

LE INDAGINI INTERNAZIONALI OCSE E IEA DEL 2015

Contributi di approfondimento

a cura di
Laura Palmerio ed Elisa Caponera

FrancoAngeli
OPEN  ACCESS

pon
2014-2020

ISBN 9788891794789


INVALSI

INVALSI PER LA RICERCA
STUDI E RICERCHE



INVALSI PER LA RICERCA

La collana Open Access INVALSI PER LA RICERCA si pone come obiettivo la diffusione degli esiti delle attività di ricerca promosse dall'Istituto, favorendo lo scambio di esperienze e conoscenze con il mondo accademico e scolastico.

La collana è articolata in due sezioni: "Studi e ricerche", i cui contributi sono sottoposti a revisione in doppio cieco, e "Percorsi e strumenti", di taglio più divulgativo o di approfondimento, sottoposta a singolo referaggio.

Direzione: Anna Maria Ajello

Comitato scientifico:

- Tommaso Agasisti (Politecnico di Milano);
- Cinzia Angelini (Università Roma Tre);
- Giorgio Asquini (Sapienza Università di Roma);
- Carlo Barone (Istituto di Studi politici di Parigi);
- Maria Giuseppina Bartolini (Università di Modena e Reggio Emilia);
- Giorgio Bolondi (Libera Università di Bolzano);
- Francesca Borgonovi (OCSE•PISA, Parigi);
- Roberta Cardarelo (Università di Modena e Reggio Emilia);
- Lerida Cisotto (Università di Padova);
- Patrizia Falzetti (INVALSI);
- Martina Irsara (Libera Università di Bolzano);
- Paolo Landri (CNR);
- Bruno Losito (Università Roma Tre);
- Annamaria Lusardi (George Washington University School of Business, USA);
- Stefania Mignani (Università di Bologna);
- Marcella Milana (Università di Verona);
- Paola Monari (Università di Bologna);
- Maria Gabriella Ottaviani (Sapienza Università di Roma);
- Laura Palmerio (INVALSI);
- Mauro Palumbo (Università di Genova);
- Emmanuele Pavolini (Università di Macerata);
- Donatella Poliandri (INVALSI);
- Roberto Ricci (INVALSI);
- Arduino Salatin (Istituto Universitario Salesiano di Venezia);
- Jaap Scheerens (Università di Twente, Paesi Bassi);
- Paolo Sestito (Banca d'Italia);
- Nicoletta Stame (Sapienza Università di Roma);
- Roberto Trincherò (Università di Torino);
- Matteo Viale (Università di Bologna);
- Assunta Viteritti (Sapienza Università di Roma);
- Alberto Zuliani (Sapienza Università di Roma).

Comitato editoriale:

Paola Bischetti; Ughetta Favazzi; Simona Incerto; Rita Marzoli (coordinatrice); Veronica Riccardi.



Il presente volume è pubblicato in open access, ossia il file dell'intero lavoro è liberamente scaricabile dalla piattaforma **FrancoAngeli Open Access** (<http://bit.ly/francoangeli-oa>).

FrancoAngeli Open Access è la piattaforma per pubblicare articoli e monografie, rispettando gli standard etici e qualitativi e la messa a disposizione dei contenuti ad accesso aperto. Oltre a garantire il deposito nei maggiori archivi e repository internazionali OA, la sua integrazione con tutto il ricco catalogo di riviste e collane FrancoAngeli massimizza la visibilità, favorisce facilità di ricerca per l'utente e possibilità di impatto per l'autore.

Per saperne di più:

http://www.francoangeli.it/come_publicare/publicare_19.asp

I lettori che desiderano informarsi sui libri e le riviste da noi pubblicati possono consultare il nostro sito Internet: www.francoangeli.it e iscriversi nella home page al servizio "Informatemi" per ricevere via e-mail le segnalazioni delle novità.

LE INDAGINI INTERNAZIONALI OCSE E IEA DEL 2015

Contributi di approfondimento

a cura di
Laura Palmerio ed Elisa Caponera



FrancoAngeli
OPEN  ACCESS

Le opinioni espresse nei lavori sono riconducibili esclusivamente agli autori e non impegnano in alcun modo l'Istituto. Nel citare i contributi contenuti nel volume non è, pertanto, corretto attribuirne le argomentazioni all'INVALSI o ai suoi vertici.

Grafica di copertina: Alessandro Petrini

Copyright © 2019 by FrancoAngeli s.r.l., Milano, Italy & INVALSI – Istituto Nazionale per la Valutazione del Sistema educativo di Istruzione e di formazione.

L'opera, comprese tutte le sue parti, è tutelata dalla legge sul diritto d'autore ed è pubblicata in versione digitale con licenza *Creative Commons Attribuzione-Non Commerciale-Non opere derivate 4.0 Internazionale* (CC-BY-NC-ND 4.0)

L'Utente nel momento in cui effettua il download dell'opera accetta tutte le condizioni della licenza d'uso dell'opera previste e comunicate sul sito

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.it>

ISBN 9788891794789

Indice

Prefazione, di *Anna Maria Ajello* pag. 7

Introduzione, di *Elisa Caponera, Laura Palmerio* » 9

Parte prima

Caratteristiche e comportamenti degli studenti nell'apprendimento della matematica in TIMSS 2015 e TIMSS Advanced 2015

1. I compiti a casa e l'apprendimento della matematica: un approccio multilivello a partire dai dati dell'indagine TIMSS 2015, di *Andrea Bendinelli, Patrizia Giannantoni, Giuseppina Le Rose* » 15
2. Student self-beliefs and achievement in mathematics using TIMSS Advanced, di *Laura Palmerio, Elisa Caponera* » 37

Parte seconda

Cultura e contesti in PISA 2015

3. Are there immigrant-gender gaps in education? An empirical investigation based on PISA data from Italy, di *Tindara Addabbo, Maddalena Davoli, Marina Murat* » 57
4. Placing literacy in cultural contexts: to what extent do sub-national differences in OECD PISA literacy scores reflect cultural heterogeneity in cognition and motivation?, di *Marco Spampinato* » 87

5. L'OCSE PISA secondo Google: un'analisi sulle notizie offerte online,
di *Brunella Fiore, Donatella Poliandri* pag. 129

Parte terza
***Financial literacy*: fattori di contesto
e competenze correlate**

6. Cicale o formiche? L'effetto della famiglia sui percorsi di socializzazione economica dei quindicenni,
di *Carlo Di Chiacchio, Sabrina Greco, Emanuela E. Rinaldi* » 163
7. L'effetto dell'esperienza in ambito finanziario sulla *financial literacy* degli studenti dei Paesi OECD,
di *Sergio Longobardi, Margherita M. Pagliuca, Andrea Regoli* » 181
- Sommari** » 207
- Gli autori** » 219

Prefazione

di Anna Maria Ajello

Sono qui presentati alcuni studi che approfondiscono temi sulla base di dati provenienti dalle ricerche condotte in ambito internazionale, OCSE PISA e IEA TIMSS/TIMSS Advanced.

Come si sa, l'INVALSI è il centro nazionale che svolge le principali indagini comparative condotte in ambito educativo dalle organizzazioni cui l'Italia aderisce; queste attività costituiscono una risorsa fondamentale che consente di connettere le rilevazioni nazionali e internazionali e di mettere in luce ulteriori elementi che derivano da questi confronti. Occorre qui sottolineare come il quadro dei risultati degli studenti italiani che ci offrono le indagini internazionali è coerente con quello che emerge dalle prove nazionali condotte dall'INVALSI, confermando di fatto l'elevata qualità di queste ultime, la cui importanza è legata sia al fatto di fornire a tutte le scuole un termine di paragone comune, sia alla possibilità di arricchire le informazioni attraverso dati sulla propria specifica situazione.

L'attendibilità dei dati prodotti da INVALSI, riconosciuta anche in sede internazionale, poiché sono rispettati tutti gli standard di qualità, consente la loro diffusione come data base di riferimento per università ed enti di ricerca, di cui valersi per ulteriori elaborazioni.

È questa un'altra funzione svolta da INVALSI nel solco del più generale investimento per la costruzione della cultura della valutazione che l'Istituto conduce mediante le relazioni con i componenti della comunità scientifica nazionale e internazionale.

In questo senso, i dati delle indagini internazionali rappresentano un patrimonio per il nostro Paese e sono a disposizione di tutti, in primo luogo dell'intera comunità scientifica, ma anche dei vari protagonisti del nostro sistema scolastico. Per favorire il loro pieno utilizzo, l'INVALSI rende disponibile su richiesta l'intera base dei dati, corredata di tutta la necessaria docu-

mentazione per lo svolgimento di analisi secondarie. L'abbondanza dei dati che in tal modo sono messi a disposizione è molto rilevante perché sono dati cognitivi relativi alla performance degli studenti, ma anche questionari di contesto rivolti a studenti, dirigenti scolastici, docenti e genitori. L'insieme di questi dati consente ai ricercatori di diversi ambiti disciplinari di studiare in profondità i nessi tra le variabili che possono avere valenza esplicativa rispetto a fattori – individuali e contestuali – che facilitano o ostacolano le performance degli studenti.

In particolare, negli ultimi decenni, le esperienze delle indagini internazionali OCSE e IEA hanno permesso ai diversi Paesi partecipanti di avere un quadro più preciso dell'efficacia dei propri sistemi di istruzione. Per quanto riguarda l'Italia, i risultati hanno costantemente dimostrato l'effetto dell'indice socio-economico e culturale di provenienza dello studente sul rendimento, che tende ad aumentare con il passaggio ai gradi scolastici superiori, determinando un effetto di segregazione che vede studenti dello stesso livello di background frequentare lo stesso tipo di scuola, a cui si sommano le differenze territoriali che tendono ad aumentare nei gradi di istruzione più elevati.

A livello internazionale, diversi studi negli ultimi anni si sono concentrati sulla comprensione dei fattori di contesto e di processo che possano contribuire a spiegare il rendimento dello studente. Poco numerosi, però, sono gli studi condotti nel nostro Paese a partire da questi dati; e il presente volume nasce proprio dall'idea di raccogliere differenti contributi di ricerca al fine di accrescere e migliorare le conoscenze non solo di chi fa ricerca in campo educativo, ma anche di chi lavora nel sistema scolastico o di chi è chiamato a prendere decisioni politiche in merito. Il volume ha, quindi, lo scopo di promuovere il valore scientifico dei dati rilevati dalle suddette indagini internazionali, sottolineandone le potenzialità sul piano conoscitivo e contribuendo alla divulgazione del lavoro svolto in proposito da studiosi di diversa estrazione disciplinare.

Le varie tematiche affrontate nei diversi contributi riguardano aspetti spesso dibattuti, di solito sulla base di impressioni ed esperienze personali, o di un particolare episodio di cronaca; in questa sede invece, alcune di queste questioni sono proposte sulla base di approfondimenti di ricerca e consentono quindi una riflessione più solida e produttiva anche al fine di proporre dati per il decisore politico, qualora se ne volesse valere.

In sintesi, il volume si presenta come un contributo ricco di spunti e di suggestioni ulteriori per altre attività di ricerca e per nutrire di elementi attendibili la riflessione pubblica su questi temi.

Introduzione

di Elisa Caponera, Laura Palmerio

Questo volume presenta contributi di esperti e analisti in merito ad alcune delle competenze rilevate dalle indagini internazionali OCSE e IEA, svoltesi nel 2015 – i cui risultati principali sono stati presentati nel dicembre 2016 – focalizzando l'attenzione sul rapporto tra risultati e variabili di contesto. Si tratta di contributi che possono essere utili per tutte le persone che lavorano nel mondo della scuola.

L'Italia è uno dei Paesi che da più tempo partecipa a ricerche comparative internazionali della IEA¹ (*International Association for the Evaluation of Educational Achievement*) e dell'OCSE² (OECD – Organizzazione per la cooperazione e lo sviluppo economico), cruciali per capire e confrontare gli andamenti dei diversi sistemi scolastici nazionali. Le indagini internazionali oggetto di questo volume coinvolgono campioni di studenti di quarta primaria, terza secondaria di I grado, seconda secondaria di II grado, quinta secondaria di II grado, offrendo una panoramica degli apprendimenti degli studenti in diversi momenti del percorso scolastico.

Il volume raccoglie sette contributi, alcuni dei quali in lingua inglese, suddivisi in tre parti.

I due contributi della prima parte riguardano la relazione tra l'apprendimento della matematica e le caratteristiche e i comportamenti degli studenti in TIMSS 2015 e TIMSS Advanced 2015. Più nel dettaglio, il primo contributo riguarda la relazione tra i compiti a casa e l'apprendimento della

¹ La IEA è un'associazione internazionale indipendente di enti nazionali di ricerca educativa e di enti governativi di ricerca che si occupano del miglioramento dell'istruzione. L'obiettivo della IEA è fornire informazioni di alta qualità sui risultati del rendimento degli studenti e sui contesti educativi in cui gli stessi raggiungono tali risultati.

² L'OCSE è un'organizzazione internazionale che ha l'obiettivo di sviluppare la crescita economica sostenibile dei Paesi membri.

matematica in studenti del terzo anno della scuola secondaria di I grado e, incrociando i dati di TIMSS 2015 con quelli delle rilevazioni nazionali INVALSI, si propone di approfondire se e in quale misura le performance degli studenti in matematica siano direttamente associate all'impegno fuori la scuola. I risultati dello studio mostrano una relazione fra il tempo dedicato ai compiti a casa e il rendimento profondamente differenziata a seconda che si tengano sotto controllo le risorse possedute dallo studente a casa e/o il livello di preparazione in ingresso.

Il secondo contributo riguarda la relazione tra le convinzioni degli studenti e il rendimento in matematica in quinta secondaria di II grado, utilizzando i dati di TIMSS Advanced e quelli derivanti da un questionario nazionale costruito *ad hoc*, contenente domande riguardanti l'auto-efficacia e l'ansia percepita dagli studenti nei confronti della matematica. I risultati hanno evidenziato una relazione statisticamente significativa fra tutte le misure relative al sistema di autoregolazione dell'apprendimento, in particolare dell'auto-efficacia, e il rendimento in matematica avanzata.

La seconda parte del volume riguarda la cultura e i contesti in PISA 2015 e raccoglie tre contributi, il primo dei quali si focalizza sul background migratorio e il genere degli studenti quali fattori che influenzano i risultati scolastici, utilizzando i dati italiani di PISA 2015 in lettura, matematica e scienze. Le autrici si focalizzano sull'interazione tra questi due fattori e analizzano le differenze per genere e origine nei risultati scolastici. I risultati evidenziano che il background familiare ha particolare influenza sui risultati delle ragazze immigrate, mentre il differenziale negativo più ampio riguarda i risultati dei ragazzi immigrati relativamente ai nativi in lettura.

Il secondo contributo di questa parte studia l'*item bias* e la sua natura culturale attraverso l'utilizzo dei dati OCSE-PISA 2015, riferiti a gruppi regionali in Italia e Spagna. I risultati hanno messo in risalto una significativa evidenza di *Differential Item Functioning* (DIF), che varia ampiamente – per numerosità, dimensione e direzione – tra gruppi regionali e ambiti di competenza. Nel complesso, l'*item bias* più rilevante è emerso in matematica, tra Campania e Lombardia. Il contributo offre inoltre una discussione sull'importanza dell'uso della valutazione dei *bias* per meglio comprendere l'interazione tra cultura e istruzione.

L'ultimo contributo della seconda parte approfondisce le modalità di diffusione dell'informazione relativa all'indagine OCSE-PISA così come veicolata da uno dei più utilizzati motori di ricerca, ossia Google. Tale studio evidenzia il ruolo importante che i media rivestono ai fini di una corretta informazione perché sovente sono accentuati aspetti polarizzanti le questioni che oscurano invece la necessità di approfondimenti e di critica ragionata.

L'ultima parte del volume comprende due studi relativi alla *financial literacy*, misurata in PISA. Tale ambito riveste un crescente interesse da parte degli studiosi proprio perché la recente e lunga crisi economica ha messo in luce sia la carenza diffusa di questa competenza, sia la necessità di provvedere al più presto a una sua promozione.

Il primo dei due studi analizza la relazione tra comportamento atteso di spesa e competenza finanziaria in adolescenza e il ruolo giocato dalla famiglia sul fronte dell'educazione finanziaria e della socializzazione finanziaria. Sono stati confrontati due gruppi di studenti che hanno dichiarato comportamenti di spesa opposti: quelli che per comprare qualcosa di desiderato risparmiano; quelli che, al contrario, hanno dichiarato di usare il denaro destinato ad altro. I risultati evidenziano che sia l'educazione finanziaria sia lo status socio-economico e culturale della famiglia hanno un effetto diretto sulla competenza finanziaria.

L'ultimo studio utilizza i dati relativi alla *financial literacy* dei quindicenni per valutare mediante un indicatore dicotomico la diffusione delle esperienze finanziarie tra gli adolescenti dei Paesi OCSE. I principali risultati mettono in luce che nella maggioranza dei Paesi l'esperienza finanziaria gioca un ruolo importante nel favorire l'acquisizione delle competenze finanziarie e suggeriscono che programmi educativi basati su approcci esperienziali possono essere dei validi strumenti di *policy* per elevare il livello di alfabetizzazione finanziaria della popolazione.

Nell'ultima parte del volume sono, infine, presentati i sommari di ciascun contributo e brevi biografie degli autori sia in lingua italiana sia in lingua inglese.

Desideriamo cogliere l'opportunità di ringraziare tutti gli autori che hanno contribuito a questo volume e tutti i revisori che hanno messo a disposizione il loro tempo, la loro cultura e la loro esperienza professionale per la rilettura dei manoscritti sottoposti per la pubblicazione.

ISBN 9788891794789

Parte prima

*Caratteristiche e comportamenti degli studenti
nell'apprendimento della matematica
in TIMSS 2015 e TIMSS Advanced 2015*

ISBN 9788891794789

1. I compiti a casa e l'apprendimento della matematica: un approccio multilivello a partire dai dati dell'indagine TIMSS 2015

di Andrea Bendinelli*, Patrizia Giannantoni*, Giuseppina Le Rose*

1. I compiti a casa: una sintesi della letteratura internazionale

I compiti a casa, definiti da Cooper (1989, p. 7) come compiti assegnati dagli insegnanti al di fuori dell'orario scolastico, sono considerati da diversi autori un'attività educativa molto diffusa e importante che coinvolge a diversi livelli, studenti, genitori e insegnanti (Choen e Stevenson, 1989; Cooper, 1989; Dettmers *et al.*, 2011). Nonostante le prime tracce del dibattito sull'utilità dei compiti a casa risalgano al tardo Ottocento (Cooper *et al.*, 2006), la comunità scientifica non concorda sull'importanza, quantità e tipologia di compiti da assegnare a casa. Questo disaccordo in parte può essere collegato al fatto che, sin dalle sue origini, il dibattito su questo tema, centrale soprattutto negli Stati Uniti, riflette le istanze economiche e sociali di precisi momenti storici (Hallam, 2004). Verso fine Ottocento e inizio Novecento negli Stati Uniti si afferma un forte movimento *antihomework*, che arriva a teorizzare che i compiti a casa siano un'arma contro il benessere fisico e mentale dei ragazzi (Bok, 1900), ma basterà che la Russia, con il lancio dello Sputnik, si affermi come potenza mondiale, perché l'atteggiamento verso i compiti a casa cambi completamente, diventando una condizione necessaria per garantire l'apprendimento (Canadian Council on Learning, 2009). Al di là delle vicende alterne, che hanno visto prevalere la tesi a favore o a sfavore dei compiti a casa, questi sono considerati da molti autori una strategia educativa importante per migliorare il rendimento scolastico (Cooper, Robinson e Patall, 2006).

Nei due principali studi di metanalisi sull'argomento (Cooper, 1989; Cooper *et al.*, 2006), l'autore e i suoi colleghi individuano tre tipologie di studi

* INVALSI – Istituto nazionale per la valutazione del sistema educativo di istruzione e di formazione, Roma.

Per contattare gli autori: andrea.bendinelli@INVALSI.it.

che indagano la relazione tra compiti a casa e apprendimento: a) ricerche che usano disegni sperimentali per confrontare gli studenti con o senza compiti a casa, b) ricerche di tipo *cross-sectional* che utilizzano principalmente banche dati nazionali e, infine, c) studi che indagano la relazione tra il tempo speso per svolgere i compiti a casa e i risultati nelle prove standardizzate. La maggior parte degli studi sperimentali, 14 su 20, in Cooper (1989) e tutti e 6 in Cooper *et al.* (2006), mostra una relazione positiva tra compiti a casa e rendimento scolastico. Questa relazione risulterebbe fortemente correlata all'anno di scolarità considerato: quasi del tutto assente a livello della scuola primaria e più amplificata negli anni di scolarità superiori. Alle stesse conclusioni sono giunti anche molti dei 30 studi di tipo *cross-sectional* che hanno usato prevalentemente tecniche statistiche, come la regressione multivariata o le equazioni strutturali, che permettono di tenere sotto controllo i potenziali fattori confondenti che possono incidere sulla variabile "compiti a casa". Per la terza classe di studi, che indaga la relazione tra il tempo speso per svolgere i compiti a casa e i risultati in prove standardizzate, 50 relazioni su 69 nel secondo studio di metanalisi di Cooper e, 43 su 50 nel primo, sono di segno positivo. Sebbene molti studi evidenzino un effetto positivo dei compiti a casa sull'apprendimento, diversi autori sostengono che questo legame sia ancora lontano dall'essere chiarito. La ragione di ciò sarebbe dovuta principalmente alla natura "associazionale" dei modelli statistici utilizzati e, quindi, all'impossibilità di stabilire nessi causali tra le variabili (Blazer, 2009; Cooper, 2008). In assenza di randomizzazione, è improprio individuare una relazione di tipo causa-effetto, ma è possibile interpretare i risultati come l'intensità con la quale le variabili esplicative si associano all'*outcome*. Infatti, negli studi sperimentali, dove la procedura di assegnazione dei casi è randomizzata, i campioni sono sempre piccoli e non rappresentativi (Vatterott, 2009). Altri ricercatori suggeriscono che la relazione tra compiti a casa e apprendimento potrebbe non essere lineare (NSW – Department of Education and Communication, 2012).

Un altro limite metodologico ravvisato da diversi autori è quello di fermarsi a un solo livello di analisi, ovvero gli studenti, senza considerare la natura gerarchica dei fenomeni in campo educativo e trascurando la parte di varianza attribuibile all'effetto classe o scuola (Trautwein e Koller, 2003; Maltese, Tai e Fan, 2012). Un'altra criticità della variabile "compiti a casa" riguarda la difficoltà di studiarla in modo diretto, non riuscendo di fatto a controllare i molteplici fattori che possono influenzarla. Tra le variabili indagate in letteratura troviamo:

- la comprensione della finalità del compito assegnato;
- l'attitudine degli studenti, le loro conoscenze pregresse e la loro capacità di apprendimento;

- l'area di residenza;
- la preparazione e le caratteristiche del gruppo classe in cui lo studente è inserito;
- le caratteristiche degli insegnanti;
- le procedure di selezione degli insegnanti;
- la qualità di insegnamento, la loro propensione ad assegnare compiti a casa;
- il percorso di studi intrapreso dagli studenti;
- il supporto della famiglia e i feedback degli insegnanti.

2. La relazione tra i compiti a casa e l'apprendimento della matematica

Tra i molti studi che si sono occupati dell'influenza dei compiti a casa sull'apprendimento della matematica, alcuni hanno trovato una relazione significativa e positiva. Aksoy e Link (2000), utilizzando i dati provenienti dal *National Educational Longitudinal Study* del 1988 (NELS: 88), hanno evidenziato negli studenti con un'età media di 15-16 anni una relazione positiva e significativa tra la quantità di ore che gli studenti dichiarano d'impiegare per svolgere i compiti a casa e i punteggi in test standardizzati di matematica. Eren e Henderson (2008), sempre usando i dati provenienti dal NELS:88, hanno trovato effetti positivi e significativi dei compiti a casa sui punteggi in test di matematica per gli studenti della stessa età. In Spagna, Fernandez-Alonso *et al.* (2015) hanno trovato un'associazione positiva tra apprendimento della matematica e la frequenza, quantità di tempo e sforzo per svolgere i compiti a casa. Dettmers *et al.* (2009) su un campione rappresentativo di 3.483 studenti tedeschi, hanno mostrato come le prestazioni nelle prove standardizzate, aumentano se i compiti assegnati riguardano argomenti trattati in classe e, se l'insegnante ne supervisiona la correzione. Alle stesse conclusioni sono arrivati anche Murillo e Martinez-Garrido (2014) usando un campione di circa 200.000 studenti di 16 Paesi dell'America Latina che frequentano il terzo e il sesto anno della scuola primaria. Gli autori aggiungono che i compiti a casa hanno un impatto molto importante sul rendimento accademico in matematica rispetto ad altre variabili, come la dimensione dell'aula e il numero di ore di lezione, e che non tutti gli studenti traggono lo stesso vantaggio dallo stesso tipo di compiti assegnati a casa: per gli studenti con uno status socio-economico basso, è più opportuno assegnare compiti che richiedono meno tempo per essere terminati. In linea con questi lavori, David Baker (2005), utilizzando i dati TIMSS, ha mostrato come le presta-

zioni diminuiscono in caso di compiti che non tengano conto delle caratteristiche specifiche degli studenti. Secondo Falch e Rønning (2011) l'effetto dei compiti a casa sull'apprendimento potrebbe essere sovrastimato se non si considerano le caratteristiche degli insegnanti e le metodologie didattiche. Altri studi, invece, hanno evidenziato una relazione negativa tra compiti a casa e apprendimento della matematica: alcuni autori (De Jong *et al.*, 2000; Kitsantas *et al.*, 2011) hanno registrato una relazione negativa tra il tempo speso per i compiti e i punteggi in matematica, altri autori (House, 2002; Das, 2008) non hanno trovato effetti statisticamente significativi.

3. Compiti a casa e apprendimento in matematica: il dibattito italiano

Rispetto al contesto internazionale, la ricerca scientifica sui compiti a casa in Italia è piuttosto limitata, in quanto molti studi hanno considerato questo argomento esclusivamente in relazione ad aspetti psicologici (Terreni e Campiotti, 1999; Raffieuna e Bosco, 2006; Stella e Grandi, 2011; Ferraboschi e Meini, 1993) o secondari rispetto ad altri scopi di ricerca (Cornoldi *et al.*, 2001; Albanese *et al.*, 2003; Dazzi e Pedrabissi, 2006; Mason e Arcaini, 2001; De Beni *et al.*, 1998; Moè e De Beni, 2002). Un certo dibattito sull'argomento si è sviluppato soprattutto grazie alle indagini internazionali OCSE PISA e IEA TIMSS che raccolgono informazioni relative ai compiti assegnati a casa collegabili ai punteggi nelle prove standardizzate.

In una ricerca condotta dalla rete Eurydice (2012), il tempo dedicato ai compiti a casa è considerato complementare alle metodologie didattiche applicate a scuola, in quanto permette di consolidare e mettere in pratica la preparazione acquisita in classe. In un rapporto ISTAT del 2012 risulta che la quasi totalità degli alunni italiani svolge spesso compiti a casa (il 97,4% nella scuola primaria, il 98,6% nella secondaria di primo grado e il 97,6% nella secondaria di secondo grado); il tempo dedicato per i compiti a casa sembrerebbe aumentare già a partire dalla scuola secondaria di primo grado; le ragazze spendono mediamente più tempo sui compiti rispetto ai ragazzi e i genitori con un livello socio-economico alto risulterebbero maggiormente coinvolti nel supporto ai loro figli.

I dati delle rilevazioni OCSE PISA e IEA, sono stati usati a più riprese da varie testate giornalistiche nazionali, o da riviste del settore scuola, per sostenere e confutare l'utilità dei compiti a casa. Mario Polito (2013), citando un rapporto pubblicato dall'OCSE PISA (2004), sottolineava come gli studenti italiani studiassero di più della media delle altre nazioni prese in

considerazione: 10,5 ore a settimana contro le 5,9 degli altri. Questo dato è da considerare in relazione al fatto che, in Italia, a differenza di altri Paesi, lo svolgimento dei compiti, nella maggior parte dei casi, non fa parte del tempo scuola giornaliero. In un focus sempre dell'OCSE PISA intitolato *Does homework perpetuate inequities in education?*, pubblicato nel 2014, afferma che nel 2012, rispetto al 2003, la quantità media di ore spese per compiti a casa, in 31 dei 38 Paesi in cui viene svolta la rilevazione, tra cui anche l'Italia, è diminuita. Nella ricerca emerge un divario notevole nelle ore trascorse settimanalmente a casa facendo compiti, tra chi ha un background socio-economico elevato e chi no. I ragazzi con situazioni di “tranquillità domestica”, studiano di più e ottengono risultati migliori in matematica. Sempre in ambito internazionale, l'indagine TIMSS attribuisce ai compiti a casa un ruolo importante nella vita scolastica: nelle ultime cinque indagini, infatti, nel Questionario insegnante e Studente ci sono domande specifiche sui compiti a casa¹. In Italia, l'attenzione sulla relazione tra compiti a casa e apprendimento è stata secondaria rispetto ad altri Paesi, eppure, i dati ci sono e potrebbero essere utili ad aprire un dibattito scientifico basato sulle evidenze empiriche. Questo sarebbe auspicabile anche in vista di un crescente interesse verso sperimentazioni didattiche senza compiti a casa, come quelle cominciate nell'anno scolastico 2017-18 che coinvolgono 166 classi della scuola primaria e della scuola secondaria di primo grado di cinque province italiane (Biella, Verbania, Milano, Torino e Trapani)².

Considerata quindi l'opportunità di approfondire la relazione tra compiti a casa e apprendimento all'interno del nostro sistema d'istruzione, l'obiettivo principale della presente ricerca è quello di studiare la relazione tra tempo speso per i compiti a casa e la performance nella prova di matematica TIMSS, al netto di potenziali fattori confondenti.

¹ Dati e questionari scaricabili previa registrazione nella sezione dati del sito INVALSI: <https://invalsi-serviziostatistico.cineca.it/>. Nelle Indagini del 2003 gli item relativi ai compiti a casa sono presenti nel Questionario insegnante, nel 2007 sono presenti in entrambi i questionari, mentre nel 2011 e 2015 sono presenti in quello studente. Nel 2011 e 2015 vi è un'intera sezione del Questionario insegnante intitolata “homework” o “mathematics homework” (la lettera “T” indica il Questionario insegnante, mentre la lettera “S” indica il Questionario studente).

² Articolo presente al sito: <https://www.tecnicadellascuola.it/niente-compiti-a-casa-per-gli-studenti-il-progetto-del-miur-in-cinque-citta>.

4. Dati e metodi di analisi

I dati utilizzati per le analisi provengono dall'indagine internazionale TIMSS 2015, selezionando come Paese di riferimento l'Italia. Il campione, rappresentativo della popolazione studentesca italiana dell'ottavo grado di scolarità, è composto da 4.481 studenti iscritti nell'a.s. 2014/2015 alla terza secondaria di primo grado che hanno sostenuto la prova di matematica.

La scelta dell'ottavo anno di scolarità, rispetto al quarto anno della scuola primaria (altro anno di scolarità indagato dall'indagine TIMSS), è legata alle evidenze sul crescente impatto dei compiti a casa sugli apprendimenti all'aumentare degli anni scolastici. Inoltre, tale scelta è orientata a focalizzare un livello di scolarità che sia ancora "comune", precedente cioè alle scelte di orientamento scolastico differenziato, quali quelle della scelta della scuola secondaria di secondo grado. È stata utilizzata come variabile di *outcome* la sola performance nella prova di matematica, rispetto alla prova di scienze (altra materia oggetto di rilevazione in TIMSS), poiché tale disciplina è indagata anche dalle rilevazioni INVALSI da cui è stata agganciata l'informazione sul voto conseguito al primo quadrimestre in matematica³. Inoltre, al *dataset* principale sono state unite le risposte ai quesiti del Questionario insegnante TIMSS 2015, per un totale di 230 insegnanti.

Sono stati esclusi dallo studio solo gli alunni delle classi in cui è previsto il tempo pieno, poiché s'ipotizza che tali studenti possano avere un'incidenza distorta sulla relazione tra compiti a casa e performance nella prova. Essi rappresentano comunque una frazione del tutto trascurabile nel campione (4%).

Le variabili considerate per indagare il fenomeno sono: genere, origine migratoria⁴, regolarità⁵, un indice di *status* socio-economico (SES)⁶, livello di preparazione in ingresso (cfr. nota 3) e il tempo dedicato settimanalmente ai compiti a casa⁷.

³ L'INVALSI acquisisce tramite le segreterie scolastiche il voto conseguito al primo quadrimestre. Tale punteggio, espresso ove possibile come media tra il voto allo scritto e il voto all'orale, rappresenta in questo lavoro una *proxy* della preparazione in ingresso posseduta dallo studente.

⁴ Sono considerati di origine italiana gli studenti nati in Italia o all'estero da genitori entrambi italiani, mentre sono considerati stranieri, senza distinzione tra prima e seconda generazione, gli studenti nati in Italia o all'estero da genitori stranieri.

⁵ In questo lavoro sono considerati regolari sia gli alunni che frequentano una classe corrispondente alla loro età anagrafica, sia gli alunni che hanno anticipato l'ingresso nella scuola.

⁶ Sulla base delle risposte al Questionario studente TIMSS, è calcolato per ogni alunno un indice di status socio-economico che integra fondamentalmente tre variabili: il grado d'istruzione dei genitori, la loro professione, le risorse educative e culturali di cui l'alunno può fruire a casa.

⁷ È derivato il tempo settimanale dedicato ai compiti a casa sfruttando due domande, una proveniente dal Questionario studente un'altra dal questionario insegnante: il tempo

Oltre alle variabili già citate, sono state definite anche alcune caratteristiche relative alla classe in cui lo studente è inserito. Fatta eccezione per la collocazione geografica della classe⁸, tali variabili sono di due tipologie:

- variabili ottenute come aggregazione di caratteristiche individuali degli studenti che compongono la classe: percentuale di studenti stranieri; percentuale di studenti in ritardo sul percorso di studi; SES e voto al primo quadrimestre medio di classe;
- variabili desunte dal questionario-insegnante TIMSS, relative a caratteristiche della pratica didattica e caratteristiche del contesto genitoriale, così come è percepito e riportato dagli insegnanti delle diverse classi.

In particolare, sono stati costruiti due indicatori che sintetizzano: il coinvolgimento genitoriale e la supervisione sui compiti data dall'insegnante. Entrambi gli indicatori sono costruiti come dicotomici per agevolarne l'interpretazione, sulla base delle risposte date dagli insegnanti a dei set di item proposti su scala Likert.

Per il coinvolgimento genitoriale sono stati utilizzati 5 item su una scala Likert a quattro punti (da molto alto a molto basso):

- 1) coinvolgimento dei genitori nelle attività scolastiche;
- 2) impegno dei genitori per assicurare che gli studenti siano pronti a imparare;
- 3) alte aspettative per i risultati dei propri figli;
- 4) supporto dei genitori sui risultati degli studenti;
- 5) pressione dei genitori per mantenere alti standard scolastici.

Per quanto riguarda l'indicatore di supervisione degli insegnanti sui compiti dei propri studenti sono stati utilizzati 5 item su una scala Likert a tre punti (sempre o quasi sempre, a volte, mai o quasi mai):

- 1) correggere i compiti e dare feedback agli studenti;
- 2) chiedere agli studenti di correggere i compiti assegnati a casa;
- 3) discutere i compiti assegnati in classe;
- 4) verificare se i compiti a casa siano stati svolti;
- 5) utilizzare i compiti assegnati a casa per contribuire ai voti degli studenti.

In entrambi i casi gli indicatori sono costruiti in tre passi consecutivi:

- 1) per ciascuno dei cinque item è attribuito il valore "1" alla modalità che indica il grado più alto di manifestazione del fenomeno: "Alto" e "Molto alto" per il coinvolgimento dei genitori e "Sempre o quasi sempre" per la variabile supervisione dei compiti, mentre è assegnato valore 0 alle restanti modalità;

speso per i compiti a casa giornalieri; la frequenza con cui l'insegnante assegna i compiti a settimana.

⁸ La collocazione geografica è stata definita a 3 categorie: Nord, Centro e Sud.

- 2) è stata creata una variabile intermedia costruita come somma dei valori binari assegnati al punto 1 per tutti e 5 gli item, in questo modo si ottiene una variabile con valori da 0 a 5;
- 3) è stato generato l'indicatore dicotomico definitivo, attribuendo valore 1 a tutti quei casi che hanno valori nella variabile definita al punto 2) pari o superiori a 4. La classe che presenta valore 1 sul primo indicatore, dunque, è caratterizzata da un alto grado di coinvolgimento dei genitori; ugualmente il valore 1 per l'indicatore di supervisione dei compiti identifica le classi con un grado particolarmente elevato di feedback attribuiti dagli insegnanti ai compiti a casa.

Queste variabili sono state messe in relazione con la performance nella prova di matematica rappresentata dai *plausible values*⁹. Nelle analisi preliminari sono state osservate le relazioni grezze, come associazioni univariate. Nelle analisi multivariate, invece, la strategia d'identificazione dell'effetto netto del tempo speso per i compiti a casa sulla performance nella prova ha previsto un modello di regressione a due livelli, studente e classe. Tale approccio è stato privilegiato poiché la variabilità dei dati dipende non solo da caratteristiche individuali, ma anche dal fatto che ogni studente appartiene a una certa classe, avente proprie caratteristiche che la contraddistinguono dalle altre classi (Bryk e Raudenbush, 2002; Goldstein, 2002).

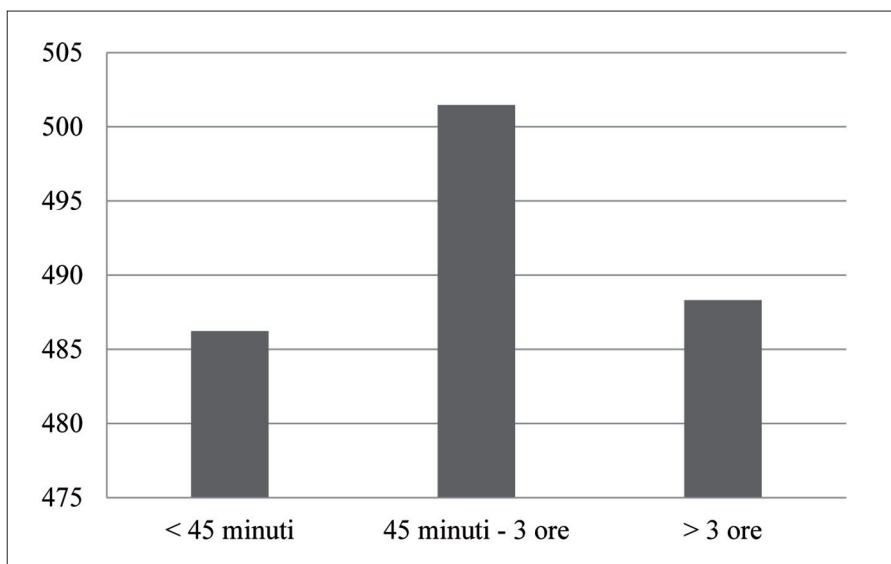
5. Risultati

5.1. Alcune riflessioni sui compiti a casa a partire dalle analisi descrittive

L'analisi preliminare è partita dall'osservazione “grezza” tra tempo dedicato ai compiti a casa e punteggio alla prova. La figura 1 mostra come tale

⁹ I *plausible values* sono valori imputati simili ai singoli punteggi del test, ovvero hanno approssimativamente la stessa distribuzione del tratto latente misurato. I *plausible values* sono stati sviluppati come un'approssimazione per ottenere stime coerenti delle caratteristiche della popolazione in situazioni di valutazione in cui agli studenti vengono somministrati troppi item per consentire stime precise delle loro abilità. I *plausible values* rappresentano estrazioni casuali da una distribuzione a posteriori di valori di abilità condizionati ai valori osservati degli item di valutazione e delle variabili di background. Per le analisi descrittive realizzate con SPSS 24.0 è stato utilizzato il primo *plausible value* come variabile di *outcome*. Per i modelli multivariati il software statistico utilizzato, HLM, consente, nell'attuale versione, di considerare i 5 *plausible values* simultaneamente per ovviare a problemi di distorsione nella stima degli errori standard dei coefficienti di regressione.

relazione sia caratterizzata da un tipico andamento a “U rovesciata”, con risultati migliori che caratterizzano la categoria “intermedia”, ossia il gruppo di studenti che dedica ai compiti un tempo compreso tra i 45 minuti e le 3 ore a settimana, mentre le categorie più estreme, con un tempo dedicato allo studio a casa breve (inferiore a 45 minuti a settimana) o elevato (superiore alle 3 ore), sono associate a risultati inferiori (rispettivamente di 15 e 13 punti).



