zeigt die Höhe des Koeffizienten aus einer OLS-Regression mit dem Geschlecht als einzigem Prädiktor und mit an die hierarchische Stichprobenstruktur adjustierten Standardfehlern (*cluster-robust standard errors*). Die gestrichelten grauen Linien markieren die dazugehörigen 95-prozentigen Konfidenzintervalle. In der Variable Gender repräsentiert 1 männliche und 0 weibliche Teilnehmende.

## 4.2 Multivariate Analyse

Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse einer sequentiellen Regression, die zusätzlich zum Geschlechtereffekt die in 3.2 beschriebenen Einflussfaktoren einbeziehen. Abhängige Variable ist der standardisierte IRT-Wert der ökonomischen Kompetenz aus 20 multiplen Imputationen (*plausible values*). Nicht-kategoriale Variablen sind mittelwertzentriert. Alle Modelle werden unter Berücksichtigung der Kontrollvariablen Alter, Muttersprache, Bücher zu Hause, kognitive Fähigkeiten und Risikoaversion geschätzt. Bei der Aufnahme mehrerer Drittvariablen ist Multikollinearität häufig ein Problem. Bivariate Korrelationen (Tabelle A4 im Appendix) zeigen, dass keine der Variablen höher als mit  $r > 0.4$  korreliert sind. Selbst wenn wir alle Variablen als Prädiktor für die ökonomische Kompetenz in eine multiple Regression aufnehmen, liegt der maximale *Variance Inflation Factor* (VIF) lediglich bei 1.19. Multikollinearität stellt in unserer Analyse folglich kein gewichtiges Problem dar.

Die Ergebnisse von Modell 1 zeigen einen leichten Anstieg des Gender Gaps, nachdem die in Tabelle 2 gezeigten Ungleichgewichte in der Variable Muttersprache mitberücksichtigt wurden. Modell 2 zeigt, dass der Gender Gap ansteigt, wenn die Anstrengung bei den Testaufgaben konstant gehalten wird. Es ist daher anzunehmen, dass bisherige Ergebnisse zum Gender Gap sogar leicht nach unten verzerrt sind, wenn kein Anstrengungsmaß mitberücksichtigt wurde. Im dritten Modell wurden die mathematischen Fertigkeiten aufgenommen und der Gender Gap reduziert sich von 0,33 SD auf 0,27 SD. Geschlechtsspezifische Unterschiede in den mathematischen Fertigkeiten erklären somit einen bedeutsamen Anteil des Geschlechterunterschieds in der ökonomischen Kompetenz. Dies gilt auch für das Wirtschaftsinteresse. Die Aufnahme des Konstrukts in Modell 4 reduziert den Gender Gap von 0,27 SD auf 0,206 SD um weitere 19 Prozent. Zusammen mit den mathematischen Fertigkeiten kann somit ein substantieller Anteil des Geschlechtsunterschieds erklärt werden.

**Tabelle 3: Multiple Regressionen (OLS)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	Männlich	Weiblich
Männlich	0,307*** [0,059]	0,33*** [0,055]	0,27*** [0,055]	0,206*** [0,059]	0,204*** [0,059]	0,206*** [0,059]	0,218*** [0,059]		
Anstrengung		0,025*** [0,004]	0,024*** [0,004]	0,022*** [0,004]	0,023*** [0,004]	0,022*** [0,004]	0,021*** [0,004]	0,021*** [0,005]	0,02*** [0,005]
Math. Fertigkeiten			0,145*** [0,026]	0,134*** [0,026]	0,135*** [0,026]	0,133*** [0,026]	0,139*** [0,026]	0,171*** [0,035]	0,114*** [0,035]
Wirtschaftsinteresse				0,215*** [0,041]	0,212*** [0,042]	0,208*** [0,042]	0,21*** [0,042]	0,267*** [0,059]	0,165*** [0,055]
Einstellung zu Geld					0,023 [0,037]	0,023 [0,037]	0,033 [0,037]	0,041 [0,048]	0,03 [0,054]
Finanzielle Planung						0,018 [0,041]	0,032 [0,042]	-0,051 [0,063]	0,124** [0,055]
Finanzielle Autonomie							-0,081*** [0,027]	-0,105** [0,037]	-0,05 [0,038]
Intercept	0,048 [0,067]	-0,048 [0,065]	-0,024 [0,066]	-0,679*** [0,134]	-0,761*** [0,184]	-0,813*** [0,213]	-0,708*** [0,216]	-0,349 [0,307]	-0,955** [0,345]
Kontrollvariablen	√	√	√	√	√	√	√	√	√
N	1.131	1.131	1.131	1.131	1.131	1.131	1.114	523	591
N (Klassen)	78	78	78	78	78	78	78	76	76
Adj. R-Square	0,28	0,343	0,365	0,385	0,385	0,385	0,391	0,415	0,346
F-Stat.	58,406	66,208	66,63	69,081	63,306	59,105	57,864	37,495	25,742

*Hinweise:* Die Tabelle zeigt sequenzielle Regressionen mit den Kontrollvariablen Alter, Muttersprache, Bücher zu Hause, Risikoaversion sowie kognitive Fähigkeiten. Für die Berechnung der Standardfehler wurde die hierarchische Stichprobenstruktur berücksichtigt. \*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

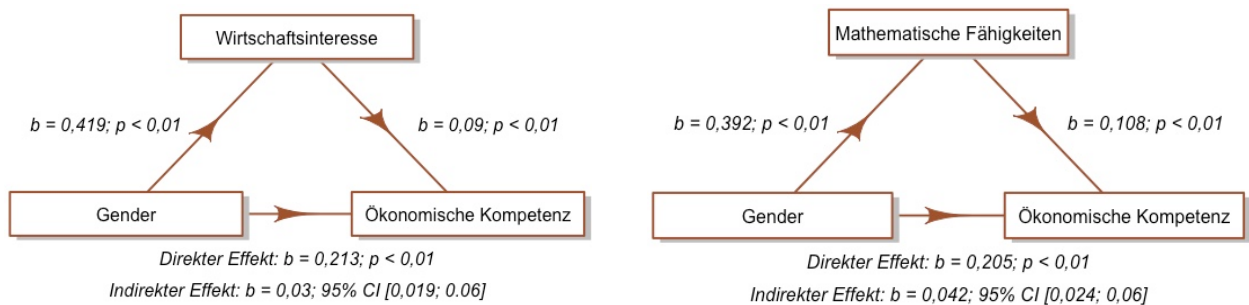
Obwohl die deskriptive Analyse Unterschiede zwischen den Geschlechtern in der Einstellung zu Geldthemen feststellt, führt die Aufnahme dieser Variable in Modell 5 zu keiner signifikanten

Veränderung des Gender Gaps. Dies gilt ebenso, wenn die Konstrukte Finanzplanung und die finanzielle Autonomie in das Modell aufgenommen werden (Modell 6 und 7).