Note: differenze tra categoria “45 minuti-3 ore” e le altre significative a un livello < 0.01 .

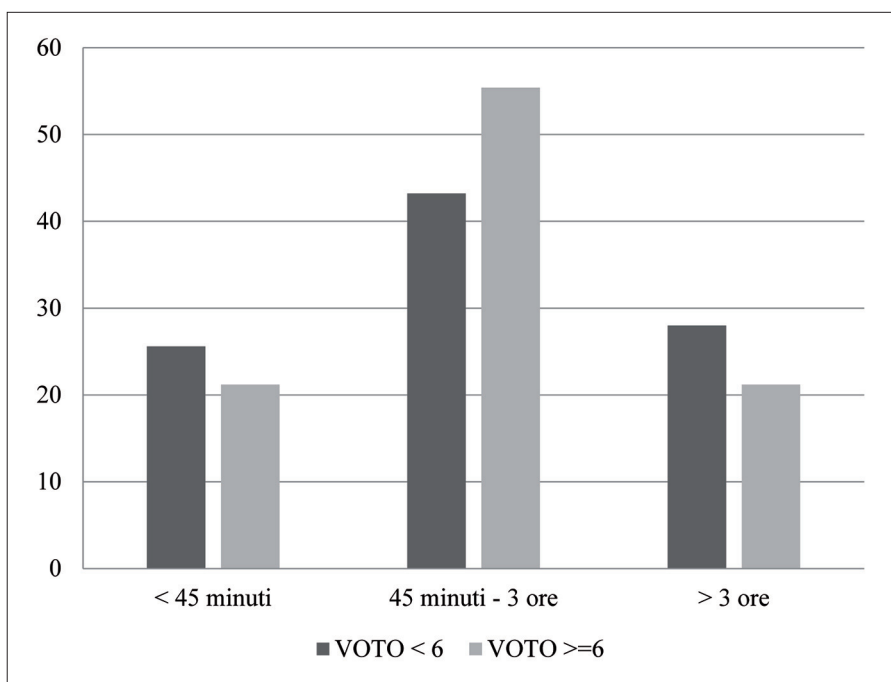
Fonte: elaborazioni su dati TIMSS 2015

Fig. 1 – Punteggio medio conseguito alla prova TIMSS secondo il tempo dedicato ai compiti a casa (ore/settimana)

La non linearità della relazione tra ore di studio e rendimento scolastico diventa più leggibile se vi si affianca anche un’informazione sulla “preparazione di partenza” dello studente. Possiamo ipotizzare che il tempo dedicato allo studio sia influenzato da una maggiore o minore preparazione dello studente nei confronti della materia specifica. Nel caso in questione è stato possibile utilizzare il voto di matematica al primo quadrimestre per sintetizzare la preparazione in ingresso dello studente, secondo la valutazione del rendimento che ne dà l’insegnante.

In figura 2 è rappresentata la distribuzione percentuale degli studenti secondo le ore di studio settimanali, stratificata tra coloro che avevano un voto sufficiente/insufficiente al primo quadrimestre. Sebbene la proporzione di

studenti che dedica allo studio un tempo compreso tra i 45 minuti e le 3 ore sia predominante in entrambi i gruppi, si nota altresì come questa percentuale sia significativamente più elevata per gli studenti che avevano un voto sufficiente o superiore (55%), mentre sia decisamente più contenuta per gli studenti con votazione insufficiente (42%), quest'ultima a vantaggio della proporzione di coloro che studia meno di 45 minuti o oltre 3 ore. Questa rappresentazione suggerisce cautela nell'interpretazione diretta della relazione tra tempo dedicato ai compiti ed esiti scolastici, poiché se certamente è plausibile ipotizzare che un maggior tempo dedicato allo studio possa favorire la riuscita scolastica come mostrato dalla letteratura esposta nel secondo paragrafo, è anche vero che il tempo stesso dedicato allo studio è influenzato dalla preparazione in ingresso.



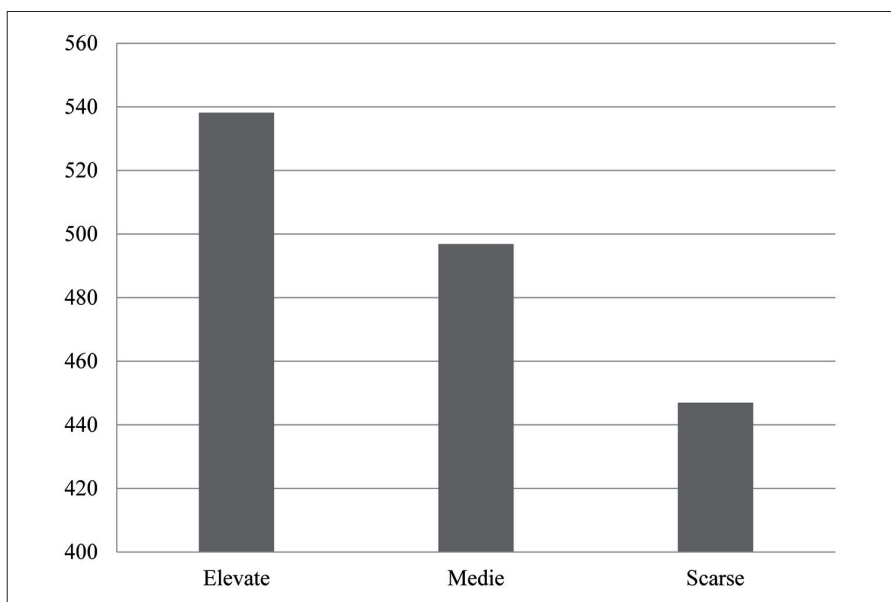
Note: differenze tra categoria "45 minuti-3 ore" e le altre significative a un livello < 0.01 .

Fonte: elaborazioni su dati TIMSS 2015

Fig. 2 – Distribuzione percentuale degli studenti secondo il tempo dedicato allo studio, stratificata per voto in matematica sufficiente/insufficiente al primo quadrimestre

Un'altra importante variabile fortemente correlata con la performance degli studenti alla prova TIMSS è il loro livello socio-economico. La figura 3 illustra come in questo caso vi sia una relazione lineare, con un chiaro gradiente negativo tra risorse a disposizione e performance nella prova, che determina una riduzione del punteggio medio TIMSS di circa 50 punti nel passaggio da una categoria di risorse più elevata a quella inferiore.

Al fianco e in aggiunta alle caratteristiche dei singoli studenti, anche le caratteristiche di contesto, in questo caso della classe in cui lo studente è inserito, possono incidere in maniera netta sugli apprendimenti. Lo stesso livello socio-economico, i cui effetti sono stati delineati a livello individuale, sembra avere un effetto ugualmente positivo sugli apprendimenti se considerato a livello di classe. La correlazione tra livello socio-economico medio della classe misurato su scala numerica e punteggio TIMSS è pari a $0,70^{10}$.



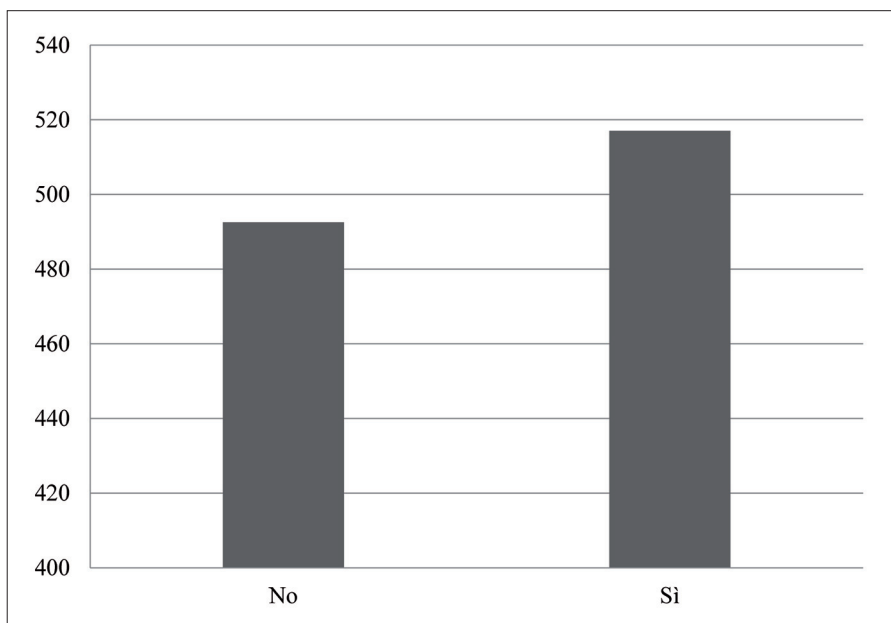
Note: tutte le differenze sono statisticamente significative a un livello < 0.01 .

Fonte: elaborazioni su dati TIMSS 2015

Fig. 3 – Punteggio medio conseguito alla prova TIMSS secondo il livello socio-economico

¹⁰ Il coefficiente di correlazione è stato calcolato con l'indice di Bravais-Pearson essendo entrambe le variabili continue. Tale coefficiente risulta statisticamente diverso da zero per un livello di significatività $< 0,01$.

Una variabile legata al livello socio-economico è quella relativa al supporto e al coinvolgimento dei genitori della classe. Essa identifica le classi in cui esiste una particolare attenzione dei genitori nei confronti sia dello studio dei propri figli che della vita scolastica e del rendimento generale. I contesti in cui ciò si verifica sono caratterizzati da livelli medi di performance nettamente più elevati, rispetto ai contesti in cui la presenza e il sostegno dei genitori sono più sfumati (il punteggio medio degli studenti nelle classi con una presenza genitoriale forte è 517 contro un punteggio di 492 nelle classi con un basso coinvolgimento della famiglia).



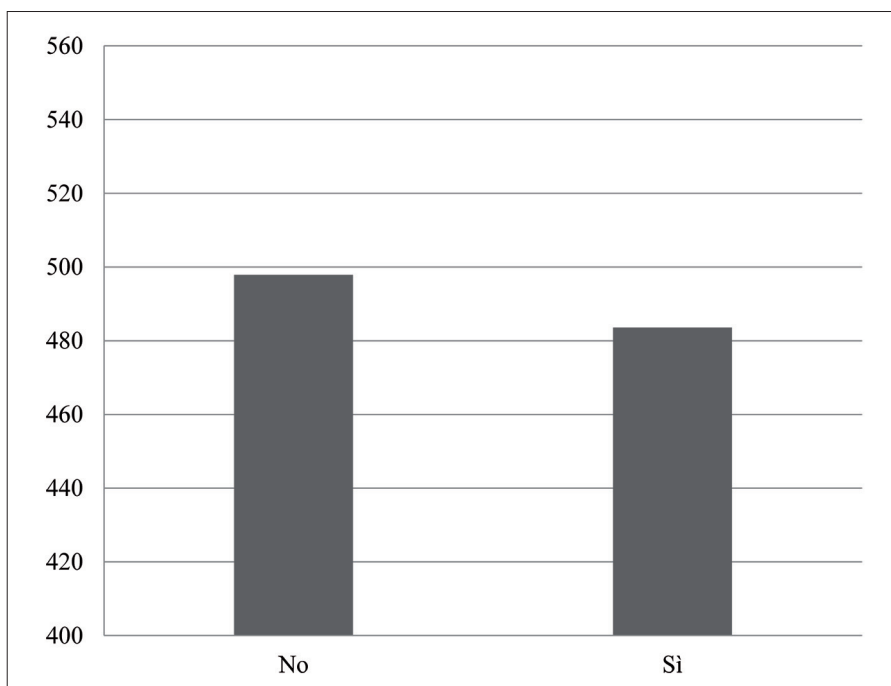
Note: differenza statisticamente significativa a un livello < 0.01 .

Fonte: elaborazioni su dati TIMSS 2015

Fig. 4 – Punteggio medio alla prova TIMSS secondo la presenza/assenza di forte coinvolgimento dei genitori della classe

Infine, un aspetto altrettanto rilevante che si è potuto osservare è stato l'effetto che può avere sulla performance in matematica il "valore" che l'insegnante attribuisce ai compiti, attraverso la loro correzione, discussione e utilizzo come spunto per la didattica. La variabile dicotomica "supervisione dei compiti", categorizza le classi a seconda del loro avere un insegnante che attribuisce una marcata importanza ai compiti a casa, rispetto a un insegnante

che, pur assegnandone, non vi associa spesso attività in classe. Le classi con alti feedback sui compiti sembrano però caratterizzate, a livello di associazione univariata, da rendimenti significativamente inferiori: 484 il punteggio medio degli studenti con insegnanti che praticano una supervisione forte dei compiti, 498 il punteggio medio per coloro che sono in un contesto di debole supervisione dei compiti a casa. Quest'associazione potrebbe essere dovuta alla presenza di variabili intermedie che distorcono l'effetto, per esempio il fatto che vi sia un'attenzione maggiore ai compiti nelle classi con rendimenti medi più bassi, oppure indicare l'esistenza di un'effettiva associazione negativa tra pressione sullo studio a casa e rendimento degli studenti. Per poter trarre indicazioni più precise su questa e sulle altre relazioni mostrate, nel paragrafo successivo si delinea l'effetto di ciascuna al netto delle altre caratteristiche, attraverso un approccio multivariato e multilivello.



Note: differenza statisticamente significativa a un livello $< 0,01$.

Fonte: elaborazioni su dati TIMSS 2015

Fig. 5 – Punteggio medio alla prova TIMSS secondo la presenza/assenza di feedback degli insegnanti sui compiti a casa

5.2. La relazione tra compiti a casa e gli apprendimenti in matematica: un approccio multilivello

La tabella che segue riporta i coefficienti di regressione stimati per i risultati della prova di matematica della terza secondaria di primo grado nell'ambito della suddetta indagine TIMSS 2015¹¹.

Il primo modello, detto modello "0" o "nullo" perché non contiene variabili esplicative né di primo né di secondo livello, ha il solo scopo di dividere la variabilità complessiva della performance espressa dai *plausible values* relativi alla prova di matematica nella componente dovuta a differenze "tra le classi" (varianza between) e nella componente dovuta a differenze "tra gli alunni" dentro le classi (varianza within): il rapporto tra la varianza between e la varianza totale, dà il coefficiente di correlazione intraclasse (ICC), che indica il grado di omogeneità tra gli alunni appartenenti alla stessa classe oppure di quanto la variabile-risposta, la performance nella prova di matematica, è influenzata dal raggruppamento degli alunni. Moltiplicato per 100, esso indica la percentuale di varianza dovuta alle differenze tra le classi. Come si può osservare dalla tabella 1, questa è pari al 25,3%. La quota maggiore della variabilità totale dei risultati della prova di matematica è da imputare a differenze tra gli alunni, anche se va evidenziato come la componente di varianza tra le classi rappresenta più di un quarto della varianza complessiva, percentuale dunque non trascurabile, in particolar modo se si considera che si tratta di classi della scuola secondaria di primo grado, dove le condizioni di apprendimento dovrebbero essere più omogenee rispetto a una scuola del secondo ciclo.

Nel modello 1 sono inserite le variabili socio-demografiche degli studenti: genere; regolarità nel percorso di studi; origine migratoria; tempo dedicato allo studio a casa. L'effetto sulla performance di ciascuna delle variabili, a parità di tutte le altre, è dato dal valore leggibile sulla riga corrispondente¹².

¹¹ I modelli di regressione multilivello stimati nel presente lavoro sono a intercette casuali e pendenze fisse. Le variabili quantitative di primo livello (SES e voto al primo quadrimestre) sono centrate alla media di classe, mentre al secondo livello, le medie di classe delle stesse variabili sono centrate alla media generale. Le variabili categoriali di primo e secondo livello non sono centrate, né lo sono le variabili di secondo livello espresse come quota percentuale (per es. la percentuale di stranieri della classe). I modelli sono stati pesati al primo livello con il coefficiente di riporto alla popolazione studentesca e, al secondo livello, alla popolazione insegnante di matematica.

¹² Per un'interpretazione più dettagliata dei coefficienti, nella tabella 1, in corrispondenza dell'intercetta e delle covariate elencate nella prima colonna: se la variabile è di tipo categoriale, viene codificata con 0 la categoria (o quell'insieme di categorie) definite come riferimento e con 1 la categoria opposta: l'effetto della variabile equivale alla differenza delle

Per esempio, per quanto riguarda il tempo settimanale dedicato allo studio a casa, sia la categoria “inferiore a 45 minuti”, che la categoria “3 o più ore”, *ceteris paribus*, si traducono in una diminuzione della performance: la differenza è soprattutto evidente per il tempo di studio superiore alle 3 ore, associato al quale troviamo un decremento di quasi 17 punti nella prova di matematica rispetto a un alunno che impiega un tempo compreso tra i 45 minuti e le 3 ore settimanali.

Nel modello 2 viene inserito l'indice di background socio-economico centrato alla media di classe. Tale variabile, positivamente correlata con la performance nella prova, amplifica l'effetto negativo di chi impiega più di 3 ore ai compiti a casa e contemporaneamente riduce l'effetto di chi dedica meno di 45 minuti a settimana, favorendo di fatto l'ipotesi secondo cui gli studenti con un alto SES possono avere delle risorse che li supportano con i loro compiti, fornendo loro un vantaggio.

Nel modello 3 viene introdotta la variabile che rappresenta il livello di preparazione in ingresso dello studente, ovvero il voto al primo quadrimestre dello stesso anno e ambito disciplinare. Il relativo coefficiente di regressione indica che all'aumentare di un punto ottenuto alla votazione del primo quadrimestre, rispetto alla media della propria classe, incrementa di circa 30 punti la performance della prova di matematica. L'inserimento di questa variabile riduce, com'era da attendersi, anche l'effetto del SES e del tempo dedicato ai compiti a casa, favorendo l'ipotesi secondo cui gli studenti che dedicano oltre 3 ore ai compiti sono probabilmente quelli che hanno in partenza una bassa preparazione in matematica e necessitano di tempi maggiori per il raggiungimento degli obiettivi. In tal caso i risultati inferiori non sarebbero determinati tanto dalle ore “in eccesso” di studio, quanto dalla minore preparazione di partenza che determinano anche il ricorso a un tempo di studio maggiore. Per contro, l'effetto netto di coloro che dedicano meno di 45 minuti nello svolgimento dei compiti perde di significatività statistica rispetto alla categoria di riferimento una volta tenuto conto della preparazione in ingresso.

performance nella prova tra gli alunni appartenenti all'una e all'altra categoria. Quando la variabile è di tipo quantitativo, il suo effetto è l'incremento o la diminuzione dei *plausible values*, rispetto all'intercetta, conseguente a una variazione unitaria della variabile stessa. L'intercetta esprime invece la performance di un alunno medio con caratteristiche opposte a quelle indicate dalle variabili categoriali inserite nel relativo modello e con valori pari alla media per quanto riguarda le variabili quantitative. La media cui si fa riferimento è quella (vedi nota precedente) della classe per le variabili quantitative di primo livello e la media generale per quelle di secondo livello.

Tab. 1 – Effetti netti sulla performance nella prova di matematica TIMSS 2015 – Terza secondaria di primo grado

	Modello 0	Modello 1	Modello 2	Modello 3	Modello 4	Modello 5	Modello 6
Intercetta	492,4	508,7	506,8	505,4	487,4	496,5	496,0
Componenti fisse							
Livello studente							
Femmina		-10,0**	-9,5**	-16,5**	-16,7**	-16,7**	-16,8**
Straniero		-17,4**	-7,4	-2,2	-3,0	-3,0	-2,9
Ritardo		-40,8**	-33,5**	-9,6*	-8,5	-8,6	-8,7
Dedica meno di 45 min. a settimana ai compiti a casa		-7,4*	-6,8*	-1,4	-1,5	-1,4	-1,3
Dedica 3 ore o più a settimana ai compiti a casa		-16,6**	-17,7**	-7,0**	-6,5*	-6,9**	-6,6*
SES Individuale centrato media classe			12,3**	5,3**	5,3**	5,3**	5,3**
Voto I q. Mat. centrato media classe				29,7**	29,7**	29,7**	29,7**
Livello classe							
La classe è nel Nord					49,2**	27,3**	28,4**
La classe è nel Centro					35,3**	18,0*	21,6**
Pct stranieri /10					0,7	1,9	1,7
Pct ritardo /10					-10,1*	-4,5	-5,0
Alto coinvolgimento dei genitori					28,9**	17,1*	7,4
Alto feedback degli insegnanti					-8,8	-6,6	-4,5
SES medio classe centrato media generale						22,8**	19,9**
Voto medio classe I q. Mat. centrato media generale							15,5**
% Missing /10							2,1
Componenti casuali							
Varianza Livello 1	4,233,1	3,991,2	3,693,4	2,343,4	2,342,9	2,343,5	2,343,9
Varianza Livello 2	1,437,0	1,421,0	1,430,1	1,539,2	893,6	678,9	619,5
Varianza between ICC (%)	25,3						
Riduzione varianza within (%)		5,7	12,7	44,6	44,7	44,6	44,6
Riduzione varianza between (%)		1,1	0,5	-7,1	37,8	52,8	56,9

Note: ** p-value < 0,01; * p-value < 0,05; variabile dipendente 1°-5° plausible values in matematica.

Le variabili a livello individuale spiegano tutte insieme circa il 45% della variabilità dei risultati degli alunni all'interno delle classi del campione TIMSS. Tale riduzione è da attribuire in larga misura all'introduzione del voto al primo quadrimestre in matematica che rappresenta il predittore di primo livello più incisivo.

Al secondo livello, le prime variabili introdotte, nel modello 4, sono la localizzazione della classe in una delle tre aree geografiche dell'Italia; la composizione della classe in termini di percentuale di stranieri e posticipatari; il coinvolgimento dei genitori sulle pratiche didattiche e il feedback degli insegnanti sullo svolgimento dei compiti a casa. Se la classe è nel Nord o nel Centro, ciò induce, rispetto a una classe del Sud e a parità delle altre condizioni, un aumento della performance dell'alunno di circa 50 e 35 punti nella prova di matematica rispettivamente. La percentuale di stranieri della classe non produce effetti statisticamente significativi sulla performance nella prova, mentre la percentuale dei posticipatari della classe ha un impatto significativo e negativo, a indicare come all'aumentare del 10 per cento dei posticipatari della classe (rispetto a una classe che non ne ha), il rendimento individuale alla prova diminuisce mediamente di 10 punti.

La supervisione dei compiti da parte degli insegnanti presenta un effetto tendenzialmente negativo (maggiore supervisione associata a peggiori risultati alla prova) in coerenza con quanto già mostrato nelle analisi descrittive, tuttavia il controllo di eventuali altri fattori intermedi, riduce le differenze tra i due gruppi che passano da circa 14 punti nei risultati grezzi a circa 9 punti nel modello 4; ciononostante tale coefficiente non risulta mai significativamente diverso da zero. Per contro, l'effetto del supporto dei genitori sui punteggi individuali risulta fortemente positivo e significativo (29 punti in coerenza con i 25 già mostrati nei risultati grezzi), a indicare come il coinvolgimento dei genitori influenzi pesantemente il successo scolastico. L'effetto di quest'ultima variabile rimane significativo fino al modello 5, allorché nei modelli 5 e 6, l'introduzione del SES medio e soprattutto della preparazione in ingresso aggregate degli studenti della classe, catturano gran parte della variabilità di secondo livello, "coprendo" gli effetti di tutte le altre caratteristiche a livello classe, indicando come un contesto classe favorevole in termini di status socio-economico e di preparazione pregressa in matematica sia determinante sugli esiti individuali della prova.

Si noti anche che l'effetto del SES medio della classe e del livello di preparazione degli studenti viene ad aggiungersi, data la natura additiva del modello, a quello dovuto all'effetto di queste variabili a livello individuale: ciò significa, per esempio, che un alunno il cui status personale è più alto di un'unità rispetto alla media della sua classe e che inoltre frequenta una classe

dove lo status medio degli studenti è a sua volta più alto di un'unità rispetto alla media generale delle classi fa registrare un incremento della propria performance nella prova, rispetto all'intercetta, di circa 30 punti (modello 5).

Ancora, la messa sotto controllo delle caratteristiche sociali e del livello di preparazione degli alunni della classe riduce anche fortemente il gap tra le classi del Nord e del Centro rispetto a quelle del Sud, allorché l'introduzione al secondo livello, dello status medio degli studenti e del loro grado di preparazione in ingresso, assorbe parzialmente l'effetto dovuto all'ubicazione dell'istituto.

Inoltre, è importante osservare che la varianza tra le classi spiegata dalle variabili di secondo livello inserite nei modelli stimati raggiunge quasi il 57% del 25% iniziale dovuto alle differenze fra le classi (ICC). Infine, preso atto del numero di valori mancanti in alcune caratteristiche a livello studente, in particolare per quanto riguarda la domanda sul tempo speso sui compiti a casa, il voto al primo quadrimestre e l'indice SES, è stata creata una nuova variabile per tenere conto dell'effetto, calcolando per ogni classe la percentuale di dati mancanti e inserendola poi nell'ultimo dei modelli stimati (6): come si può osservare, un aumento del 10% dei dati mancanti (rispetto a una classe che non ne ha), non ha un effetto statisticamente significativo sui risultati della prova TIMSS di matematica.

6. Riflessioni conclusive

L'evidenza empirica ha mostrato che, chi dedica meno di 45 minuti e, in particolar modo chi dedica più di 3 ore a settimana ai compiti a casa, abbia un effetto netto negativo sulla performance nella prova rispetto a chi impiega un tempo compreso tra i 45 minuti e le 3 ore. I risultati delle analisi di regressione hanno mostrato come l'effetto del tempo dedicato ai compiti a casa sugli esiti della prova, risulti profondamente differenziato considerando il fenomeno a parità delle caratteristiche individuali e di classe.

L'introduzione dell'indice di status socio-economico ha evidenziato una condizione di iniquità associata alla presenza di risorse a casa, mostrando come il tempo speso per i compiti, favorisca quegli studenti che possono fruire di più risorse, sia economiche che non. L'inserimento della preparazione in ingresso in matematica con cui lo studente affronta la prova, ha rivelato come gli studenti che impiegano più di tre ore nello studio individuale, siano coloro che hanno una preparazione in ingresso più debole e, quindi, necessiterebbero di più tempo per lo svolgimento dei compiti assegnati. Mentre, sempre a parità di preparazione in matematica, gli studenti che impiegano meno di 45 minuti non hanno un effetto statisticamente differente da coloro

che studiano un tempo compreso fra i 45 minuti e le 3 ore a settimana. La messa sotto controllo delle caratteristiche della classe ha evidenziato come il coinvolgimento genitoriale nelle attività didattiche abbia un forte effetto positivo e significativo sulla performance nella prova, condizionando anche la significatività e l'intensità dell'effetto netto di chi dedica più di 3 ore a settimana nello svolgimento dei compiti a casa. L'effetto del coinvolgimento genitoriale viene assorbito una volta introdotto il SES medio degli studenti della classe e il livello di preparazione in ingresso medio di classe, indicando come una composizione del corpo studentesco favorevole in termini di status sociale e preparazione in matematica, sia prioritario nel determinare gli esiti della prova. Soffermando l'attenzione sull'ultimo dei modelli stimati, abbiamo riscontrato come l'effetto netto di coloro che impiega più di 3 ore a settimana ai compiti a casa continui a mantenere un segno negativo e significativo seppure con probabilità d'errore inferiore al 5% ma superiore all'1%, anche al netto di tutte le caratteristiche degli studenti e delle classi. Il fatto che, anche a parità di preparazione in matematica sia individuale che aggregata a livello classe, coloro che impiegano molto tempo a svolgere i compiti a casa conseguano un punteggio mediamente inferiore rispetto a chi studia un tempo inferiore (compreso tra i 45 minuti e le 3 ore), non configura un effetto causale, dal momento in cui lo studio non è di tipo longitudinale e quindi le conclusioni che se ne traggono sono trasversali, ovvero relative alla prova TIMSS di matematica svolta nel 2015. Le ragioni sottostanti il segno negativo dell'effetto netto appena discusso non sono di immediata lettura: possono essere imputate all'inadeguatezza dell'utilizzo del voto al primo quadrimestre in matematica imposto come *proxy* del livello di competenza in ingresso. Il voto che l'insegnante attribuisce allo studente, non può essere considerata una misura di competenza, poiché al suo interno contiene una serie di componenti che non rappresentano solo un significato di "valutazione di profitto", ma anche di incoraggiamento e riconoscimento di un impegno dello studente. Un possibile sviluppo della presente ricerca può essere perseguito utilizzando una misura di preparazione in ingresso oggettiva, come può essere il risultato a una prova standardizzata svolta precedentemente alla stessa materia oggetto d'indagine. Tale obiettivo può essere raggiunto quando saranno disponibili i dati dell'indagine TIMSS 2019, per la quale si potrà agganciare agli stessi studenti della scuola secondaria di primo grado che parteciperanno, il punteggio ottenuto alla prova INVALSI di quinta primaria svolta tre anni prima (2016)¹³ come misura più precisa del livello di

¹³ L'INVALSI sta mettendo a punto, tramite codice SIDI degli studenti, un collegamento puntuale degli alunni tra le diverse rilevazioni che sostiene durante le varie tappe del per-

preparazione in ingresso. Una volta reperita tale variabile, verificheremo se l'effetto di chi dedica 3 ore o più a settimana ai compiti a casa, a parità di livello di competenza in ingresso, perderà di significatività. Un ulteriore limite di questi risultati risiede nell'uso della variabile "tempo dedicato allo studio" come rappresentativa dell'entità e dell'accuratezza dei compiti svolti a casa. La letteratura ha mostrato come questa variabile non sia del tutto adeguata a registrare efficacemente il legame tra compiti ed esiti, in quanto è essa stessa fortemente influenzata dalle competenze stesse dello studente (il tempo maggiore di studio spesso è associato a minori competenze matematiche piuttosto che a una maggiore dedizione allo studio a casa) (Fan *et al.*, 2016).

In definitiva, se la ricerca mostra come le risorse che gli studenti hanno a disposizione (sia economiche che non, per esempio quelle legate al coinvolgimento dei genitori), influenza il rendimento e condiziona l'effetto del tempo dedicato ai compiti a casa, non si deve dimenticare che ciò che più conta è la preparazione pregressa che gli studenti mostrano di avere nel momento in cui affrontano la prova.

Riferimenti bibliografici

- Aksoy T., Link C.R. (2000), "A Panel Analysis of Student Math Achievement in the US in the 1990s: Does increasing the Amount of Time in learning Activities affect Math Achievement?", *Economics of Education Review*, 19, pp. 261-277.
- Albanese O., Doudin P.A., Martin D. (2003), *Metacognizione ed educazione. Processi, apprendimenti, strumenti*, FrancoAngeli, Milano.
- Baker D.P., LeTendre G.K., Akiba M. (2005), "Schoolwork at Home? Low Quality Schooling and Homework", in D.P. Baker, G.K. LeTendre (eds.), *National Differences, Global Similarities: World Culture and the Future of Schooling*, Stanford University Press, Stanford (CA), pp. 117-133.
- Blazer C. (2009), *Literature Review: Homework*, Miami Dade County Public Schools, Miami (FL), disponibile al sito <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED536245.pdf>.
- Bok E. (1990), "A National Crime at the Feet of American Parents", *Ladies Home Journal*, 17, p. 16.
- Bryk A.S., Raudenbush S.W. (2002), *Hierarchical Linear Models: Application and Data Analysis*, Sage, Thousand Oaks (CA), 2nd ed.
- Canadian Council on Learning (2009), *A Systematic Review of Literature examining the Impact of Homework on Academic Achievement*, Ottawa.
- Cooper H. (1989), *Homework*, Longman, White Plains (NY).

corso scolastico, che consentiranno di effettuare studi longitudinali permettendo di trovare nessi causali.

- Cooper H. (2008), *Homework: What the Research says*, National Council of Teachers of Mathematics, Reston (VA).
- Cooper H., Robinson J.C., Patall E.A. (2006), "Does Homework improve Academic Achievement? A Synthesis of Research, 1987-2003", *Review of Educational Research*, 76, pp. 1-62.
- Cornoldi C., De Beni R., Gruppo MT (2001), *Imparare a studiare. Strategie, stili cognitivi, metacognizione e atteggiamenti nello studio*, Erickson, Trento.
- Das I. (2008), *Exploration of the Factors Related to the Cross-national Mathematics Achievement Gap*, disponibile al sito <http://search.proquest.com/docview/304449895?accountid%412206>.
- Dazzi C., Pedrabissi L. (2006), "Motivazione intrinseca ed estrinseca e disagio scolastico: un contributo alla validazione del test 'Perché studio?'" , *Psicologia clinica dello sviluppo*, 10 (2), pp. 209-224.
- De Beni R., Moè A., Ravazzolo C. (1998), "Sviluppo dello stile attributivo e relazioni con le componenti metacognitive in bambini dai 4 ai 10 anni", *Psicologia clinica dello sviluppo*, 2 (2), pp. 245-270.
- De Jong R., Westerhof K.J., Creemers B.P.M. (2000), "Homework and Student Math Achievement in Junior High Schools", *Educational Research and Evaluation*, 6, pp. 130, 157.
- Dettmers S., Trautwein U., Ludtke O., Goetz T., Frenzel A.C., Pekrun R. (2011), "Students' Emotions during Homework in Mathematics: Testing a Theoretical Model of Antecedents and Achievement Outcomes", *Contemporary Educational Psychology*, 36, pp. 25, 35.
- Dettmers S., Trautwein, U., Lütke O. (2009), "The Relationship between Homework Time and Achievement is not Universal: Evidence from Multilevel Analyses in 40 Countries", *School Effectiveness and School Improvement*, 20 (4).
- Eren O., Henderson D.J. (2008), "The Impact of Homework on Student Achievement", *Econometrics Journal*, 11, pp. 326-348.
- Eurydice (2012), *Le cifre chiave dell'istruzione in Europa 2012*, EACEA/Eurydice, Bruxelles.
- Falch T., Rønning M. (2011), *Homework Assignment and Student Achievement in OECD Countries*, Department of Economics/Norwegian University of Science and Technology, Oslo.
- Fan H., Xu J., Cai Z., He J., Fan X. (2017), "Homework and Students' Achievement in Math and Science: A 30-year Meta-analysis, 1986-2015", *Educational Research Review*, 20, pp. 35-54.
- Fernandez-Alonso R., Suarez-Alvarez J., Muniz J. (2015), "Adolescents' Homework Performance in Mathematics and Science: Personal Factors and Teaching Practices", *Journal of Educational Psychology*, 107, pp. 1075, 1085.
- Ferraboschi L., Meini N. (1993), *Strategie semplici di lettura*, Erickson, Trento.
- Goldstein H. (2002), *Multilevel Statistical Models*, John Wiley, New York, 3rd ed.
- Hallam S. (2004), *Homework: The Evidence*, Institute of Education, London.
- House J.D. (2002), "Relationships between Instructional Activities and Science Achievement of Adolescent Students in Japan: Findings from the Third Interna-

- tional Mathematics and Science Study”, *International Journal of Instructional Media*, 29, pp. 275, 288.
- Istituto nazionale di statistica (2012), “La scuola e le attività educative”, *Statistiche report*, Roma.
- Kitsantas A., Cheema J., Ware H.W. (2011), “Mathematics Achievement: The Role of Homework and Self-efficacy Beliefs”, *Journal of Advanced Academics*, 22, pp. 310, 339.
- Maltese A.V., Tai R.H., Fan X. (2012), “When is Homework worth the Time? Evaluating the Association between Homework and Achievement in High School Science and Math”, *The High School Journal*, 96 (1), pp. 52-72.
- Mason L., Arcaini S. (2001), “Motivazione all’impegno scolastico, attribuzioni causali e rendimento in studenti di scuola media e superiore”, *Psicologia clinica dello sviluppo*, 3, pp. 423-450.
- Moè A., De Beni R. (2002), “Stile attributivo, motivazione ad apprendere e atteggiamento strategico. Una rassegna”, *Psicologia clinica dello sviluppo*, 6 (1), pp. 5-36.
- Murillo F.J., Martinez-Garrido C. (2014), “Homework and Primary-school Students’ Academic Achievement in Latin America”, *International Review of Education*, 60 (5), pp. 661-681.
- NSW Department of Education and Communication (2012), *Homework Policy: Research Scan*, disponibile al sito https://www.det.nsw.edu.au/policies/curriculum/schools/homework/Hwk_Res%20scan.pdf.
- OECD (2004), *Learning for Tomorrow’s World First Results from PISA 2003*, disponibile al sito: <https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/9789264006416-en.pdf?expires=1548772574&id=id&acname=ocid56023301&checksum=AF287849A66B3988706B3FB6E4CEFDAE>.
- OECD (2014), “Does Homework perpetuate Inequities in Education?”, *PISA in Focus*, 46, OECD Publishing, Paris.
- Polito M. (2013), “I compiti per casa: sono efficaci? Sono inutili? Le opinioni a confronto di studenti, docenti e genitori”, *Formazione & Insegnamento*, 11 (2), pp. 174-175.
- Raffiuna A., Bosco L. (2006), “Strategie di screening della sindrome da DDAI nel contesto scolastico: uno studio pilota”, *Psicologia clinica dello sviluppo*, 10 (3), pp. 445-472.
- Stella G., Grandi L. (2011), *Come leggere la dislessia e i DSA*, Giunti, Firenze.
- Terreni A., Campiotti E. (1999), “Deficit metacognitivi nell’attività di studio di adolescenti con sintomatologia depressiva”, *Psicologia clinica dello sviluppo*, 3 (1), pp. 61-80.
- Trautwein U., Koller O. (2003), “The Relationship between Homework and Achievement. Still much of a Mystery”, *Educational Psychology Review*, 15, pp. 115-145.
- Vatterott C. (2009), *Rethinking Homework: Best Practices that support Diverse Needs*, ASCD, Alexandria (VA).

2. Student self-beliefs and achievement in mathematics using TIMSS Advanced

di Laura Palmerio*, Elisa Caponera*

1. Introduction

The importance of improving mathematics education among young people is increasingly evident, as seen from the growing interest in evaluating curricula effectiveness in mathematics education exhibited by different countries' governments (Council of the European Union, 2010, 2018; European Commission, 2018; OECD, 2018). High competence in mathematics and science is crucial for economic development and for successfully competing in the global market economy. Accordingly, the theme of which strategies are most effective for increasing the number of graduates in Science, Technology, Engineering and Mathematics (STEM) fields has become central; recent research suggests that high achievers in mathematics have more opportunities for personal growth, are better able to find jobs and have better career prospects (Martin & Mullis, 2013; Nasser & Birenbaum, 2005).

Several studies have attempted to clarify which factors are relevant to the improvement of student mathematics achievement (e.g., Gomes, Golino, & Menezes, 2014, Spinath, Spinath, Harlaar, & Plomin, 2006). In recent decades, the experiences of international surveys, such as the OECD PISA and the IEA TIMSS, have allowed the participating countries to form a more accurate picture of the effectiveness of their education systems. In particular, some countries – including Italy – show that socio-economic and cultural backgrounds have a remarkable effect on performance results (OECD, 2014; Mullis, Martin, Foy, & Hooper, 2016).

* INVALSI – Istituto nazionale per la valutazione del sistema educativo di istruzione e di formazione, Roma.

Per contattare gli autori: laura.palmerio@INVALSI.it.

Moreover, this effect increases with the transition to higher grades in school and gives rise to segregation, with the convergence of students with similar backgrounds in the same schools. The Italian education system must, therefore, face the challenge of reducing the performance gap between socio-economically disadvantaged students and socio-economically privileged students. A number of initiatives in different countries have been carried out in order to reduce this gap, and several research studies have been devoted to understanding context and process factors that can help explain student performance (e.g., Schmidt, Burroughs, Zoido, & Houang, 2015; Shin, Lee, & Kim, 2009).

For example, some insights can be gained from the IEA (International Association for the Evaluation of Educational Achievement) TIMSS Advanced survey, an international comparative study that measures achievement in advanced mathematics and physics of students during their final year of high school who are taking or have taken advanced courses (Mullis & Martin, 2014). TIMSS Advanced also collects information about educational contexts (such as schools and teachers) that may be related to advanced students' achievement. TIMSS Advanced was previously administered in 1995, in 2008, and most recently, in 2015. Italy participated in all administrations. Like TIMSS, TIMSS Advanced is designed to align broadly with curricula in the participating education systems and, therefore, to reflect students' school-based learning of advanced mathematics and physics. TIMSS Advanced can inform policymakers, researchers, educators, and the public about the degree to which students in Italy excel in advanced mathematics and physics and may be more prepared to undertake specialized study in science, technology, engineering, and mathematics than their international peers

The main goal of TIMSS Advanced is to measure and interpret differences in national education systems to improve teaching and learning in these disciplines. The high quality of the data obtained through the study helps to increase the understanding of factors external and internal to the school that significantly influence student performance.

However, as Mullis and Martin (2014) outlined, it is also critical for countries to ensure that capable secondary school students receive further preparation in advanced mathematics and science so that they are ready to enter challenging university-level studies that prepare them for careers in STEM fields. Students studying these disciplines will become the next generation of scientists and engineers who will drive innovation and technological development in all sectors of the economy; thus, it is important for countries to understand the mathematics and science achievement of these students as they begin their university-level education.

The assessment of achievement in advanced mathematics is based on an evaluation of skills in algebra (expressions and operations, equations and inequalities, and functions), calculus (limits, derivatives, and integrals) and analytic geometry (non-coordinate and coordinate geometry and trigonometry).

The achievement results of TIMSS Advanced 2015 must be framed within the context of the percentage of students taking an advanced mathematics course in each of the countries. Countries that obtained the best results in the TIMSS Advanced are the Russian Federation and Lebanon, where only 2 and 4 percent of students respectively attended an advanced mathematics course during high school. In Italy, France, Portugal and Slovenia the percentages are quite different (25, 22, 29 and 34 percent, respectively). Nonetheless, France, Portugal and Slovenia are able to guarantee better results than Italy in advanced mathematics (Mullis *et al.*, 2016).

By the time students are in high school, they have already made implicit decisions about pursuing or not pursuing advanced mathematics and science courses. An examination of the factors that affect mathematics achievement at the end of high school is critical because it is in those years that students contemplate and negotiate future trajectories.

Evidence from the literature suggests that mathematics achievement in secondary school is a function of many interrelated variables: students' abilities, attitudes and perceptions; socio-economic variables; parent and peer influences; school-related variables; and others.

It has been shown that variables related to family socio-economic background play a relevant role in explaining mathematics achievement. Marked differences in mathematics achievement are indeed usually observed between students with different socio-economic backgrounds (e.g., Levpušček, Zupančič, Sočan, 2013; Chiu & Xihua, 2008; Ismail & Awang, 2008; Sirin, 2005).

On the other hand, there is relevant empirical evidence for the fact that some students from disadvantaged backgrounds achieve equally good academic results, a phenomenon known as "academic resilience". Several studies have tried to understand what factors could help explain the reason for this success occurring against the odds.

One of the most important sets of factors relates to motivational and attitude aspects forming a self-regulated learning system (Sungur & Gungoren, 2009; Chang, Singh, & Mo, 2007; Ee, Moore, & Atputhasamy, 2003; Lau & Roeser, 2002).

A central key in such a system is self-efficacy, defined by Bandura (1986; 1993; 1997) as a person's perception of their capacity to perform a given task with consequences on their feelings, thinking, motivation, and behaviours.

Research has shown that the lack of mathematics self-efficacy is a significant contributor to why students do not succeed in mathematics (Siegle & McCoach, 2007; Pajares & Miller, 1994; Hackett, 1985) and, in general, that self-efficacy beliefs are significantly linked to academic performance at the end of high school (Caprara *et al.*, 2008).

Students' academic self-efficacy beliefs have been shown to be significant predictors of students' course selection (Britner & Pajares, 2006), academic continuance and achievement (Britner & Pajares, 2006; Klassen, 2004), college performance and persistence (Gore, 2006; Robbins *et al.*, 2004), grade point average (Robbins *et al.*, 2004), academic aspirations (Bandura *et al.*, 2001), occupational self-efficacy, and career trajectories across domains and age levels (Britner & Pajares, 2006; Gore, 2006; Bandura *et al.*, 2001; Bandura *et al.*, 1996) beyond those accounted for by more traditional predictors (i.e., standardized achievement and cognitive ability).

Researchers have supported Bandura's contention that self-efficacy and performance modify each other to help individuals build an appraisal of their competence regarding a mathematical task (Williams & Williams, 2010). Likewise, students with higher levels of self-efficacy are more likely to enter and eventually graduate from college (Larson *et al.*, 2014; Parker *et al.*, 2014).

Previous findings evidenced that academic self-efficacy beliefs contribute significantly to academic performance at the end of both junior and senior high school. Caprara *et al.* (2008) determined that academic self-efficacy beliefs contribute significantly to academic performance at the end of both junior and senior high school.

Compared to their peers, students with higher levels of self-efficacy also have higher levels of general achievement in mathematics, more easily overcome negative outcomes, display more positive attitudes towards mathematics, and possess a more comprehensive understanding of mathematics (Phan, 2012; Tariq & Durrani, 2012). As self-efficacy increases or decreases, it has a corresponding effect on learning and academic achievement (Phan, 2012). Self-efficacy seems to play the central role in how well an individual can learn; many researchers have focused on the role that self-efficacy plays in the learning of mathematics (Parker *et al.*, 2014; Zientek *et al.*, 2013; Ozge, & Bindak, 2011; Kitsantas, Cheema, & Ware, 2011; Zientek & Thompson, 2010). Ferla, Valcke and Cai (2009), for example, found that mathematics self-efficacy accurately predicted the corresponding PISA achievement results in mathematics both directly and indirectly via anxiety (inverse direction) and interest; interest also showed a direct positive relationship, while anxiety evidenced a direct negative relationship with achievement.

With regards to mathematics anxiety, for example, Ahmed, Minnaert, Kuyper and van der Werf (2012) found that among seventh grade students in the Netherlands, there was a reciprocal relationship between mathematics self-concept and anxiety, but the magnitude of the relationship from self-concept to anxiety was almost double that of the relationship from anxiety to self-concept. Although self-concept and anxiety are linked, students who have low self-concept are likely to be anxious; however, students who have higher anxiety levels do not necessarily have a low self-concept of their mathematics ability.

Several studies have evidenced that anxiety also plays a (negative) role in students' academic success (Ahmed *et al.*, 2012; McMullan, Jones, & Lea, 2012; Akin & Kurbanoglu, 2011) and that the effect is not limited to a single age group; the higher a student's level of mathematics anxiety is, the less likely he or she is to be successful in mathematics, regardless of whether he or she is an elementary student, high school student, or college student (Núñez-Peña, Suárez-Pellicioni, & Bono, 2013; Wu *et al.*, 2012; Zakaria *et al.*, 2012). Anxiety similarly affected characteristics of how college students performed in a mathematics course, with higher levels of anxiety leading to lower class attendance and lower final course grades (Hendy & Schorschinsky Wade, 2014).

Both mathematics self-efficacy and anxiety have an effect on mathematics achievement (Ahmed *et al.*, 2012; McMullan *et al.*, 2012; Akin & Kurbanoglu, 2011).

Furthermore, different studies have found that intrinsic motivation is positively correlated with achievement, while the role of extrinsic motivation is not clear (Ayub, 2010; Walker, Greene, & Mansell, 2006).

The aim of this study is to verify the following:

- 1) whether mathematics achievement is related to students' self-efficacy, anxiety, motivation and other characteristics, such as their socio-economic status and level of educational aspiration;
- 2) whether self-efficacy has a direct effect on math achievement on one hand, and an indirect effect, via anxiety and motivation.

2. Method

2.1. Participant

The sample consisted of 1,982 students in their last year of secondary education (13th grade), aged 16 to 22 years ($M = 18.9$, $SD = 0.58$); 63% of participants were boys. In Italy, the sample consisted of students from both scientific lyceums and technical institutes of the technological sector, representing approximately 24% of all high school students, answering mathematics questions. The data were collected using both the international and the national option in the TIMSS Advanced 2015. TIMSS uses a two-stage sampling design (for a detailed description, see Martin, Mullis, Hooper, 2016). In the following analyses, the cases with missing values in one or more explanatory variables were excluded.

3. Measures

What follows is a description of the measures utilized in this study (for a detailed description see Martin *et al.*, 2016).

Mathematics advanced achievement scale. The scale was developed at the TIMSS & PIRLS International Study Center, Boston College, by the research group of the TIMSS project (for a detailed description of the scale, see Martin *et al.*, 2016) and consisted of multiple-choice and constructed-response items. Using IRT estimates, a score of mathematics achievement was calculated for each student. The scale used to measure mathematics achievement has high internal consistency (Cronbach's alpha for Italy 0.90, and international median 0.88). To take into account measurement errors, a range of five *plausible values* for scores in the mathematics test was provided for each student (for a detailed description, see Martin *et al.*, 2016). In the present study, the proficiency score for overall mathematics achievement drawn from the five *plausible values* obtained through the IRT methodology was used in the analyses.

The following variables derived from the student questionnaire were used in the analyses; all of the scales were constructed using IRT scaling methods, specifically the Rasch partial credit model. Using IRT partial credit scaling, student responses were placed on a scale constructed so that the mean scale score across all countries was 10, and the standard deviation was 2 (for detailed description, see Martin *et al.*, 2016).

Socio-economic and cultural status (SES): 1) student home environment, including the parents' educational level and parents' occupational status, 2) the number of resources for study available at home, and 3) the number of books at home.

Intrinsic motivation (Like learning mathematics). The scale consisted of twelve questions assessing students' agreement with statements related to whether they like learning mathematics, such as "I am studying mathematics because I like to learn new things".

Extrinsic motivation (Value in mathematics). Students provided their level of agreement to eight statements such as "Learning advanced mathematics will give me more job opportunities".

Furthermore, answers to two single items are used in this study:

- students expectations for their academic attainment;
- students choice of the university scientific subjects.

In addition, two scales from the national option were also utilized:

- *Self-efficacy in advanced mathematics*. Students answered six questions concerning their ability to solve mathematics problems, such as "Prove the theorem of plane and solid geometry". A factorial analysis evidenced a mono-factorial structure with 56% of the variance explained. The Cronbach alpha was 0.84;
- *Anxiety in mathematics*. Students provided their level of agreement to five statements, such as "I feel very tense when I have to solve math problems". The mono-factorial structure explained 64% of the variance and has good reliability (Cronbach alpha = 0.85).

3.1. Data analysis

Descriptive analyses were conducted using the software IEA IDB Analyzer, a software program developed by the IEA Data Processing and Research Center for analysing data from all IEA surveys by means of adapted macros provided by IEA TIMSS (Foy *et al.*, 2013). Structural equation modeling assessed the effects of socio-economic and cultural background and "students' beliefs" on mathematics achievement utilizing MPLUS.

4. Results

4.1. Descriptive statistics

The table below shows the descriptive statistics divided by type of school (scientific lyceum vs technical school).

Tab. 1 – Results in mathematics achievement by type of school

	<i>Scientific Lyceum</i>		<i>Technical Institute</i>		<i>Overall sample</i>	
	<i>Mean</i>	<i>S.e.</i>	<i>Mean</i>	<i>S.e.</i>	<i>Mean</i>	<i>S.e.</i>
TIMSS Advanced Performance	432	(5.6)	347	(13.3)	409	(5.7)
Self-efficacy in mathematics	10.20	(0.05)	9.45	(0.13)	10.00	(0.00)
Anxiety in mathematics	9.98	(0.06)	10.38	(0.10)	10.00	(0.00)
Like mathematics	9.54	(0.06)	9.11	(0.07)	9.43	(0.04)
Value in mathematics	9.38	(0.06)	9.10	(0.09)	9.31	(0.05)
Socio-economic and cultural status	9.67	(0.07)	8.11	(0.07)	9.27	(0.06)

In bold, the group with a significantly higher value compared to the other group ($p < 0.01$).

() Standard errors appear in parentheses.

Concerning mathematics achievement, students from scientific lyceums outperformed students from technical schools. The variation between the two groups was approximately 90 points. Students from lyceums had a higher socio-economic and cultural index than their colleagues from technical institutes. Furthermore, students from scientific lyceums had higher levels of self-beliefs than students from technical institutes; while, with respect to value in mathematics, the difference is not statistically significant.

The correlation analyses (Table 2) showed that mathematics achievement was positive and significantly related to all self-belief factors. It is noteworthy that self-efficacy was the variable most strongly correlated to mathematics achievement (0.41 for scientific lyceum and 0.34 for technical institute).

Tab. 2 – Relation between mathematics achievement and self-belief variables by type of school

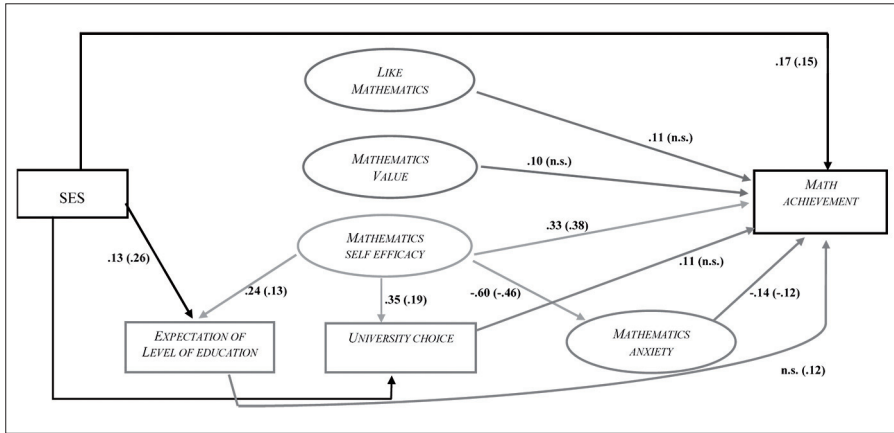
Variable	Anxiety		Self-efficacy			Value in mathematics			Like learning mathematics		
	Scientific Lyceum	Technical Institute	Scientific Lyceum	Technical Institute	Scientific Lyceum	Technical Institute	Scientific Lyceum	Technical Institute	Scientific Lyceum	Technical Institute	
Anxiety	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)									
Self-efficacy	-0.42 (0.03)	-0.35 (0.06)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)							
Value in mathematics	-0.26 (0.03)	-0.14 (0.07)	0.37 (0.03)	0.35 (0.04)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)					
Like learning mathematics	-0.46 (0.03)	-0.35 (0.04)	0.49 (0.02)	0.47 (0.03)	0.61 (0.02)	0.58 (0.04)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)			
Mathematics achievement	-0.36 (0.04)	-0.20 (0.06)	0.41 (0.02)	0.34 (0.05)	0.21 (0.03)	0.15 (0.06)	0.31 (0.03)	0.22 (0.05)			

In bold, statistically significant correlation ($p < 0.01$).

() Standard errors appears in parentheses.

4.2. Path analysis

A structural equation model (SEM) was utilized to perform a path analysis in order to test a hierarchical model (cfr. Figure 1).



To keep Figure 1 more readable, measurement errors and correlation coefficients considered in this investigation are not depicted.

Outside of the parentheses, the coefficients of lyceums; in parentheses, the coefficients of the technical institutes.

Fig. 1 – Relationships between students beliefs and mathematics achievement

This model had good indices according to recommended cut-off values (Byrne, 2001): RMSEA = 0.06 and CFI = 0.94 and explained 32% of the variance.

Given that the sample is divided into students who attended two different educational tracks, the results are presented separately for scientific lyceums and technical institutes.

In the model with all students, mathematics achievement was found to be strongly and positively associated with the mathematics self-efficacy ($\beta = .36, p < 0.01$), socio-economic and cultural index ($\beta = .21, p < 0.01$) and negatively associated with value in mathematics ($\beta = -.11, p < 0.01$) and mathematics anxiety ($\beta = -.11, p < 0.01$). University choice and Like learning mathematics do not appear to have had a significant effect on the TIMSS results for the technical institute students.

Tab. 3 – Direct effects: beta coefficients of independent variables

<i>Determinants</i>		<i>Overall</i> ($R^2 = .32$)	<i>Scientific Lyceum</i> ($R^2 = .28$)	<i>Technical Institute</i> ($R^2 = .24$)
University choice	SES	n.s.	n.s.	n.s.
	Self-efficacy	.30	.35	.19
Children’s expected attainment	SES	.30	.13	.26
	Self-efficacy	.23	.24	.13
Anxiety	Self-efficacy	-.10	-.60	-.46
Mathematics advanced achievement	SES	.21	.17	.15
	Self-efficacy	.36	.33	.38
	Value in Mathematics	-.11	.10	n.s.
	Like learning mathematics	.08	.11	n.s.
	Mathematics anxiety	-.11	-.14	-.12
	University choice	.06	.11	n.s.
	Children’s expected attainment	.17	n.s.	.12

Statistically significant ($p < 0.01$) coefficient in bold.

Statistically significant ($p < 0.05$) coefficient in normal typeface.

Self-efficacy is strongly associated with mathematics achievement in all models presented; the more students perceived themselves able to solve mathematics problems, the better they performed in mathematics. Moreover, the anxiety felt in mathematics was negatively associated with mathematics achievement in all models. Value in mathematics and like learning mathematics were positive associated with mathematics achievement only in the scientific lyceum ($\beta = .10$ and $\beta = .11$, respectively, $p < 0.01$).

Students from lyceums that chose university scientific areas (subjects) achieved better results in mathematics achievement ($\beta = .11$, $p < 0.01$); similarly, students from technical institutes who wanted to continue their studies (education) obtained better results in mathematics achievement ($\beta = .12$, $p < 0.01$).

SES and self-efficacy are primarily directly associated with mathematics achievement; the indirect effects of these two variables are negligible.

5. Discussion

The present study investigated the role of different personal factors (students’ self-beliefs) in explaining students’ mathematics achievement at the end of the secondary cycle of education in Italy (13° grade). The model suc-

cessfully accounted for the achievement measured in TIMSS, with 32% of the variance explained.

According to the literature (Levpušček *et al.*, 2013; Chiu & Xiua, 2008; Ismail & Awang, 2008; Sirin, 2005), context factors, which reflect the availability/non-availability of economic and cultural resources within the family, play a relevant role in determining performance.

Mathematics achievement in secondary school is a function of many inter-related variables: students' abilities, attitudes and perceptions; socio-economic variables; parent and peer influences; school-related variables; and others. By the time students are in high school, they have already made implicit decisions about pursuing or not pursuing advanced mathematics and science courses. Moreover, in Italy, socio-economic and cultural background affects students' performance, which tends to increase with the transition to higher school grades, resulting in a segregation effect that results in students of the same background attending the same kind of school (e.g., INVALSI, 2016; OECD, 2016; Mullis *et al.*, 2016). A challenge for the Italian education system is to reduce the gap in performance that exists between socio-economically disadvantaged students and socio-economically privileged students. For example, in Italy, approximately 25% of students are eligible for TIMSS Advanced and divided into two different tracks: scientific lyceums, traditionally schools that prepare students for the university, and technical institutes, traditionally oriented towards finding a job or career after the completion of secondary school. The results between the two groups are quite different, with students from scientific lyceums outperforming their technical institute counterparts by an average of approximately one standard deviation.

It should be noted that while scientific high schools, in the last three years of schooling, have four hours of mathematics per week, Technical Institutes – Technology sector have four hours per week in the 11th and 12th grades, but only three hours in the last year (13th grade). Moreover, the curricula established at National Level for the two tracks – Scientific Lyceums and Technical Institutes – are different (*National Indications for Lyceums*¹, 2010 and *Guidelines for Technical Institutes*², 2010 and 2012, respectively).

If we look at the freshmen in the 2015/2016 academic year in Italy, more than 21% of freshmen students opted for scientific faculties, and the majority of them (more approximately 45%) attended a scientific lyceum (MIUR, 2016).

¹ <https://www.gazzettaufficiale.it/eli/gu/2010/12/14/291/so/275/sg/pdf>.

² https://www.gazzettaufficiale.it/do/atto/serie_generale/caricaPdf?cdimg=12A0329000100010110004&dgu=2012-03-30&art.dataPubblicazioneGazzetta=2012-03-30&art.codiceRedazionale=12A03290&art.num=1&art.tiposerie=SG.

The data derived from TIMSS Advanced offer a detailed picture of the association between university choice and performance in mathematics: considering the scientific lyceum in more detail, students who intend to choose university scientific areas (subjects) achieved better results in mathematics than students who want to pursue non-scientific areas of study.

On average, only 37% of the students from scientific lyceums stated that they want to choose scientific university faculties such as physics, engineering technologies, math or statistics, chemistry or computer science. Accordingly, the majority of students who attend scientific lyceums will not attend a university in scientific faculties, a stark contrast to what we expected considering the choice of high school; approximately 70% of students choosing non-scientific courses were female; women usually experience more anxiety regarding mathematics and have less self-efficacy than their male counterparts.

It should be borne in mind that many students choose the scientific track in order to be prepared for a university career regardless of the faculty; while students who choose the technical institutes for technology are more motivated intrinsically in the choice of a high school course where they can study subjects of which they are passionate (for example mechanics) and that can also guarantee them a job after they leave school.

This is also evident in the subsequent university choice: in fact, many students from technical institutes decide not to undertake university studies to enter the labour market immediately. Interestingly, TIMSS Advanced data tell us that only 66% of students at technical colleges say they want to continue their studies at university level, while as many as 97% of students at scientific colleges. However, 45% of the technical institutes' students declaring that they want to continue their academic career, also claim that they want to undertake scientific studies, compared to 37% of the students of scientific lyceum. In other words, technical institutes' students motivated to continue studying seem more oriented towards scientific faculties than students of scientific high schools.

Self-efficacy appears to be strongly associated with TIMSS scores. According to the literature, the self-regulated system is based on past experiences of success/failure in a given subject but also exerts an influence on future performance; for example, students who feel greater self-efficacy devote more time to studying mathematics.

Anxiety (negative) and intrinsic motivation related to mathematics are also significantly associated with student achievement in mathematics.

Some limitations to this study should be noted. First, this study is based only on one year of school. This means that generalizations to other grades should be taken with some degree of caution. Second, data on students' pre-

vious mathematics achievement and self-belief system were not available for this study; the authors believe that a longitudinal study would help to better understand the relationship between mathematics achievement and self-beliefs regulation system over time.

Notwithstanding these limitations, this study provides indications that the belief system, on which self-efficacy is based, plays a key role in mathematics achievement. Indeed, even though the project focuses to students who choose an advanced mathematics course, the results indicate that there is variability in the self-efficacy, anxiety and intrinsic motivation scales. In particular, students from technical institutes perceived more anxiety and less self-efficacy and interest in mathematics than colleagues from lyceums.

A fundamental aspect of beliefs is that they may be modified; therefore, it is important to consider specific interventions to shape these beliefs using teaching and learning processes at earlier stages. One of these measures could already be implemented at the school guidance stage, which could take into account, in addition to the performance results, also the characteristics of the self-beliefs system.

References

- Ahmed W., Minnaert A., Kuyper H., van der Werf G. (2012), "Reciprocal Relationships between Math Self-concept and Math Anxiety", *Learning and Individual Differences*, 22 (3), pp. 385-389.
- Akin A., Kurbanoglu I.N. (2011), "The Relationships between Math Anxiety, Math Attitudes, and Self-efficacy: A Structural Equation Model", *Studia Psychologica*, 53 (3), pp. 263-273.
- Ayub N. (2010), "Effect of Intrinsic and Extrinsic Motivation on Academic Performance", *Pakistan Business Review*, 8, pp. 363-372.
- Bandura A. (1986), "The Explanatory and Predictive Scope of Self-efficacy Theory", *Journal of Social and Clinical Psychology*, 4 (3), pp. 359-373.
- Bandura A. (1993), "Perceived Self-efficacy in Cognitive Development and Functioning", *Educational Psychologist*, 28 (2), pp. 117-148.
- Bandura A. (1997), *Self-efficacy: The Exercise of Control*, W.H. Freeman, New York.
- Bandura A., Barbaranelli C., Caprara G.V., Pastorelli C. (1996), "Multifaceted Impact of Self-efficacy Beliefs on Academic Functioning", *Child Development*, 67 (3), pp. 1206-1222.
- Bandura A., Barbaranelli C., Caprara G.V., Pastorelli C. (2001), "Self-efficacy beliefs as Shapers of Children's Aspirations and Career Trajectories", *Child Development*, 72 (1), pp. 187-206.

- Britner S.L., Pajares F. (2006), "Sources of Science Self-efficacy Beliefs of Middle School Students", *Journal of Research in Science Teaching: The Official Journal of the National Association for Research in Science Teaching*, 43 (5), pp. 485-499.
- Byrne B.M. (2001), "Structural Equation Modeling with AMOS, EQS, and LISREL: Comparative Approaches to Testing for the Factorial Validity of a Measuring Instrument", *International Journal of Testing*, 1 (1), pp. 55-86.
- Caprara G.V., Fida R., Vecchione M., Del Bove G., Vecchio G.M., Barbaranelli C., Bandura A. (2008), "Longitudinal Analysis of the Role of Perceived Self-efficacy for Self-regulated Learning in Academic Continuance and Achievement", *Journal of Educational Psychology*, 100 (3), pp. 525-534.
- Chang M., Singh K., Mo Y. (2007), "Science Engagement and Science Achievement: Longitudinal Models using NELS Data", *Educational Research and Evaluation*, 13 (4), pp. 349-371.
- Chiu M.M., Xihua Z. (2008), "Family and Motivation Effects on Mathematics Achievement: Analyses of Students in 41 Countries", *Learning and Instruction*, 18 (4), pp. 321-336.
- Council of the European Union (2010), "Council Conclusions on Increasing the Level of Basic Skills in the Context of European Cooperation on Schools for the 21st Century", Official Journal of the European Union, Notices C 323/11, 30/11.
- Council of the European Union (2018), "Council Recommendation of 22 May 2018 on Key Competences for Lifelong Learning", *Official Journal of the European Union*, C 189/01.
- EE J., Moore P.J., Atputhasamy L. (2003), "High-achieving Students: Their Motivational Goals, Self-regulation and Achievement and Relationships to Their Teachers' Goals and strategy-based Instruction", *High Ability Studies*, 14, pp. 23-39.
- European Commission (2010), *A Strategy for Smart, Sustainable and Inclusive Growth*, [http://ec.europa.eu/eu2020/pdf/COMPLET EN BARROSO 20007 Europe - EN version.pdf](http://ec.europa.eu/eu2020/pdf/COMPLET%20EN%20BARROSO%202007%20Europe%20-%20EN%20version.pdf) (last access 15/3/2019).
- European Commission (2018), *Proposal for a Council Recommendation on Key Competences for Lifelong Learning*, COM(2018) 24 final.
- Ferla J., Valcke M., Cai Y. (2009), "Academic Self-efficacy and Academic Self-concept: Reconsidering Structural Relationships", *Learning and Individual Differences*, 19 (4), pp. 499-505.
- Gomes C.M.A., Golino H.F., Menezes I.G. (2014), "Predicting School Achievement rather than Intelligence: Does Metacognition matter?", *Psychology*, 5 (9), pp. 1095-1110.
- Gore Jr. P.A. (2006), "Academic Self-efficacy as a Predictor of College Outcomes: Two Incremental Validity Studies", *Journal of Career Assessment*, 14 (1), pp. 92-115.
- Hackett G. (1985), "Role of Mathematics Self-efficacy in the Choice of Math-related Majors of College Women and Men: A Path Analysis", *Journal of Counseling Psychology*, 32 (1), pp. 47-56.
- Hendy H.M., Schorschinsky N., Wade B. (2014), "Measurement of Math Beliefs and Their Associations with Math Behaviors in College Students", *Psychological Assessment*, 26 (4), pp. 1225-1234.

- INVALSI (2016), *Rilevazioni nazionali degli apprendimenti 2015-16. Rilevazione degli apprendimenti nelle classi II e V primaria, nella classe III (Prova nazionale) della scuola secondaria di primo grado e nella II classe della scuola secondaria di secondo grado* [National Learning Assessment 2015-16. Second and Fifth Grades of Primary School, Third Grade of Lower Secondary School, and Second Grade of Upper Secondary School], https://invalsi-areaprove.cineca.it/docs/file/08_Rapporto_Prove_INVALSI_2016.pdf (last access 24/1/2019).
- Ismail N.A., Awang H. (2008), "Differentials in Mathematics Achievement among Eighth-grade Students in Malaysia", *International Journal of Science and Mathematics Education*, 6 (3), pp. 559-571.
- Kitsantas A., Cheema J., Ware H.W. (2011), "Mathematics Achievement: The Role of Homework and Self-efficacy Beliefs", *Journal of Advanced Academics*, 22 (2), pp. 310-339.
- Klassen R.M. (2004), "A Cross-cultural Investigation of the Efficacy Beliefs of South Asian Immigrant and Anglo Canadian Nonimmigrant Early Adolescents", *Journal of Educational Psychology*, 96 (4), pp. 731-742.
- Larson L.M., Stephen A., Bonitz V.S., Wu T.F. (2014), "Predicting Science Achievement in India: Role of Gender, Self-efficacy, Interests, and Effort", *Journal of Career Assessment*, 22 (1), pp. 89-101.
- Lau S., Roeser R.W. (2002), "Cognitive Abilities and Motivational Processes in High School Students' Situational Engagement and Achievement in Science", *Educational Assessment*, 8 (2), pp. 139-162.
- Lepušček M.P., Zupančič M., Sočan G. (2013), "Predicting Achievement in Mathematics in Adolescent Students: The Role of Individual and Social Factors", *The Journal of Early Adolescence*, 33 (4), pp. 523-551.
- Martin M.O., Mullis I.V.S., Hooper M. (eds.) (2016), *Methods and Procedures in TIMSS Advanced 2015*, Boston College, TIMSS & PIRLS International Study Center website: <http://timss.bc.edu/publications/timss/2015-a-methods.html>.
- Martin O., Mullis I.V.S. (eds.) (2013), *Relationships among Reading, Mathematics and Science Achievement at the Fourth Grade-implications for Early Learning*, TIMSS & PIRLS International Study Center, Lynch School of Education, Boston College, Chestnut Hill (MA); International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA), Amsterdam (The Netherlands).
- McMullan M., Jones R., Lea S. (2012), "Math Anxiety, Self-efficacy, and Ability in British Undergraduate Nursing Students", *Research in Nursing & Health*, 35 (2), pp. 178-186.
- MIUR (2016), *Focus "Gli immatricolati nell'a.a. 2015/2016 il passaggio dalla scuola all'università dei diplomati nel 2015"*, http://ustat.miur.it/media/1083/notiziario_2_2016.pdf (last access 15/3/2019).
- Mullis I.V.S., Martin M.O. (eds.) (2014), *TIMSS Advanced 2015 Assessment Frameworks*, Boston College, TIMSS & PIRLS International Study Center website: <http://timssandpirls.bc.edu/timss2015-advanced/frameworks.html>.
- Mullis I.V.S., Martin M.O., Foy P., Hooper M. (2016), *TIMSS Advanced 2015 International Results in Advanced Mathematics and Physics*, Boston College, TIMSS

- & PIRLS International Study Center website: <http://timssandpirls.bc.edu/timss2015/international-results/advanced/>.
- Nasser F., Birenbaum M. (2005), "Modeling Mathematics Achievement of Jewish and Arab Eighth Graders in Israel: The Effects of Learner-related Variables", *Educational Research and Evaluation*, 11 (3), pp. 277-302.
- Núñez-Peña M.I., Suárez-Pellicioni M., Bono R. (2013), "Effects of Math Anxiety on Student Success in Higher Education", *International Journal of Educational Research*, 58, pp. 36-43.
- OECD (2014), *PISA 2012 Results: What Students know and can do*, vol. I, revised ed.: *Student Performance in Mathematics, Reading and Science*, OECD, Paris.
- OECD (2016), *PISA 2015 Results*, vol. I: *Excellence and Equity in Education*, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/9789264266490-en>.
- OECD (2018), *Education at a Glance 2018: OECD Indicators*, OECD, Paris.
- Ozgen K., Bindaka R. (2011), "Determination of Self-Efficacy Beliefs of High School Students towards Math Literacy", *Educational Sciences: Theory and Practice*, 11 (2), pp. 1085-1089.
- Pajares F., Miller M.D. (1994), "Role of Self-efficacy and Self-concept Beliefs in Mathematical Problem Solving: A Path Analysis", *Journal of Educational Psychology*, 86 (2), pp. 193-203.
- Parker P.D., Marsh H.W., Ciarrochi J., Marshall S., Abduljabbar A.S. (2014), "Juxtaposing Math Self-efficacy and Self-concept as Predictors of Long-term Achievement Outcomes", *Educational Psychology*, 34 (1), pp. 29-48.
- Phan H.P. (2012), "Relations between Informational Sources, Self-efficacy and Academic Achievement: A Developmental Approach", *Educational Psychology*, 32 (1), pp. 81-105.
- Robbins S.B., Lauver K., Le H., Davis D., Langley R., Carlstrom A. (2004), "Do Psychosocial and Study Skill Factors predict College Outcomes? A Meta-analysis", *Psychological Bulletin*, 130 (2), pp. 261-288.
- Schmidt W.H., Burroughs N.A., Zoido P., Houang R.T. (2015), "The Role of Schooling in Perpetuating Educational Inequality: An International Perspective", *Educational Researcher*, 44 (7), pp. 371-386.
- Shin J., Lee H., Kim Y. (2009), "Student and School Factors Affecting Mathematics Achievement: International Comparisons between Korea, Japan and the USA", *School Psychology International*, 30 (5), pp. 520-537.
- Siegle D., McCoach D.B. (2007), "Increasing Student Mathematics Self-efficacy through Teacher Training", *Journal of Advanced Academics*, 18 (2), pp. 278-312.
- Sirin S.R. (2005), "Socio-economic Status and Academic Achievement: A Meta-analytic Review of Research", *Review of Educational Research*, 75 (3), pp. 417-453.
- Spinath B., Spinath F.M., Harlaar N., Plomin R. (2006), "Predicting School Achievement from General Cognitive Ability, Self-perceived Ability, and Intrinsic Value", *Intelligence*, 34 (4), pp. 363-374.
- Sungur S., Güngören S. (2009), "The Role of Classroom Environment Perceptions in Self-regulated Learning and Science Achievement", *Elementary Education Online*, 8 (3), pp. 883-900.

- Tariq V.N., Durrani N. (2012), “Factors Influencing Undergraduates’ Self-evaluation of Numerical Competence”, *International Journal of Mathematical Education in Science and Technology*, 43 (3), pp. 337-356.
- Walker C.O., Greene B.A., Mansell R.A. (2006), “Identification with Academics, Intrinsic/extrinsic Motivation, and Self-efficacy as Predictors of Cognitive Engagement”, *Learning and Individual Differences*, 16 (1), pp. 1-12.
- Williams T., Williams K. (2010), “Self-efficacy and Performance in Mathematics: Reciprocal Determinism in 33 Nations”, *Journal of Educational Psychology*, 102 (2), pp. 453-466.
- Wu S., Amin H., Barth M., Malcarne V., Menon V. (2012), “Math Anxiety in Second and Third Graders and Its Relation to Mathematics Achievement”, *Frontiers in Psychology*, 3 (162), pp. 1-11.
- Zakaria E., Zain N.M., Ahmad N.A., Erlina A. (2012), “Mathematics Anxiety and Achievement among Secondary School Students”, *American Journal of Applied Sciences*, 9 (11), pp. 1828-1832.
- Zientek L.R., Thompson B. (2010), “Using Commonality Analysis to quantify Contributions that Self-efficacy and Motivational Factors make in Mathematics Performance”, *Research in the Schools*, 17 (1), pp. 1-11.
- Zientek L.R., Yetkiner Ozel Z.E., Fong C.J., Griffin M. (2013), “Student Success in Developmental Mathematics Courses”, *Community College Journal of Research and Practice*, 37 (12), pp. 990-1010.

Parte seconda
Cultura e contesti in PISA 2015

ISBN 9788891794789

3. Are there immigrant-gender gaps in education? An empirical investigation based on PISA data from Italy

di Tindara Addabbo*, Maddalena Davoli**, Marina Murat*

1. Introduction

The existence of persistent gender and immigrant gaps in schooling (differences in scores between girls and boys and between immigrants and natives) across countries and time clearly emerges from several waves of the Program for International Student Assessment (PISA) and other surveys on students' performances. PISA data (OECD, 2016a), which investigate fifteen year old performances in reading, mathematics and science, show that – except for a few countries – fifteen-year-old girls perform below boys in mathematics and above them in reading. Relative performances in science are more heterogeneous. In addition, the scores of immigrant students tend to be below those of natives in the three areas. Less known and explored are the joint effects of gender and immigrant status on schooling performances. However, these stylized facts do suggest some questions. One is whether being female and immigrant leads to stronger disadvantages in mathematics than those corresponding to each of the two characteristics taken separately. Similarly, another is whether being male and immigrant widens the gap in reading. This paper attempts to measure immigrant-gender gaps in mathematics, reading and science, specifically focusing on the case of Italy. To this end, we estimate an educational production function using data from the 2015 PISA survey.

* Department of Economics Marco Biagi, University of Modena and Reggio Emilia.

** Department for Applied Econometrics, Goethe University Frankfurt am Main, Frankfurt am Main.

Per contattare gli autori: davoli@wiwi.uni-frankfurt.de.

Support from the University of Modena and Reggio Emilia, Measurement and determinants of the inequalities in educational achievements by gender and immigrant status in Italy and the United Kingdom 2016 FAR Project, is gratefully acknowledged.