Zusammengefasst zeigt die Analyse, dass sozio-demographische Unterschiede keinen Beitrag zur Erklärung des Gender Gaps leisten können. Stattdessen scheint eine unbeobachtete Testmotivation den gemessenen Gender Gap nach unten zu verzerren. Sobald wir berücksichtigen, dass Mädchen im Vergleich zu Jungen in durchschnittlich drei Prozent der Aufgaben häufiger ein Lösungsverhalten zeigen<sup>3</sup>, steigt der Gender Gap um 0,023 SD. Als signifikante Ursachen der Geschlechtsunterschiede konnten das Wirtschaftsinteresse sowie die mathematischen Fertigkeiten identifiziert werden, obwohl das Testinstrument zur Messung ökonomischer Kompetenz explizit keine mathematischen Fertigkeiten abfragt (Kaiser et al., 2020). Die *Hypothesen 2 und 3* bzgl. der Abnahme des Geschlechtsunterschieds, sofern diese beiden Prädiktoren ökonomischer Kompetenz mitberücksichtigt werden, können somit angenommen werden. Da die Einstellung zu Geld, finanzplanerische Fähigkeiten und finanzielles Selbstvertrauen, approximiert durch eine Skala zur Messung finanzieller Autonomie, keinen Erklärungsbeitrag liefern, besteht am Ende immer noch ein Unterschied in Höhe von 0,22 SD. Die *Hypothesen 4a, 4b und 4c* bzgl. einer Abnahme des Geschlechtsunterschieds, sofern verhaltens- und einstellungsorientierte Aspekte mit Bezug zu finanziellen Entscheidungen mitberücksichtigt werden, müssen daher abgelehnt werden.

Um den Einfluss des Wirtschaftsinteresses und der mathematischen Fertigkeiten auf den Geschlechterunterschied expliziter zu quantifizieren, wurde zusätzlich eine Mediationsanalyse durchgeführt (Abbildung 2) (MacKinnon, 2008; Tingley et al., 2014). Dabei wurde untersucht, inwieweit der Effekt des Geschlechts auf die Kompetenz (direkter Effekt) durch einen indirekten Effekt über eine Drittvariable (Mediator) erklärt werden kann. Obwohl es unter Einbezug aller Kontrollvariablen immer noch einen starken direkten Geschlechtereffekt auf die ökonomische Kompetenz gibt, zeigt die Analyse, dass die Kompetenz indirekt mit dem Wirtschaftsinteresse und den mathematischen Fertigkeiten zusammenhängt. Konkret erklärt der indirekte Pfad über das Interesse 14,1 Prozent (KI 8,9%-28,2%) des Gesamteffekts, während 20,5 Prozent (KI 12,2%-29,3%) des Gesamteffekts durch die mathematischen Fertigkeiten der Lernenden mediiert wird.

**Abbildung 2: Mediationsanalyse**



*Hinweis:* Die Abbildung zeigt Mediationsanalysen mit dem Wirtschaftsinteresse und den mathematischen Fertigkeiten als Mediator mit allen in Tabelle 2 aufgelisteten Variablen als Kontrollvariable. Die methodische Prozedur folgt dem in Tingley et al. (2014) beschriebenen Ansatz.

<sup>3</sup> Wise und Kong (2005) folgend teilen wir die Testantworten anhand der in Kapitel 3 beschriebenen (normativen) Zeitschwelle in ein Lösungsverhalten oder in ein (schnelles) Rateverhalten ein.

## 5. Diskussion und Schlussfolgerungen

Empirische Befunde belegen, dass ökonomisches und finanzielles Wissen ein starker Prädiktor für die individuelle Altersvorsorge sind (Lusardi et al., 2017; Lusardi & Mitchell, 2008; van Rooij et al., 2011). Dabei ist die Förderung ökonomischer Kompetenzen gerade unter jungen Frauen gesellschaftspolitisch hochrelevant. Frauen weisen wegen unterbrochener Erwerbsbiographien und einer höheren Lebenserwartung ein signifikant höheres Armutsrisiko im Rentenalter auf. Folglich ist es für Mädchen aus bildungspolitischer Sicht unerlässlich, ökonomische und finanzielle Kompetenzen bereits in jungen Jahren zu fördern (Lusardi et al., 2010). Bisher bestand eine Forschungslücke hinsichtlich der Ursachen für die in der Literatur häufig identifizierte Leistungsdifferenz zwischen Mädchen und Jungen. Daher untersuchte der vorliegende Beitrag geschlechtsspezifische Unterschiede in der ökonomischen Kompetenz und deren Hintergründe.

Auf einer deskriptiven Ebene konnte unsere Erhebung den in der Literatur häufig festgestellten Gender Gap mit einer Größenordnung von 0,28 Standardabweichungseinheiten replizieren. Im Unterschied zu einer Erhebung mit demselben Instrumentarium in der siebten Jahrgangsstufe (Oberrauch & Kaiser, 2020) findet in der 10. Jahrgangsstufe keine distributionale Ausdifferenzierung statt. Da der eingesetzte Kompetenztest die Möglichkeit eines (uniformellen) *Differential Item Functioning* (DIF) in Bezug auf das Geschlecht berücksichtigt (vgl. Walstad & Robson, 1997), kann davon ausgegangen werden, dass der geschlechtsbezogene Unterschied nicht das Ergebnis eines Messfehlers oder unterschiedlicher Itemformate ist. Entsprechend ist nicht davon auszugehen, dass der Unterschied in der vorliegenden Untersuchung durch den Aufgabentypus (Multiple Choice) beschrieben werden kann (Ackermann & Siegfried, 2019; Siegfried & Wuttke, 2019). Vergleicht man die Größe des Geschlechterunterschieds mit der durchschnittlichen Wirkung einer (domänen-spezifischen) Bildungsinterventionen, wie sie in Metastudien berichtet wurde<sup>4</sup>, zeigt sich, dass der Unterschied in etwa dreißig Unterrichtsstunden entspricht<sup>5</sup> (Kaiser & Menkhoff, 2017, 2020). Der geschlechterbezogene Unterschied ist also durchaus beträchtlich und entspricht der Intensität von drei Vierteln eines Schuljahres im Unterricht des neu eingeführten Fachs „Wirtschaft, Berufs- und Studienorientierung“ (WBS) in Baden-Württemberg<sup>6</sup>.

Hinsichtlich möglicher Erklärungsfaktoren zeigte die multivariate Analyse, dass soziodemographische Unterschiede keinen Beitrag zur Erklärung des geschlechtsbezogenen Unterschieds leisten können. Stattdessen scheint eine unbeobachtete Testmotivation im Sinne der Anstrengung der Lernenden den gemessenen Unterschied nach unten zu verzerren. Sobald wir berücksichtigen, dass Mädchen im Vergleich zu Jungen in durchschnittlich drei Prozent der Aufgaben häufiger ein Lösungsverhalten zeigen<sup>7</sup>, steigt der Gender Gap um 0,023 SD. Wir können daher annehmen, dass der Geschlechtsunterschied in bisherigen Erhebungen unterschätzt wurde. Im Einklang mit bisherigen Studien (z.B. Förster & Happ, 2019; Schumann & Eberle, 2014; Walstad & Soper, 1989) konnten das Interesse an wirtschaftlichen Themen sowie die mathematischen Fertigkeiten als bedeutsame Erklärungsfaktoren für die Geschlechtsunterschiede identifiziert werden. Besonders

---

<sup>4</sup> In den Metastudien wurden sowohl randomisiert-kontrollierte Studien (RCT) als auch quasi-experimentelle Interventionen berücksichtigt

<sup>5</sup> bei durchschnittlicher Verzögerung der Messung, Klassengröße und Schülereigenschaften

<sup>6</sup> Dieser Aussage liegt die Annahme zugrunde, dass das Fach WBS mit einer Unterrichtsstunde pro Jahr, also abzüglich der Ferien ca. 40 Wochen im Jahr unterrichtet wird.

<sup>7</sup> Wise und Kong (2005) folgend teilen wir die Testantworten anhand der in Kapitel 3 beschriebenen (normativen) Zeitschwelle in ein Lösungsverhalten oder in ein (schnelles) Rateverhalten ein.

interessant ist dieser Befund vor dem Hintergrund, dass das Testinstrument zur Messung ökonomischer Kompetenz explizit keine mathematischen Fertigkeiten abfragt (Kaiser et al., 2020). Dagegen liefern sozio-kognitive Variablen wie die Einstellung zu Geld, finanzplanerische Fähigkeiten und das finanzielle Selbstvertrauen, sofern es durch eine Skala zur Messung finanzieller Autonomie approximiert wurde, keinen Erklärungsbeitrag. Ein möglicher Erklärungsansatz könnte sein, dass das Selbstvertrauen in Bezug auf finanzielle Entscheidungen lediglich im Bereich der finanziellen Bildung, d.h. in einer engeren Teilfacette allgemeiner ökonomischer Bildung, zur Erklärung der Varianz beiträgt (vgl. Bucher-Koenen et al., 2021; Fonseca & Lord, 2019). In diesem Zusammenhang ist eine erste Limitation des vorliegenden Beitrags zu erwähnen. Die vorliegende Erhebung des finanziellen Selbstvertrauens erfolgte nicht durch ein explizites Maß („finanzielle Autonomie“), so dass auch diese Art der Messung eine valide Identifikation von finanziellem Selbstvertrauen als erklärende Variable erschwert. Ähnlich kann auch für die Einstellung gegenüber Geld argumentiert werden. Trotz angemessener Konstruktvalidität ist nicht auszuschließen, dass andere Einstellungsfacetten einen Erklärungsbeitrag geleistet hätten (vgl. Barry & Breuer, 2012).

Eine wesentliche weitere Restriktion der Erhebung ist das Fehlen elternspezifischer Variablen. Sowohl der berufliche Hintergrund als auch die Erwerbsbeteiligung einzelner Elternteile könnten auf „Geschlechter-Arrangements“ innerhalb der Haushalte hindeuten, die einen Gender Gap begünstigen. Auch stereotypische Einstellungen unter Jugendlichen sowie informelle Lerngelegenheiten haben zumindest in Subdomänen ökonomischer Kompetenz zur Erklärung der Unterschiede beigetragen (Driva et al., 2016; Rudeloff et al., 2019). Zukünftige Erhebungen zu ökonomischen Kompetenzen könnten die Erwerbsbeteiligung der Eltern erheben, wie dies beispielsweise in der Studie von Bottazzi und Lusardi (2020) bereits mit Bezug auf die finanzielle Bildung umgesetzt wurde.

Da bisherige Evaluationen des neuen Schulfachs WBS keine Reduktion des Gendergaps durch das neue Schulfach feststellten (Kaiser & Oberrauch, 2021; Oberrauch & Seeber, 2021), stellt sich aus unterrichtspraktischer Sicht die Frage, wie geschlechtsspezifische Unterschiede reduziert und weibliche Lernende gezielt gefördert werden können. Diesem Desiderat kann sich in zukünftigen Untersuchungen durch die Entwicklung von Unterrichtsmaterialien gewidmet werden. Einerseits ist dabei die systematische Entwicklung des Materials in Kooperation von Wissenschaft und Lehrpersonen notwendig (im Sinne eines design-basierten Forschungsprozesses, vgl. Euler et al., 2018). Andererseits ist die systematische Evaluation des entwickelten Materials durch eine randomisierte Kontrollgruppen-Studie unerlässlich (z.B. beispielhaft Gaspard et al., 2015 für den Mathematikunterricht)



## Literatur

- Ackermann, N., & Siegfried, C. (2019). Does a balanced test form regarding selected-response and constructed-response items overcome gender gap in test scores? An analysis of the format-gender relation in the test of economic-civic competence. *Citizenship, Social and Economics Education*, 18(3), 158–176. <https://doi.org/10.1177/2047173419892531>
- Almenberg, J., & Dreber, A. (2015). Gender, stock market participation and financial literacy. *Economics Letters*, 137, 140–142. <https://doi.org/10.1016/J.ECONLET.2015.10.009>
- Anaya, L., & Zamarro, G. (2020). The role of student effort on performance in PISA: Revisiting the gender gap in achievement. *Education Reform Faculty and Graduate Students Publications*. <https://scholarworks.uark.edu/edrepub/116>
- Arellano, A., Cámara, N., & Tuesta, D. (2018). Explaining the Gender Gap in Financial Literacy: The Role of Non-Cognitive Skills. *Economic Notes: Review of Banking, Finance and Monetary Economics*, 47(2–3), 495–518. <https://doi.org/10.1111/ECNO.12113>
- Arnold, I. J. M., & Rowaan, W. (2014). First-Year Study Success in Economics and Econometrics: The Role of Gender, Motivation, and Math Skills. *The Journal of Economic Education*, 45(1), 25–35. <https://doi.org/10.1080/00220485.2014.859957>
- Atkinson, A., & Messy, F.-A. (2012). *Measuring Financial Literacy: Results of the OECD / International Network on Financial Education (INFE) Pilot Study*. <https://doi.org/10.1787/5K9CSFS90FR4-EN>
- Baker, F. B., & Kim, S.-H. (2017). *The Basics of Item Response Theory Using R*. Springer.
- Barry, D., & Breuer, K. (2012). Die Einstellung zu Geld bei Jugendlichen und jungen Erwachsenen – Entwicklung eines Instruments in deutscher Sprache. In *Gesellschaftliche Teilhabe trotz Schulden? VS Verlag für Sozialwissenschaften*, Wiesbaden. [https://doi.org/10.1007/978-3-531-19449-3\\_1](https://doi.org/10.1007/978-3-531-19449-3_1)
- Beck, K. & Krumm, V. (1998). Wirtschaftskundlicher Bildungs-Test (WBT). Handanweisung. Göttingen
- Beck, K., & Wuttke, E. (2004). Eingangsbedingungen von Studienanfängern. Die prognostische Validität wirtschaftskundlichen Wissens für das Vordiplom bei Studierenden der Wirtschaftswissenschaften. *Zeitschrift Für Berufs- Und Wirtschaftspädagogik*, 100(1), 116–124.
- Bottazzi, L., & Lusardi, A. (2020). Stereotypes in financial literacy: Evidence from PISA. *Journal of Corporate Finance*, 71, 101831. <https://doi.org/10.1016/J.JCORPFIN.2020.101831>
- Brückner, S., Zlatkin-Troitschanskaia, O., & Förster, M. (2014). Relevance of adaptation and validation for international comparative research on competencies in higher education—A methodological overview and example from an international comparative project within the KoKoHs research program. In *Competence in higher education and the working environment. National and international approaches for assessing engineering competence. Vocational education and training: Research and practice* (Vol. 12, pp. 133–152).
- Brückner, S., Förster, M., Zlatkin-Troitschanskaia, O., & Walstad, W. B. (2015). Effects of prior economic education, native language, and gender on economic knowledge of first-year students in higher education. A comparative study between Germany and the USA. *Studies in Higher Education*, 40(3), 437–453.
- Bruhn, M., Leão, L. de S., Legovini, A., Marchetti, R., & Zia, B. (2016). The Impact of High School Financial Education: Evidence from a Large-Scale Evaluation in Brazil. *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(4), 256–295. <https://doi.org/10.1257/APP.20150149>