Several waves of PISA data from Italy show that the country is characterized by persistently negative gaps of girls in math and in science, and positive ones in reading. The negative girls' gaps are slightly wider than the OECD average, while their advantage in reading is narrower. Moreover, the performance of immigrant students is below average in all areas (OECD, 2016a).

The economic and sociological literature has thoroughly documented the importance of education, especially regarding workers' human capital formation and access to the labour market (among others: Heckman and Mosso, 2014). Moreover, the capability approach highlights the central role of schooling in enabling capabilities to develop (Addabbo, Di Tommaso, & Maccagnan, 2016; Terzi, 2007). In general, there is a positive and robust correlation between wages in the labour market and workers' education, especially with their mathematical knowledge (Machin & Puhani, 2003). Few empirical studies focus on the possibly interactive nature of gender and immigration background, and most do so with respect to labour market outcomes (see, among others, Zaiceva, 2010).

Many cross-country studies in education confirm the importance of gender and immigrant status on schooling performance (OECD, 2015a, 2015b; Azzolini, Schnell, & Palmer, 2012). They show that the relative disadvantage of immigrant students tends to be related to families' economic and social resources and to the country's school system (Murat & Frederic, 2015; OECD, 2015b), while the negative girls' gap in mathematics is also correlated with social norms and gender inequalities within countries (Guiso *et al.*, 2008, Nollenberger *et al.*, 2016). Rodríguez-Planas and Nollenberger (2018) extend the analysis to science and reading.

Also in Italy family background plays a key role among the determinants of educational achievements (Bratti, Checchi, & Filippin, 2007; Giambona & Porcu, 2015). Furthermore, Italy is generally characterized by a high degree of regional heterogeneity in students' educational achievements, with better performances in the Northern regions of the country, matched with regional disparities in the quality of the school system (Agasisti & Vittadini, 2012; Quintano, Castellano, & Longobardi, 2012; INVALSI, 2017). The school attended affects results because the Italian school system is characterized by early tracking (at the age of 14) between general (lyceums) and vocational schools, and because of differences in curricula between schools of the same type. Students enrolled in general education tend to perform better than those enrolled in vocational schools (INVALSI, 2017).

Immigrant students tend to attend vocational rather than general schools, and are more concentrated in the Northern and richer regions of the country.

In turn, girls tend to attend schools with fewer hours of math and science. Bratti, Checchi and Filippin (2007) find that the socio-economic conditions of students' households affect the choice of school, but other factors also matter for the higher propensity shown by immigrant students to attend vocational schools (Barban & White, 2011).

To test the effects on test performance of gender, immigrant status, and the interaction between the two, we use an educational production function that includes several inputs. Among them are students' demographic characteristics, the socio-economic conditions of their families, the language spoken at home, the types of schools attended, the regions of residence and, for immigrant students, the age of arrival.

As expected, we find that girls perform better than boys in reading and worst in math and science, while immigrant students perform persistently below natives. More interestingly, the interaction between the immigrant and gender dimensions reveals that negative gender gaps are more severe within native population rather than among immigrant students and positive gaps are wider among immigrant students. More specifically, immigrant girls are less at a disadvantage with respect to immigrant boys in math and science and more advantaged in reading than what could be anticipated by the separate performances of the two categories. Overall, the widest disadvantage is that of male immigrant students in reading. Other results are that immigrant and gender gaps are strongly affected by the school attended, the age of immigrants' arrival in Italy, family economic and social conditions and language spoken at home. The remainder of the paper is as follows. The next section reviews the survey data used and present some descriptive statistics; then the empirical strategy and the results are presented and, finally, the last section concludes.

2. Data and descriptive statistics

2.1. Data

To test our hypothesis, we use the 2015 wave of PISA assessment, focusing on the sample of Italian schools and using information from both the Student Questionnaires and the individual test scores. The full sample includes 11,583 students enrolled in over 450 schools, representative of the Italian population of 15 years old students. The Italian PISA dataset (as for most of the other participating countries) is the result of a two-stage stratified design, where, first, individual schools are sampled, and secondly, students are

sampled within sampled schools. All throughout the paper we make use of the final student weights, which allow us to scale the sample up to the size of the Italian population and take into account the oversampling of specific Italian regions (Lombardy and Campania) and provinces (Trento and Bolzano). The number of students in the nationally defined target population that our analytical sample represents is 480,600, covering over 95% of the desired national population.

Several variables present a number of observations inferior to the full sample, as a small percentage of students did not provide all the necessary information asked by the Background Questionnaire. Because of our specific interest in assessment gaps by gender and immigrant status, we restricted the sample to those students that can be classified according to our immigrant variables. Moreover, we excluded from the analysis individuals with missing information on the set of other relevant covariates, such as ESCS (index of economic, social and cultural status) and grade repetition. Hence, our final sample consists of 11,205 observations, where about 3% of the initial full sample was dropped¹. The weighted means and standard deviations of the scores and the variables used in the analysis are in Table A1 in the Appendix. The Table shows that girls constitute about 51% of the sample employed in our study, while the proportion of immigrants is about 8% (and immigrant girls are about half of the immigrant population).

Given that each participating student in PISA survey answers a limited amount of questions taken from the total test item pool, OECD provides ten test scores (known as *plausible values*), which can be interpreted as multiple imputed values of students' performance based on students' answers to the test and their background questionnaires. The difficulty of each item represents a weight, used to compute the weighted averages of correct responses. This approach allows having a measure of an individual's proficiency for each student in each subject area, regardless of the questions actually answered. We employ the recommended OECD strategy for estimation of coefficients and their variances, making use of all ten *plausible values* all throughout the main analysis.

¹ Our tests show that dropping observations with missing information causes a slight upward bias in test scores. However, such a small percentage of dropped observations should not significantly affect results, even if the selection on missing variables may not have happened at random.

2.2. Descriptive statistics

Italian PISA data provide an interesting base for analysing potential immigrant-gender gaps in education, first for their representativeness of the Italian student population, and secondly because marked and significant gender and immigrant imbalances in Italy have been registered over different cross-sections of the survey. According to PISA 2015, Italian girls on average do better than boys in reading-related skills by 16 standardized points (with Italy scoring on average 485 points) and worse than boys in science and math by about 17 and 20 standardized points (with a country average of 481 and 490, respectively). The latter is one of the largest gender gaps across PISA-participating countries.

Regarding inequalities by immigrant status, the interest of Italy resides on the rapid growth of its immigrant population, which has determined a doubling of the share of immigrant students on the total students' population (OECD, 2016b). This crucially enhances the role of the educational system in easing the integration process (Barban & White, 2011). Immigrants in Italy tend to perform persistently below natives in all fields, but – differently from the gender gap – this disadvantage has narrowed along the last decade. (OECD, 2016b).

The descriptive statistics by gender and immigrant status show the immigrants' disadvantage in the test scores of all subjects, with a larger gap for boys in reading (Table 1) (mean values in test scores for the whole student population, in Table A1 in the Appendix, confirm the higher average girls' achievement in reading and higher boys' achievement in mathematics and science). The occurrence of repeated grade is higher for immigrants, with immigrant boys registering the highest share (38%), followed by immigrant girls (23.8%), native boys (17%) and native girls (10%). Turning to the language spoken at home, a language different from Italian is spoken more frequently in immigrant students' households, with percentages of about 62% for immigrant boys and 55% of immigrant girls, 15% for native boys and 10% for native girls. Table 1 also shows a higher presence of immigrant students in Lombardy than in Campania, which is in line with the overall higher presence of immigrants in the Northern and central part of the country.

Tab. 1 – Descriptive statistics by gender and by immigrant status

Variable	Male		Female	
	Native	Immigrant	Native	Immigrant
	(N = 5,128)	(N = 428)	(N = 5,186)	(N = 463)
Test score: read	483.16 (3.559)	427.276 (7.617)	497.846 (3.697)	454.196 (6.755)
Test score: math	505.859 (3.608)	463.094 (8.261)	483.293 (3.513)	455.712 (6.674)
Test score: science	494.266 (3.224)	456.025 (6.462)	475.512 (3.646)	449.225 (6.165)
ESCS	0.03 (0.024)	-0.395 (0.062)	-0.087 (0.028)	-0.576 (0.056)
Repeated grade	0.169 (0.008)	0.380 (0.035)	0.103 (0.008)	0.238 (0.024)
Age	15.8 (0.006)	15.80 (0.023)	15.81 (0.007)	15.85 (0.020)
Language at home	0.154 (0.010)	0.621 (0.032)	0.099 (0.007)	0.554 (0.038)
School type: general	0.397 (0.017)	0.275 (0.039)	0.627 (0.018)	0.462 (0.036)
Bolzano	0.010 (0.000)	0.012 (0.001)	0.011 (0.000)	0.009 (0.001)
Trento	0.010 (0.000)	0.013 (0.002)	0.010 (0.000)	0.013 (0.001)
Lombardy	0.153 (0.010)	0.247 (0.032)	0.152 (0.011)	0.208 (0.036)
Campania	0.119 (0.008)	0.017 (0.006)	0.111 (0.007)	0.027 (0.007)

Notes: The full sample of interest is employed. Immigrant students are both “II generation”, born in Italy from two parents born abroad and “I generation”, born outside the country. The mean of the test scores has been computed using all 10 plausible values. All results are weighted.

3. Empirical strategy

We seek to test gender and immigrant gaps in PISA test scores for the three main subject areas – mathematics, reading and science – by using the following base specification:

$$T_{ij} = \alpha + \beta_1 \text{Female}_{ij} + \beta_2 \text{Immig}_{ij} + \beta_3 (\text{Female} * \text{Immig})_{ij} + \gamma X_{ij} + \delta S_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

Where T_{ij} is the test score of student i within school j , standardized for each subject to have a mean of zero and a variance equal to one. At the individual level, besides gender, immigration status and the interaction between the two, we include information about age, grade repetition, an index of socio-economic status of the students' family, ESCS, and a set of dummies concerning the (immigrant's) age of arrival into the country. A dummy takes value 1 if the main language spoken at home is not Italian and zero otherwise. OLS specifications include geographical variables for some regions and provinces (those for which data are available in PISA 2015), and a dummy for the school type attended, which, following PISA 2015, can only be vocational or general. In FE specifications, we include S_j , a full set of school dummies. ε_{ij} is the individual error term, estimated with a Huber-White adjustment to take the clustering of students within schools into account.

The coefficients of interest are β_1 , β_2 and β_3 , related to the gender, immigration and immigration-gender variables. Ideally, we would like to observe the country of origin of immigrant students, but this information is not available from Italian PISA data. Hence, our variable is a dummy taking value one for students who were either born abroad or had both parents of foreign origin, and zero otherwise. In this classification, native students have at least one parent of Italian origin. We estimate equation (1) separately for each PISA subject. In each estimation process, we use students' sampling weights, replicate weights and the ten *plausible values* of students' scores present in 2015 data. The school fixed effect specification is our preferred one, as it allows taking into account the great heterogeneity of the Italian schooling situation across regions, school types and curricula. Relatively to the OLS specification, it shows whether school effects influence coefficients on gender, origin, their interaction, socio-economic background and other cofactors.

In a second part of the analysis, we test marginal effects in the full specification of equation (1). They show the scores of students of each type – natives, immigrants, girls and boys – as deviations from the means, and hence the gaps in performance within groups. Secondly, we test the specification of equation (1) on the two separate female and male subsamples. This allows to measure how immigrant students perform relatively to peers of the same gender and to analyse the incidence of cofactors within each group. Subsequently, we use the Oaxaca-Blinder decomposition (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973) to disentangle the part of gender gaps that can be explained by differences in observed variables from the part that remains unexplained.

$$\Delta\bar{T} = (\alpha_M - \alpha_m) + (\beta_M - \beta_F) \bar{X}_F + \beta_M (\bar{X}_M - \bar{X}_F) \quad (2)$$

Where $\beta_M(\overline{X_M} - \overline{X_F})$ concerns the observed part, regarding students' characteristics and other household's and school related variables, and $(\alpha_M - \alpha_F) + (\beta_M - \beta_F)\overline{X_F}$ relates to differences in the returns of each variable included in the model, or to unobserved variables affecting reading, mathematics and science scores.

4. Results

4.1. Base specification

Tables 2, 3 and 4 show the OLS regression coefficients in columns 1 and 8 and school FE regression coefficients in columns 2 to 7 and 9. Results evidence some main patterns. First, as expected, coefficients on our first variable of interest, *Female*, are positive and significant in reading and negative and significant in math and science. Second, coefficients on the *Immigrant* variable are always negative, in all specifications for the three subjects. Third, the coefficient on the interacted variable, *Female*Immigrant*, is always positive, although significance is below 10%. Hence, immigrant girls perform better than what could be anticipated, given the double characteristics of being immigrant and female (the latter for math and science). More specifically, negative gender gaps in math and science are smaller within the immigrant group than within natives, and the positive gender gap in reading is wider among immigrants, as emerge even more clearly in the marginal effects reported in Table 5. In general, we observe from Table 5 that the biggest disadvantage is experienced not by immigrant girls in math and science, as expected, but by immigrant boys in reading. Male students with an immigration background experience a disadvantage which is almost equal to 2/3 of a school year in reading (-0.20, column 5, Table 5). Following Woessmann (2016), across PISA-OECD countries, a school year corresponds to about 0.33 standard deviations.

Another result worth nothing relates to the gender gap among immigrant and native populations. Table 5 shows that the score differential between girls and boys is more favourable to girls within the immigrant group than within natives, across all subject areas. More specifically, the female advantage in reading is larger among immigrant students (0.15, in column 6, Table 5, versus 0.09 among natives), and the girls' disadvantage in math and science is more severe among Italian students (-0.23 and -0.22, and -0.15 and -0.13, respectively among immigrant students). Hence, immigrants are

disadvantaged at school, but immigrant girls perform above expectations in all subjects.

These results may depend on several factors. Some we cannot test because of lack of data. Among these are culture, gender norms, institutions and school systems of the countries of origin, all of which can influence the school performance of immigrant girls and boys in the country of residence (Nollemberger *et al.*, 2016). The motivation to exert effort in certain subjects and the interest in succeeding at school can also differ among immigrants and natives and among boys and girls. However, our data allows the analysis of other important cofactors, which are considered in the following Tables.

A result common to the three fields is that immigrant gaps significantly shrink when school effects are included into the regressions. This emerges from comparing columns 1 and 2 in the three Tables, and concerns especially math and science. Column 2, by including school fixed effects, controls for school types and different curricula in schools of the same type. As immigrant students are relatively more present in technical and vocational schools, which exhibit on average lower performances than general schools, within schools the immigrant disadvantage is smaller than across them.

Coefficients associated to the immigrant status shrink further when the age at arrival in Italy is considered: we observe a particularly negative effect for students who arrived in the country after the school starting age, i.e. 6 years. The age effect is especially strong in reading and science-related skills and lower and less significant in math.

Other cofactors tend to be correlated with the immigrant score gap; among them, *Language at home*, *Repeated grade* and ESCS. This is not surprising when we consider that the proportion of immigrant students not speaking Italian at home and repeating a grade is substantially higher than that of natives, and that their socio-economic condition is generally below average (Table A1). Coefficients on *Language at home* and *Repeated grade* are negative, wide in magnitude and significant at the 1% level in the three subjects (columns 5 Tables 2-4). In particular, repeating a school year leads to lower scores by about 0.45 standard deviations in reading, 0.53 in mathematics and 0.42 in science. Another factor strongly affecting results is the economic and social status at home, ESCS.

Tab. 2 – Reading scores (OLS and FE)

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	OLS	FE	FE	FE	FE	FE	FE	OLS	FE
Female	0.169*** (0.050)	0.071** (0.035)	0.072** (0.034)	0.095*** (0.035)	0.049 (0.034)	0.070** (0.035)	0.064** (0.034)	-0.009 (0.047)	0.065* (0.034)
Immigrant	-0.597*** (0.075)	-0.479*** (0.068)	-0.335*** (0.084)	-0.444*** (0.070)	-0.422*** (0.068)	-0.481*** (0.069)	-0.410*** (0.071)	-0.081 (0.097)	-0.188*** (0.085)
Imm*Female	0.129 (0.102)	0.118 (0.094)	0.115 (0.090)	0.125 (0.093)	0.092 (0.094)	0.14 (0.094)	0.116 (0.094)	0.105 (0.1110)	0.089 (0.087)
Arrival age 0-3			-0.165 (0.150)					-0.210 (0.169)	0.168 (0.156)
Arrival age 4-6			-0.020 (0.133)					0.021 (0.146)	0.016 (0.128)
Arrival age 7-9			-0.294* (0.176)					-0.527** (0.239)	-0.333* (0.184)
Arrival age 10-12			-0.429*** (0.156)					-0.508*** (0.162)	-0.450*** (0.151)
Arrival age 13-15			-0.658*** (0.197)					-0.914*** (0.198)	-0.717*** (0.207)
ESCS				0.099*** (0.016)				0.179*** (0.020)	0.086*** (0.016)
Repeated grade					-0.447*** (0.049)			-0.597*** (0.054)	-0.446*** (0.049)
Age						0.096** (0.041)		0.074 (0.050)	0.103** (0.041)
Language at home							-0.148*** (0.043)	-0.174*** (0.052)	-0.113*** (0.041)

(to be continued)

Tab. 2 – Reading scores (OLS and FE)

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	OLS	FE	FE	FE	FE	FE	FE	OLS	FE
School type: general								0.581*** (0.049)	
Bolzano								0.383*** (0.943)	
Trento								0.349*** (0.039)	
Lombardy								0.289*** (0.047)	
Campania								-0.293*** (0.063)	
Constant	-0.034 (0.036)	0.717 (2.312)	0.731 (2.152)	0.717 (2.276)	0.739 (1.969)	-0.805 (2.514)	0.723 (2.27)	-1.309 (0.800)	-0.879 (1.962)
School fixed effects	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes
Observations	11,205	11,205	11,205	11,205	11,205	11,205	11,205	11,205	11,205

Notes: Robust standard errors, clustered at the school level, in parentheses.

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

All plausible values employed.

All results are weighted and replication weights are taken into account.

Tab. 3 – Math scores (OLS and FE)

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	OLS	FE	FE	FE	FE	FE	FE	OLS	FE
Female	-0.241*** (0.046)	-0.224*** (0.032)	-0.224*** (0.031)	-0.207*** (0.032)	-0.250*** (0.031)	-0.225*** (0.032)	-0.229*** (0.031)	-0.387*** (0.043)	-0.239*** (0.030)
Immigrant	-0.457*** (0.082)	-0.319*** (0.071)	-0.262*** (0.089)	-0.290*** (0.071)	-0.249*** (0.066)	-0.319*** (0.071)	-0.267*** (0.072)	-0.047 (0.104)	-0.118 (0.086)
Imm*Female	0.162 (0.108)	0.122 (0.095)	0.125 (0.091)	0.125 (0.094)	0.090 (0.092)	0.116 (0.094)	0.119 (0.094)	0.126 (0.102)	0.093 (0.086)
Arrival age 0-3			-0.050 (0.165)					-0.105 (0.204)	0.062*** (0.018)
Arrival age 4-6			0.120 (0.166)					0.208 (0.181)	-0.072 (0.175)
Arrival age 7-9			-0.075 (0.151)					-0.391* (0.204)	-0.128 (0.152)
Arrival age 10-12			-0.445*** (0.167)					-0.505*** (0.165)	-0.491*** (0.156)
Arrival age 13-15			-0.188 (0.181)					-0.440** (0.207)	-0.271 (0.198)
ESCS					0.076*** (0.019)			0.166*** (0.022)	0.062*** (0.018)
Repeated grade					-0.526*** (0.048)			-0.706*** (0.050)	-0.525*** (0.048)
Age						0.108** (0.043)		0.100* (0.052)	0.116*** (0.042)

(to be continued)

Tab. 3 – Math scores (OLS and FE)

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	OLS	FE	FE	FE	FE	FE	FE	OLS	FE
Language at home							-0.107*** (0.036)	-0.143*** (0.042)	-0.084** (0.034)
School type: general								0.460*** (0.054)	
Bolzano								0.456*** (0.079)	
Trento								0.321*** (0.040)	
Lombardy								0.240*** (0.064)	
Campania								-0.355*** (0.058)	
Constant	0.172*** (0.037)	0.425 (1.959)	0.424 (1.949)	0.408 (2.069)	0.433 (1.631)	-1.299 (2.836)	0.412 (2.070)	-1.461* (0.829)	-1.375 (2.435)
School fixed effects	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes
Observations	11,205	11,205	11,205	11,205	11,205	11,205	11,205	11,205	11,205

Notes: Robust standard errors, clustered at the school level, in parentheses.

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

All plausible values employed.

All results are weighted and replication weights are taken into account.

Tab. 4 – Science Scores (OLS and FE)

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	OLS	FE	FE	FE	FE	FE	FE	OLS	FE
Female	-0.205*** (0.052)	-0.208*** (0.028)	-0.207*** (0.028)	-0.192*** (0.028)	-0.229*** (0.028)	-0.209*** (0.028)	-0.212*** (0.028)	-0.359*** (0.049)	-0.220*** (0.028)
Immigrant	-0.418*** (0.068)	-0.296*** (0.067)	-0.255*** (0.077)	-0.273*** (0.067)	-0.241*** (0.065)	-0.296*** (0.067)	-0.243*** (0.067)	0.041 (0.093)	-0.130* (0.077)
Inm*Female	0.131 (0.106)	0.096 (0.088)	0.087 (0.082)	0.101 (0.088)	0.069 (0.087)	0.089 (0.088)	0.092 (0.087)	0.097 (0.094)	0.061 (0.079)
Arrival age 0-3			-0.003 (0.159)					-0.078 (0.197)	-0.013 (0.180)
Arrival age 4-6			0.224 (0.143)					-0.272* (0.152)	0.246 (0.137)
Arrival age 7-9			-0.146 (0.122)					-0.426** (0.179)	-0.183 (0.126)
Arrival age 10-12			-0.282* (0.145)					-0.304** (0.147)	-0.311** (0.145)
Arrival age 13-15			-0.478** (0.208)					-0.711*** (0.205)	-0.535** (0.221)
ESCS				0.066*** (0.014)				0.162*** (0.019)	0.055*** (0.014)
Repeated grade					-0.417*** (0.042)			-0.602*** (0.048)	-0.418*** (0.042)

(to be continued)

Tab. 4 – Science Scores (OLS and FE)

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	OLS	FE	FE	FE	FE	FE	FE	OLS	FE
Age						0.118*** (0.043)		0.092* (0.053)	0.121*** (0.042)
Language at home							-0.111*** (0.032)	-0.154*** (0.042)	-0.090*** (0.032)
School type: general								0.518*** (0.048)	
Bolzano								0.558*** (0.044)	
Trento								0.381*** (0.037)	
Lombardy								0.297*** (0.051)	
Campania								-0.297*** (0.057)	
Constant	0.150*** (0.035)	0.939 (2.589)	0.938 (2.611)	0.939 (2.570)	0.9451*** (2.399)	-0.938 (2.922)	0.930 (2.711)	-1.397* (0.828)	-0.946 (2.463)
School fixed effects	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes
Observations	11,205	11,205	11,205	11,205	11,205	11,205	11,205	11,205	11,205

Notes: Robust standard errors, clustered at the school level, in parentheses.

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

All plausible values employed.

All results are weighted and replication weights are taken into account.

Tab. 5 – Marginal effects of gender and immigrant status (School FE)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Native girls</i>	<i>Native boys</i>	<i>Gender gap, Natives</i>	<i>Immigrate girls</i>	<i>Immigrate boys</i>	<i>Gender gap, Immigrants</i>
Reading	0.08*** (0.013)	-0.01 (0.014)	0.09**	-0.05 (0.052)	-0.20*** -0.058	0.15**
Math	-0.09*** (0,015)	0.14*** (0.015)	-0.23**	-0.07 (0.054)	0.08* (0.054)	-0.15**
Science	-0.09*** (0.013)	0.13*** (0.012)	-0.22**	-0.09* (0.06)	0.04 (0.054)	-0.13
Cofactors	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	11,205	11,205		11,205	11,205	

Notes: Robust standard errors, clustered at the school level, in parentheses.

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1, p < 0.15.

First plausible value employed.

All results are weighted and replication weights are taken into account.

Column 8 (OLS) includes these variables, the attendance of general rather than vocational schools, and fixed effects for the provinces of Trento and Bolzano, and the regions of Lombardy and Campania. Specifically, the average school performance of students in Lombardy, Bolzano and Trento, located in the Northern part of the country, are strongly and significantly above average in all fields, while that of students in Campania, in the South of Italy, is significantly below. Moreover, attending a general rather than a vocational school increases reading and science scores by about 0.6 standard deviations, and the score in mathematics by 0.46 (significance at 1% in the three cases). Hence, attending a general rather than a vocational school implies an advantage in mathematics corresponding to more than a school year (Woessmann, 2016). With these controls, coefficients on Immigrant in the three fields – reading, math and science – lose their significance.

Compared to columns 8, the introduction of school FE in the full models of columns 9 tends to increase the magnitude of coefficients on *Immigrants* and, in the case of reading and science, also their significance. Hence, when all cofactors are controlled for, there is still a significant within-schools disadvantage of immigrant students in reading and science. At least partially, this can be related to the geographic distribution of immigrant students across the country. The immigrant student population is proportionally higher in the productive provinces and regions of the North-Centre of Italy, where school outcomes and native students' socio-economic characteristics are above average. Beyond Lombardy, Trento, and Bolzano, which are high

performing regions, regions such as Emilia-Romagna, Veneto, Piedmont and Tuscany (not separately identifiable in PISA 2015), also register above average scores, together with a substantial presence of immigrant students and a more favourable students' ESCS on average. Hence, once school fixed effects and all the included regressors “absorb” this provincial and regional distribution, immigrant students of rich and high performing regions score below natives within schools (column 9), but across schools they have a good performance relatively to students in the Southern and poorer regions. In the country as a whole, this is captured by the smaller and less significant OLS coefficients of columns 8.

Specifically, the within-school immigrant gap in reading is wide and significant at the 5% level (column 9, Table 2); it is narrower in science, but still significant, at the 10% level (column 9, Table 4); and it is still negative in mathematics, but not significant (column 9, Table 3). This suggests that factors such as immigration background and culture may slow down the learning of the language, literature and history of the host country – and in a lesser degree of science –, but have a lower influence on math, which is comparatively more “culture-free”. Similar results can be found in Murat (2012).

Another result worth noting is that the introduction of school fixed effects significantly affects also girls' scores relatively to boys' in the three subjects, but especially in math. Coefficients on *Female* shrink from column 8 to column 9 in all three subjects. The differences between the two coefficients are statistically significant at the 1% level in math and science, and at the 10% in reading. These differences can be explained by the relatively higher presence of girls in general schools, comprising curricula with fewer hours of math and science. Moreover, once schools and all cofactors are considered, the girls' disadvantages in mathematics and science more than compensate their advantage in reading (columns 9, Tables 2-4).

4.2. Female and male immigrant gaps

This Section tests the immigrant gap in reading, math and science on the two separate subsamples of female and male students. In Table 6, we use the complete OLS and FE models (corresponding to columns 8 and 9). Coefficients on the *Immigrant* variable report the difference in scores between native and immigrant students of the same gender.

Tab. 6 – Scores by gender (OLS and FE)

Variable	Reading			Math			Science					
	OLS			OLS			OLS					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Immigrant	-0.100 (0.121)	-0.018 (0.071)	-0.225** (0.106)	-0.105 (0.066)	-0.001 (0.125)	0.025 (0.087)	-0.164* (0.088)	0.018 (0.056)	+ -0.105 (0.116)	0.051 (0.079)	-0.241** (0.100)	-0.050 (0.057)
Repeated grade	-0.583*** (0.063)	-0.635*** (0.048)	-0.410*** (0.056)	-0.479*** (0.060)	-0.656*** (0.050)	-0.737*** (0.054)	-0.458*** (0.064)	-0.583*** (0.070)	+ -0.570*** (0.064)	-0.628*** (0.050)	-0.364*** (0.068)	-0.452*** (0.067)
Language at home	-0.213*** (0.057)	-0.087 (0.059)	* -0.102** (0.051)	-0.101** (0.050)	-0.184*** (0.040)	-0.068 (0.056)	* -0.079*** (0.029)	-0.051 (0.043)	-0.246*** (0.044)	-0.072 (0.055)	*** -0.113*** (0.036)	-0.075** (0.037)
Years 0-3	-0.126 (0.242)	-0.244 (0.191)	-0.016 (0.237)	-0.230 (0.170)	-0.191 (0.296)	-0.032 (0.169)	-0.017 (0.304)	-0.081 (0.143)	0.075 (0.334)	-0.118 (0.156)	0.132 (0.293)	-0.021 (0.178)
Years 4-6	-0.119 (0.208)	-0.069 (0.121)	-0.060 (0.157)	-0.040 (0.143)	0.219 (0.195)	0.095 (0.171)	0.268** (0.127)	0.067 (0.144)	0.449** (0.223)	0.205 (0.178)	0.443*** (0.148)	0.180 (0.191)
Years 7-9	-0.388 (0.274)	-0.584** (0.234)	-0.286 (0.182)	-0.296* (0.174)	-0.445 (0.268)	-0.230 (0.215)	-0.112 (0.171)	0.033 (0.218)	-0.258 (0.230)	-0.521*** (0.175)	-0.059 (0.147)	-0.255** (0.101)
Years 10-12	-0.502*** (0.174)	-0.492*** (0.157)	-0.387*** (0.143)	-0.366*** (0.122)	-0.631*** (0.214)	-0.642*** (0.164)	-0.470** (0.178)	-0.713*** (0.163)	-0.339** (0.159)	-0.278* (0.165)	-0.274** (0.119)	-0.286** (0.140)
Years 13-15	-1.004*** (0.350)	-0.761*** (0.171)	-0.762*** (0.268)	-0.426* (0.233)	-0.687** (0.303)	-0.198 (0.251)	-0.438** (0.213)	-0.168 (0.186)	-0.932** (0.381)	-0.627*** (0.176)	-0.739** (0.338)	-0.448** (0.186)
ESCS	0.155*** (0.020)	0.223*** (0.027)	** 0.083*** (0.021)	0.123*** (0.015)	+ 0.122*** (0.021)	0.190*** (0.026)	** 0.037* (0.019)	0.073*** (0.020)	0.134*** (0.019)	0.199*** (0.028)	** 0.051*** (0.017)	0.075*** (0.020)
Age	0.118* (0.062)	0.016 (0.060)	0.163*** (0.050)	0.065 (0.045)	0.142** (0.066)	0.054 (0.059)	0.159*** (0.044)	0.118** (0.053)	0.101 (0.068)	0.061 (0.067)	0.140*** (0.040)	0.104** (0.045)

(to be continued)

Tab. 6 – Scores by gender (OLS and FE)

Variable	Reading			Math			Science								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)			
	Male OLS	Female OLS	Diff	Male FE	Female FE	Diff	Male FE	Female FE	Diff	Male OLS	Female OLS	Diff	Male FE	Female FE	Diff
School type:	0.590*** (0.058)	0.542*** (0.072)			0.505*** (0.059)	0.424*** (0.071)			0.504*** (0.060)	0.490*** (0.081)					
general	0.484*** (0.055)	0.306*** (0.057)	***		0.449*** (0.046)	0.331*** (0.053)			0.607*** (0.053)	0.498*** (0.057)					
Bolzano	0.390*** (0.053)	0.285*** (0.044)	***		0.315*** (0.048)	0.296*** (0.046)			0.415*** (0.052)	0.338*** (0.051)					
Trento	0.299*** (0.062)	0.281*** (0.065)	***		0.273*** (0.068)	0.220*** (0.082)			0.281*** (0.064)	0.278*** (0.072)					
Lombardy	-0.255*** (0.064)	-0.284*** (0.069)	***		-0.352*** (0.057)	-0.377*** (0.068)			-0.369*** (0.066)	-0.377*** (0.070)					
Campania	-2.019*** (0.998)	-0.364 (0.948)		-3.935*** (0.798)	-2.150*** (1.042)	-1.082 (0.936)	-3.022*** (0.692)	-1.652* (0.976)	-1.512 (1.078)	-1.248 (1.058)			-2.433*** (0.625)	-0.844 (0.724)	
Constant	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
School FE	5,556	5,649	5,556	5,649	5,556	5,649	5,556	5,649	5,556	5,649	5,649	5,556	5,556	5,649	5,649
Observations															

Notes: Robust standard errors, clustered at the school level, in parentheses.

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1, +p < 0.15.

Diff. provides the statistical significance of the difference between the coefficients in the model by gender.

First plausible value employed. All results are weighted and replication weights are taken into account.

The first general and interesting result is that immigrant girls do not experience a significant disadvantage with respect to native girls in any of the three subjects, both across (OLS) and within schools (FE), since the coefficients on *Immigrant* are not significant in the even columns (*Female*) of Table 6. On the other hand, immigrant boys register negative gaps with respect to native boys in the three subjects, wider and more significant when school effects are included into the regressions (*Male* columns). As above, wider gaps within schools can be related to the geographical distribution of immigrant students in the country and their self-selection in lower performing schools on average. Specifically, once school effects are considered, immigrant boys score below native boys by about 22 standard deviations in reading, by 16 in mathematics and by 24 in science (columns 3, 7 and 11 of Table 6). A comparison of immigrant gaps in the female and male sub-populations shows that the difference across the two groups is significant for math and science. The two coefficients on the *Immigrant* variable statistically differ at the 15% level for mathematics and at the 10% level for science. Hence, the school performance of immigrant girls in math and science is not very different to that of native girls, differently than that of immigrant boys, who exhibit a considerable disadvantage relative to native boys. In reading, where in the overall population girls outperform boys, immigrant boys experience a further disadvantage, as their scores are significantly below those of native boys (column 3, Table 6). On the other hand, the immigrant girls' performance in reading is not significantly below that of native girls.

The incidence of cofactors affecting girls and boys performances partially differs. Among these, the language spoken at home has a significantly stronger impact on the proficiency levels of boys. Moreover, the difference in coefficients on *Language at home* across the female and male samples is statistically significant in reading and math at the 10% level in the OLS regressions (columns 1-2 and 5-6), and in science at the 1% level (columns 9-10).

In all subjects and specifications, the economic and social condition of the student's family, ESCS, significantly affects results. However, it has a stronger impact on girls' performances. Differences in coefficients on ESCS between boys and girls (between columns 1 and 2; 5 and 6; 9 and 10; Table 6) are significant at the 5% level in the three subjects. They shrink for both girls and boys once schools attended are included into the regressions. This selection effect of schools, based on economic and social conditions at home, supports previous results (Agasisti & Vittadini, 2012; Bratti, Checchi, & Filippin, 2007). We have estimated a Probit model that consistently shows a positive impact of a higher socio-economic status on the probability of attending the general track (results available upon request). Once all cofac-

tors have been considered, being girl increases the probability of attending a general – rather than vocational – school by 26 percentage points. The immigrant status does not significantly affect the probability of attending a general school, but talking at home a language different than Italian reduces by 12% the probability of attending general schools.

4.3. Explaining the gender gap in test scores: Oaxaca-Blinder decomposition

In this section we use the Oaxaca-Blinder (OB) decomposition of the differentials in reading, math, and science between the two sub-populations of boys and girls and, subsequently, of natives and immigrants. This implies decomposing the gap between the two groups into a part due to differences in the mean values of the independent variables within the groups, on the one hand, and group differences in the effects of the independent variables, on the other hand (O'Donnell *et al.*, 2008; Jann, 2008).

The decomposition by gender is based on the FE models of Table 6 (columns 3-4; 7-8; 11-12) and is presented in Table 7. The predicted means in test scores in the different disciplines confirm the findings of a girls' disadvantage in mathematics and in science and a boys' disadvantage in reading: the gender net gap in education – controlling for all cofactors – is positive for girls in reading (0.17) and negative in mathematics (-0.23) and science (-0.21).

OB allows to decompose the gender gap in one part related to differences in the magnitude of the observed characteristics affecting test scores of girls and boys (explained part) and another part related to the difference in the effects of the factors and to unobserved variables (unexplained part). The part attributable to differences in the measured means of the observed characteristics for girls and boys in the three fields shows a better performance for girls. Overall, the Oaxaca-Blinder decomposition shows that the largest part of the gender gap in the educational achievements can be attributed to the differences by gender in the effects of the factors included in the model (-0.26 in mathematics, -0.23 in sciences and +0.15 in reading), but we cannot exclude that it can also be related to unobservable factors not included in our specification.

Tab. 7 – Oaxaca-Blinder decomposition by gender (School FE)

Variables	Math		Science		Reading	
	Diff	Decomp.	Diff	Decomp.	Diff	Decomp.
Male	0.134*** (0.0330)		0.122*** (0.0332)		-0.0662* (0.0363)	
Female	-0.0917*** (0.0336)		-0.0843** (0.0379)		0.105*** (0.0350)	
Difference (F-M)	-0.225*** (0.0411)		-0.206*** (0.0466)		0.171*** (0.0442)	
Explained		0.0330** (0.0146)		0.0274* (0.0142)		0.0221 (0.0160)
Unexplained		-0.258*** (0.0372)		-0.233*** (0.0436)		0.149*** (0.0397)
Observations	11,205	11,205	11,205	11,205	11,205	11,205

Notes: Standard errors in parentheses *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.
 First plausible value employed.
 All results are weighted and replication weights are taken into account.
 Errors are robust and clustered at the school level.

Tab. 8 – Oaxaca-Blinder decomposition by origin (School FE)

Variables	Natives				Immigrants							
	Math		Science		Reading		Math		Science		Reading	
	Diff	Decomp	Diff	Decomp	Diff	Decomp	Diff	Decomp	Diff	Decomp	Diff	Decomp
Male	0.167*** (0.0335)		0.155*** (0.0339)	-0.0205 (0.0367)			0.284*** (0.0724)		0.298*** (0.0648)			-0.658*** (0.0723)
Female	-0.0641* (0.0345)		-0.0595 (0.0395)	0.148*** (0.0358)			-0.390*** (0.0666)		-0.352*** (0.0556)			-0.359*** (0.0515)
Difference (F-M)	-0.231*** (0.0424)		-0.215*** (0.0492)	0.169*** (0.0454)			-0.106 (0.0883)		-0.0544 (0.0882)			0.279*** (0.0830)
Explained		0.0350** (0.0142)		0.0266* (0.0142)		0.0243 (0.0153)		0.0679 (0.0475)		0.0976** (0.0459)		0.0754 (0.0509)
Unexplained		-0.266*** (0.0380)		-0.241*** (0.0456)		0.144*** (0.0404)		-0.174** (0.0778)		-0.152** (0.0745)		0.204** (0.0780)
Observations	10,314	10,314	10,314	10,314	10,314	10,314	891	891	891	891	891	891

Notes: Standard errors in parentheses.
 *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.
 First plausible value employed.
 All results are weighted and replication weights are taken into account.
 Errors are robust and clustered at the school level.

Table A2 in the Appendix uses the complete FE specification to replicate the above regressions on the two subsamples of natives and immigrants. Results confirm previous findings: both immigrant boys and girls have lower predicted average mean test scores in math, science and reading but immigrant girls do not perform significantly worse than immigrant boys in math and science. Moreover, interestingly, not only immigrant girls perform above immigrant boys in reading, but also their advantage is wider than that of native girls relatively to native boys. Gaps in reading are at the advantage of girls, respectively, 0.28 for immigrant girls and 0.17 for native girls.