- Bucher-Koenen, T., Alessie, R. J., Lusardi, A., & van Rooij, M. (2021). Fearless Woman: Financial Literacy and Stock Market Participation. *National Bureau of Economic Research*. <https://doi.org/10.3386/W28723>
- Bucher-Koenen, T., Alessie, R., Lusardi George Washington School of Business, A., van Rooij, M., & Alessie, R. J. (2016). *Women, confidence, and financial literacy*.
- Bucher-Koenen, T., & Lusardi, A. (2011). Financial literacy and retirement planning in Germany. *Journal of Pension Economics & Finance*, 10(4), 565–584. <https://doi.org/10.1017/S1474747211000485>
- Bucher-Koenen, T., Lusardi, A., Alessie, R., & van Rooij, M. (2017). How Financially Literate Are Women? An Overview and New Insights. *Journal of Consumer Affairs*, 51(2), 255–283. <https://doi.org/10.1111/JOCA.12121>
- Cameron, M. P., Calderwood, R., Cox, A., Lim, S., & Yamaoka, M. (2014). Factors associated with financial literacy among high school students in New Zealand. *International Review of Economics Education*, 16(PA), 12–21. <https://doi.org/10.1016/J.IREE.2014.07.006>
- Chen, H., & Volpe, R. P. (2002). Gender differences in personal financial literacy among college students. *Financial Services Review*, 11(3), 289–307.
- Davies, P., Mangan, J., & Telhaj, S. (2005). Bold, reckless and adaptable? Explaining gender differences in economic thinking and attitudes. *British Educational Research Journal*, 31(1), 29–48. <https://doi.org/10.1080/0141192052000310010>
- Davies, R. S., Dean, D. L., & Ball, N. (2013). Flipping the classroom and instructional technology integration in a college-level information systems spreadsheet course. *Educational Technology Research and Development*, 61(4), 563–580. <https://doi.org/10.1007/S11423-013-9305-6/TABLES/10>
- DeGÖB Deutsche Gesellschaft für ökonomische Bildung. (2004). *Kompetenzen der ökonomischen Bildung für allgemein bildende Schulen und Bildungsstandards für den mittleren Schulabschluss*.
- Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., & Sunde, U. (2010). Are Risk Aversion and Impatience Related to Cognitive Ability? *American Economic Review*, 100(3), 1238–1260. <https://doi.org/10.1257/AER.100.3.1238>
- Driva, A., Lührmann, M., & Winter, J. (2016). Gender differences and stereotypes in financial literacy: Off to an early start. *Economics Letters*, 146, 143–146. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.07.029>
- Erner, C., Goedde-Menke, M., & Oberste, M. (2016). Financial literacy of high school students: Evidence from Germany. *Journal of Economic Education*, 47(2), 95–105. <https://doi.org/10.1080/00220485.2016.1146102>
- Euler, D., Collenberg, M., & Kühner, P. (2018). Entwicklung ethisch-reflexiver Kompetenzen im Ökonomieunterricht – ein Design-Based Research Projekt. *Zeitschrift Für Berufs- Und Wirtschaftspädagogik*, 114(3), 419–441.
- Falk, A., Becker, A., Dohmen, T. J., Huffman, D., & Sunde, U. (2016). *The Preference Survey Module: A Validated Instrument for Measuring Risk, Time, and Social Preferences*. <https://doi.org/10.2139/SSRN.2725874>
- Filipak, U., & Walle, Y. M. (2015). *The financial literacy gender gap: A question of nature or nurture?* ZBW – Leibniz Information Centre for Economics, Kiel, Hamburg
- Fonseca, R., & Lord, S. (2019). *Canadian Gender Gap in Financial Literacy: Confidence Matters*. ZBW – Leibniz Information Centre for Economics, Kiel, Hamburg

- Fonseca, R., Mullen, K. J., Zamarro, G., & Zissimopoulos, J. (2012). What Explains the Gender Gap in Financial Literacy? The Role of Household Decision Making. *Journal of Consumer Affairs*, 46(1), 90–106. <https://doi.org/10.1111/J.1745-6606.2011.01221.X>
- Förster, M., & Happ, R. (2019). The relationship among gender, interest in economic topics, media use, and the economic knowledge of students at vocational schools. *Citizenship, Social and Economics Education*, 18(3), 143–157. <https://doi.org/10.1177/2047173419892209>
- Förster, M., Happ, R., & Maur, A. (2018). The Relationship Among Gender, Interest in Financial Topics and Understanding of Personal Finance. *Empirische Pädagogik*, 32(3/4), 293–309.
- Forster-Heinzer, S., Rohr-Mentele, S., Zimmermann, C., & Holtsch, D. (2020). Zur Entwicklung des Interesses an Finanz- und Rechnungswesen von Lernenden im Verlauf der kaufmännischen Ausbildung. *Moderner Rechnungswesenunterricht 2020*, 179–206. [https://doi.org/10.1007/978-3-658-31146-9\\_9](https://doi.org/10.1007/978-3-658-31146-9_9)
- Gaspard, H., Dicke, A. L., Flunger, B., Brisson, B. M., Häfner, I., Nagengast, B., & Trautwein, U. (2015). Fostering adolescents' value beliefs for mathematics with a relevance intervention in the classroom. *Developmental Psychology*, 51(9), 1226–1240. <https://doi.org/10.1037/DEV0000028>
- Grohmann, A. (2016). The gender gap in financial literacy: Income, education, and experience offer only partial explanations. *DIW Economic Bulletin*, 6(46/47), 531–537
- Hambleton, R.K. & Swaminathan, H. (1985). Item response theory: principles and applications. Kluwer-Nijhoff Pub.
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2011). The Economics of International Differences in Educational Achievement. *Handbook of the Economics of Education*, 3, 89–200. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53429-3.00002-8>
- Happ, R., Kato, M., & Rüter, I. (2021). Results from the test of economic literacy in Germany and Japan: A critical discussion on the gender effect. *Citizenship, Social and Economics Education*, 20(1), 48–68. <https://doi.org/10.1177/20471734211004117>
- Heath, S. B. (1989). Oral and Literate Traditions Among Black Americans Living in Poverty. *American Psychologist*, 44(2), 367–373. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.44.2.367>
- Heller, K. A., Kratzmeier, H., & Lengfelder, A. (1998). *Matrizen-Test-Manual, Bd. 1. Ein Handbuch zu den Standard Progressive Matrices von J.C. Raven*. Beltz-Testgesellschaft.
- Hill, A. T., & Asarta, C. J. (2016). Gender and Student Achievement in Personal Finance: Evidence from Keys to Financial Success. *International Handbook of Financial Literacy*, 545–567. [https://doi.org/10.1007/978-981-10-0360-8\\_35](https://doi.org/10.1007/978-981-10-0360-8_35)
- Jang, K., Hahn, J., & Park, H. J. (2014). Comparison of financial literacy between Korean and U.S. high school students. *International Review of Economics Education*, 16(PA), 22–38. <https://doi.org/10.1016/J.IREE.2014.07.003>
- Jüttler, M., & Schumann, S. (2019). Is economics a man's business? Exploring the long-term effects of the gender gap in economic competencies at the upper secondary level on students' choice to study economics at university. *Citizenship, Social and Economics Education*, 18(3), 177–197. <https://doi.org/10.1177/2047173419885628>
- Kaiser, T., & Menkhoff, L. (2017). Does Financial Education Impact Financial Literacy and Financial Behavior, and If So, When? *The World Bank Economic Review*, 31(3), 611–630. <https://doi.org/10.1093/WBER/LHX018>

- Kaiser, T., & Menkhoff, L. (2020). Financial education in schools: A meta-analysis of experimental studies. *Economics of Education Review*, 78, 101930. <https://doi.org/10.1016/J.ECONEDUREV.2019.101930>
- Kaiser, T., & Oberrauch, L. (2021). Economic education at the expense of indoctrination? Evidence from Germany. ZBW – Leibniz Information Centre for Economics, Kiel, Hamburg
- Kaiser, T., Oberrauch, L., & Seeber, G. (2020). Measuring economic competence of secondary school students in Germany. *Journal of Economic Education*, 51(3–4), 227–242. [https://doi.org/10.1080/00220485.2020.1804504/SUPPL\\_FILE/VECE\\_A\\_1804504\\_SM7627.PDF](https://doi.org/10.1080/00220485.2020.1804504/SUPPL_FILE/VECE_A_1804504_SM7627.PDF)
- Ke, D. (2018). Cross-Country Differences in Household Stock Market Participation: The Role of Gender Norms. *AEA Papers and Proceedings*, 108, 159–162. <https://doi.org/10.1257/PANDP.20181097>
- Koenker, R., & Bassett, G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46(1), 33–50. <https://doi.org/10.2307/1913643>
- Krapp, A. (1992). Interesse, Lernen und Leistung. Neue Forschungsansätze in der Pädagogischen Psychologie. *Zeitschrift Für Pädagogik* 38 (1992) 5, S. 747-770, 38(5), 747–770. <https://doi.org/10.25656/01:13977>
- Krapp, A., & Prenzel, M. (2011). Research on Interest in Science: Theories, methods, and findings. *International Journal of Science Education*, 33(1), 27–50. <https://doi.org/10.1080/09500693.2010.518645>
- Lührmann, M., Serra-Garcia M. & Winter, J. (2015). Teaching teenagers in finance: does it work? *Journal of Banking and Finance* 54, 160-74.
- Lusardi, A., Michaud, P. C., & Mitchell, O. S. (2017). Optimal financial knowledge and wealth inequality. *Journal of Political Economy*, 125(2), 431–477.
- Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2008). Planning and Financial Literacy: How Do Women Fare? *American Economic Review*, 98(2), 413–417. <https://doi.org/10.1257/AER.98.2.413>
- Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2014). The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence. *Journal of Economic Literature*, 52(1), 5–44. <https://doi.org/10.1257/JEL.52.1.5>
- Lusardi, A., Mitchell, O. S., & Curto, V. (2010). Financial Literacy among the Young. *Journal of Consumer Affairs*, 44(2), 358–380. <https://doi.org/10.1111/J.1745-6606.2010.01173.X>
- MacKinnon, D. P. (2008). *Introduction to Statistical Mediation Analysis*. Taylor & Francis Group.
- Marsman, M., Maris, G., Bechger, T., & Glas, C. (2016). What can we learn from Plausible Values? *Psychometrika*, 81(2), 274–289. <https://doi.org/10.1007/S11336-016-9497-X/TABLES/3>
- Noom, M. J., Deković, M., & Meeus, W. (2001). Conceptual Analysis and Measurement of Adolescent Autonomy. *Journal of Youth and Adolescence* 2001 30:5, 30(5), 577–595. <https://doi.org/10.1023/A:1010400721676>
- Oberrauch, L., & Kaiser, T. (2020). Economic competence in early secondary school: Evidence from a large-scale assessment in Germany. *International Review of Economics Education*, 35, 100172. <https://doi.org/10.1016/J.IREE.2019.100172>
- Oberrauch, L., & Seeber, G. (2021). The impact of mandatory economic education on adolescents' attitudes. *Education Economics*. <https://doi.org/10.1080/09645292.2021.1967294>
- OECD (2013). Gender and Socio Economic Disparities in Students' Engagement, Drive and Self-Beliefs. In: *Ready To Learn: Students' Engagement, Drive And Self-Beliefs – Volume III*, OECD Publishing, Paris.