The OB (Table 8) decomposition of the net test scores gap by gender between natives and immigrants confirms for each group a higher unexplained part of the differential related to the effects of the factors rather than to the difference in the magnitudes of the characteristics included in the model. An interesting result concerns the higher impact of observed differences in the characteristics at the advantage of girls, for immigrant, excluding reading where the unexplained part of the gap is higher amongst immigrant than natives. In *Science*, the contribution of the observed characteristics at the advantage of girls to the differential compensates the unexplained part of the differential for immigrant more than for natives, leading, on the whole, to a lower differential in scores.

5. Conclusions

Several waves of PISA and other surveys have shown that cross-country and through time girls tend to perform below boys in mathematics and above them in reading. In Italy, girls perform below average in math and science. At the same time, immigrants tend to have lower scores than natives. These stylized facts suggest that immigrant girls may experience a bigger disadvantage in education (at least in the areas of mathematics and science) or, more generally, that gender and immigration background may interact in affecting test scores.

Testing PISA 2015 data from Italy we found that, differently from what expected, immigrant girls are not disadvantaged relatively to immigrant boys in math and science, while significantly outperform them in reading. At the same time, immigrant boys appear to perform worse as compared to their native peers in the three fields, a disadvantage that we do not observe for immigrant female as compared to native girls. More specifically, across all specifications, immigrant boys struggle the most in reading. Within

schools, and considering all cofactors, the immigrant boys' negative gap in reading corresponds to about two thirds of a school year. We also find significant heterogeneous effects across the gender dimension, with several factors affecting the performances of girls and boys differently. A language different from Italian being spoken at home has a stronger (negative) impact on boys, while the family's economic and social conditions especially influence the school performance of girls. For both immigrant groups, the age of arrival into the country plays a crucial role. Arriving after the age of compulsory schooling has a negative impact on scores: this affects performance especially in reading-related fields. Immigrants attend vocational school relatively more than native students, and immigrant boys do so more than immigrant girls. This partly explains the difference in scores between natives and immigrant, being narrower for girls as compared to guys. However, also within schools, the immigrant girls' gap is smaller and less significant than initially expected.

Considering the important role played by reading as a base to develop other skills and for the whole cognition and thinking process (Kern *et al.*, 2008), results on immigrant boys are interesting starting points to think about targeted integration policies. More generally, policy measures should especially address the economic and social conditions of boys and girls immigrants' families and the language spoken at home. The social integration and language education of parents would strongly improve the performance of immigrant students.

Appendix

Tab. A1 – Descriptive statistics

<i>Variable</i>	<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>SD</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
Test score: reading	11,205	486.704	2.667	145.12	775.586
Test score: math	11,205	491.6585	2.893	140.802	822.637
Test score: science	11,205	482.2236	2.505	120.419	803.295
Female	11,205	0.508	0.015	0	1
Immigrant	11,205	0.079	0.005	0	1
Female*Imm	11,205	0.04	0.003	0	1
ESCS	11,205	-0.066	0.018	-4.4318	4.0683
Grade repeated	11,205	0.149	0.006	0	1
Age	11,205	15.807	0.005	15.25	16.33
Language at home	11,205	0.163	0.163	0	1
Arrival age 0-3	11,205	0.011	0.002	0	1
Arrival age 4-6	11,205	0.013	0.002	0	1
Arrival age 7-9	11,205	0.009	0.002	0	1
Arrival age 10-12	11,205	0.010	0.001	0	1
Arrival age 13-15	11,205	0.005	0.000	0	1
School type: general	11,205	0.502	0.012	0	1
Bolzano	11,205	0.010	0.000	0	1
Trento	11,205	0.010	0.000	0	1
Lombardy	11,205	0.158	0.006	0	1
Campania	11,205	0.108	0.004	0	1

Tab. A2 – Test scores by origin and gender (School FE)

Variables	Natives						Immigrants														
	Reading			Math			Science			Reading			Math			Science					
	Male	Female		Male	Female		Male	Female		Male	Female		Male	Female		Male	Female				
Repeated grade	-0.669*** (0.0682)	-0.728*** (0.0632)	-0.729*** (0.0494)	-0.862*** (0.0645)	-0.632*** (0.0669)	-0.727*** (0.0651)	-0.391*** (0.149)	-0.705*** (0.126)	-0.480*** (0.142)	-0.450*** (0.173)	-0.488*** (0.114)	-0.450*** (0.173)	-0.488*** (0.114)	-0.450*** (0.173)	-0.488*** (0.114)	-0.450*** (0.173)	-0.488*** (0.114)	-0.450*** (0.173)	-0.488*** (0.114)		
Language at home	-0.287*** (0.0600)	-0.168** (0.0706)	-0.271*** (0.0404)	-0.125* (0.0657)	-0.326*** (0.0442)	-0.127* (0.0645)	-0.265* (0.157)	-0.0315 (0.107)	-0.109 (0.148)	-0.188 (0.167)	-0.0239 (0.106)	-0.0270 (0.0983)	-0.0239 (0.106)	-0.0270 (0.0983)	-0.0239 (0.106)	-0.0270 (0.0983)	-0.0239 (0.106)	-0.0270 (0.0983)	-0.0239 (0.106)	-0.0270 (0.0983)	
ESCS	0.285*** (0.0236)	0.329*** (0.0266)	0.235*** (0.0223)	0.276*** (0.0250)	0.254*** (0.0226)	0.299*** (0.0256)	0.0780 (0.0861)	0.211*** (0.0648)	0.0718 (0.0780)	0.0148 (0.0731)	0.178*** (0.0712)	0.175** (0.0807)	0.178*** (0.0712)	0.175** (0.0807)	0.178*** (0.0712)	0.175** (0.0807)	0.178*** (0.0712)	0.175** (0.0807)	0.178*** (0.0712)	0.175** (0.0807)	
Age	0.158** (0.0628)	0.0792 (0.0684)	0.191*** (0.0645)	0.0799 (0.0670)	0.141** (0.0681)	0.0912 (0.0722)	0.218 (0.269)	-0.360** (0.152)	0.0447 (0.313)	0.115 (0.264)	0.0542 (0.176)	0.0415 (0.178)	0.0542 (0.176)	0.0415 (0.178)	0.0542 (0.176)	0.0415 (0.178)	0.0542 (0.176)	0.0415 (0.178)	0.0542 (0.176)	0.0415 (0.178)	
Arrival age 0-3							-0.114 (0.233)	-0.233 (0.211)	-0.204 (0.258)	0.0243 (0.315)	0.0243 (0.170)	0.0243 (0.177)	0.0243 (0.170)	0.0243 (0.177)	0.0243 (0.170)	0.0243 (0.177)	0.0243 (0.170)	0.0243 (0.177)	0.0243 (0.170)	0.0243 (0.177)	
Arrival age 4-6							-0.189 (0.215)	-0.141 (0.116)	0.145 (0.181)	0.0240 (0.231)	0.0240 (0.182)	0.115 (0.172)	0.0240 (0.182)	0.115 (0.172)	0.0240 (0.182)	0.115 (0.172)	0.0240 (0.182)	0.115 (0.172)	0.0240 (0.182)	0.115 (0.172)	
Arrival age 7-9							-0.199 (0.278)	-0.650*** (0.224)	-0.336 (0.254)	-0.325* (0.193)	-0.325* (0.193)	-0.603*** (0.184)	-0.336 (0.254)	-0.325* (0.193)	-0.603*** (0.184)	-0.325* (0.193)	-0.603*** (0.184)	-0.325* (0.193)	-0.603*** (0.184)	-0.325* (0.193)	
Arrival age 10-12							-0.519*** (0.183)	-0.559*** (0.154)	-0.672*** (0.222)	-0.661*** (0.163)	-0.661*** (0.163)	-0.329** (0.152)	-0.672*** (0.222)	-0.661*** (0.163)	-0.661*** (0.163)	-0.329** (0.152)	-0.661*** (0.163)	-0.329** (0.152)	-0.661*** (0.163)	-0.329** (0.152)	
Arrival age 13-15							-0.941*** (0.317)	-0.698*** (0.184)	-0.723*** (0.263)	-0.131 (0.261)	-0.131 (0.261)	-0.557*** (0.185)	-0.723*** (0.263)	-0.698*** (0.184)	-0.723*** (0.263)	-0.131 (0.261)	-0.131 (0.261)	-0.557*** (0.185)	-0.723*** (0.263)	-0.698*** (0.184)	
Constant	-2.369** (1.000)	-0.984 (1.075)	-2.694** (1.021)	-1.203 (1.052)	-1.929* (1.076)	-1.388 (1.134)	-3.543 (4.197)	5.888** (2.410)	-0.535 (4.860)	-1.752 (4.141)	-0.903 (2.773)	-0.640 (2.785)	-0.535 (4.860)	5.888** (2.410)	-0.535 (4.860)	-1.752 (4.141)	-0.903 (2.773)	-0.640 (2.785)	-0.535 (4.860)	5.888** (2.410)	-0.640 (2.785)
School FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
Observations	5,128	5,186	5,128	5,186	5,128	5,186	428	463	428	463	428	463	428	463	428	463	428	463	428	463	

Notes: Standard errors in parentheses.

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1, +p < 0.15.

First plausible value employed.

All results are weighted and replication weights are taken into account.

Errors are robust and clustered at the school level.

References

- Addabbo T., Di Tommaso M.L., Maccagnan A. (2016), "Education Capability: A Focus on Gender and Science", *Social Indicators Research*, 128 (2), pp. 793-812.
- Agasisti T., Vittadini G. (2012), "Regional Economic Disparities as Determinants of Students' Achievement in Italy", *Research in Applied Economics*, 4 (1), pp. 33-54.
- Azzolini D., Schnell P., Palmer J. (2012), "Educational Achievement Gaps between Immigrant and Native Students in Two 'New Immigration Countries': Italy and Spain in Comparison", *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 643 (1), pp. 46-77.
- Barban N., White M.J. (2011), "Immigrants' Children's Transition to Secondary School in Italy", *The International Migration Review*, 45 (3), pp. 702-726.
- Blinder A.S. (1973), "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*, 8 (4), pp. 436-455.
- Bratti M., Checchi D., Filippin A. (2007), "Geographical Differences in Italian Students' Mathematical Competencies: Evidence from PISA 2003", *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 66 (3), pp. 299-333.
- Giambona F., Porcu M. (2015), "Student Background Determinants of Reading Achievement in Italy. A Quantile Regression Analysis", *International Journal of Educational Development*, 44, pp. 95-107.
- Guiso L., Monte F., Sapienza P., Zingales L. (2008), "Culture, Gender, and Math", *Science*, 320, pp. 1164-1165.
- Heckman J.J., Mosso S. (2014), "The Economics of Human Development and Social Mobility", *Annual Review of Economics*, 6 (1), pp. 689-733.
- INVALSI (2017), *Indagine OCSE PISA 2015: i risultati degli studenti italiani in scienze, matematica e lettura*, Istituto Nazionale per la valutazione del sistema educativo di istruzione e formazione, Roma.
- Jann B. (2008), "The Blinder-Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models", *The Stata Journal*, 8 (4), pp. 453-479.
- Kern L., Friedman M., Howard S. (2008), "Early Educational Milestones as Predictors of Lifelong Academic Achievement, Midlife Adjustment, and Longevity", *Journal of Applied Developmental Psychology*, 30 (4), pp. 419-430.
- Machin S., Puhani P.A. (2003), "Subject of Degree and the Gender Wage Differential: Evidence from the UK and Germany", *Economics Letters*, 79 (3), pp. 393-400.
- Murat M. (2012), "Do Immigrants succeed? Evidence from Italy and France Based on PISA 2006", *Global Economy Journal*, 12 (3), pp. 1-20.
- Murat M., Frederic P. (2015), "Institutions, Culture and Background. The School Performance of Immigrant Students", *Education Economics*, 23 (5), pp. 612-630.
- Nollenberger N., Rodríguez-Planas N., Sevilla A. (2016), "The Math Gender Gap: The Role of Culture", *American Economic Review*, 106 (5), pp. 257-261.

- O'Donnell O., van Doorslaer E., Wagstaff A. Lindelow M. (2008), "Explaining Differences between Groups: Oaxaca Decomposition", in O. O'Donnell, E. van Doorslaer, A. Wagstaff, M. Lindelow (eds.) (2008), *Analysing Health Equity Using Household Survey Data: A Guide to Techniques and Their Implementation*, World Bank Publications, Washington, DC, pp. 147-158.
- Oaxaca R. (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 14, pp. 693-709.
- OECD (2015a), *The ABC of Gender Equality in Education: Aptitude, Behaviour, Confidence*, PISA, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2015b), *Immigrant Students at School: Easing the Journey towards Integration*, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2016a), *PISA 2015 Results*, vol. I: *Excellence and Equity in Education*, PISA, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2016b), *Italy, Country Note*, <http://www.oecd.org/pisa/pisa-2015-Italy.pdf>.
- Quintano C., Castellano R., Longobardi S., (2012), "The Literacy Divide: Territorial Differences in the Italian Education System", in *Advanced Statistical Methods for the Analysis of Large Datasets*, Springer-Verlag, Berlin-Heidelberg.
- Rodríguez-Planas N., Nollenberger N. (2018), "Let the Girls learn! It is not only about Math... it's about gender Social Norms", *Economics of Education Review*, 62, pp. 230-253.
- Terzi L. (2007), "The Capability to be Educated", in M. Walker, E. Unterhalter (eds.), *Amartya Sen's Capability Approach and Social Justice in Education*, Palgrave Macmillan, Basingtoke, pp. 25-44.
- Woessmann L. (2016), "The Importance of the School System", *Journal of Economic Perspectives*, 30 (3), pp. 3-32.
- Zaiceva A. (2010), "East-West Migration and Gender: Is there a Differential Effect for Migrant Women?", *Labour Economics*, 17 (2), pp. 443-454.

ISBN 9788891794789

4. Placing literacy in cultural contexts: to what extent do sub-national differences in OECD PISA literacy scores reflect cultural heterogeneity in cognition and motivation?

di Marco Spampinato *

1. Introduction

1.1. The PISA approach to item bias, measurement equivalence, and culture

Item bias in literacy assessments and cultural biases in cognitive tasks can be regarded as opposite sides of the same coin. This, however, is not always the case. Unsystematic sources of bias – i.e., various sources of errors and inaccuracies in testing – may create forms of measurement inequivalence between groups of respondents that are not cultural in nature.

Culture is therefore a plausible source of item bias only when a systematic deviation of a pattern of responses is observed in a group of test takers in respect to the expected behavior of the whole tested population. This bias can be attributed to the influence of socially shared systems of meanings, practices, and beliefs that inhere in that group¹.

* Ricercatore indipendente. Per contatti: marco.spampinato@gmail.com.

¹ This is not a definition of culture but a non-exhaustive compound of plausible expressions. Geertz (1973) wrote one of the deepest interpretations of the word culture, which can be usefully recalled in psychological and educational studies. He described culture in many ways, but in order to provide an interdisciplinary concept, defined it as an “extragenetic, outside-the-skin control mechanism [...] for ordering behavior” (Geertz, 1973, p. 44). Bourdieu (1977) adopted the concept of cultural habitus as a system of dispositions grounded and embodied in behavior and cognition. In cultural and cross-cultural psychology, as well as in neuroscience, the corpus of research articles is so extensive that it would be misleading to mention a single author or research team in a footnote. However, it is important to distinguish those who consider that every psychological development of the individual is culturally mediated from those who take culture as an environmental variable that does not play such a determinant role in psychological processes (Miller, 1999).

This distortion in response patterns is due to the interaction between cultural characteristics of a group and the form or content of an item. In principle, any test item is supposed to activate equivalent cognitive processes across all populations or subgroups regardless of cultural or educational connotations.

Systematic sources of bias are expected to be leveled off in the *Programme for International Student Assessment* (PISA) of the Organization for Economic Cooperation and Development (OECD). The organization's goal is to measure 15-year-old students' capability to apply the knowledge they have acquired through several cycles of education in their everyday life.

Since the first edition of PISA, contributing program managers, test developers, and experts recognized that item biases are a major threat for the program's goal (Kirsch *et al.*, 2002, p. 19). Nevertheless, PISA technical reports (OECD, 2003, 2005, 2009, 2012, 2017b) elucidate that the development and verification of the psychometric scale items of literacy focuses much more on preserving an item's meaning when translated to different languages than on understanding possible sources of cultural biases. The leading principle of test developers is that "translation errors are much more frequent than other problems, such as clearly identified discrepancies due to cultural biases or curricular differences" (OECD, 2005, p. 68).

Unquestionably, items' translation and cultural adaptation requires the verification of many kinds of textual errors and features that determine items' malfunctioning (OECD, 2006, 2012). Conversely, the PISA strategy of tackling vicarious sources of item bias relies on the statistical analysis of item functioning, which takes place after a field trial and the final survey. After the field trial, first estimations of item parameters are provided for new items, and items used in previous edition are re-evaluated for parameters' invariance. Malfunctioning items are dropped in this phase (OECD, 2017b, p. 35), but PISA does not report criteria for item selection and discharge.

After the final survey, the items' parameters are estimated again. Until 2009, a Rasch model estimated a single parameter of difficulty in an item-by-country design. In 2015, a two-parameter logistic model was introduced to estimate an item's difficulty parameter and a discrimination parameter (OECD, 2017, p. 142). For most of the items, PISA methodology estimates invariant common international parameters. In previous editions, answers to items that showed a difference in behavior in a single country (detected through *Differential Item Functioning* – DIF) were finally excluded from the computation of items' parameters if "suspected of cultural bias" (Kirsch *et al.*, 2002). In PISA 2015, an automatic algorithm was implemented to assess the fitting of the item parameters in each item-by-country-by-language cell

of the estimation design. The automatic procedure adopted standard criteria to assess the poor fitting of the international item model and, in such a case, estimated group-specific parameters, either for a single group or for a subset of groups showing the same bias (OECD, 2017b, p. 151). On account of this methodological modification, information about items working differently in a country, or a group of countries, is retained, and scores of biased items are preserved (OECD, 2017b, p. 144). The opportunity to retain item bias information is positive, but fully automated procedures may also rule out qualitative investigations.

1.2. Cross-cultural assessments of measurement inequivalence and culturally sensitive studies of test outcomes

The effort of the OECD to ensure cross-country comparability and the measurement equivalence of literacy constructs is considerable. On the one hand, the importance given to ranking countries and monitoring their position in time and space makes measurement inequivalence a major threat that incentivizes the automatic elimination or recalibration of any possible item suspected of bias. On the other hand, this effort is substantiated in two assumptions of the item response theory models: 1) *local independence* – item response probabilities must depend only on the item’s parameters and individual abilities (i.e., literacy), and 2) *unidimensionality* – all test items measure a single and univocal construct of literacy.

PISA data have been analyzed to explore the residual measurement inequivalence (Kankarās & Moors, 2010). To this aim, Kankarās and Moors (2014) estimated DIF among all national samples in reading, mathematical, and scientific literacy, while Olsen (2005) adopted an agglomerative hierarchical cluster analysis to explore cross-cultural similarities in response patterns of scientific literacy among nations and investigated the common characteristics of the Nordic countries.

Although these works adopted different statistical approaches, they similarly exploited the potential of the item-by-country analyses to speculate about a detected structural diversity of students’ responses to the latent constructs. Their limitation is that commonalities across clusters of countries are just measured in terms of countries’ scores and degrees of equivalence. The cultural characteristics that these analyses can illustrate are limited to a conceptualization of culture as an undefined mix of linguistic, historical, and geopolitical factors operating, often irregularly, within world regions according to a general principle of cultural proximity (Kankarās & Moors, 2014).

Alternatively, when a study examines item responses by their characteristic associative links, constraints of opaque item categories lead to vague conclusions:

The main characteristic of the Nordic profile is that students in our region tend to do well on items involving careful reading, or as an alternative and more pessimistic interpretation, the Nordic students achieves [sic] poorly on items not directly dependent on reading of the text (Olsen, 2005, p. 91).

Alternative research in Taiwan and France (Bodin, 2005) raised the debate on how cognitive processes might diverge according to differences in cultural practices of problem solving in everyday life (Tai & Lin, 2015) or to national teaching and philosophical traditions favoring abstract-theoretical approaches that appear to be unproductive in some items (Bodin, 2005). Both studies endorse an interpretation of culture that describes its mediating role in psychological processes.

Goldstein (2017) expressed a novel and interesting position on how international sources of data (like PISA) might be more usefully taken into consideration. He underlined the intrinsically contradictory stance of pursuing measurement equivalence in a cross-cultural assessment of literacy: Ensuring perfect comparability of test scores by avoiding any possible linguistic and cultural item bias eventually gets rid of the most interesting items along the way (Goldstein, 2017).

Goldstein's viewpoint shares a similarity with the interpretation of culture in psychology. If culture is understood as a "qualitative source of patterning" of basic psychological processes (Miller, 1999), culturally neutral items for 15-year-old students are less interesting than items manifesting the mediating role of their cultural habits. Cultural analyses in psychology and education should therefore investigate biased processes, resisting the methodological idea that tests are meaningful only when they elicit or enable universally identical scripts of exemplified cognitive processes.

As Goldstein suggests, comparisons between groups should cultivate the spirit of exploring "what the role of cultural differences might be". To this aim, he adds that "studies should be treated as opportunities for gaining fundamental knowledge about differences, not as competitions to see who comes top" (Goldstein, 2017, p. 12).

1.3. Cultures or nations? A case for cultural heterogeneity in Italy and Spain

In this study, responses to the PISA 2015 test items are compared between groups of students living in regional communities of two countries of the same world region: the Mediterranean area. This research design contrasts with the habit of completely overlapping generic or shallow interpretations of culture with concepts of the nation or nation-state.

The PISA methodology itself embodies a concept of culture implicitly intertwined with the nation and the language that is in accordance with the European intellectual and political history of the 18th and 19th centuries. In test development, the methodology identifies groups as individual cells in a country-by-language matrix. In other words, cultures are either considered nations or sub-national communities of individuals speaking the vehicular language of an officially recognized linguistic minority.

Nevertheless, PISA's intention to measure students' capabilities in their everyday life is an ideal setting for understanding culture in cognition. Indeed, there is an epistemological advantage in studying cultural sources of test item bias when the same stimulus is presented to groups of speakers of the same language living in the same nation-state.

A limited number of countries guaranteed oversampling to assess reading, mathematical, and scientific literacy across regional groups (the US, Italy, the UK, and Spain). In 2015, Spain submitted the literacy assessment to the largest regional sample to represent all its autonomous communities. Italy provided the third-largest European sample (after the UK): its samples involves two heavily populated regions, one in the north and the other in the south, and two autonomous provinces (in the north). Similarities and differences between the regional communities of Italy and Spain can be examined through a variety of elements of an institutional, social, cultural, and linguistic nature.

Considering the languages and their relationship with local cultures, the picture is complicated in both countries. In Spain, other languages than the Spanish Castilian are currently officially recognized and adopted in the school system (the Basque, Catalan, and Galician languages). Apart from its German and Slovenian minorities, Italian is the only vehicular language in the Italian school system, which is more centralized than the Spanish school system (OECD, 2014, 2017c). Nevertheless, as is the case with other European countries (Hobsbawn, 1996; Ethnologue, 2018), the influence of regional variations of the Italian and surviving forms of previous languages (dialects) play an important role in everyday life (De Mauro, 1963/2017). In

many regional communities, it is unclear whether linguistic hybrids between Italian and its dialects facilitate the assimilation of a common culture or a social practice to resist assimilation. Variations in the utilization of an official language can be interpreted as elements of a person's *habitus* (Bourdieu, 1977) and as “funds of identities” (Esteban-Guitart & Moll, 2014).

Considering the patterns of institutional and social change, regional communities in Spain and Italy (especially southern Italy) have shared similar or even the same institutions throughout many periods of their history, such as during the Greek colonies and Byzantine Empire, the Islamic caliphates, the Crown of Aragon, the unified Kingdoms of Castile and Aragon, and the Spanish Monarchy. Current political entities, regions in Italy and autonomous communities in Spain, are still going through a period of institutional change characterized by increasing demands for autonomy, self-government, or independence (Catalonia is the straightforward example).

Considering culture as a relatively autonomous subject, the anthropological study of the Mediterranean cultures has had most of its interpreters in “external” scholars. In Italy, anthropological studies have been overwhelmingly devoted to the study of folklore and popular traditions. In contrast, the ethnographic enquiries in the Mediterranean are mainly concerned with the individuation and account of cultures of honor and shame (Peristiany, 1966; Pitt-Rivers, 1977).

Differences in the average levels of literacy highlighted by PISA and, in Italy, by the national survey developed and administered to the entire student population by the INVALSI (Istituto nazionale per la valutazione del sistema educativo di istruzione e formazione) (INVALSI, 2013a, 2013b) have contributed to a new narrative about internal gaps. This is especially the case in reading and mathematical literacy, prevalently accounted as an effect of social inequality between regions and within them.

In most of the analyses conducted on the PISA and INVALSI datasets, culture has not been explicitly taken into consideration as a concept that differs from education in the mediation of cognitive outcomes. On the contrary, culture has been measured with proxies of the cultural capital available in the home in its objectified state² (Bourdieu, 1986) and interpreted as an external explanatory variable on its own or within the synthetic indicator of socio-economic and cultural status.

² PISA measures the number of books possessed in the home and the availability (presence/absence) of classical works of poetry and literature, artistic artifacts, and technical handbooks.

2. Methods

The low rate of test item disclosure that characterizes PISA limits the possibility of anticipating hypotheses about cultural sources of item bias. This study therefore identifies item bias by estimating the DIF between regional groups. In the next pages, DIF and item bias are often used synonymously for the sake of simplicity. Nevertheless, an automatic translation might be misleading. An item might display DIF in favor of a group when many more test takers than usual skip the question, an occurrence that might modify the distribution of correct and incorrect responses for other reasons than those defining DIF. After hypotheses explaining an extraordinarily high rate of non-responses as being unrelated to the item's difficulty are ruled out, DIF signifies that test takers who do not differ in competence have nevertheless a different likelihood to answer the question correctly according to their group membership (i.e., item bias). This item bias is also a cultural bias if it is systematically related to common characteristics (not necessarily a trait) of a group: idiosyncratic knowledge, cognitive styles, or embodied dispositions developed in a socio-cultural environment. To obtain a definitive assessment of cultural biases at the level of single items, it is necessary to study the items individually (Zumbo, 1999).

DIF comes in two forms: a uniform DIF, where all test-takers within a focal group – i.e., the group potentially disadvantaged in a test – are equally disadvantaged (or advantaged) in respect to test takers of the reference group, regardless of their individual level of literacy; and a non-uniform DIF, where test takers within the two groups are differently sensitive to the item according to their individual level of literacy. In practice, the item may favor more competent test takers in a group and less competent ones in the other group.

The cases of DIF shown below are estimated with a between-group design and the two-step ordinary logistic regression approach described in Zumbo (1999, 2004). The logistic regressions provide the significant DIF, its magnitude, and the logit parameters for a) the effect of group membership and b) the combined effect of the group characteristics and the individual's level of literacy.

Focal groups are regional communities presenting significantly lower mean scores in reading, mathematics, and science than the corresponding reference groups, with a single exception. Table 1 summarizes the main statistics for the seven regional groups. In Spain, autonomous communities have been chosen by taking into account their linguistic and cultural connotations as compared with the community of Madrid. Test takers use the same and only language of assessment in Italy and in the autonomous communi-

ties of Madrid, Andalusia and Castile and Leon in Spain. The latter group was added to the community of Madrid for the sake of comparison with Basque Country, whose sample was twice as large than the others. Samples of the same size positively affect the reliability of DIF measures (Cuevas & Cervantes, 2012).

Tab. 1 – Summary statistics of selected regional community samples from Italy and Spain

State	Regional community	Literacy domain	Sample	Raw Score		Test Response Time	
			N.	Mean	SD	Mean (hh.mm.ss)	SD
Italy	Campania	Reading	691	14.55	6.96	0:33:32	0:12:05
		Mathematics	688	13.20	14.42	0:33:54	0:13:23
		Science	1,668	15.15	9.28	0:39:12	0:11:28
	Lombardy	Reading	744	17.73	6.81	0:34:42	0:10:25
		Mathematics	748	18.24	16.66	0:35:40	0:12:11
		Science	1,832	21.11	10.88	0:41:18	0:09:07
Spain	Andalusia	Reading	762	15.35	6.78	0:32:15	0:11:05
		Mathematics	733	13.76	13.37	0:35:19	0:12:13
		Science	1,805	18.29	10.57	0:39:45	0:09:39
	Catalonia ^a	Reading	721	17.06	6.93	0:33:03	0:10:44
		Mathematics	734	16.95	14.92	0:35:27	0:11:28
		Science	1,768	20.88	12.15	0:40:49	0:08:36
	Basque Country ^b	Reading	1,480	16.28	7.12	0:31:55	0:11:03
		Mathematics	1,453	15.60	13.40	0:33:30	0:12:02
		Science	3,599	19.09	11.15	0:38:21	0:09:49
	Madrid	Reading	742	18.15	6.75	0:33:55	0:10:42
		Mathematics	735	16.64	14.60	0:35:11	0:11:18
		Science	1,804	22.05	11.42	0:40:30	0:08:20
	Madrid with Castile and Leon	Reading	1,496	18.14	6.76	0:33:13	0:10:35
		Mathematics	1,504	17.02	14.89	0:34:58	0:11:32
		Science	3,661	22.10	11.27	0:40:12	0:08:26

Source: OECD PISA, 2015.

^a All students took the assessment tests in Catalan.

^b In the Basque Country, 2,822 students took the assessment tests in Spanish, 790 in Basque.

A DIF – especially in the form of a uniform DIF – straightforwardly expresses what being a member of the focal group implies in terms of a student’s probability to give the correct answer. Since Italy and Spain’s 2015

PISA survey was computer-based, another interesting piece of information available in the dataset is the item response time (RT).

Interpreting the relation between test performance and total test response time (i.e., the information reported in Table 1) is not straightforward at all. A lower total response time can be interpreted in two opposing ways: both students who rapidly guess the answer or almost automatically come up with it are faster than students who take longer to reason through it³.

To complement DIF with a second measure of student behavior that is not influenced by the total response time, the influence of being a member of the focal group on the item response time was estimated in a linear regression model after controlling for the main effect of the students' total test time. Significant effects are reported in the last column of the tables after the DIF logit parameters (Appendix, Tables A1.1 to A3.4).

A significant behavioral difference in item response time may suggest a possible cultural bias. The same stimulus might favor – with all things being equal – many more correct answers in a group by eliciting the activation of different psychological processes – e.g., intuitive processes rather than reasoned ones. Whenever the latter condition occurs, the cultural bias is also a cognitive bias⁴.

3. Results

3.1. *Essential information for interpreting the results*

Tables A1.1 to A3.4 present DIFs in the between-group design. Each table reports, from left to right, the name of the item, the percentage of correct answers in the international sample (as reported by PISA), the values of the significance tests (likelihood ratio χ^2 tests) for any uniform and non-uniform DIF, the magnitude of each form of DIF (by computing the change in R^2 between the three consecutive logistic regressions), and the estimated logit parameters of the focal group. The last column reports the unstandardized regression coefficient of the linear regression model estimated to assess the influence of being part of the focal group on the RT Levels of the p -values are signaled by asterisks.

³ In Campania, the total response time in mathematics ($M = 33:54$, $SD = 13:23$) was significantly lower than in Lombardy ($M = 35:40$, $SD = 12:11$, $t = 2.626$, $p < 0.05$) and was also the lowest among the five regional communities considered in the analysis. Campania displays the lowest mean score in mathematics.

⁴ For the sake of accuracy, the influence of group membership on the item response time should be estimated after having controlled for the different percentage of correct answers.

Items were considered to display a significant DIF only if the χ^2 presented a p -value equal to or lower than 0.01. After the first step, the score of the item showing DIF was subtracted from the total score to iterate the regressions with an unbiased measure of literacy, following the procedure suggested by Holland and Thayer (1986) and Zumbo (1999) to reduce first-type errors. Indeed, several items did not manifest the same significant DIF after the second estimation.

The logit coefficients always refer to the change in probability of focal group test takers endorsing the right answer (or taking more credits): the *group* coefficient assesses the influence of focal group membership alone, and the *interaction* coefficient measures the interaction effect of levels of literacy and group membership. When an item displays only a uniform DIF, only the group coefficient is significant. On the contrary, when the DIF is only non-uniform, both interaction and group coefficients could be significant.

The binomial logit parameter is the logarithm of the odds $p/(1-p)$, where p is the probability to give the correct answer, and $1-p$ is the probability to make an error. The interpretation is just a little more complicated when there are two or more possible correct answers ordered in a scale. Logit parameters can be transformed in their inverse, $\exp(\text{logit})$, which expresses the odds (Agresti, 2007).

As an example, the item Aesop-Q05 (Appendix, Table A.3.1) manifests both uniform and non-uniform DIFs. According to the former, the probability of getting 2 credits instead of 1 or no credit for a student in Campania is 1.89 times higher than for a student in Lombardy – $\exp(0.635) = 1.89$, and the same probability applies for getting 1 or 2 credits instead of getting no credit. According to the non-uniform DIF, the effect of the group membership is not identical for every student but, to some extent, is conditional on the student's reading literacy. The more competent students in Campania outperformed their peers in Lombardy, but the opposite or no distinction was observed for less competent students of both groups (Figure 1). Figure 1 shows the item differential functioning by an approximate relation (a default cubic equation provided by SPSS) between the students' credits obtained in Aesop-05 (y axis) and the students' score (x axis). The logit coefficient for the interaction between group membership and literacy expresses the small advantage of the relatively more competent students in Campania as a 1.09 times higher probability to answer correctly per each unitary increase in literacy – $\exp(0.082) = 1.09$.

To correctly interpret what kind of DIF is important, it is always better to first read the change in R^2 for the uniform and non-uniform effect. When the former is much greater than the latter, the advantage (or disadvantage) of the

focal group applies to most of the students; when the latter is much greater than the former, the effect of the group membership is very sensitive to the student’s level of literacy.

Regardless of the interpretation of the effect’s uniformity, some criteria to judge the overall magnitude of the DIF (the value of R^2 in the column labeled “any DIF”) – i.e., the extent it affects the item and therefore the test score – have been suggested by Slocum, Gelin, and Zumbo (2004). A change in R^2 below 0.35, between 0.35 and 0.70, and above 0.70 indicates, respectively, a small, moderate, or large DIF. However, other scholars (Cuevas & Cervantes, 2012) showed how a change in R^2 is not independent from sample size: bigger samples might facilitate DIF detection and increase its magnitude. The relatively small size of the PISA group samples (about 200 students per item in reading and mathematical literacy for the smallest samples) might therefore lead to an underestimation of the DIF’s magnitude⁵.

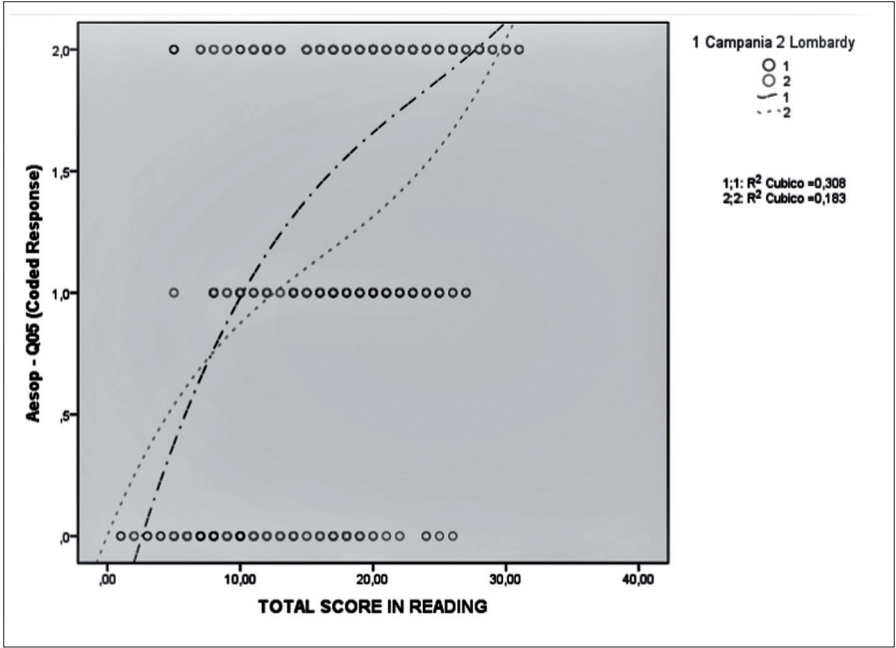


Fig. 1 – Relation between total score in reading and score in the item Aesop-Q5 in Campania and Lombardy, approximated by a cubic equation

⁵ PISA methodology adopts matrix sampling, which was modified in 2015. Each student in the sample answered only a portion of the reading and mathematical literacy items (OECD, 2017b, pp. 31-40).

5.2. Numerosity, magnitude, and direction of DIF

Overall, the results of the DIF estimation between communities in Italy and Spain show percentages of biased test items that exceed the percentage of items that PISA's automatic algorithm detected for DIF across all the national groups – and recalibrated by applying country's ad hoc parameters. PISA reports the following percentages of ad hoc parameters: 11% in reading literacy, 5.6% in mathematical literacy, 10.3% in old items (called trend items) of scientific literacy, and 6.7% of new items of scientific literacy developed for the 2015 survey (OECD, 2017b, p. 228).

In this analysis, the DIF in reading literacy between Catalonia and Madrid (16% of test items) clearly exceeds the 11% rate of item bias detected in PISA's international estimation. Analogously, the DIF in scientific literacy when Catalonia and the Basque Country are involved – 15.2% and 20.7% of the items respectively – is either equivalent to or higher than the DIF detected by PISA internationally. In the case of Italy, the figure is even more impressive: 41.2% of the mathematics items are biased between Campania and Lombardy, and even the DIF between Madrid and Andalusia is almost double the 5.8% of the international items' calibration (Table 2).

Item bias benefits either the focal or the reference group. When many items are biased, most of them favor the reference group. An exception is the comparison between the communities of Madrid and Catalonia in reading literacy, but the item bias is generally more equally distributed in reading literacy. In respect to its magnitude, the DIF is mostly small. However, for Catalonia's reading literacy and Campania's mathematical literacy, the DIF is mostly of a moderate and large magnitude.

Tab. 2 – Numerosity, direction, and magnitude of DIF in between-group comparisons for each main domain of assessment

Focal vs Reference group	DIF		% of biased items		In favor of		Magnitude		
	Uniform	Non-Uniform	Any	items	Focal	Reference	Small	Moderate	Large
<i>Reading literacy – 87 items</i>									
Campania vs Lombardy	4	0	4	4.6	2	2	4		
Andalusia vs Madrid		3	4	4.6	2	2	2	2	
Catalonia vs Madrid	11	2	14	16.1	8	6	6	7	1
Basque Country vs Madrid	4	1	6	6.9	2	4	6		
<i>Mathematical literacy – 69 Items¹</i>									
Campania vs Lombardy	26	3	28	41.2	2	26	7	18	3
Andalusia vs Madrid	4	3	7	10.1	-	7	4	3	
Catalonia vs Madrid	3	1	4	5.8	1	3	3	1	
Basque Country vs Madrid	2	0	3	4.3		3			
<i>Scientific literacy – 184 items</i>									
Campania vs Lombardy	13	4	16	8.7	3	13	12	4	
Andalusia vs Madrid	8	3	13	7.1	3	10	12		1
Catalonia vs Madrid	20	6	28	15.2	10	18	20	5	3
Basque Country vs Madrid	36	4	38	20.7	1	37	35	3	

¹ Responses are reported only for 68 items in the Italian samples.