- OECD (2020). PISA 2018 Results (Volume IV): Are Students Smart about Money? PISA, OECD Publishing, Paris,
- Robson, J., & Peetz, J. (2020). Gender differences in financial knowledge, attitudes, and behaviors: Accounting for socioeconomic disparities and psychological traits. *Journal of Consumer Affairs*, 54(3), 813–835. <https://doi.org/10.1111/JOCA.12304>
- Rudeloff, M., Brahm, T., & Pumptow, M. (2019). Does gender matter for the use of learning opportunities? Potential explanation for the gender gap in financial literacy: *Citizenship, Social and Economics Education*, 18(3), 128–142. <https://doi.org/10.1177/2047173419892208>
- Schumann, S., & Eberle, F. (2010). Der Einfluss instruktionaler Unterstützung durch die Lehrperson auf die Entwicklung der Lernmotivation im problemorientierten und im traditionellen Unterricht. *Unterrichtswissenschaft*, 38(2), 134–151.
- Schumann, S., & Eberle, F. (2014). Ökonomische Kompetenzen von Lernenden am Ende der Sekundarstufe II. *Zeitschrift Für Erziehungswissenschaft*, 17(1), 103–126. <https://doi.org/10.1007/S11618-013-0459-0>
- Schütz, G., Ursprung, H. W., & Wößmann, L. (2008). Education Policy and Equality of Opportunity. *Kyklos*, 61(2), 279–308. <https://doi.org/10.1111/J.1467-6435.2008.00402.X>
- Seeber, G., Retzman, T., Remmele, B., & Jongebloed, H.-C. (2012). *Bildungsstandards der ökonomischen Allgemeinbildung. Kompetenzmodell, Aufgaben, Handlungsempfehlungen*. Schwalbach/Ts.: Wochenschau Verlag.
- Siegfried, C., & Wuttke, E. (2016). How can Prospective Teachers Improve their Economic Copetence? *Zeitschrift Für Ökonomische Bildung*, 4, 65–86. <http://www.bildungsplaene->
- Siegfried, C., & Wuttke, E. (2019). Are multiple-choice items unfair? And if so, for whom? *Citizenship, Social and Economics Education*, 18(3), 198–217. <https://doi.org/10.1177/2047173419892525>
- Siegfried, C., & Wuttke, E. (2021). Development of economic competence of students at general grammar schools through a non-formal opportunity to learn with experts. *Citizenship, Social and Economics Education*, 20(2), 122–142. <https://doi.org/10.1177/20471734211036462>
- Soper, J. C. (1979). *Test of Economic Literacy: Discussion Guide and Rationale*. Joint Council on Economic Education, 1212 Avenue of the Americas, New York, New York 10036 (\$2.75).
- Soper, J. C., & Walstad, W. B. (1983). On measuring economic attitudes. *Journal of Economic Education*, 14(4), 4–17. <https://doi.org/10.1080/00220485.1983.10845031>
- Tinghög, G., Ahmed, A., Barrafreem, K., Lind, T., Skagerlund, K., & Västfjäll, D. (2021). Gender differences in financial literacy: The role of stereotype threat. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 192, 405–416. <https://doi.org/10.1016/J.JEBO.2021.10.015>
- Tingley, D., Yamamoto, T., Hirose, K., Keele, L., & Imai, K. (2014). Mediation: R Package for Causal Mediation Analysis. *Journal of Statistical Software*, 59(5).
- van Rooij, M. C. J., Lusardi, A., & Alessie, R. J. M. (2011). Financial literacy and retirement planning in the Netherlands. *Journal of Economic Psychology*, 32(4), 593–608. <https://doi.org/10.1016/J.JOEP.2011.02.004>
- Walstad, W. B. (2013). Economic Understanding in US High School Courses. *American Economic Review*, 103(3), 659–663. <https://doi.org/10.1257/AER.103.3.659>

- Walstad, W. B., & Rebeck, K. (2001). Teacher and student economic understanding in transition economies. *Journal of Economic Education*, 32(1), 58–67. <https://doi.org/10.1080/00220480109595171>
- Walstad, W. B., Rebeck, K., & MacDonald, R. A. (2010). The Effects of Financial Education on the Financial Knowledge of High School Students. *Journal of Consumer Affairs*, 44(2), 336–357. <https://doi.org/10.1111/J.1745-6606.2010.01172.X>
- Walstad, W. B., & Robson, D. (1997). Differential Item Functioning and Male-Female Differences on Multiple-Choice Tests in Economics. *The Journal of Economic Education*, 28(2), 155–171. <https://doi.org/10.1080/00220489709595917>
- Walstad, W. B., & Soper, J. C. (1989). What is high school economics? Factors contributing to student achievement and attitudes. *Journal of Economic Education*, 20(1), 23–38. <https://doi.org/10.1080/00220485.1989.10844609>
- Watts, M. (1987). Student Gender and School District Differences Affecting the Stock and Flow of Economic Knowledge. *The Review of Economics and Statistics*, 69(3), 561. <https://doi.org/10.2307/1925550>
- Wise, S. L., & Kong, X. (2005). Response Time Effort: A New Measure of Examinee Motivation in Computer-Based Tests. *Applied Measurement in Education*, 18(2), 163–183. [https://doi.org/10.1207/S15324818AME1802\\_2](https://doi.org/10.1207/S15324818AME1802_2)
- Wise, S. L., & Ma, L. (2012). *Setting Response Time Thresholds for a CAT Item Pool: The Normative Threshold Method*. <https://www.researchgate.net/publication/265407579>
- Yamauchi, K. T., & Templer, D. I. (1982). The Development of a Money Attitude Scale. *Journal of Personality Assessment*, 46(5), 522–528. [https://doi.org/10.1207/S15327752JPA4605\\_14](https://doi.org/10.1207/S15327752JPA4605_14)

## **Anhang**

**(Online-Anhang nicht zur Veröffentlichung in gedruckter Form vorgesehen)**

**zur Begleitung von**

**„Ökonomische Kompetenz und Geschlecht:  
Ausmaß und Ursachen des Gender Gaps“**

**Tabelle A1: Psychometrische Eigenschaften der Kompetenzitems**

Itemnr.	N	CTT		IRT	
		Häufigkeit	$r_{it}$	$\hat{\alpha}$ [SE]	$\hat{\sigma}$ [SE]
1	1165	0,820	0,359	1,354 [0,074]	-1,393 [0,063]
2	1145	0,810	0,400	1,612 [0,091]	-1,253 [0,055]
3	1282	0,731	0,257	0,736 [0,044]	-1,496 [0,089]
4	1172	0,777	0,284	0,864 [0,048]	-1,624 [0,086]
5	1154	0,788	0,334	1,196 [0,067]	-1,287 [0,066]
6	1169	0,788	0,306	1,028 [0,057]	-1,479 [0,075]
7	1119	0,530	0,547	1,989 [0,121]	-0,043 [0,039]
8	1203	0,716	0,437	1,569 [0,091]	-0,845 [0,048]
9	1190	0,705	0,308	0,980 [0,062]	-1,002 [0,070]
10	1190	0,790	0,376	1,304 [0,072]	-1,298 [0,061]
11	1150	0,567	0,359	0,917 [0,072]	-0,403 [0,071]
12	1162	0,784	0,468	2,072 [0,121]	-0,981 [0,043]
13	1142	0,719	0,416	1,303 [0,079]	-0,891 [0,057]
14	1209	0,648	0,387	1,126 [0,073]	-0,688 [0,060]
15	1167	0,506	0,366	0,859 [0,072]	-0,060 [0,074]
16	1200	0,607	0,354	0,983 [0,071]	-0,523 [0,066]
17	1147	0,515	0,474	1,340 [0,089]	0,027 [0,052]
18	1165	0,456	0,416	1,039 [0,076]	0,230 [0,063]
19	1152	0,536	0,412	1,154 [0,083]	-0,076 [0,058]
20	1191	0,506	0,449	1,338 [0,088]	0,005 [0,050]
21	1200	0,500	0,367	0,942 [0,074]	0,006 [0,067]
22	1193	0,604	0,399	1,108 [0,077]	-0,428 [0,060]
23	1175	0,445	0,451	1,341 [0,087]	0,327 [0,051]
24	1218	0,389	0,372	0,894 [0,066]	0,566 [0,071]
25	1172	0,411	0,407	1,063 [0,075]	0,407 [0,062]
26	1015	0,446	0,411	1,017 [0,081]	0,329 [0,068]
27	1147	0,391	0,319	0,729 [0,060]	0,738 [0,088]
28	1206	0,232	0,330	0,999 [0,055]	1,462 [0,074]
29	1180	0,263	0,074	0,162 [0,010]	6,600 [0,414]
30	934	0,366	0,371	1,034 [0,079]	0,780 [0,073]
31	1021	0,283	0,42	1,005 [0,064]	1,298 [0,077]

*Hinweise:* Diese Tabelle zeigt Parameterschätzungen und Standardfehler für das in Gleichung (1) spezifizierte IRT-Modell sowie Indikatoren der Klassischen Testtheorie (CTT). Häufigkeit bezeichnet die relative Lösungshäufigkeit für das jeweilige Item.  $r_{it}$  gibt die korrigierten Itemkorrelationen an, d. h. die punktbiseriale Korrelation zwischen der Itemantwort und der Summe aller richtigen Antworten.  $\alpha$  bezeichnet den Diskriminationsparameter gemäß Gleichung (1).  $\sigma$  bezeichnet den Schwierigkeitsparameter.



**Tabelle A2: Reliabilität der Verhaltens- und Einstellungsskalen und -items**

Variable	Alpha	Inter-Item-Korrelation	Item-Total-Korrelation	Mittelwert	Standardabw.
<b>Wirtschaftsinteresse (<math>\alpha=0,913</math>)</b>					
Ich lese gerne etwas über Wirtschaft.	0,905	0,462	0,719	2,655	1,052
Ich verstehe wirtschaftliche Zusammenhänge leicht.	0,911	0,481	0,563	3,313	0,867
Ich finde Wirtschaftsthemen langweilig.	0,904	0,459	0,741	3,499	1,011
Ich interessiere mich für Wirtschaft.	0,899	0,447	0,837	3,209	1,036
Ich kann bei Wirtschaftsthemen nicht mitreden.	0,912	0,482	0,561	3,532	0,973
Ich unterhalte mich gerne über Wirtschaftsthemen.	0,901	0,452	0,8	2,884	1,058
Ich langweile mich in Unterhaltungen über Wirtschaft.	0,906	0,465	0,694	3,534	0,987
Ich bringe Gespräche gerne auf das Thema Wirtschaft.	0,906	0,466	0,687	2,34	1,013
Ich verfolge Wirtschaftsnachrichten.	0,908	0,471	0,647	2,65	1,073
Ich wünschte, ich müsste kein Wirtschaft lernen.	0,907	0,468	0,673	3,843	1,096
Ich lerne viel Interessantes, wenn Wirtschaftsthemen behandelt werden	0,906	0,465	0,693	3,323	0,944
Ich finde es wichtig, gute Wirtschaftskennntnisse zu haben.	0,91	0,478	0,591	3,841	0,87
<b>Einstellungen zu Geld (<math>\alpha=0,808</math>)</b>					
Geld ist wichtig.	0,74	0,489	0,757	4,147	0,864
Geld ist ein wichtiger Faktor im Leben von uns allen.	0,781	0,548	0,655	4,309	0,819
Geld ist wertvoll.	0,78	0,553	0,647	3,939	1,03
Geld hat für mich einen sehr hohen Wert.	0,732	0,488	0,756	3,559	1,063
<b>Finanzplanung (<math>\alpha=0,913</math>)</b>					
Ich teile mein Geld sehr gut ein.	0,76	0,31	0,808	3,717	1,028
Ich gehe mit meinem Geld sehr sorgfältig um.	0,763	0,313	0,791	3,829	1,014
Ich bin stolz auf meine Fähigkeit, Geld zu sparen.	0,766	0,32	0,747	3,606	1,15
Ich behalte den Überblick über mein Geld.	0,785	0,342	0,617	4,024	0,994
Ich lege regelmäßig Geld für die Zukunft zur Seite.	0,787	0,344	0,602	3,494	1,264
Ich gebe oft Geld aus, obwohl ich es gar nicht geplant hatte.	0,796	0,354	0,551	3,319	1,214
Ich muss mir manchmal Geld von anderen leihen, um über die Runden zu kommen.	0,819	0,403	0,295	4,615	0,783
Ich führe regelmäßig Buch über meine Ein- und Ausgaben.	0,824	0,399	0,315	1,784	1,153
<b>Finanzielle Autonomie</b>					
<i>Emotional (<math>\alpha=0,676</math>)</i>					
Ich möchte gerne mitentscheiden, wenn in meiner Familie teure Neuan-					
schaffungen getätigt werden	0,651	0,318	0,455	3,247	1,075
Normalerweise sehe ich es kritisch, wie meine Freunde mit Geld umge-					
hen.	0,676	0,346	0,374	2,546	1,008
Zuhause plane ich die Ausgaben mit.	0,578	0,254	0,67	2,368	0,987
Ich versuche meine Eltern in finanziellen Angelegenheiten zu beraten	0,577	0,256	0,664	2,35	1,109
Ich fühle mich Gesprächen mit meinen Eltern über Geld gewachsen.	0,64	0,308	0,487	3,28	1,123
<i>Funktional (<math>\alpha=0,698</math>)</i>					
Ich versuche Geld für die Dinge zu sparen, die ich wirklich mag.	0,633	0,305	0,603	3,987	0,943
Ich mag es, über Preise zu verhandeln, wenn ich etwas kaufe.	0,712	0,385	0,367	2,873	1,106
Zuhause empfehle ich, Geld für Notfälle zur Seite zu legen	0,641	0,316	0,563	3,541	1,118
Ich halte Ausschau nach Angeboten und Vergünstigungen.	0,64	0,314	0,568	3,741	0,99
Ich bin bereit, heute auf etwas zu verzichten, um später etwas Wichti-					
ges kaufen zu können.	0,613	0,288	0,665	3,852	1,012
<i>Reflexiv (<math>\alpha=0,729</math>)</i>					
Ich denke gerne gründlich nach, bevor ich mich dazu entscheide, etwas					
zu kaufen.	0,667	0,335	0,633	3,574	0,982
Ich vergleiche gerne Preise, bevor ich etwas kaufe.	0,658	0,326	0,661	3,731	1,016
Ich stelle sicher, dass ich gut über Garantiezeiten informiert bin.	0,656	0,325	0,643	2,852	1,004
Ich versuche, immer Informationen über die Qualität eines Produktes					
zu bekommen.	0,66	0,328	0,637	3,539	1,023
Ich verfolge Meldungen über die Wirtschaft, da sie unter Umständen					
meine Familie betreffen könnten.	0,759	0,44	0,342	2,594	1,035

*Hinweis:* Diese Tabelle zeigt Maße für die interne Konsistenz anhand von Cronbachs Alpha und Inter-Item-Korrelationen sowie Item-Total-Korrelationen. Spalten (5) und (6) zeigen Gesamtmittelwerte und Standardabweichungen.