3.3. DIF in reading literacy

Reading literacy presents the lowest proportions of item bias, among the three assessments, where students of the focal groups took the test in the same language of the reference group. Conversely, for students from Catalonia and Basque Country, item bias is more frequent in reading literacy than in mathematics. This fact may either confirm the thesis that students who take the test in the same language encounter fewer translation problems or call the hypothesis of linguistic relativity into play, which can be stated as the concept that folk theories and cultural worldviews internalized through the indigenous language are much more likely to act as a stronger vehicle of a population's cultural biases.

Notably, the hypothesis that a linguistic mismatch increases the possibility of item bias in reading literacy does not imply that the nature of the bias is linguistic, instead of cultural. In fact, when the literacy assessment brings other fields of knowledge into play (e.g., mathematics, science) that may well contrast with other elements of folk theories and worldviews, cultural biases emerge in the study regardless of the language of the test.

Looking at some results in detail, the plausibility of the cultural nature of the biases – which means that biases persist across different cultures regardless of whether they use the same language – is reinforced. The previously mentioned Aesop-Q05 works differently in three out of four group comparisons, but both students in Campania and Catalonia have an advantage against the respective reference groups in terms of full credit answers and RT.

To understand cultural bias and confirm the hypothesis, it is clearly necessary to focus the analysis on the content of the items. Unfortunately, the PISA methodology offers just a few and insufficient categorical elements. To say that Aesop-Q05 belongs to the category of *reflect and evaluate* does not contribute enough to interpret why some groups are faster and more frequently correct than others in their answers. The RT tells a complementary and crucial part of the interpretation. It is improbable that the disadvantaged group did not reflect enough: students in Madrid and Lombardy spent more time on the item and they are more competent in reading on average.

Fortunately, notwithstanding PISA's restrictions on communicating the items' contents, Aesop-Q05 is a partial exception. A study made after the first edition of PISA analyzed the answers to one of the two items called Aesop, both belonging to the *reflect and evaluate* category (Roe, 2002). Even maintaining doubt about which Aesop – number four or number five – Roe evaluated, the results of her analysis match the hypothesis of cultural bias. The narrative and the related question might indeed give an advantage to re-

spondents who are relatively faster and sharper in grasping the nature of the fable's metaphor. While this advantage might correlate with the condition of being a frequent reader of literary genres – i.e., a cross-culturally valid interpretation of individual differences in reading literacy – the same advantage might arise from being part of a group accustomed to the use of a figurative language in the everyday life and perhaps more accustomed than others to certain implicit associations.

The cultural bias hypothesis is much more specific: Aesop's fables are a vehicle of implicit and symbolic associations (between animals and human emotional, motivational, or moral stances). The gist of the narrative is perceived much more effectively when internalized routines and symbolic associations are partially processed non-consciously during the reading. A cultural bias might therefore imply that individuals who grasp the metaphorical or symbolic meaning do not require the same kind of prolonged reflection of individuals who do not share that implicit knowledge. Figure 2a shows that students from Catalonia, Campania, and Madrid performed better overall than students from Basque Country and Lombardy. They also showed lower response times in each comparison when advantaged by the item. Figure 2b gives an example of what may happen to a DIF that signals a cultural difference when nations are used as cultural groups instead of regions: the DIF is totally hidden, and Italy and Spain, taken as nations, show almost identical patterns of response.

There are too few descriptive elements to formulate hypotheses about the source of bias in the other items. Looking at the PISA categories, biased item between Catalonia and Madrid are more frequent in the category *reflect and evaluate*, 30% of this typology of items is biased, than in the other two categories: *integrate and interpret* (13% of this typology of items is biased) and *access and retrieve* (9.1% of this typology of items is biased). Nevertheless, the influence of this classification on item bias does not reach the conventional level of significance ($\chi^2 = 4.015$, $df = 2$, $p = 0.134$). Perhaps more interestingly, the intersection of the categories of *human-coded open responses* and *personal situations* – i.e., situations of everyday life – account for almost half of DIF items between Catalonia and Madrid (6 out of 14 items, 42.9%, $\chi^2 = 9.528$, $df = 4$, $p = 0.049$).

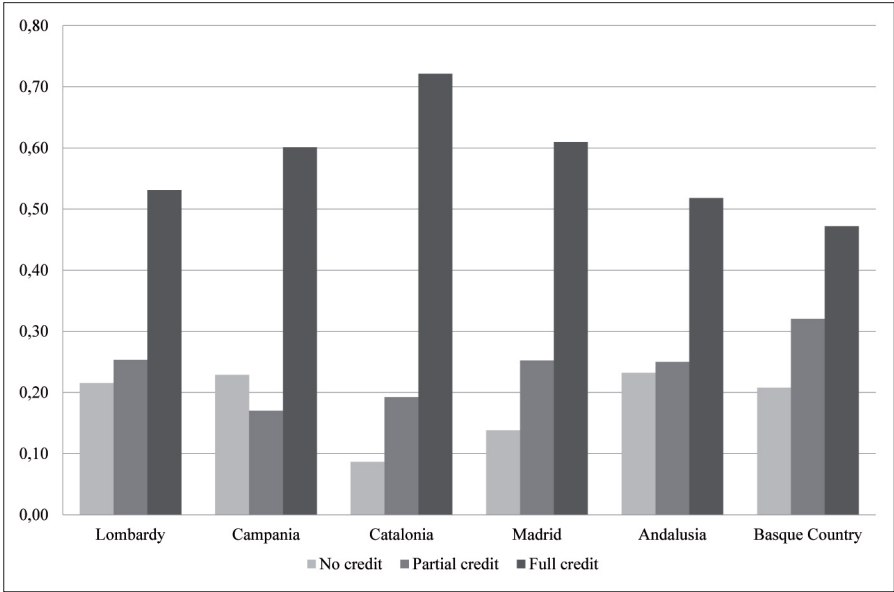


Fig. 2a – Item Aesop-Q5: percentage of full credit, partial credit, and no credit in the selected regional communities

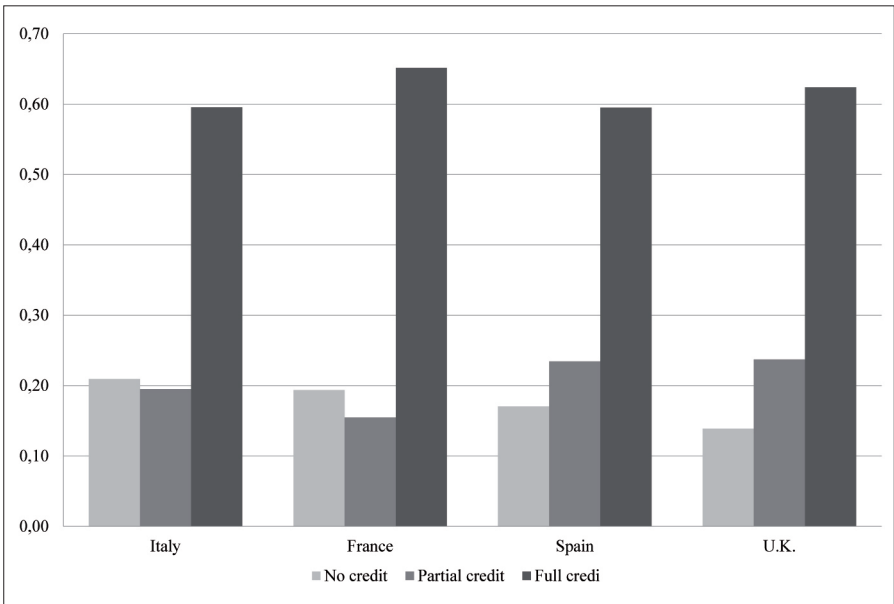


Fig. 2b – Item Aesop-Q5: percentage of full credit, partial credit, and no credit in Italy, France, Spain, and the UK

3.4. DIF in mathematical literacy

DIF in mathematical literacy is noteworthy for its numerosity and magnitude between Campania and Lombardy, and it almost always favored the reference group. The item Wheelchair Basketball is the single exception. It is a very difficult item according to the international statistics (12% correct answers), and Campania and Lombardy had slightly above the global average (16% and 15% correct answers, respectively).

A few meaningful elements to discern the nature of DIF comes from the information provided by the item classification categories. Overall, the 28 biased items are:

- equivalent in difficulty, considering the international percentage of correct answers ($N_{\text{total}} = 68$, $M_{\text{total}} = 42.88\%$, $SD_{\text{total}} = 21.53$, $N_{\text{biased}} = 28$, $M_{\text{biased}} = 44.65\%$, $SD_{\text{biased}} = 19.06\%$, $t = 0.735$, $df = 27$, $p = 0.469$; $N_{\text{unbiased}} = 40$, $M_{\text{unbiased}} = 41.64\%$, $SD_{\text{unbiased}} = 23.26\%$, $t = 0.097$, $df = 39$, $p = 0.923$);
- barely characterized in terms of item contents – i.e., 51.5% of items are biased in the categories *change & relations* and *uncertainty & data*, while only 31.4% of the categories *quantity* and *space & shape* favor one of the two groups ($\chi^2 = 2.829$, $df = 1$, $p = 0.093$); and
- significantly distinguished in terms of contexts and situations: mathematical applications to *scientific* or *personal* situations are biased 55.2% of the times, while applications to *societal* and *occupational* contexts favor one of the two groups 30.8% of the times ($\chi^2 = 4.089$, $df = 1$, $p = 0.043$).

There is a possible effect of scientific contexts on item bias in mathematical literacy: the very high proportion of items affected by DIF, which were univocally against the focal group, suggests that a common factor of item bias could be the kind of non-mathematical context where the mathematical contents are embedded. This hypothesis is further specified and tested in paragraph 3.6.

3.5. DIF in scientific literacy

A few comments are added to the next tables of DIF within the assessment of scientific literacy. The DIF is relatively more balanced but larger in magnitude between Catalonia and Madrid. It is conversely numerous, small, and always favorable to the students from Madrid and Castile and Leon in comparison with Basque Country.

It is interesting to note that in the latter case (where more than 20% of the test is biased), 81.6% of the DIF regards new items submitted for the first

time in 2015. Indeed, the condition of being a trend item (i.e., an old item) or new influences the item's probability of presenting a bias ($\chi^2 = 16.819$, $df = 3$, $p = 0.001$). The same influence of the new items on DIF characterizes the Italian samples: 13 of the 16 biased items (81.3%) were administered for the first time in 2015. The relevant item bias between Catalonia and Madrid is conversely much better distributed across the years of items' first utilization.

The distribution of item bias by the PISA item categories does not suggest any straightforward pattern. The few patterns that emerge – i.e., item bias is more frequent in the content domains of *living systems* (biology and ecosystems) in Basque Country and Catalonia and *Earth and space* (physics) in Campania – do not suggest meaningful comments on the nature of the bias. Students' cognitive outcomes in scientific literacy rely on a mixture of curricular and extracurricular knowledge of science combined with their capabilities in reading and mathematics. Consequently, understanding the item bias in science might be more complicated than in the other two domains.

3.6. Intrinsic motivation and beliefs: outline of the cultural mediation of mathematical outcomes in Campania

Table 3 provides the mean values of several psychometric measurements of students' motivation and beliefs collected by the PISA student questionnaire (OECD, 2017a). The reliability and validity across cultures of measures of motivation cannot be taken for granted (Artelt, 2005; Byrne, 2008). Issues of comparability arise immediately when mean scores are compared with cognitive outcomes. Artelt (2005) expressed the reasonable tenet that the psychometric scales that measure motivation, attitudes, and interests work much more effectively within countries than between countries because the interpretation of their meanings may differ considerably across cultures. Students from countries with a very low level of literacy in reading – Brazil in an Artelt's example – in fact show a higher motivation than students who largely outperform them – Koreans in her example. This picture is exactly how the comparison works between two regional groups of this study: students from Campania display a significantly higher mean of *interest in scientific topics* ($t = 7.231$, $df = 3,148$, $p < 0.001$), *enjoyment in science* ($t = 5.073$, $df = 3,209$, $p < 0.001$), *instrumental motivation (in science)* ($t = 4.873$, $df = 3,195$, $p < 0.001$), and *achievement motivation (general)* ($t = 8.813$, $df = 3,229$, $p < 0.001$) than students from Lombardy. Notably, this pattern does not occur in Spain.

Conversely, students from Campania score significantly lower on a four-point Likert scale of epistemic beliefs – i.e., a measure of the extent to which

they believe science needs experimental methods and scientific truths are open to change over time – than their peers in Lombardy (and in the other regional communities). Short vignettes on grit and preparation (M1), intrinsic motivation (M2), and extrinsic motivation (M3) work much more regularly across groups, and students from Campania express lower instead than higher motivation⁶.

Tab. 3 – Regional means of PISA constructs measuring different types of student’s motivation and epistemic beliefs

<i>Constructs</i>	<i>Campania</i>	<i>Lombardy</i>	<i>Andalusia</i>	<i>Catalonia</i>	<i>Basque C.</i>	<i>Madrid</i>
Interest in science	14.63	13.74	13.68	13.51	13.32	13.65
Enjoyment in science	13.30	12.63	12.87	13.26	12.95	13.56
M1 – Lack of grit & often off guard _reversed score	3.51	3.63	3.59	3.57	3.58	3.67
M2 – Intrinsic motivation in a task	3.14	3.26	3.24	3.36	3.24	3.23
M3 – Extrinsic motivation in a task	3.36	3.39	3.62	3.61	3.58	3.67
Achievement motivation	15.16	14.35	14.24	15.52	14.28	14.71
Instrumental motivation in science	11.52	11.03	11.28	11.22	11.29	11.62
Epistemic beliefs	17.66	18.15	18.13	18.85	18.43	18.81

The vignettes may allow a more realistic or authentic projection of students’ views and dispositions by disentangling the self from the answer⁷. A social desirability bias is otherwise ubiquitous in questions directly calling the self into play (Fisher, 1993). Furthermore, cultures typically differ for how people structure a self-schema and how concerned they are with a personal social image (e.g., Markus, 1977; Markus & Kitayama, 1991; Rodriguez Mosquera, Uskul, & Cross, 2011). When it comes to speaking about oneself in relation to others, different stances may therefore arise – e.g., being modest and “below-average” or assertive and even pretentious.

⁶ The independent samples t-test between means of Campania and Lombardy show a significant difference in M1 ($t = -5.147$, $df = 3,354$, $p < 0.001$) and M2 ($t = -4.957$, $df = 3,345$, $p < 0.001$), but a non-significant difference in M3 ($t = -0.909$, $df = 3,346$, $p = 0.363$).

⁷ M1: “[student name (a male name in Italian)] gives up easily when confronted with a problem and is often not prepared. Is [name] motivated?”.

M2: “[student’s name (female name in Italian)] mostly remains interested in the tasks she starts and sometimes does more than expected. Is [name] motivated?”.

M3: “[student’s name (female name in Italian)] wants to get top grades at school and continues working on tasks until perfect. Is [name] motivated?”.

The analysis of the DIF between Campania and Lombardy in mathematical literacy suggests evaluating the influence of a common cultural factor that affects the students' answers on the whole cluster of biased items besides other possible item-by-item assessments. The psychometric scales of motivation and beliefs have been considered only within cultures, giving priority to those that disentangle the self from the students' answers in order to test the hypothesis of cultural mediation.

The conjecture is that the single construct of epistemic beliefs might embody idiosyncratic cultural elements that mediate the relation between a realistic measure of student's motivation and mathematical outcomes. In a culturally grounded approach, motivation should be considered more as a process than as a personality trait (Maehr, 2008). This conjecture has therefore been formulated and tested in consideration of the answers to one of the three vignettes, each of which express a student's motivational orientation toward a task, and the construct of epistemic beliefs – a measure that may reflect a dynamic, often intrinsically conflicted stance between folk beliefs and the interpretation of scientific knowledge cultivated through the school experience (Vygotsky, 1978; Clarà, 2016).

For the sake of accuracy, the measurement of mathematical literacy has been partitioned into two scores, one per each separated subset of biased and unbiased items.

The first hypothesis of the mediation model is that the student's performance increases as the student's motivation increases. The vignette portraying a situation of intrinsic motivation in task completion (M2) – the key expression being “remain interested” – was selected as the most appropriate to represent that state in the mediation model. It is likely that the most intrinsically motivated students – students who experience interest during a task – perform better than other students in the biased part of the test. An experienced interest might help them overcome perceived difficulties and therefore reduces the probability of them giving up or guessing the answer.

The second hypothesis of the mediation model states that a student's intrinsic motivation and epistemic beliefs in science are positively correlated. At first glance, it appears superfluous to specify further the direction of this relation. Nevertheless, if epistemic beliefs are considered to be a dynamic outcome of the interaction between folk theories and school experiences, intrinsically motivated students are more likely to endorse a pragmatic, experimental, and relativistic view of science than students who are just extrinsically motivated in their school activities. The model therefore assumes a process-based and contingent orientation: student's intrinsic motivation – *remains interested in a task* and *does more than expected* – predicts their epistemic beliefs.

The third hypothesis of the model is as follows: It is not just the student's intrinsic motivation per se, but the mediation of conducive epistemic beliefs that sustains the student's engagement within otherwise unusual mathematical tasks (e.g., items applying mathematical reasoning and competences to scientific contexts and everyday life situations).

Figure 3 depicts the mediation model with the regression coefficients referring to the students' performance in Campania in the biased subset of the test – i.e., the total score of the 28 items manifesting DIF. Table 4 accounts for the regression of the mediation model estimated in the four possible conditions: intrinsic motivation and epistemic beliefs as predictor and mediator, respectively, of the biased and unbiased test scores in Campania and Lombardy.

The mediation model shows that the biased component of the test is the only one where the two conditions for mediation are verified: 1) the predictor directly influences the outcome when the mediator is not considered in the model, and 2) the mediator predicts the outcome and mediates the predictor when both variables are entered in the same empirical equation. The third condition – the predictor significantly affects the mediator – is always verified (Baron & Kenny, 1986; Preacher & Hayes, 2004).

The model describes the process-based interpretation of the biased mathematical outcomes in Campania. Conversely, it does not show full statistical significance for the same cluster of items in Lombardy – intrinsic motivation does not influence the students' score.

Since the mediation model for DIF items provided a clue to understand how performance can be biased in mathematical literacy, a linear regression model was estimated to assess the direct contribution of motivational, cultural, and educational components to the students' overall score in mathematical and scientific literacy.

The stepwise regression procedure presented in Table 5 entered the main constructs provided in the students' and parents' questionnaires in four separate blocks. The first block contained vignettes' scores for grit and preparation (M1), intrinsic motivation (M2), and extrinsic motivation (M3), the second block contained proxies for objectified and embodied cultural *capital* (the number of books possessed in the home, epistemic beliefs, parents' views about science and science-oriented activities), the third block contained context-specific constructs of motivation and emotion (interest in science, enjoyment of science, instrumental motivation in science, and anxiety), and the fourth block contained constructs expressing properties of the student's school experience with science (inquiry-based science teaching, teacher support in a science class, teacher directed science instruction).

In Campania, only four variables manifest a main effect on mathematical literacy. Somewhat surprisingly, this model interprets the same portion of variance of the predicted outcome ($R^2 = 0.015$) as the analogous model for the students' performance in scientific literacy. It can also be noted that teacher's support, epistemic beliefs in science, and interest in scientific topics all contribute to describe a positive involvement with science classes as a process of acquisition (embodiment) of a set of cultural dispositions that may favor the application of mathematical reasoning to scientific contexts.

Both embodied and objectified components of the students' cultural capital – to maintain Bourdieu's effective categories – are significant predictors of the student's performance. The number of books at home is a well-known predictor of students' literacy across countries (e.g.: Lockheed, Prokic-Bruer, & Shadrova, 2015). Nevertheless, the epistemic beliefs, as part of a person's embodied cultural capital, are a more direct and intrinsic target of educational policies compared to the availability of objectified forms of cultural capital.

In confronting the outcome of the stepwise regression models in Lombardy and Campania, it is also evident that positive results in mathematical literacy and, to some extent, in scientific literacy, arise from different pathways in the two communities. A greater emphasis on intrinsic motivational components, family background, and positive teacher support characterizes the southern region. Conversely, all other things being equal, emotional components (anxiety) apparently discriminate only within the northern region.

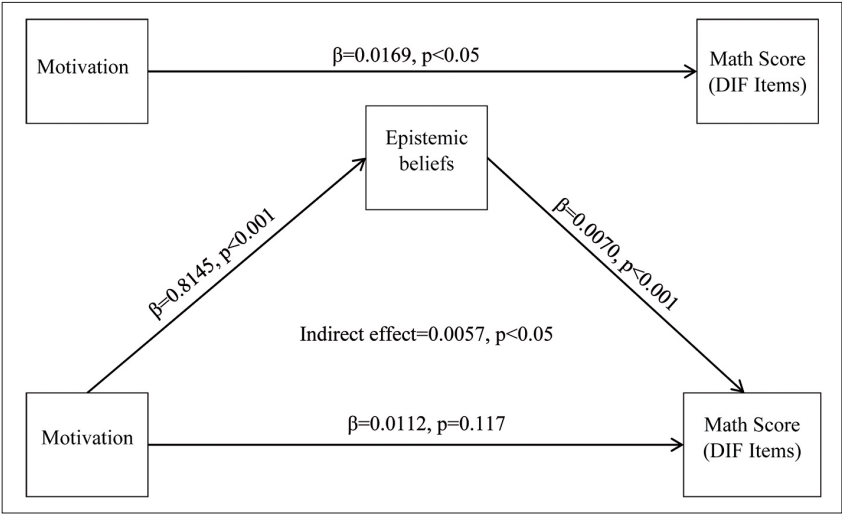


Fig. 3 – Epistemic beliefs mediate the relation between motivation and mathematical score on test items manifesting DIF

Tab. 4 – Mediation models: epistemic beliefs mediate intrinsic motivation in the pathway to mathematical outcomes

Model	Equation variables	Campania						Lombardy						
		β	t	P	Sobel	Z	p	β	t	p	Sobel	Z	p	
I	Y = Score in mathematics (biased items)													
	X = M2 – Intrinsic motivation in a task	0.017 ^a	2.369	0.018				0.022 ^b	1.877	0.061 ^b				
II	Y = Epistemic beliefs			^a										
	X = M2 – Intrinsic motivation in a task	0.815 ^a	4.586	0.000				0.507 ^b	3.204	0.001 ^b				
III	Y = Score in mathematics (biased items)			^a										
	X = M2 – Intrinsic motivation in a task	0.011	1.569	0.117				0.016	1.425	0.155				
	M = Epistemic beliefs	0.007 ^a	4.200	0.000	0.006 ^a	3.058	0.002 ^a	0.010 ^b	3.749	0.000	0.005 ^b	2.387	0.017 ^b	
I	Y = Score in mathematics (unbiased items)			^a										
	X = M2 – Intrinsic motivation in a task	0.013	0.652	0.515				0.023	1.162	0.246				
III	Y = Score in mathematics (unbiased items)													
	X = M2 – Intrinsic motivation in a task	0.004	1.799	0.857				0.018	0.885	0.375				
	M = Epistemic beliefs	0.011	2.458	0.014	0.009	2.127	0.033	0.011	2.204	0.028	0.005	1.759	0.079	

^a Regression coefficients and statistical significance of the mediation model in Campania.

^b Regression coefficients and statistical significance of the mediation model in Lombardy.

Tab. 5 – Regression models: motivational, cultural, and educational predictors of performance in Campania and Lombardy for mathematical and scientific literacy

Components Predictors		Campania				Lombardy	
		T	p	B	t	p	
<i>Mathematical literacy</i>							
Motivation	M1 – Lack of grit & often off-guard_revscore	0.072	1.290	0.198			
	Interest in science topics	0.204	3.539	0.000			
	Anxiety				-0.117	-2.594	0.01
Culture	How many books are there in your home?	0.171	3.058	0.002	0.138	2.978	0.003
	Epistemic beliefs in science	0.130	2.306	0.022	0.111	2.391	0.017
Education	Teacher support in a science class	0.139	2.518	0.012			
R2		0.15			0.05		
<i>Scientific literacy</i>							
Motivation	M1 – Lack of grit & often off-guard_revscore	0.092	2.502	0.013	0.115	3.938	0.000
	M2 – Intrinsic motivation in a task	0.117	3.267	0.001	0.030	1.012	0.312
	Interest in science topics	0.176	4.78	0.000	0.118	3.998	0.000
	Anxiety				-0.141	-5.115	0.000
Culture	How many books are there in your home?	0.128	3.541	0.000	0.176	6.118	0.000
	Epistemic beliefs in science	0.112	3.079	0.002	0.092	3.172	0.002
	Parents' view about science ^a	0.074	2.088	0.037			
Education	Teacher support in a science class	0.111	3.154	0.002	0.113	3.542	0.000
	Teacher-directed science instruction				-0.071	-2.316	0.021
R2		0.15			0.15		

a Psychometric scale from the parents' questionnaire.

4. Conclusion

Detecting DIF in standardized assessment procedures is a method to investigate cultural influences inherent in psychological and cognitive processes. Often, cross-cultural studies tend to overlap concepts of culture and nation, neglecting cultural heterogeneity within-country. This study attempted to avoid this oversimplification by investigating heterogeneity between regional communities within countries considered linguistically and culturally similar.

A cultural puzzle is framed within the present-day Mediterranean nation-states, due to idiosyncratic patterns of historic (i.e., institutional, economic, social) and cultural development, each one sharing similarities and contrasts with the other. Accordingly, differences between groups in culturally grounded aspects of cognition might be usefully inquired using conceptual frameworks developed within the cognitive sciences – e.g., dual-process theories of the mind (Sloman, 1996; Stanovich & West, 2002) – and within cultural psychology, which addressed a growing body of research to investigate differences in cognitive styles, especially between East Asians and North Americans (e.g.: Nisbett, 2003; Butchtel & Norenzayan, 2009).

So far, the results obtained by estimating DIF in literacy assessment between regions, in Italy and Spanish, suggest that an item-by-item investigation is a viable strategy to understand cultural bias. However, this identification strategy works under the assumption of Item Response Theory that items are conditionally independent of each other – in practice, when cultural characteristics, which should remain irrelevant, influence only a small proportion of the test items.

To explore DIF item-by-item, it is necessary to access the restricted information about the item's content. An example of how this knowledge may facilitate the identification of cultural bias is provided for an item adopted in PISA tests of reading literacy since the survey's first edition. The example shows also that similarities in behavioral patterns across regional groups of different countries are totally hidden in cross-national comparisons.

On the contrary, when DIF is found in a very high proportion – which is certainly the case between Campania and Lombardy in mathematical literacy – there is reason to believe that the assumption of local independence is violated. Students might have not answered each item independently from the contexts where their competencies were tested. A common context might facilitate or impede memory processes and the whole performance in the task at hand. In this analysis, it was suggested that scientific contexts (and situations of everyday life) might create a contextual bias against students

from Campania in mathematics when their behavior is compared with students from Lombardy.

It was proposed that this kind of bias, which operates over more than the 40% of the test, can be mediated by motivational (i.e., intrinsic motivation) and cultural (i.e., epistemic beliefs) psychological components. In the estimated model of cultural mediation, students' intrinsic motivation, a predictor of their cognitive performance, is mediated by their epistemic beliefs.

Further research can be addressed to inquire cultural biases in literacy assessment and to explore how culturally-specific patterns of behavior are formed and transmitted.

The stance endorsed by PISA that a capability exists only when a learned competence can be applied to the everyday life, emphasizes a social constructivist interpretation of the cultural bias: what appears to be a flaw or, alternatively, an advantage of a group, can signal characteristics of psychological processes superimposed, within a concrete society, by the intimate need of maintaining a positive interaction between the educational experience and the culture of students' everyday life.

The mere fact that students live in a social environment suggests that schools and local societies are not independent of each other. Indeed, removing any cultural influence in the psychological processes which mediate stimuli submitted through psychometric tests might be, on the one hand, unrealistic and, on the other hand, counterproductive. What this research might alternatively suggest – without betraying its own preliminary character –, is that psychometric scales of literacy should be regarded much more as fine-grained tools to understand idiosyncratic patterns of interaction between culture and education, instead than as means to benchmark countries and cultures.

Appendix

Tab. A1.1 – DIF and focal group effect in RT in reading literacy between Campania (focal group) and Lombardy (reference group)

Item Name	% Int. Correct	Likelihood-Ratio Tests (χ^2)				Magnitude of the effect (ΔR^2)				Logit		RT
		Any ^a	Uniform ^b	Non-Unif. ^b	Any	Uniform	Non-Unif.	Group	Interaction	Group	Group	
Aessop – Q05	66.0	13.84**	8.81**	5.02*	0.032	0.020	0.012	0.64**	0.08*	0.08*	-11,13*	
Optician – Q03	52.1	9.75**	7.97**	1.78	0.031	0.025	0.006	-0.71**				
Fair Trade – Q02	36.4	9.99**	9.98**	0.02	0.029	0.029	0.000	-0.69*				
Rhino – Q04	77.2	6.77*	5.96**	0.81	0.021	0.018	0.003	0.88*				

a = two degrees of freedom; b = one degree of freedom.

* p < .05 ** < .01 *** p < .001.

Tab. A1.2 – DIF and focal group effect in RT in reading literacy between Andalusia (focal group) and Madrid (reference group)

Item Name	% Int. Correct	Likelihood-Ratio Tests (χ^2)				Magnitude of the effect (ΔR^2)				Logit		RT
		Any ^a	Uniform ^b	Non-Unif. ^b	Any	Uniform	Non-Unif.	Group	Interaction	Group	Group	
Shirts – Q05	31.6	12.45**	0.00	12.44**	0.031	0.000	0.031	3.79***	-0.18***			
Telephone – Q05	11.3	18.34**	5.91*	12.42**	0.050	0.017	0.033	-4.64***	0.19***			
Biscuits – Q01	94.4	6.76*	0.38	6.39**	0.067	0.004	0.063	3.27*	-0.34*			
Movie Reviews – Q02	64.0	9.27**	4.47*	4.80*	0.027	0.013	0.027	-0.46*	-0.08*			

a = two degrees of freedom; b = one degree of freedom.

* p < .05 ** < .01 *** p < .001.

Tab. A1.3 – DIF and focal group effect in RT in reading literacy between Catalonia (focal group) and Madrid (reference group)

Item Name	Likelihood-Ratio Tests (χ^2)		Magnitude of the effect (ΔR^2)				Logit		RT	
	% Int. Correct	Any ^a	Uniform ^b	Non-Unif. ^b	Any	Uniform	Non-Unif.	Group		Interaction
Aesop – Q05	66.0	12.46***	12.21***	0.25	0.033	0.032	0.001	0.75***		-11.07*
Shirts – Q05	31.6	7.35*	0.51	6.84**	0.019	0.002	0.017	2.69***	-0.14*	-21.84
Exchange – Q02B	33.4	34.33***	32.03***	2.30	0.074	0.070	0.004	1.14***		-34.92***
Summer Job – Q01	77.3	11.16***	10.16***	1.00	0.035	0.032	0.003	-0.96*		-9.90
Summer Job – Q04	61.2	9.89**	6.13**	3.76*	0.030	0.019	0.011	1.72**	-0.08*	
Summer Job – Q05	51.7	21.57***	21.13***	0.44	0.050	0.049	0.001	-1.00***		
Summer Job – Q06	66.6	9.00**	7.23**	1.77	0.042	0.033	0.009	0.10**		
World Languages – Q01	81.5	14.02***	13.03***	0.99	0.055	0.051	0.004	1.08***		
Narcissus – Q07	16.9	6.42*	0.05	6.37**	0.025	0.000	0.025	1.98*	-0.13**	
Gulf of Mexico – Q06	60.1	25.97***	24.90***	1.07	0.068	0.066	0.002	-1.19***		8.63***
Fair Trade – Q03	50.6	8.64**	3.34	5.30*	0.025	0.009	0.016	-1.64**	0.09*	
Kokeshi Dolls – Q02	31.3	8.57**	7.44**	1.13	0.026	0.022	0.004	0.59***		
Chocolate and Health – Q02	32.0	12.32	12.04***	0.29	0.036	0.035	0.001	-0.76***		
Galileo – Q03	70.4	8.15*	7.07**	1.08	0.044	0.038	0.006	-1.32**		

a = two degrees of freedom; b = one degree of freedom.

* p < .05 ** < .01 *** p < .001.

Tab. A1.4 – RIF and focal group effect in RT in reading literacy between Basque Country (focal group) and Madrid and Castile & Leon (reference group)

	% Int. Correct	Likelihood-Ratio Tests (χ^2)			Magnitude of the effect (ΔR^2)			Logit		RT
		Any ^a	Uniform ^b	Non-Unif. ^b	Any	Uniform	Non-Unif.	Group	Interaction	
Aesop – Q05	66.0	8.35*	7.90***	0.45	0.010	0.009	0.001	-0.40**		-8.56*
World Languages – Q05	53.8	16.94***	14.54***	2.40	0.022	0.019	0.003	0.59***		2.54
Work Right – Q03	13.0	8.74**	5.73*	3.01	0.017	0.011	0.006	0.47*	-0.07	
Sleep – Q03	70.6	8.81**	0.07	8.74***	0.013	0.000	0.013	-1.11**	0.08*	
Galileo – Q03	70.4	11.47***	11.13***	0.34	0.025	0.024	0.001	-0.93***		
Rhino – Q03	64.2	10.48**	6.73**	3.75*	0.015	0.010	0.005	-0.47**		4.06***

a = two degrees of freedom; b = one degree of freedom.

* p < .05 ** < .01 *** p < .001.

Tab. A2.1 – DIF and focal group effect in RT in mathematical literacy between Campania (focal group) and Lombardy (reference group)

Item Name	% Int. Correct	Likelihood-Ratio Tests (χ^2)			Magnitude of the effect (ΔR^2)			Logit			RT Group
		Any ^a	Uniform ^b	Non-Unif. ^b	Any	Uniform	Non-Unif.	Group	Interaction	Group	
A View Room – Q01	74.7	10.24**	8.68***	1.56	0.035	0.030	0.005	-0.77**		4.45	
Running Time – Q01	62.2	8.83*	8.76***	0.07	0.028	0.028	0.000	-0.68**		8.94***	
Diving – Q02	41.0	11.05***	11.04***	0.00	0.029	0.029	0.000	-0.74***			
Number Check – Q01	33.8	14.52***	13.60***	0.92	0.045	0.042	0.003	-0.74***		-36.78*	
Stop The Car – Q01	39.8	25.18***	17.79***	7.39**	0.075	0.054	0.021	-1.49***	0.05**		
Tile Arrangement – Q01	58.7	23.79***	18.97***	4.81*	0.071	0.057	0.014	-0.94***	-0.08*		
Pipelines – Q01	41.3	10.26**	10.16***	0.10	0.031	0.031	0.000	-0.69**			
Thermometer Cricket – Q01	59.9	10.28**	2.95	7.33**	0.033	0.010	0.023	-0.37	-0.09*		
Carbon Dioxide – Q02	57.8	10.16**	7.84**	2.32	0.037	0.029	0.008	-0.65**			
Fence – Q01	20.6	15.53***	15.07***	0.45	0.051	0.050	0.001	-0.94***		7.71	
Carbon Tax – Q01	38.5	10.75***	0.68	10.08***	0.027	0.002	0.025	2.11**	-0.22**	-11.22**	
Wheelchair Basketball – Q02	12.5	9.02**	8.97***	0.05	0.042	0.042	0.000	1.11**		-42.52	
Speeding Fines – Q03	27.4	8.99**	8.36***	0.63	0.029	0.027	0.002	-0.66**			
Roof Truss Design – Q01	62.5	19.11***	19.08***	0.03	0.053	0.053	0.000	-0.97***		9.67	
Roof Truss Design – Q02	31.9	14.45**	14.30***	0.15	0.042	0.042	0.000	-0.81***		-14.34	
Migration – Q01	65.2	16.67***	16.14***	0.53	0.053	0.051	0.002	-0.88***		13.63**	
Migration – Q02	30.0	13.76***	12.85***	0.91	0.041	0.038	0.003	-0.80***			
Migration – Q03	9.3	10.63***	10.63***	0.00	0.045	0.045	0.000	-1.12**			
Bike Rental – Q02	65.3	10.31**	9.92***	0.38	0.036	0.035	0.001	-0.71**		11.75	

(to be continued)

Tab. A2.1 – DIF and focal group effect in RT in mathematical literacy between Campania (focal group) and Lombardy (reference group)

Item Name	% Int. Correct	Likelihood-Ratio Tests (χ^2)			Magnitude of the effect (ΔR^2)			Logit		RT Group
		Any ^a	Uniform ^b	Non-Unif. ^b	Any	Uniform	Non-Unif.	Group	Interaction	
Fan Merchandise – Q01	81.0	10.24**	7.54**	2.71	0.040	0.030	0.010	-0.83**		13.40***
Fan Merchandise – Q02	43.1	13.08***	11.21***	1.87	0.040	0.035	0.005	-0.68***		
Medicine doses – Q01	67.0	17.49***	16.21***	1.28	0.059	0.055	0.004	-0.96***		12.48*
Medicine doses – Q02	33.2	20.57***	17.71***	2.86	0.093	0.081	0.012	-1.56***	0.03	
Medicine doses – Q04	25.4	14.20***	13.60***	0.59	0.060	0.057	0.003	-1.08***		-51.96*
Arches – Q01	53.0	13.89***	13.79***	0.10	0.043	0.043	0.000	-0.76***		
Flu test – Q02	42.2	16.32***	15.63***	0.69	0.059	0.057	0.002	-0.89***		
Flu test – Q03	53.3	9.50**	9.34***	0.16	0.032	0.032	0.000	-0.66**		10.77*
Flu test – Q04	19.9	13.52***	8.77***	4.75*	0.049	0.032	0.017	-1.19**	-0.05*	-39.15***

a = two degrees of freedom; b = one degree of freedom.

* p < .05 ** < .01 *** p < .001.

Tab. A2.2 – DIF and focal group effect in RT in mathematical literacy between Andalusia (focal group) and Madrid (reference group)

Item Name	% Int. Correct		Likelihood-Ratio Tests (χ^2)				Magnitude of the effect (ΔR^2)				Logit		RT
	Any ^a	Uniform ^b	Non-Unif. ^b	Any	Uniform	Non-Unif.	Group	Interaction	Group	Interaction	Group	Interaction	
Carbon Tax – Q01	38.5	8.74**	0.08	8.66***	0.025	0.000	0.003	-1.40**	0.13**				
Speeding Fines – Q02	52.9	8.91**	6.66 **	2.25	0.024	0.018	0.006	-0.52*					-30.64
Roof Truss Design – Q01	62.5	10.87***	10.81 ***	0.06	0.029	0.029	0.000	-0.70***					
Roof Truss Design – Q03	28.1	11.40***	8.80 ***	2.60	0.039	0.030	0.009	-0.70**					
Migration – Q03	9.3	7.74*	7.24 **	0.49	0.030	0.028	0.002	-0.81**					
Tennis balls – Q01	74.4	12.04***	0.20	11.83***	0.040	0.000	0.040	-1.01***	0.09**				9.60**
Fan Merchandise – Q01	81.0	13.47***	2.10	11.37***	0.047	0.007	0.040	-1.46**	0.13**				11.78**

a = two degrees of freedom; b = one degree of freedom.