**Tabelle A3: Multi-Item-Skalen**

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>Wirtschaftsinteresse</b>						
Ich lese gerne etwas über Wirtschaft.	0,724					
Ich verstehe wirtschaftliche Zusammenhänge leicht.	0,577					
Ich finde Wirtschaftsthemen langweilig.	0,769					
Ich interessiere mich für Wirtschaft.	0,834					
Ich kann bei Wirtschaftsthemen nicht mitreden.	0,608					
Ich unterhalte mich gerne über Wirtschaftsthemen.	0,782					
Ich langweile mich in Unterhaltungen über Wirtschaft.	0,726					
Ich bringe Gespräche gerne auf das Thema Wirtschaft.	0,687					
Ich verfolge Wirtschaftsnachrichten.	0,651					
Ich wünschte, ich müsste kein Wirtschaft lernen.	0,718					
Ich lerne viel Interessantes, wenn Wirtschaftsthemen behandelt werden	0,722					
Ich finde es wichtig, gute Wirtschaftskenntnisse zu haben.	0,613					
<b>Einstellungen zu Geld</b>						
Geld ist wichtig.		0,824				
Geld ist ein wichtiger Faktor im Leben von uns allen.		0,759				
Geld ist wertvoll.		0,762				
Geld hat für mich einen sehr hohen Wert.		0,826				
<b>Finanzplanung</b>						
Ich teile mein Geld sehr gut ein.			0,814			
Ich gehe mit meinem Geld sehr sorgfältig um.			0,813			
Ich bin stolz auf meine Fähigkeit, Geld zu sparen.			0,769			
Ich behalte den Überblick über mein Geld.			0,648			
Ich lege regelmäßig Geld für die Zukunft zur Seite.			0,643			
Ich gebe oft Geld aus, obwohl ich es gar nicht geplant hatte.			0,624			
Ich muss mir manchmal Geld von anderen leihen, um über die Runden zu kommen.			0,35			
Ich führe regelmäßig Buch über meine Ein- und Ausgaben.			0,351		0,319	
<b>Finanzielle Autonomie (Emotional)</b>						
Ich möchte gerne mitentscheiden, wenn in meiner Familie teure Neuanschaffungen getätigt werden				0,351	0,518	
Normalerweise sehe ich es kritisch, wie meine Freunde mit Geld umgehen.					0,444	
Zuhause plane ich die Ausgaben mit.					0,741	
Ich versuche meine Eltern in finanziellen Angelegenheiten zu beraten					0,743	
Ich fühle mich Gesprächen mit meinen Eltern über Geld gewachsen.					0,533	
<b>Finanzielle Autonomie (Funktional)</b>						
Ich versuche Geld für die Dinge zu sparen, die ich wirklich mag.			0,303	0,598		
Ich mag es, über Preise zu verhandeln, wenn ich etwas kaufe.				0,323	0,323	0,337
Zuhause empfehle ich, Geld für Notfälle zur Seite zu legen				0,449	0,376	
Ich halte Ausschau nach Angeboten und Vergünstigungen.				0,664		
Ich bin bereit, heute auf etwas zu verzichten, um später etwas wichtiges kaufen zu können.			0,306	0,605		
<b>Finanzielle Autonomie (Reflexiv)</b>						
Ich denke gerne gründlich nach, bevor ich mich dazu entscheide, etwas zu kaufen.			0,357	0,646		
Ich vergleiche gerne Preise, bevor ich etwas kaufe.				0,729		
Ich stelle sicher, dass ich gut über Garantiezeiten informiert bin.				0,415		0,595
Ich versuche, immer Informationen über die Qualität eines Produktes zu bekommen.				0,626		0,331
Ich verfolge Meldungen über die Wirtschaft, da sie unter Umständen meine Familie betreffen könnten.					0,317	0,562

Notes: Diese Tabelle zeigt die Faktorladungen aus einer Hauptkomponentenanalyse mit Varimax-Faktorrotation basierend auf sechs verschiedenen Faktoren. Fehlende Werte werden durch ein PCA-Modell mit dem R-Paket missMDA mehrfach imputiert (Husson und Josse 2016).

**Tabelle A4: Bivariate Korrelationen**

Variablen	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
(1) Männlich	-													
(2) Alter	0.05	-												
(3) Fremdsprache	-0.07*	0.16***	-											
(4) <25 Bücher	0.01	0.07*	0.25***	-										
(5) Mathematische F.	0.18***	-0.09***	-0.19***	-0.13***	-									
(6) Lesefähigkeit	-0.06*	-0.09**	-0.06*	-0.09**	0.09***	-								
(7) Kognitive Fähigk.	-0.02	-0.14***	-0.20***	-0.20***	0.23***	0.03	-							
(8) Anstrengung	-0.10***	-0.08**	-0.15***	-0.14***	0.05	0.05	0.31***	-						
(9) Risikoaversion	-0.05	0.03	-0.07*	-0.03	0.08**	-0.01	0.03	-0.02	-					
(10) Interesse	0.21***	0.02	0.00	-0.15***	0.14***	0.19***	0.05	0.06*	-0.09**	-				
(11) Einstellung Geld	0.07**	-0.02	0.05	0.08**	-0.07*	0.11***	-0.07*	-0.05	-0.03	0.00	-			
(12) Finanzplanung	-0.02	-0.07*	-0.07*	-0.03	0.18***	0.11***	0.06*	0.03	0.15***	-0.00	-0.00	-		
(13) Finanzielle Aut.	0.02	0.02	0.01	-0.08**	0.15***	0.15***	0.11***	0.12***	0.00	0.23***	0.05	0.27***	-	
(14) Wirtschaftskomp.	0.13***	-0.13***	-0.35***	-0.31***	0.35***	0.18***	0.39***	0.29***	0.10***	0.25***	-0.04	0.10***	0.22***	-

Die Tabelle zeigt bivariate Korrelationen (Pearson's r) zwischen sämtlichen in der Analyse eingesetzten Variablen. \* p<0,01, \*\*p<0,05, \*\*\*p<0,01

**Tabelle A5: Stichprobenproportionen**

Schulart	Urbanisierung	Stratum	Stichprobe		Grundgesamtheit		Differenz (%)
			Lernende	Prozent	Lernende	Prozent	
Gymnasium (GYM)	hoch	1	202	15,7	13629	16,8	-1,1
	mittel	2	194	15,1	8828	10,9	4,2
	niedrig	3	189	14,7	8719	10,7	3,9
Realschule (RS)	hoch	4	170	13,2	11468	14,1	-0,9
	mittel	5	88	6,8	8329	10,2	-3,4
	niedrig	6	111	8,6	10826	13,3	-4,7
Gemeinschaftsschule (GMS)	hoch	7	61	4,7	2854	3,5	1,2
	mittel	8	75	5,8	3185	3,9	1,9
	niedrig	9	48	3,7	2837	3,5	0,2
Werkrealschule (WS)	hoch	10	23	1,8	2063	2,5	-0,8
	mittel	11	79	6,1	4444	5,5	0,7
	niedrig	12	49	3,8	4147	5,1	-1,3

**Abbildung A1: Scree-Test**