* p < .05 ** < .01 *** p < .001.

Tab. A2.3 – DIF and focal group effect in RT in mathematical literacy between Catalonia (focal group) and Madrid (reference group)

Item Name	% Int. Correct		Likelihood-Ratio Tests (χ^2)				Magnitude of the effect (ΔR^2)				Logit		RT
	Any ^a	Uniform ^b	Non-Unif. ^b	Any	Uniform	Non-Unif.	Group	Interaction	Group	Interaction	Group	Interaction	
Population Pyramids – Q02	62.2	9.11**	5.81*	3.29	0.028	0.018	0.010	-0.59*	-0.03				65.74
Diving – Q01	41.5	8.91**	8.05***	0.86	0.025	0.023	0.002	-0.64**					
Tossing Coins – Q01	75.9	20.68***	10.91***	9.78***	0.070	0.037	0.033	0.82**	0.12**				
Roof Truss Design – Q02	31.9	8.34*	6.69**	1.65	0.031	0.025	0.006	-0.70*					

a = two degrees of freedom; b = one degree of freedom.

* p < .05 ** < .01 *** p < .001.

Tab. A2.4 – DIF and focal group effect in RT in mathematical literacy between the Basque Country (focal group) and Madrid and Castile & Leon (reference group)

Item Name	% Int. Correct	Likelihood-Ratio Tests (χ^2)			Magnitude of the effect (ΔR^2)			Logit	RT
		Any ^a	Uniform ^b	Non-Unif. ^b	Any	Uniform	Non-Unif.		
Lotteries – Q01	32.2	8.50**	3.86*	4.64*	0.012	0.005	0.007	-0.27	-0.03*
Roof Truss Design – Q03	28.1	23.49***	23.38***	0.11	0.038	0.038	0.000	-0.80***	
Arches – Q02	5.3	8.81**	8.54***	0.26	0.030	0.029	0.001	-0.96**	

a = two degrees of freedom; b = one degree of freedom.

* p < .05 ** < .01 *** p < .001.

Tab. A3.1 – DIF and focal group effect in RT in scientific literacy between Campania (focal group) and Lombardy (reference group)

Item Name	% Int. Correct	Likelihood-Ratio Tests (χ^2)				Magnitude of the effect ΔR^2				Logit		RT
		Any ^a	Uniform ^b	Non-Unif. ^b	Any	Uniform	Non-Unif.	Group	Interaction	Group	Interaction	
Experimental Digestion – Q02	38.9	11.06**	10.54**	0.52	0.035	0.034	0.001	0.77**				
Good Vibrations – Q02	45.0	19.21**	12.45**	6.75**	0.045	0.029	0.016	0.76***	0.05*			
Good Vibrations – Q04	26.8	17.71**	15.90**	1.80	0.037	0.034	0.003	0.87***				
Save the Fish – Q04	41.5	11.00**	9.21**	1.79	0.011	0.009	0.002	-0.45**				9.45**
Birds and Caterpillars – Q02	43.8	11.75**	10.08**	1.67	0.017	0.014	0.003	-0.56**				-11.70*
Nanoparticles – Q04	25.3	19.21**	17.03**	2.17	0.034	0.030	0.004	-0.89***				
Ammonoids – Q04	42.4	11.20**	0.00	11.20**	0.015	0.000	0.015	-1.73**	0.12**			
Vaccination and Spreading of Disease – Q02	30.6	9.50**	9.50**	0.00	0.011	0.011	0.000	-0.48**				4.15
Tornadoes – Q02	32.9	9.13**	8.52**	0.61	0.015	0.014	0.001	-0.50**				-29.76**
Understanding Tsunamis – Q07	26.9	12.13**	7.88**	4.25**	0.020	0.013	0.007	-1.37**	0.05*			-24.16
Understanding Tsunamis – Q02	38.3	13.34**	13.02**	0.32	0.020	0.020	0.000	-0.65***				-5.94*
Water from Fog – Q02	40.7	8.75**	7.00**	1.75	0.014	0.011	0.003	-0.45**				
Carbon Dioxide in Earth's Atmosphere – Q01	50.1	11.08**	6.57**	4.51*	0.013	0.008	0.005	-1.09**	0.05*			6.76**
Solar Cooker – Q03	49.7	31.36***	7.47**	23.89**	0.046	0.011	0.035	-1.48**	0.17***			
Meteoroids and Craters – Q03	88.3	9.87**	3.80*	6.07**	0.024	0.009	0.015	-1.79**	0.11*			8.49***
Sustainable Fish Farming – Q04	35.5	8.55**	5.41**	3.14	0.012	0.008	0.004	-1.02*	0.05			

a = two degrees of freedom; b = one degree of freedom.

* p < .05 ** < .01 *** p < .001.

Tab. A3.2 – DIF and focal group effect in RT in scientific literacy between Andalusia (focal group) and Madrid (reference group)

Item Name	% Int. Correct	Likelihood-Ratio Tests (χ^2)			Magnitude of the effect (ΔR^2)			Logit			RT Group
		Any ^a	Uniform ^b	Non-Unif. ^b	Any	Uniform Non-Unif.	Group	Interaction	Group		
Earth's Temperature – Q04	29.2	8.18**	0.72*	7.46**	0.026	0.002	0.024	1.67**	-0.06**	6.17**	
Cooking Outdoors – Q06	86.6	18.63**	0.90	17.73**	0.129	0.006	0.123	-4.67**	0.51**	3.53**	
Plastic Age – Q06	32.4	10.88**	6.17**	4.71*	0.028	0.016	0.012	0.65*	0.11*	10.03**	
Different Climates – Q02	55.6	9.47**	9.45**	0.02	0.031	0.031	0.000	-0.65**			
Heart Surgery – Q02	65.6	7.44*	5.31*	2.14	0.023	0.017	0.006	-0.63*		4.98*	
South Rainca – Q01	49.4	6.98*	6.46**	0.53	0.023	0.021	0.002	-0.55*			
Car Tyres – Q03	71.3	12.86**	1.38	11.48**	0.024	0.003	0.021	1.32**	-0.11**	3.73	
Save the Fish – Q03	36.1	10.19**	4.87*	5.32**	0.012	0.006	0.006	-0.37*	-0.07*	-12.88**	
Save the Fish – Q04	41.5	13.85**	13.85**	0.01	0.015	0.015	0.000	-0.52***			
Understanding Tsunamis – Q07	26.9	8.55**	8.55**	0.00	0.014	0.014	0.000	-0.57**		40.19*	
Comparing Light Bulbs – Q04	24.5	8.88**	8.71**	0.17	0.013	0.012	0.001	-0.52**		7.97	
Brain-Controlled Robotics – Q02	82.1	9.44**	9.31**	0.13	0.028	0.028	0.000	-0.91**			
Sounds in Marine Habitats – Q04	48.3	8.67**	8.13**	0.54	0.013	0.012	0.001	-0.47**		7.51	

a = two degrees of freedom; b = one degree of freedom.

* p < .05 ** < .01 *** p < .001.

Tab. A3.3 – DIF and focal group effect in RT in scientific literacy between Catalonia (focal group) and Madrid (reference group)

Item Name	% Int. Correct	Likelihood-Ratio Tests (χ^2)				Magnitude of the effect (ΔR^2)				Logit	RT
		Any ^a	Uniform ^b	Non-Unif. ^b	Any	Uniform	Non-Unif.	Group	Interaction		
Earth's Temperature – Q04	29.2	10.86**	0.11	10.75**	0.037	0.001	0.036	1.94**	-0.08**		
Wild Oat Grass – Q01	56.2	46.32**	44.05**	2.27	0.147	0.140	0.007	-1.49***			
Cooking Outdoors – Q06	86.6	11.37**	0.16	11.22**	0.082	0.001	0.081	-3.81**	0.39**		
Milk – Q01	48.2	7.79*	7.19**	0.60	0.025	0.023	0.002	-0.62**			
Experimental Digestion – Q02	38.9	7.81*	2.05	5.75*	0.024	0.004	0.020	1.01	-0.08*	6.60	
Bacteria in Milk – Q05	39.2	15.60**	13.03**	2.57	0.048	0.040	0.008	-0.86***			
Development and Disaster – Q04	49.0	9.04**	6.61**	2.43	0.030	0.023	0.007	-0.61*		12.76*	
Heart Surgery – Q01	67.1	26.07**	25.47**	0.61	0.084	0.083	0.001	-1.35***			
Radiotherapy – Q04	31.9	7.27*	4.47*	2.80	0.027	0.016	0.011	-0.51*		-11.71*	
Algae – Q02	29.9	9.62**	9.18**	0.44	0.025	0.024	0.001	0.78**			
The Moon – Q01	40.4	9.80**	7.15**	2.65	0.028	0.011	0.017	0.59**			
Car Tyres – Q03	71.3	22.88**	20.00**	2.88	0.041	0.036	0.005	-0.85***		11.64***	
Save the Fish – Q01	51.3	16.13**	8.30**	7.84**	0.017	0.009	0.008	-0.41**	-0.07**	8.75**	
Save the Fish – Q02	66.1	9.34**	6.97**	2.37	0.016	0.012	0.004	-0.51**			
Elephants and Acacia Trees – Q03	66.0	8.70**	5.02*	3.69*	0.013	0.007	0.006	0.39*	-0.06	4.56**	
Geothermal Energy – Q01	37.8	27.94**	27.94**	0.00	0.055	0.055	0.000	0.94***			
Weather Balloon – Q04	42.5	12.33**	3.04	9.29**	0.020	0.005	0.015	-0.62	0.06**	6.47***	
Understanding Tsunamis – Q07	26.9	13.64***	8.87**	4.78*	0.023	0.015	0.008	0.53**	0.04*	13.75***	
Invasive Species – Q04	26.6	10.08**	1.96	8.12**	0.007	0.001	0.006	-1.29*	0.05**	-7.91	
Bird Migration – Q01	54.1	9.96**	8.57**	1.39	0.014	0.012	0.002	0.48**		7.66**	
Solar Cooker – Q03	49.7	30.55**	27.00**	3.55	0.047	0.042	0.005	0.89***	0.06		

(to be continued)

Tab. A3.3 – DIF and focal group effect in RT in scientific literacy between Catalonia (focal group) and Madrid (reference group)

Item Name	% Int. Correct	Likelihood-Ratio Tests (χ^2)			Magnitude of the effect (ΔR^2)			Logit	RT Group
		Any ^a	Uniform ^b	Non-Unif. ^b	Any	Uniform	Non-Unif.		
Meteoroids and Craters – Q01	55.8	18.59**	15.59**	3.00	0.031	0.026	0.005	-0.79***	-0.07
Sustainable Fish Farming – Q02	52.8	17.13**	4.00*	13.13**	0.032	0.008	0.024	1.21*	-0.12***
Sustainable Fish Farming – Q04	35.5	17.73**	17.63**	0.11	0.029	0.029	0.000	-0.64***	5.08***
Brain-Controlled Robotics – Q01	25.9	18.50**	14.87**	3.63	0.032	0.026	0.006	-0.60***	-0.04
Brain-Controlled Robotics – Q02	82.1	9.24**	8.44**	0.80	0.031	0.028	0.003	-0.90**	
Brain-Controlled Robotics – Q04	43.9	20.37**	17.57**	2.80	0.033	0.029	0.004	-0.70***	-0.05
Sounds in Marine Habitats – Q01	56.2	16.03**	15.70**	0.33	0.027	0.026	0.001	-0.62***	8.94***

a = two degrees of freedom; b = one degree of freedom.

* p < .05 ** < .01 *** p < .001.

Tab. A3.4 – DIF and focal group effect in RT in scientific literacy between the Basque Country (focal group) and Madrid and Castile & Leon (reference group)

Item Name	% Int. Correct	Likelihood-Ratio Tests (χ^2)				Magnitude of the effect (ΔR^2)				Logit		RT
		Any ^a	Uniform ^b	Non-Unif. ^b	Any ^c	Uniform	Non-Unif.	Group	Interaction	Group		
Earth's Temperature – Q04	29.2	8.05*	7.97**	0.08	0.012	0.012	0.000	-0.49**			3.13*	
Green Parks – Q02	57.2	10.72**	10.34**	0.38	0.017	0.016	0.001	-0.53**				
Heart Surgery – Q02	65.6	15.95**	15.95**	0.00	0.026	0.026	0.000	-0.73***			4.54**	
Extinguishing Fires – Q03	48.0	8.75**	8.71**	0.04	0.013	0.013	0.000	-0.43**			2.90	
The Ice Mummy – Q02	45.4	9.30**	6.23**	3.07	0.015	0.010	0.005	-0.37*	-0.03		7.25***	
Big and Small – Q02	27.1	12.25**	11.86**	0.39	0.021	0.020	-0.019	-0.55**			3.88***	
Tidal Energy – Q01	49.5	10.54**	10.29**	0.26	0.017	0.016	0.001	-0.48**				
Save the Fish – Q01	51.3	16.76**	5.29*	11.47**	0.010	0.003	0.007	-0.23*	-0.05**		4.42*	
Save the Fish – Q03	36.1	10.39**	10.37**	0.02	0.007	0.007	0.000	-0.38**			-11.11***	
Save the Fish – Q04	41.5	8.57**	6.91**	1.67	0.005	0.004	0.001	-0.26			-4.87**	
Elephants and Acacia Trees – Q01	69.7	8.99**	8.80**	0.19	0.008	0.007	0.001	-0.41**			4.75**	
Elephants and Acacia Trees – Q03	66.0	14.10**	12.41**	1.70	0.011	0.009	0.002	-0.41***			2.95**	
Elephants and Acacia Trees – Q05	52.7	8.53**	8.24**	0.30	0.007	0.007	0.000	-0.31**			-15.73**	
Urban Heat Island Effect – Q03	23.6	13.10**	10.05**	3.05	0.014	0.011	0.003	-0.94**	0.03		-9.33***	
Nanoparticles – Q02	47.2	16.57**	15.46**	1.11	0.013	0.012	0.001	-0.44***				
Ammonoids – Q04	42.4	10.75**	9.74**	1.02	0.007	0.007	0.000	-0.38**			-6.08**	
Geothermal Energy – Q04	52.2	37.08**	36.72**	0.36	0.029	0.029	0.000	-0.74***			-10.00***	
Vaccination and Spreading of Disease – Q02	30.6	11.63**	11.21**	0.42	0.008	0.007	0.001	-0.33**			-5.86*	
Vaccination and Spreading of Disease – Q05	10.3	13.25**	13.10**	0.16	0.013	0.013	0.000	-0.51***			-14.62***	
Vaccination and Spreading of Disease – Q04	44.3	8.75**	7.78**	0.97	0.006	0.006	0.000	0.30**			2.71**	

(to be continued)

Tab. A3.4 – DIF and focal group effect in RT in scientific literacy between the Basque Country (focal group) and Madrid and Castile & Leon (reference group)

Item Name	% Int. Correct	Likelihood-Ratio Tests (χ^2)				Magnitude of the effect (ΔR^2)				Logit		RT
		Any ^a	Uniform ^b	Non-Unif. ^b	Any	Uniform	Non-Unif.	Group	Interaction	Group		
Oil Spills – Q02	72.4	15.99**	15.90**	0.09	0.014	0.014	0.000	-0.50***			-9.70*	
Oil Spills – Q05	49.6	28.99**	24.33**	4.66*	0.032	0.027	0.005	-1.37***	0.05*			
Understanding Tsunamis – Q02	38.3	11.97**	10.53**	1.43	0.008	0.007	0.001	-0.36**				
Water from Fog – Q04	24.7	14.06**	8.68**	5.38*	0.012	0.008	0.004	-0.36**	-0.02*		-7.38*	
Carbon Dioxide in Earth's Atmosphere – Q03	51.8	14.88**	13.26**	1.62	0.012	0.011	0.001	0.40***				
Comparing Light Bulbs – Q03	28.6	21.39**	21.39**	0.00	0.018	0.018	0.000	-0.58***			4.80	
Solar Cooker – Q03	49.7	8.54**	0.27	8.27**	0.006	0.000	0.006	-0.71*	0.06**			
Habitable Zone – Q05	35.5	8.79**	8.06**	0.73	0.007	0.007	0.000	-0.37**			-11.45***	
Meteoroids and Craters – Q01	55.8	39.53**	23.77**	15.76**	0.034	0.021	0.013	-0.64***	-0.09***		7.27***	
Meteoroids and Craters – Q02	64.8	10.29**	9.89**	0.40	0.008	0.008	0.000	-0.35**			4.88***	
Slope-Face Investigation – Q01	47.5	9.99**	9.16**	0.83	0.008	0.007	0.001	-0.33**				
Sustainable Fish Farming – Q02	52.8	57.06**	50.61**	6.45**	0.047	0.041	0.006	-0.87***	-0.05*		2.56*	
Sustainable Fish Farming – Q04	35.5	47.98**	47.52**	0.46	0.038	0.038	0.000	-0.72***			-3.04***	
Brain-Controlled Robotics – Q01	25.9	17.05**	16.67**	0.38	0.014	0.014	0.000	-0.45***				
Brain-Controlled Robotics – Q02	82.1	44.23**	44.19**	0.04	0.057	0.057	0.000	-1.26***			8.00	
Brain-Controlled Robotics – Q04	43.9	11.92**	11.69**	0.23	0.010	0.010	0.000	-0.39**			7.52***	
Sounds in Marine Habitats – Q03	63.5	11.01**	10.62**	0.39	0.010	0.010	0.000	-0.38**			-18.72**	
Sounds in Marine Habitats – Q04	48.3	9.66**	9.30**	0.36	0.008	0.008	0.000	-0.34**			-16.39***	

a = two degrees of freedom; b = one degree of freedom.
* p < .05 ** < .01 *** p < .001.

References

- Agresti A. (2007), *An Introduction to Categorical Data Analysis*, John Wiley & Sons, Hoboken (NJ), 2nd ed.
- Artelt C. (2005), “Cross-cultural Approaches to measuring Motivation”, *Educational Assessment*, 10 (3), pp. 231-255.
- Baron R.M., Kenny D.A. (1986), “The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations”, *Journal of Personality & Social Psychology*, 51 (6), pp. 1173-1182.
- Bodin A. (2005), *What does PISA really assess? What it doesn't? A French View. Teaching Mathematics: Beyond the PISA Survey*, Joint Finnish-French Conference, Paris, pp. 1-25, retrieved from https://www.apmep.fr/IMG/pdf/Com_PISA_FF_English.pdf.
- Bourdieu P. (1977), *Outline of a Theory of Practice*, Cambridge University Press, New York (NY).
- Bourdieu P. (1986), “The Forms of Capital”, in J.E. Richardson (ed.), *Handbook of Theory of Research for the Sociology of Education*, Greenwood Press, Westport (Conn.), pp. 241-258).
- Buchtel E.E., Norenzayan A. (2009), “Thinking across Cultures: Implications for Dual Processes”, in J. Evans, K. Frankish (eds.), *In two Minds: Dual Processes and beyond*, Oxford University Press, Oxford, pp. 217-238.
- Byrne B.M. (2008), “Testing for Multigroup Equivalence of a Measuring Instrument: A Walk through the Process”, *Psicothema*, 20 (4), pp. 872-882.
- Clarà M. (2016), “How Instruction influences Conceptual Development: Vygotsky’s Theory Revisited”, *Educational Psychologist*, 0 (0), pp. 1-13.
- Cuevas M., Cervantes V.H. (2012), “Differential Item Functioning with Logistic Regression”, *Mathematics and Social Sciences*, 199 (3), pp. 45-59.
- De Mauro T. (2017), *Storia linguistica dell’Italia unita*, Laterza, Bari, Digital edition (original work published in 1963).
- Esteban-Guitart M., Moll L.C. (2014), “Funds of Identity: A New Concept Based on the Funds of Knowledge Approach”, *Culture & Psychology*, 20 (1), pp. 31-48.
- Ethnologue (2018) (G.F. Simons, C.D. Fennig eds.), *Ethnologue: Languages of the World, Twenty-first Edition*, SIL International, Dallas (TX), online version: <http://www.ethnologue.com>.
- Fisher R.J. (1993), “Social Desirability Bias and the Validity of Indirect Questioning”, *Journal of Consumer Research*, 20, pp. 303-315.
- Gertz C. (1973), *The Interpretation of Cultures*, Basic Books, New York (NY).
- Goldstein H. (2017), “Measurement and Evaluation Issues with PISA”, in L. Volante (ed.), *The PISA Effect on Global Educational Governance*, Taylor & Francis Group, Oxford (UK).
- Hobsbawm E. (1996), “Language, Culture, and National Identity”, *Social Research*, 63 (4), pp. 1065-1080.

- Holland P.W., Thayer D.T. (1986), *Differential Item Performance and the Mantel-Haenszel Procedure*, American Educational Research Association Annual Meeting, San Francisco (CA).
- INVALSI (2013a), *Un quadro sintetico sui fondi PON e performance del sistema scolastico nelle Regioni dell'Obiettivo Convergenza*, Rome.
- INVALSI (2013b), *Rilevazioni nazionali sugli apprendimenti 2012-13. Il quadro di sintesi*, Rome.
- Kankarās M., Moors G. (2010), "Researching Measurement Equivalence in Cross-cultural Studies", *Psihologija*, 43 (2), pp. 121-135.
- Kankarās M., Moors G. (2014), "Analysis of Cross-cultural Comparability of PISA 2009 Scores", *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 45 (3), pp. 381-399.
- Kirsch I., de Jong J., Lafontaine D., McQueen J., Mendelovits J., Monseur C. (2002), *Reading for Change. Performance and Engagement across Countries*, OECD Publications, Paris.
- Lockheed M., Prokic-Bruer T., Shadrova A. (2015), "PISA 2012 Mathematics Performance and Books in the Home", in *The Experience of Middle-Income Countries Participating in PISA 2000-2015*, The World Bank, Washington (DC)-OECD Publishing, Paris, p. 124.
- Maehr M.L. (2008), "Culture and Achievement Motivation", *International Journal of Psychology*, 43 (5), pp. 917-918.
- Markus H. (1977), "Self-schemata and Processing Information about the Self", *Journal of Personality and Social Psychology*, 35, pp. 63-78.
- Markus H.R., Kitayama S. (1991), "Culture and the Self: Implications for Cognition, Emotion, and Motivation", *Psychological Review*, 98 (2), pp. 224-253.
- Miller J. (1999), "Cultural Psychology: Implications for Basic Psychological Theory", *Psychological Science*, 10 (2), pp. 85-91.
- Nisbett R. (2003), *The Geography of Thought: How Asians and Westerners Think Differently... and why*, Free Press, New York (NY).
- OECD (2003), *PISA 2000 Technical Report*, Paris, OECD Publishing.
- OECD (2005), *PISA 2003 Technical Report*, Paris, OECD Publishing.
- OECD (2009), *PISA 2006 Technical Report*, Paris, OECD Publishing.
- OECD (2012), *PISA 2009 Technical Report*, Paris, OECD Publishing.
- OECD (2014), *Education Policy Outlook: Spain*, retrieved from: <http://www.oecd.org/education/profiles.htm>.
- OECD (2017a), *Assessment and Analytical Framework. Science. Reading, Mathematic, Financial Literacy and Collaborative Problem-Solving (Revised ed.)*, Paris, OECD Publishing.
- OECD (2017b), *PISA 2015 Technical Report*, Paris, OECD Publishing.
- OECD (2017c), *Education Policy Outlook: Italy*, retrieved from: <http://www.oecd.org/education/profiles.htm>.
- Olsen R.V. (2005), "An Exploration of Cluster Structure in Scientific literacy in PISA: Evidence for a Nordic Dimension", *Nordic Studies in Science Education*, 1 (1), pp. 81-94.

- Peristiany J.G. (1966), *Honor and Shame. The Values of Mediterranean Society*, The University of Chicago Press, Chicago.
- Pitt-Rivers J. (1977), *The Fate of Shechem, or The Politics of Sex. Essays in the Anthropology of the Mediterranean*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Preacher K.J., Hayes A.F. (2004), “SPSS and SAS Procedures for Estimating Indirect Effects in Simple Mediation Models”, *Behavioral Research Methods, Instruments & Computers*, 36 (4), pp. 717-731.
- Rodriguez Mosquera P.M., Uskul A.K., Cross S.E. (2011), “The Centrality of Social Image in Social Psychology”, *European Journal of Social Psychology*, 41, pp. 403-410.
- Roe A. (2002), “Who killed the Young Man? 15-years-olds’ Response to a Fable”, *Working Papers in Linguistics*, 50, pp. 33-45.
- Slocum S.L., Gedin M.N., Zumbo B.D. (2004), *Statistical and Graphical Modeling to investigate Differential Item Functioning for Rating Scale and Likert Item Formats*, Edgeworth Laboratory at University of British Columbia, Vancouver (BC).
- Sloman S.A. (1996), “The Empirical Case for Two Systems of Reasoning”, *Psychological Bulletin*, 119 (1), pp. 3-22.
- Stanovich K.E., West R.F. (2000), “Individual Differences in Reasoning: Implications for the Rationality Debate?”, *Behavioral and Brain Sciences*, 23 (5), pp. 645-726.
- Tai W.-C., Lin S.-W. (2015), “Relationship between Problem-solving Style and Mathematical literacy”, *Educational Research and Reviews*, 10 (11), pp. 1480-1486.
- Vygotsky L.S. (1987), “Thinking and Speech” (N. Minick, Trans.), in N.W. Rieber, A.S. Carlton (eds.), *The Collected Works of L.S. Vygotsky*, vol. I: *Problems of General Psychology*, Plenum Press, New York (NY), pp. 39-285.
- Zumbo B.D. (1999), *A Handbook on the Theory and Methods of Differential Item Functioning (DIF): Logistic Regression Modeling as a Unitary Framework for Binary and Likert-type (ordinal) Item Scores*, Directorate of Human Resources Research and Evaluation, Department of National Defense, Ottawa (ON).

5. L'OCSE PISA secondo Google: un'analisi sulle notizie offerte online

di Brunella Fiore*, Donatella Poliandri**

1. Introduzione

L'indagine PISA (*Programme for International Student Assessment*) rappresenta una delle iniziative di maggiore successo dell'OCSE in campo educativo (Organizzazione per la cooperazione e lo sviluppo economico): l'ampia attenzione che hanno ricevuto gli esiti di questa indagine ha determinato un rafforzamento dell'influenza dell'OCSE nel campo delle politiche sull'istruzione (Lingard *et al.*, 2016; Morgan e Volante, 2016). Molti autorevoli autori hanno definito questo tipo di influenza come una forma di governo *soft* in grado di condizionare le politiche adottate dai diversi Paesi nell'ambito dell'istruzione (Pereyra *et al.*, 2011; Meyer e Benavot, 2013; Kamens, 2013). Le agenzie internazionali, come per esempio l'UNESCO, l'OCSE e la Banca Mondiale, hanno introdotto negli ultimi cinquant'anni alcuni concetti chiave che, seppur con alcune specifiche, hanno influenzato le politiche educative dei diversi Paesi occidentali e non solo; in questo senso sono emblematici alcuni capisaldi emersi dalle evidenze empiriche delle ricerche condotte da queste agenzie, fra le quali il PISA, come il curriculum per competenze, l'autonomia scolastica e la necessità di istituire un sistema di valutazione centralizzato (Muzzioli *et al.*, 2012).

Il presente contributo indaga le ricadute mediatiche dell'indagine OCSE PISA nel contesto italiano, attraverso l'analisi di una rassegna di notizie che

* Università degli Studi di Milano – Bicocca, Dipartimento di Sociologia e ricerca sociale, Milano.

** INVALSI – Istituto nazionale per la valutazione del sistema educativo di istruzione e di formazione, Roma.

Per contattare gli autori: donatella.poliandri@invalsi.it.

copre un arco di tempo compreso tra il 2006 e il 2018¹ e operata attraverso la selezione offerta da uno dei motori di ricerca maggiormente utilizzati sul web, ossia Google. Nel fare ciò una particolare attenzione è data alla comunicazione politica articolatasi nelle dichiarazioni di commento ai dati e alle eventuali reazioni a quelle offerte dagli organi di governo dell'OCSE.

Il contributo offre nel primo paragrafo un breve *excursus* sulla storia dell'OCSE-PISA, a partire da come l'indagine è stata accolta in Italia, in una prospettiva di confronto con quanto accaduto in altri Paesi partecipanti all'indagine. Nel secondo paragrafo è presentato il funzionamento del motore di ricerca Google e le modalità di selezione delle notizie operate dal portale di ricerca. Nel paragrafo 3 si introducono alcune domande di ricerca che ci siamo poste nell'analisi ed è presentato il metodo di studio. Nel quarto paragrafo illustriamo i principali esiti che sono discussi criticamente nel paragrafo conclusivo.

2. Appunti sull'indagine OCSE PISA in Italia

Tra le indagini comparative su larga scala, PISA è quella maggiormente conosciuta dai decisori politici e dal grande pubblico. Gli esiti della prima edizione dell'indagine, ossia PISA 2000², hanno però incontrato una scarsa attenzione da parte dei media e dei decisori politici nel nostro Paese. Infatti, dopo la presentazione del Rapporto internazionale PISA 2000 (focalizzato sulla *reading literacy*) nel dicembre 2001, in alcuni dei 32 Paesi partecipanti, come per esempio in Danimarca (Egelund, 2008) e in Germania (Ertl, 2006; Waldow, 2009; Niemann, Martens e Teltemann 2017) gli esiti dell'indagine hanno dato il via a quello che è stato definito e riportato dai principali canali informativi come il "PISA shock", mentre in Italia il rapporto non ha ricevuto un particolare clamore.

Per le edizioni successive, si osserva un accresciuto interesse in quei contesti che già avevano evidenziato in passato una maggiore sensibilità alla cultura della valutazione (Engel e Rutkowski, 2014), come per esempio le Province di Trento e Bolzano e le regioni Veneto, Lombardia, Piemonte e Toscana le quali avviano un sovra-campionamento dell'indagine PISA 2003 rispetto a quello già previsto a livello nazionale e che offrirà un dettaglio sul-

¹ Sul motore di ricerca non è stato possibile reperire articoli con riferimento precedente al 2006.

² L'Italia ha partecipato, con cadenza triennale, a tutte le indagini PISA dal 2000 a oggi e si prepara a partecipare a PISA 2018.

le macro-aree del Paese. Questo stesso interesse si manifesta però in modo non omogeneo sul territorio nazionale. È tra le istituzioni scolastiche di quei territori maggiormente sensibili che iniziano a diffondersi le prime informazioni, anche trasmesse dai media locali, sulla metodologia e sugli strumenti utilizzati dall'OCSE PISA: nel nostro Paese, per molti insegnanti e dirigenti scolastici questo rappresenterà il primo approccio a un sistema di valutazione dell'istruzione che vedrà solo negli anni a seguire, anche una spinta nazionale (Pedrizzi, 2016). A partire dalla Conferenza nazionale organizzata dal MIUR (Ministero dell'Istruzione, università e ricerca) nel corso del 2005 sugli esiti di PISA 2003, da un punto di vista comparativo, risulta evidente ai più come gli studenti del nostro Paese si posizionino negativamente rispetto agli altri rispetto alla *literacy* di lettura, matematica e scienze; da quell'anno si può osservare un accresciuto interesse dei decisori politici dell'amministrazione centrale per gli esiti di PISA: grazie anche al supporto dei fondi europei PON, le regioni del Nord-Italia e quasi tutte le regioni del Sud, prendono parte al sovra-campionamento dell'edizione dell'indagine del 2012.

La necessità di un sistema di valutazione nel nostro Paese, sottolineata come rilevante dagli esperti in ambito nazionale e internazionale negli ultimi quarant'anni, è diventata solo negli ultimi 15-20 anni una questione in agenda grazie alla forte spinta proveniente dall'Europa (Muzzioli *et al.*, 2012). Parallelamente, la crescita di attenzione su PISA ha sotteso una prospettiva, in Italia e altrove, secondo cui le rilevazioni internazionali su vasta scala rappresentino fonti informative sui livelli di preparazione degli studenti; conseguentemente, queste indagini costituiscono strumenti in grado di offrire preziose informazioni per orientare le politiche scolastiche. Le metodologie e i quadri di riferimento di PISA, sebbene non da subito, vengono riconosciute dagli attori istituzionali come validi e attendibili perché costruiti da enti e consorzi accreditati nel campo dell'istruzione facenti capo all'OCSE, anche in virtù della crescente influenza che questi ricevono in molte realtà oltre i confini nazionali.

Nel 2009 e nel 2012 il sovra-campionamento a livello regionale è stato effettuato su tutto il territorio nazionale e ciò ha consentito di rendere comparabili gli esiti delle diverse realtà locali del nostro Paese.

Le prime edizioni si sono prevalentemente rivolte a definire il posizionamento in chiave comparativa dell'indagine, i ricercatori iniziano ad approfondire tematiche più specifiche di analisi secondaria quali per esempio le questioni relative all'immigrazione, alle differenze di genere, all'istruzione e formazione professionale (IeFP) (Ires Piemonte, 2011; AA.VV., 2011; Palmerio, 2016). I media iniziano a riportare gli esiti delle diverse pubblicazioni periodiche OCSE (rapporti di ricerca e focus tematici) relativi all'indagine e

che offrono una serie di approfondimenti (<http://www.oecd.org/pisa/pisaproducts/pisainfocus.htm>).

Dall'edizione 2015, a seguito dell'implementazione del sistema di prove nazionali INVALSI, l'indagine PISA torna a un campionamento esclusivamente di tipo nazionale.

Ben prima di PISA, l'Italia aveva partecipato a moltissime indagini su larga scala e in particolare quelle di più lunga data organizzate dallo IEA, ciò sin dalla prima edizione della *Six Subject Survey* (1971) e fino alle più recenti rilevazioni TIMMS e PIRLS³. Queste indagini, però, sono rimaste prevalentemente confinate all'attenzione di ricercatori e accademici del mondo universitario (Damiani, 2016). La svolta offerta da PISA è data dall'attenzione dell'indagine stessa al concetto di *literacy* ossia a quell'insieme di abilità, conoscenze e competenze che possono rendere i futuri cittadini in grado di sapersi muovere con consapevolezza nel mondo della vita reale. PISA è soprattutto *curriculum free* e, grazie a questo riesce a emanciparsi dal recinto della riflessione sulla formazione scolastica a favore di una formazione di più ampio respiro: l'indagine attrae l'attenzione di quella corrente di pensiero che reclama il passaggio da una cultura scolastica "trasmissiva" a una in cui le conoscenze sono utilizzate ai diversi livelli di tipo professionale, personale, psicologico o culturale (Bottani, 2016; Pedrizzi, 2016). A PISA va riconosciuto il merito, a livello nazionale, di aver aperto la strada allo sviluppo della valutazione dei rendimenti degli studenti: il suo ruolo primario è stato quello di aver offerto un'istantanea del livello di alfabetizzazione sulle competenze di base dei quindicenni del nostro Paese (*reading, mathematical and science literacy*) ponendolo a confronto con quello raggiunto dagli altri Paesi consorziati all'OCSE. Il ruolo di PISA è oggi, però, parzialmente sostituito dall'implementazione delle prove INVALSI le quali, essendo su base censuaria per gli studenti dei livelli II, V, VIII, X, offrono un grado di dettaglio di più ampia portata sia al livello degli esiti degli studenti, sia al livello di ciascuna istituzione scolastica e del territorio in cui opera. Se prendiamo in considerazione il livello più ampio, ossia quello di sistema, l'indagine PISA mette in evidenza lo scarso livello di competenze di base che gli studenti italiani quindicenni raggiungono, posti a confronto con quelli dagli studenti di pari età delle economie avanzate, anche a parità di investimenti. Gli esiti dell'indagine PISA hanno inoltre mostrato le differenze nei livelli di competenze raggiunti dagli studenti tra le regioni del Nord-Italia (livelli elevati e in linea con le economie avanzate) rispetto a

³ Vedere Pedrizzi (2016) e Damiani (2016) per una rassegna completa sulla partecipazione.

quelli delle regioni del Sud (livelli più bassi rispetto alla media dei Paesi OCSE partecipanti alla indagine). Le differenze territoriali hanno messo in luce forti disparità negli esiti della valutazione scolastica nel confronto con le rilevazioni nazionali standardizzate.

PISA riesce a polarizzare e formare l'attenzione di quanti chiedono alle scuole di rappresentare un elemento di continuità tra mondo della formazione e il mercato del lavoro. Solo più recentemente, a seguito della mobilitazione del mondo accademico (Volante e Fazio, 2017), l'impronta marcatamente neo-liberale dell'indagine si è evoluta verso altre forme quali, per esempio, l'approfondimento di competenze definite di tipo *soft*, intese come quelle relazionali e legate al benessere dello studente in grado di rispondere della realizzazione più complessiva di ciascun oltre l'ambito economico (Kautz *et al.*, 2014; Folloni e Vittadini, 2017).

In accordo con le categorie proposte da Pons (2011) il messaggio trasmesso dall'OCSE PISA attraverso i media, può essere accettato, rifiutato o rinegoziato dai singoli governi: in generale, è stato osservato come da parte dei decisori politici gli esiti e le relative variabili di contesto siano state utilizzate per legittimare o delegittimare posizioni pre-esistenti (Novoa e Yariv-Mashal, 2003). Gli esiti delle indagini PISA possono essere diffusi secondo modalità differenziate: attraverso i *canali diretti* e istituzionali di PISA oppure i *canali indiretti* ossia grazie alla rielaborazione e interpretazione delle informazioni selezionate dalle fonti presenti sui portali web.

PISA promuove sé stessa attraverso diversi canali; innanzitutto sui social media con una pagina Facebook denominata "OECD Learning Community" (7.719 like al 29 gennaio 2018) e con un account Twitter @OECDeduSkills (82.400 *followers* al 29 gennaio 2018). È possibile seguire le novità di PISA anche con il tag #OECDPISA. Inoltre, PISA promuove se stessa attraverso la figura chiave a capo dell'organizzazione, ossia Andreas Schleicher, Direttore dell'istruzione dell'OCSE; egli risponde in prima persona della definizione delle metodologie e della interpretazione degli esiti dell'indagine tramite video-interviste, articoli e messaggi brevi sui principali social media (@SchleicherOECD – 20.400 *followers* al 29 gennaio 2018): la lettera sottoscritta da 80 accademici di tutto il mondo, nelle quali sono state espresse le perplessità di questi stessi rispetto alla crescente influenza dell'indagine PISA sulle politiche per l'istruzione di tutto il mondo e pubblicata dal *Guardian* il 6 maggio 2014, non a caso, si rivolgeva espressamente al Direttore dell'istruzione dell'OCSE⁴.

⁴ È possibile leggere la lettera seguendo il percorso: <https://www.theguardian.com/education/2014/may/06/oecd-pisa-tests-damaging-education-academics> (accesso 5 febbraio 2018).

Infine, è interessante sottolineare come la ricerca su Google scholar attraverso le esplicite parole chiave “OECD PISA” produca 99.200 risultati (29 gennaio 2018); questo risultato mostra il grande interesse del mondo accademico e della ricerca verso l’indagine, contribuendo in tal modo alla diffusione e disseminazione degli esiti.

Le fonti di informazione sia dirette sia indirette possono influenzare in misura maggiore o minore la scelta del tipo di riforme o di politiche intraprese dai decisori politici. Come detto, in alcuni Paesi, come per esempio in Germania (Ertl, 2006; Waldow, 2009; Bieber *et al.*, 2015; Niemann, Martens e Teltemann, 2017), in Danimarca (Egelund, 2008) e in Polonia (Białocki, Jakubowski e Wiśniewski, 2017), il clamore mediatico introdotto dal PISA fu immediato e successivo alla prima edizione; in altri quali la Norvegia e il Regno Unito (Hopfenbeck e Gorgen, 2017), il Giappone (Tasaki, 2017), la Spagna (Tiana Ferrer, 2017) e il Portogallo (Pons, 2011; Carvalho, Costa e Gonçalves, 2017), l’effetto di PISA si avvertì con più ritardo a partire dalle edizioni successive. In Germania e in Danimarca, per esempio, gli esiti del PISA hanno indirizzato le politiche verso alcuni elementi dirimenti nel campo dell’istruzione, ossia: la necessità di lasciare una sempre maggiore autonomia delle scuole dal centro, l’insussistenza della ripetenza, l’esigenza di ripensare l’orientamento precoce, e in particolar modo, la rilevanza della professione dell’insegnante in termini di formazione iniziale e in servizio e di qualità dell’insegnamento (Michel, 2017). Nel nostro Paese, al contrario, una serie di studi hanno messo in evidenza come le riforme politiche avviate in Italia a seguito dell’influenza di PISA risultino poche soprattutto se poste a confronto con altri Paesi (Breakspear, 2012; Damiani, 2016). L’Italia, infatti, ha vissuto una situazione di incertezza politica e ha visto l’avvicinarsi, tra la prima edizione di PISA del 2000 e il 2018, più di 10 differenti ministri dell’Istruzione⁵, con sostituzioni talvolta anche all’interno di una stessa legislatura. È all’interno di un quadro così frammentato politicamente che si sono compiute una serie di riforme per il sistema di istruzione italiano: è difficile dire in quale misura le riforme avviate siano state influenzate dal messaggio di PISA. Breakspear (2012) colloca l’Italia tra i Paesi che, pur con performance più basse rispetto alla media dei Paesi OCSE, ha risposto con deboli cambiamenti politici agli esiti di PISA.

⁵ A partire dalla prima indagine PISA si sono succeduti il ministro Berlinguer (22 dicembre 1999-25 aprile 2000), il ministro De Mauro (25 aprile 2000-11 giugno 2001), la Ministra Moratti (11 giugno 2001-18 maggio 2006), il ministro Fioroni (17 maggio 2006-8 maggio 2008); la ministra Gelmini (8 maggio 2008-16 novembre 2006); il ministro Profumo (16 novembre 2011-28 aprile 2013); la ministra Carrozza (28 aprile 2013-22 febbraio 2014); la ministra Giannini (22 febbraio 2014-12 dicembre 2016) e la ministra Fedeli (12 dicembre 2016-1 giugno 2018), il ministro Bussetti (1 giugno 2018-attualmente in carica).

È in ogni caso possibile analizzare il messaggio proposto dai media sul PISA (per esempio relativamente agli strumenti, alle modalità e alle policy), le specifiche problematiche che sono state individuate rispetto all'Italia a seguito degli esiti dell'indagine e l'effettiva definizione delle politiche scolastiche per il cambiamento. La prima riflessione istituzionale a partire dagli esiti dell'indagine internazionale comparativa PISA in un documento pubblico si ha nel settembre del 2007 con il *Quaderno bianco sulla scuola*⁶ ossia il documento della Presidenza del Consiglio dei ministri che, nel 2007, dopo un'analisi del sistema di istruzione e formazione sottolineandone le luci e le molte ombre, sintetizzava la linea politica adottata dall'allora Governo Prodi in quel campo. In questo documento si fa esplicito riferimento al basso posizionamento degli studenti italiani nel contesto internazionale e alle differenze di performance tra gli studenti quindicenni delle aree del Nord del Paese e quelle del Sud.

Gli esiti delle prove PISA sono anche ripresi nelle *Indicazioni nazionali* e nelle *Linee guida per la riforma dei licei*: in particolare, nella riformulazione dei *curricola* della matematica, si fa esplicito riferimento al *framework* teorico di PISA della matematica (INVALSI, 2012). Per il resto, non abbiamo identificato ulteriori iniziative politiche, leggi o regolamenti, veicolati da documenti istituzionali, che facciano chiaramente riferimento agli esiti di PISA ad eccezione di quelli che fanno riferimento ai finanziamenti PON e PON-FESR dall'Unione Europea.

La comunicazione mediatica come quella politica, di cui è parte integrante (Frisje, 1982) stenta a porre nel dibattito elementi di criticità e riflessione sia sulle metodologie che sui contenuti, oltretutto sugli esiti dell'indagine. Oltre confine, invece, l'attenzione dei media sembra essere rivolta principalmente verso le criticità della metodologia e di contenuto dell'indagine. Per esempio, attualmente, il focus di alcuni media britannici e statunitensi è sul test di competenza globale⁷ (BBC News, 24 gennaio 2018⁸; The PIE News,

⁶ https://archivio.pubblica.istruzione.it/news/2007/allegati/quaderno_bianco.pdf.

⁷ Il concetto di competenza globale è da intendersi come la capacità dei singoli di, secondo la definizione dell'OCSE, "analizzare, criticamente e secondo molteplici prospettive, le questioni globali e interculturali, di capire come le differenze influenzano le percezioni, i giudizi e l'idea di se stessi e degli altri, e di saperle trattare apertamente, in modo appropriato ed efficace nell'interagire con altre persone dai differenti percorsi sulla base di un condiviso rispetto per la dignità umana" (OECD, 2016, p. 4).

⁸ BBC News (2018), *England and US will not take PISA tests in tolerance*, by Sean Coughlan, 24th January 2018, <http://www.bbc.com/news/business-42781376> (ultimo accesso 31/1/2018).

5 gennaio 2018⁹; Business Insider, 24 gennaio 2018¹⁰; iNews, 24 gennaio 2018¹¹) previsto per l'edizione 2018. La stampa riporta come Inghilterra e Stati Uniti insieme a Germania, Francia, Danimarca, Paesi Bassi, Finlandia e Irlanda abbiano deciso di non partecipare al test di competenza globale e di svolgere solo quelli nelle tradizionali discipline di scienze, matematica e lettura¹². Diversamente Scozia, Australia e Canada e altri 24 Paesi parteciperanno all'indagine. I media britannici e statunitensi (o almeno una parte di questi) riportano le affermazioni dei decisori che, nella lettura, sembrano sostenute da un chiaro orientamento scientifico e metodologico; sembrerebbe quindi che i decisori politici, prima di offrire dichiarazioni, si rivolgano a un proprio *entourage* preparato nell'offrire posizioni informate. La scelta di non partecipare al test di competenza globale risponde a un preciso approccio teorico che ritiene le *soft skills* misure ancora difficilmente analizzabili rispetto alle più consolidate metodologie sulle competenze cognitive (Gutman e Schoon, 2013). Il concetto di non-cognitive *skill* o *soft skill* è molto complesso e sfumato perché include tratti della personalità, aspetti del carattere e dimensioni socio-emozionali difficili da rilevare (Folloni e Vittadini, 2017).

3. Come Google seleziona e presenta le notizie?

Prima di procedere con la presentazione degli obiettivi e della metodologia adottata nella ricerca e con l'illustrazione dei risultati, è opportuno comprendere le modalità secondo cui il portale di ricerca seleziona e riporta le notizie che sono poi di pubblico accesso. I risultati visualizzati in Google "Notizie" sono selezionati, salvo diversa indicazione, da algoritmi informatici che stabiliscono quali risultati visualizzare e in quale ordine¹³. Google

⁹ The PIE News (2018), "Global competence" to be tested by OECD, 24th January 2018, <https://thepienews.com/news/global-competence-added-to-oecd-pisa-test-of-global-students/> (ultimo accesso 31/1/2018).

¹⁰ Business Insider (2018), *The Trump administration has opted out of testing whether school kids can recognize fake news*, by Alexandra Ma, <http://www.businessinsider.com/trump-administration-opts-out-of-oecd-fake-news-test-2018-1?IR=T> (ultimo accesso 31/1/2018).

¹¹ iNews (2018), *Schools in England opt out of international tolerance and cultural awareness test*, by Serina Sandu, 24th January 2018, <https://inews.co.uk/news/education/schools-england-opt-tolerance-cultural-awareness-test/> (ultimo accesso 31/1/2018).

¹² L'Italia non parteciperà al test ma questa informazione non è riportata negli articoli citati.

¹³ Per approfondimenti è possibile avere informazioni seguendo il link: <https://support.google.com/news/answer/40213?hl=it> (data di accesso: gennaio 2018).

e, più in generale, i portali di ricerca su web utilizzano i “crawler”, ossia software che analizzano e scansionano la rete e i siti internet, valutandone l’attendibilità e selezionandone l’informazione sulla base di:

- informazioni di qualità su temi importanti e di interesse per il lettore. In questo caso la geolocalizzazione dell’utente gioca un peso specifico nel selezionare in modo prevalente gli articoli redatti nello stesso contesto locale;
- notizie reali scritte con standard giornalistici e non messaggi pubblicitari mascherati;
- autorevolezza e competenza a trattare la materia dell’articolo;
- informazioni specifiche sul sito: i link di Google riportano parametri quali contatti (persone fisiche) di riferimento la sede e, nel caso di giornale online, la redazione con i nomi dei collaboratori ecc.;
- URL degli articoli;
- formato degli articoli esclusivamente in HTML (no pdf, word ecc.);
- utilizzo del tag titoli (h1, h2, h3);
- accesso diretto alla notizia senza doversi necessariamente registrare.

4. Domande e metodologia della ricerca

Sulla base di quanto scritto sinora è possibile definire una serie di domande di ricerca.

Quali sono i principali temi presentati nelle notizie selezionate dal motore di ricerca Google? Quali sono i principali focus di attenzione? Le tematiche affrontate nelle notizie sono oggetto di una riflessione critica e di un approfondimento? O piuttosto riflettono la capacità delle fonti “dirette” dell’OCSE di saper attrarre l’attenzione della fonte di notizie? Quanto spazio viene dato alla discussione pubblica sul metodo o agli aspetti critici dell’indagine nelle notizie selezionate? In che modo le notizie riportano le eventuali reazioni politiche sull’OCSE-PISA?

La scelta da noi operata di utilizzare l’analisi documentaria (Arosio, 2013), in quanto procedimento in uso nella ricerca sociale in funzione degli interessi conoscitivi e delle domande di ricerca che ci siamo poste (Losito, 2007), ha avuto come obiettivo quello di creare una rassegna delle principali notizie selezionate dal motore di ricerca Google, contenenti riferimenti all’indagine OCSE-PISA. L’analisi è stata condotta secondo la modalità definita di tipo “inchiesta” (Losito, 2007); secondo questo approccio il testo è preso in esame nella sua totalità per individuare il tema prevalente presente nel contributo dove ciò consente di ricollocare il tema della notizia a una serie di categorie individuate a priori dal ricercatore.

L'individuazione dei contributi è stata operata attraverso il motore di ricerca Google (www.google.it): nel periodo compreso tra dicembre 2017 e gennaio 2018 sono state digitate le parole chiave "OCSE PISA" nel motore di ricerca; in questo modo è stato possibile selezionare un numero complessivo di notizie pari a 353 pubblicate in un arco di tempo compreso tra il 2006 e il gennaio 2018¹⁴. L'analisi delle notizie è stata condotta in tre fasi. Nella prima fase sono state sistematizzate le notizie selezionate: al fine di rilevare la presenza di specifiche tematiche riferite all'indagine PISA nei testi presi in esame, si è proceduto, in primo luogo, con una classificazione delle notizie sulla base di un tema prevalente all'interno di queste. La scelta dei temi rimanda a un set di parole chiave (*keywords*) che fa riferimento alla letteratura di settore (<https://stats.oecd.org/glossary/index.htm>). È stato così possibile individuare un set di 24 tematiche (vedere elenco di tabella 2) e che ha determinato la definizione di alcune categorie relative al contenuto (Della Ratta Rinaldi, 2007; Losito, 2002). A ciascuna notizia è stata assegnata un'unica categoria tematica sulla base del "criterio della prevalenza" (Losito, 2007): l'assegnazione del tema da parte del ricercatore è stata rimandata alla ricorrenza delle stesse parole chiave o similari nella notizia stessa o all'interpretazione del tema prevalente del ricercatore sulla base del contenuto complessivo. Ciò ha consentito di formalizzare i dati raccolti in un dataset contenente, come detto, 353 contributi estrapolati dalla sezione "Notizie" del motore di ricerca; le notizie sono state pubblicate da 127 diverse fonti web nazionali e locali (vedere elenco di tabella 1). I contributi sono stati catalogati per numero progressivo, data di pubblicazione, nome della testata, indirizzo web di riferimento (link). È stato così possibile identificare una matrice casi per variabili e procedere con una serie di analisi di tipo statistico (fase 1) i cui esiti sono presentati nel paragrafo 4.

Nella fase successiva (fase 2), si è operata la selezione dei contributi sulle quattro fonti selezionate da Google che riportano il maggior numero di notizie. Le fonti sono: il *Corriere della Sera*, la *Repubblica*, *Il Sole 24 ore* e *Orizzonte Scuola*. Le prime tre fonti coincidono con i portali giornalistici a maggiore diffusione nazionale: secondo i dati di novembre 2017 di ADS¹⁵

¹⁴ Il contributo raccoglie la totalità degli articoli in di lingua italiana rispetto alle parole chiave "OCSE PISA" disponibili al gennaio 2018: la ricerca è stata effettuata da una postazione geolocalizzata nel comune di Milano. L'aver preso in esame la totalità degli articoli lascia ipotizzare il superamento (almeno parziale) della problematica legata alla selezione delle notizie sulla base della geolocalizzazione dell'utente (vedere paragrafo 2).

¹⁵ ADS – Accertamenti diffusione stampa – è la società che certifica e divulga i dati relativi alla tiratura e alla diffusione e/o distribuzione della stampa quotidiana e periodica di qualunque specie pubblicata in Italia.

(http://www.adsnotizie.it/_dati_DMS.asp, accesso 31/1/2018), il *Corriere della Sera* risulta la testata giornalistica con maggiore diffusione cartacea e digitale (300.301 tirature), seguito da *la Repubblica* (212.062 tirature) e da *Il Sole 24 ore* (172.293). *Orizzonte Scuola* è la rivista con più notizie su Google per OCSE PISA dopo i tre quotidiani individuati e rappresenta un'importante fonte di informazione per molti insegnanti che operano quotidianamente all'interno delle scuole. La seconda fase ha previsto un'Analisi delle corrispondenze fra le categorie individuate e le quattro fonti informative selezionate, tramite l'utilizzo della tecnica della Riduzione delle dimensioni. Quest'ultima è una tecnica di analisi statistica multivariata a carattere esplorativo volta ad analizzare l'esistenza di schemi di associazione tra variabili qualitative. Obiettivo dell'Analisi delle corrispondenze è quello di identificare la relazione tra le aree tematiche individuate e il tipo di fonte di notizie in una tabella che riporti uno spazio dimensionale ridotto, descrivendone al contempo le caratteristiche (Vardanega, 2007; De Lillo *et al.*, 2007). Per ogni variabile la distanza tra le categorie è rappresentata su un grafico a punti dove le categorie tematiche più affini risultano più vicine e le meno affini più lontane rispetto alla variabile illustrativa che, nel nostro caso, è rappresentata dalla fonte di informazione. Questa seconda fase ha come obiettivo quello di indicare l'orientamento dei portali giornalistici rispetto ai temi trattati e individuare gli elementi di convergenza e di divergenza tra i portali.

La terza fase, infine, analizza nel dettaglio i contenuti; sono quindi riportati alcuni estratti qualitativi tratti dalle notizie selezionate in modo da offrire esempi delle modalità attraverso cui le informazioni sono veicolate all'interno dei testi trattati.

5. Analisi e risultati

5.1. Le tematiche e le fonti web di Google

Tra le 24 categorie individuate (tabella 2), le graduatorie ossia i ranking di punteggio delle performance complessive degli studenti per ciascun Paese o area territoriale, rappresentano il tema di maggiore interesse per le 127 fonti giornalistiche (41 notizie su 353 ossia l'11,6% sul totale) (tabella 2). Seguono immediatamente dopo, due questioni affini tra loro, ossia i temi legati all'*inclusione* e quelli legati al *benessere degli studenti* (rispettivamente 35 e 30 ricorrenze). Da un lato, l'attenzione sull'inclusione può riflettere una tradizione culturale di grande sensibilità dei Paesi occidentali e, in particolare, del nostro Paese su questo specifico tema (Longobardi e Agasisti,

2012; Martini, 2014) e dall'altro, in riferimento alle notizie più recenti, può rappresentare lo specchio delle novità introdotte dall'OCSE in relazione ai temi del benessere degli studenti (OECD, 2017).

L'*educazione finanziaria* come ambito di rilevazione, trova uno specifico spazio nell'indagine PISA a partire dall'edizione 2012, quando, cioè, ai Paesi è data la possibilità di integrare, alle tradizionali indagini, una rilevazione specifica su questo tema. L'educazione finanziaria come tema di indagine PISA si colloca al quarto posto nell'elenco dei temi più trattati (31 ricorrenze) ed è un segnale di come gli aspetti economici costituiscano tuttora elementi di attrattività dell'indagine stessa (Meyer e Benavot, 2013).

A seguire, si trova il tema dell'*orientamento*, inteso come quell'insieme di pratiche che offrono indicazioni, strategie, suggerimenti finalizzati ad aiutare gli studenti e le studentesse a conoscere le proprie inclinazioni personali e le relative scelte professionali e scolastiche future: questo argomento si colloca al quinto posto tra quelli più ripresi dalle fonti di informazione (23 ricorrenze).

La questione delle *differenze territoriali* (vedere paragrafo 1), che ricordiamo essere stata uno dei temi la cui attenzione è stata sollevata primariamente dall'OCSE PISA nel nostro Paese, si colloca tra le tematiche ancora più trattate (18 ricorrenze).

Tra le discipline su cui si focalizza PISA, la *matematica* intesa come contenuto disciplinare è quella che attrae la maggiore attenzione degli autori delle notizie (16 ricorrenze), in misura un po' più ridotta PISA è chiamato in causa quando si parla di *italiano* (10 ricorrenze); questa stessa indagine in alcuni casi diventa occasione per parlare anche di *altre discipline* (4 ricorrenze). I contributi legati alla discussione delle *metodologie* ossia a quell'insieme di metodi e tecniche che caratterizzano l'indagine OCSE PISA sono presenti ma in numero limitato (13 ricorrenze).

5.2. Focus sulle fonti più selezionate da Google

Osservando le 4 fonti di informazione selezionate dal motore di ricerca, si evidenzia un diverso orientamento nell'individuare gli argomenti per ciascuna di esse (tabella 2 e figura 1). Il *Corriere della Sera* risulta la fonte con il maggior numero di notizie (57 su 353) e con la maggiore varietà di argomenti trattati (19 su 24): il portale online offre una specifica attenzione sulle tematiche legate al genere (14% delle notizie), sull'inclusione (10,5%) ma anche sulle politiche scolastiche implementate in altri Paesi (8,8%), sulla matematica (8,8%), sui temi dell'orientamento (8,8%) e delle università

(7,3%). In riferimento a *la Repubblica* (30 su 353 notizie) si rileva una varietà pari a 16 sulle 24 tematiche individuate; in questo caso il focus degli argomenti si rivolge alle graduatorie (19,3%), al genere, alla dispersione e al ritardo scolastico (9,7%).

Tra i quattro portali analizzati, è *Il Sole 24 ore* (31 notizie) che presenta la maggiore attenzione alle graduatorie (26,6% su 31 notizie), segue il benessere degli studenti (13,6%) e, alla pari, l'educazione finanziaria, l'orientamento, le politiche scolastiche estere (10%). *Il Sole 24 ore* presenta una varietà di argomenti trattati pari a 13. Infine, *Orizzonte scuola* (28 notizie) lega l'indagine PISA alla trattazione del tema dei docenti e del reclutamento del personale (17,9% dei contributi), delle graduatorie (14,3%) e al tema dei compiti a casa (10,7%). Come il *Corriere* e *la Repubblica* dedica specifica attenzione al tema dell'inclusione (10,7%). Presenta una varietà di argomenti pari a 13.

La figura 1 rappresenta graficamente le distanze misurate con la tecnica di riduzione dei dati offerta dall'Analisi delle corrispondenze; è qui possibile avere una rappresentazione visiva della distanza/vicinanza delle fonti di notizie alle relative categorie tematiche. *Il Sole 24 ore* si mostra come la fonte di notizie, tra le quattro analizzate, più equidistante da ciascuna tematica trattata. Più agli estremi e quindi più distanti da alcune categorie sono gli altri canali di notizie: in particolare il *Corriere* che, come detto, è sensibile alle tematiche di genere e alle questioni legate alle università e all'orientamento, appare invece distante alla trattazione delle *fake news* e dell'alternanza scuola lavoro. *Repubblica*, diversamente, è vicina al tema delle graduatorie e dell'educazione finanziaria ma lontana dalla trattazione dei temi più legati alla vita quotidiana degli studenti quali i compiti a casa o l'alternanza scuola/lavoro. *Orizzonte scuola*, per contro, è molto vicina ai temi degli insegnanti e a quelli che interessano il quotidiano degli studenti ma più distante dai temi legati all'educazione finanziaria o alle università.

È qui utilizzata l'analisi delle corrispondenze per riassumere le informazioni presenti nella matrice dei dati disponibili e individuare i fattori latenti sottostanti la rappresentazione del dataset. Questa tecnica appartiene all'area dell'analisi dei dati multivariati nota come riduzione dimensionale. La tecnica della riduzione dei dati individua due componenti principali in grado di rappresentare profili differenti di portali (tabella 3). Più nello specifico, uno degli obiettivi dell'analisi delle corrispondenze è quello di descrivere la relazione tra due variabili nominali in una tabella delle corrispondenze dallo spazio unidimensionale. Per ciascuna variabile, la distanza tra i punti delle categorie è definita e rappresentata in un grafico che riflette la relazione tra le categorie con caratteristiche simili una all'altra.

Con il supporto del programma statistico SPSS-IBM (versione 25) è stato definito l'intervallo per i codici delle categorie (24 per la variabile parole chiave e 4 per i portali di notizie). È stato scelto un modello con soluzione a 2 dimensioni e una misura di distanza basata sul chi-quadrato con metodo di normalizzazione simmetrico. Le due dimensioni estratte portano a una percentuale di inerzia spiegata cumulata pari al 78,6% mentre il test di indipendenza del chi-quadrato è pari a 86,94 con una significatività pari a 0,071. La tabella 3 evidenzia i valori che per ciascuna componente sono utili a individuare e descrivere le dimensioni latenti: i valori positivi la cui cella è evidenziata in grigio scuro saturano e denotano un estremo della componente e le celle in grigio chiaro con valori negativi saturano la componente sull'altro estremo delineandone caratteristiche opposte.

In questo modo è possibile passare alla definizione delle due componenti estratte. La prima componente, che è stata definita "Professionalità insegnante: nel breve periodo vs. nel lungo periodo", raggruppa da un lato le categorie legate ai docenti e al reclutamento del personale, all'alternanza scuola/lavoro, ai compiti a casa, al lavoro delle scuole paritarie. All'altro estremo della componente si rileva attenzione sulle diseguaglianze e sulle tematiche di genere, sulle metodologie, sulle discipline di italiano e di matematica e sull'università. Questa componente individua due diverse prospettive: una più focalizzata e attenta alle esperienze legate alla professionalità degli insegnanti: una più attenta a come questa si declina nelle attività d'aula nel breve periodo e l'altra più attenta ai riflessi nel lungo periodo sulle competenze degli studenti ossia al termine del ciclo di studi quando cioè gli studenti e le studentesse si trovano a doversi relazionare nel mercato del lavoro e dell'università (anche nei termini di disparità non azzerate derivanti per esempio dalle differenze di genere).

Una seconda componente, identificata come "Processi vs. output" categorizza a un estremo le seguenti modalità: alternanza scuola lavoro, compiti a casa, diseguaglianze e metodologie; all'altro estremo l'educazione finanziaria, le *fake news* e le graduatorie. Questa componente, più dell'altra vista in precedenza, evidenzia come l'attenzione delle riviste si articoli da un lato verso metodologie didattiche (e tra queste anche le specifiche metodologie che caratterizzano l'impianto didattico sotteso ai test proposti da indagini su larga scala quali PISA) utilizzate nella scuola e alla trattazione delle diseguaglianze all'interno delle fasi di processo e dall'altro a un'attenzione specifica sull'effettiva capacità degli studenti di sapersi muovere in un mondo complesso e competitivo in cui è necessario saper selezionare le informazioni più importanti.

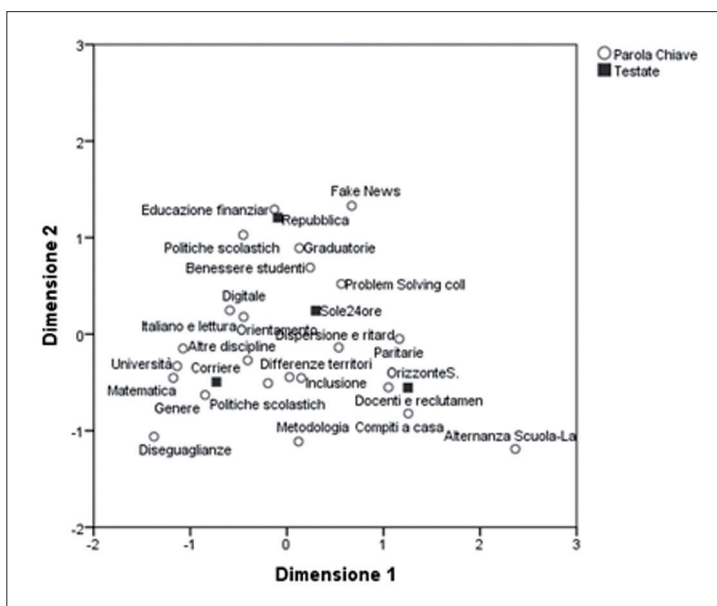


Fig. 1 – Grafico delle corrispondenze tra categorie tematiche e fonti di informazione

5.3. Alcune riflessioni sui contenuti delle notizie

La riflessione sui contenuti delle notizie (tabella 2) lascia emergere come, nella maggior parte dei casi, le notizie trovino spazio in concomitanza all'uscita dei rapporti OCSE o a seguito di dichiarazioni di esponenti dell'OCSE in merito a nuovi esiti. Di solito, l'autore della notizia riporta fedelmente l'informazione così come presentata dall'OCSE e poco o nessuno spazio è dedicato all'interpretazione delle informazioni ricevute, motivo per cui i contributi di fonti di canali diversi e relativi allo periodo di uscita si assomigliano moltissimo nei contenuti. È stato possibile identificare solo 10 contributi che articolano la notizia in modo più complesso (6 articoli tra i portali selezionati): una minoranza di articoli, quindi, che lascia intendere come raramente le notizie offrano un *framework* interpretativo oltre alla comunicazione della notizia stessa. In alcuni casi, la tendenza a non contestualizzare la notizia ha portato a una trasmissione del messaggio poco corretta o fuorviante. A fine marzo 2017, per esempio, l'OCSE ha presentato gli esiti di un report sull'inclusività per ciascun Paese partecipante. Le dichiarazioni dell'OCSE segnalavano come la differenza della performance tra studenti, in Italia, risulti ridotta rispetto ad altri Paesi. A seguito di questa

dichiarazione, in molti ne hanno rapidamente concluso che il sistema scolastico italiano sia molto più equo di altri. In realtà, il basso differenziale della performance è dato dal livellamento verso il basso delle scarse performance degli studenti italiani (Martini, 2005). Il 29 marzo 2017, immediatamente dopo le dichiarazioni degli organi di governo dell'OCSE PISA, sui canali di informazione vengono resi pubblici una serie di titoli di cui riportiamo solo alcuni esempi:

La scuola italiana è la più inclusiva d'Europa: riduce il gap tra i ricchi e poveri (*la Repubblica*).

L'OCSE promuove la scuola italiana (*Il Corriere Nazionale*).

La scuola riduce le disparità. Ma i poveri restano indietro (*Corriere della Sera*).

OCSE promuove scuola italiana, colma gap (*Ansa.it*).

Scuola italiana: ridotto il gap tra ricchi e poveri lo dice l'indagine OCSE (affari italiani.it).

OCSE, scuola italiana tra le migliori in Europa: inclusiva e supporta meglio i meno fortunati (*Tuttoscuola.it*).

Nei giorni successivi, le fonti più attente hanno corretto l'interpretazione offerta dai titoli dei contributi, in alcuni casi riportando le precisazioni degli esponenti della stessa OCSE oppure di ricercatori esperti appartenenti alla comunità scientifica. Tuttavia, una lettura rapida dei soli titoli, può contribuire a creare un'opinione distorta del tema nel lettore. Alcune fonti di notizie sembrano più attente di altre a offrire contributi che riportino informazioni corrette e sostenute da dati ed evidenze e ad avviare un dibattito costruttivo al proprio interno: tra queste è possibile citare *Tuttoscuola*, *Il Sussidiario* e *Il Sole 24 ore*. Tra questi per esempio si segnalano i seguenti articoli:

Lavorare in gruppo con successo, perché i licei italiani sono sopra la media OCSE? (*Il Sussidiario*, 4 dicembre 2017).

I migliori maestri di «problem solving»? Omero e Ungaretti (*Il Sussidiario*, 4 dicembre 2017).

La scelta dei figli? Genitori, dimenticate tabelle e numeri (e anche gli open day) (*Il Sussidiario*, 1 dicembre 2017).

Educazione finanziaria, una risposta efficace al mondo che cambia (*Il Sole 24 ore*, 29 novembre 2017).

Qual è l'obiettivo generale del sistema educativo e formativo italiano? (*Il Sole 24 ore*, 17 novembre 2017).

Educare al pensiero critico (*Il Sole 24 ore*, 23 ottobre 2016).

Luci e ombre della scuola italiana: per l'OCSE è inclusiva (*Tuttoscuola*, 3 aprile 2017).

Indagini internazionali: i diversi approcci di IEA e OCSE (*Tuttoscuola*, 17 dicembre, 2012).

Quali skills per i giovani del XXI secolo? Cosa può fare la scuola italiana (*Tuttoscuola*, 19 settembre 2017).

In generale, a partire dalle analisi effettuate, ciò che sembra mancare negli articoli visionati, è un punto di vista informato che, oltre alle opinioni o alle dichiarazioni dell'OCSE, rifletta interpretazioni e analisi offerte dalla comunità scientifica. Per esempio, il portale online comune-info.it, testata locale, affronta il tema dell'attrattività e del benessere nelle scuole, tema assai dibattuto nella comunità scientifica, ma lo fa, a nostro avviso, senza offrire informazioni strutturate a partire dalle quali sostenere la propria posizione critica.

Se nel Paese fiorisse un pensiero autonomo sul nostro sistema formativo, distante dal rincorrere gli altri e dai test dell'OCSE PISA, forse saremmo in grado di porre un rimedio: non è questione di aggiustamenti o correttivi, ma di pensieri radicalmente nuovi, che necessitano di respiro e di tempo [...] Se la scuola non piace, non è perché i nostri ragazzi sono tutti dei Pinocchio o dei Lucignolo. La prima domanda da porsi e a cui rispondere è: perché il modo di studiare che proponiamo nelle nostre aule non è in grado di motivare al piacere dell'apprendimento? Né dobbiamo cadere per questo in una sorta di attivismo mal digerito, per cui per rendere meno amara la pillola si inventano giochi e diversivi, ma la sostanza della didattica resta sempre la stessa (comune-info.it, 8 aprile 2016).

Altre fonti informative, sostengono posizioni che, per quanto legittime, non trovano completezza informativa nella notizia rispetto alle metodologie e alle tecniche messi in campo dall'indagine OCSE PISA.

Ecco perché i test [...] andrebbero aboliti. I motivi sarebbero davvero tanti, ma riassumibili in definitiva in due punti: innanzitutto, attraverso questi test, non si tiene conto della disomogeneità territoriale degli agenti culturali. La quale produce, per forza di cose, delle differenze tra alunni che appartengono a contesti scolastici completamente diversi; in questo caso, la scuola che si trova in un quartiere disagiato e deprivato culturalmente, esce svantaggiata dal test (*Orizzonte scuola*, 26 maggio 2017).

Nell'ultimo stralcio emerge la tematica della contestualizzazione delle performance degli studenti sulla base del contesto socio-economico e cultu-

rale di riferimento. Per quanto la questione sia oggettivamente complessa da un punto di vista scientifico, la fonte di informazione non riporta come l'OCSE PISA abbia presente e affronti, sin dalle primissime edizioni, la questione della contestualizzazione delle performance rispetto allo svantaggio socio-economico. In particolare, l'indicatore di status-socio-economico e culturale (ESCS) è un indice costruito e utilizzato proprio per rispondere alla necessità di tenere presente i fattori di contesto nel momento in cui si definiscono le performance degli studenti (OECD, 2016b).

Ancora, il *Corriere della Sera*, in un articolo del 4 dicembre 2016 definisce i test PISA come “quiz” sia nel titolo iniziale e sia nello sviluppo dell'articolo: il test è qui equiparato, nell'accezione comune, alla definizione di un “indovinello” sminuendo la complessità che invece sottende la costruzione dei test di valutazione su larga scala (PISA, IEA, INVALSI per esempio)¹⁶.

6. Conclusioni

L'OCSE, in quanto organo sovranazionale, è al centro di un vasto dibattito internazionale proprio perché, come detto, esercita un'influenza sempre maggiore sui governi nazionali in materia di istruzione e formazione e non solo. È però molto difficile dire in che misura gli esiti di indagini come il PISA, direttamente promosse dall'OCSE, influenzino concretamente le decisioni politiche, soprattutto in un Paese come l'Italia dove è possibile rilevare un numero molto limitato di documenti istituzionali che utilizzano le evidenze empiriche emerse per giustificare le proposte politiche (Meyer e Benavot, 2013; Morgan e Volante, 2016; Michel, 2017).

Se, da un lato, i portali di informazione mediano le notizie sull'indagine PISA, dall'altro, proprio perché le producono, rappresentano la cartina di tornasole dell'eventuale dibattito che si può instaurare tra i diversi attori. Pons (2011) invita a riflettere su come il messaggio trasmesso da OCSE PISA possa essere accettato o rinegoziato dai Paesi partecipanti e dai relativi decisori politici e come tale messaggio sia poi utilizzato per avviare eventuali riforme. I media rappresentano il principale canale di trasmissione dell'informazione su OCSE-PISA e il motore di ricerca Google è uno degli strumenti più noti e utilizzati per acquisire informazioni sull'indagine.

Così come in molti altri Paesi, anche in Italia l'indagine PISA è una fonte di notizie che riscuote un certo interesse da parte dei canali di informazione.

¹⁶ http://www.corriere.it/scuola/secondaria/cards/scuola-ecco-quiz-test-pisa-2015-scopri-se-conosci-risposte-scienze/migrazione-uccelli-1_principale.shtml.

In generale, però, rispetto a quanto analizzato, emerge come i canali di informazione siano più propensi a limitarsi a riportare quanto dichiarato dalle fonti OCSE, più che a interpretarle supportandole con una pluralità di altre fonti informative. Si assiste a un'elevata semplificazione della rappresentazione della complessità di un'indagine come PISA; lo scarso approfondimento dei messaggi trasmessi, di frequente, si concretizza in titoli di apertura che trasmettono comunicazioni fuorvianti o del tutto sbagliate (Fernández-Aliseda Garrido, 2016). Questo dato è particolarmente degno di nota nel momento in cui i titoli rappresentano la principale modalità di costruzione dell'opinione comune per quanti non hanno modo/tempo di approfondire la questione attraverso la lettura dell'intero articolo (Dixon *et al.*, 2009). A seguito dell'espansione dei social network, il lancio di titoli brevi e molto semplificati rischia di non avviare un dibattito fondato su una pluralità di aspetti con solide basi scientifiche (Tiana Ferrer, 2017).

Maggiore spazio è dedicato a quegli argomenti che veicolano un messaggio negativo, stimolando allarmismo e sottolineano lo stato di crisi del sistema scolastico nazionale (Dixon *et al.*, 2009): la sola pubblicazione delle graduatorie, che sistematicamente posiziona il nostro Paese in difficoltà rispetto ad altri a economia avanzata, non trova specifici approfondimenti di dibattito al fine dell'implementazione di possibili soluzioni. Anche quando le notizie che arrivano dall'OCSE appaiono positive (come nel caso del rapporto OCSE di marzo 2017), le fonti di informazione non sembrano in grado di porsi in chiave riflessiva sulle notizie rese pubbliche. Come visto nel paragrafo 1, nel contesto internazionale, non mancano le fonti di informazione in grado di offrire modelli più problematizzati sia rispetto alle scelte politiche adottate dai diversi governi sia rispetto all'indagine e alle sue caratteristiche; è inoltre da notare che alcune fonti di informazione, come per esempio accade in Spagna, sono oggi più attente rispetto al passato nel veicolare un'informazione più articolata sull'OCSE PISA (Tiana Ferrer, 2017).

Nei contributi analizzati sulle principali fonti giornalistiche non abbiamo rilevato alcun dibattito aperto in merito agli esiti dell'indagine: a tratti emerge il lavoro di una comunità scientifica su questi temi, consultata in modo sporadico dai media, e non sistematicamente al fine di portare il dibattito a un livello più complesso e articolato. La scarsa comunicazione politica, così come veicolata dagli articoli selezionati dal motore di ricerca, pare non essere in grado di produrre un'opinione pubblica informata, cui la comunità scientifica, se interpellata, potrebbe offrire approfondimenti e possibili risposte. Per utilizzare le categorie proposte da Pons (2011) si potrebbe affermare che il messaggio trasmesso dai media non viene né rifiutato né rinegoziato dalle fonti di notizie e da coloro che contribuiscono al dibattito politico, ma

neppure accettato dal momento che viene a mancare quel processo di rielaborazione che rende il messaggio realmente fatto proprio dai media e dai decisori politici.

Sicuramente il tema che si apre è molto più ampio di quello esposto in questo saggio che ne mostra solo alcuni – seppur rilevanti – aspetti empirici. Il dibattito che si sta aprendo in molti settori della società, ha a che fare con il complesso rapporto fra esiti della ricerca scientifica, disseminazione dei risultati – e quindi anche alle modalità di divulgazione adottate dai media e dai new media – e percezione dell’uso di questi risultati da parte dei cittadini.

E ancora di più questo riguarda il settore dell’educazione; infatti nelle società contemporanee l’istruzione e la formazione giocano un ruolo considerato rilevante in quanto costituiscono risorse fondamentali per lo sviluppo del singolo e della collettività (Schizzerotto e Barone 2006). La scuola è oggetto di attenzione da parte delle istituzioni, dei media e dell’opinione pubblica in generale, trovandosi al centro di un dibattito trasversale: tutti oggi parlano di scuola (Grubb *et al.*, 2004). Comunicare gli esiti della ricerca educativa è, quindi, diventato prioritario, affinché i cittadini possano conoscerne i risultati. Al contempo, però, gli studi sulla divulgazione scientifica, ancor più dopo la pubblicazione del Rapporto sul *Public Understanding of Science* (The Royal Society, 1985; Millar e Wynne, 1988), attribuiscono importanza al coinvolgimento dei destinatari della comunicazione in una relazione biunivoca fra scienza e opinione pubblica (Bevilacqua, 2014). Questa relazione, a nostro avviso, rappresenta pertanto una sfida – fra le molte altre – che dovrà essere affrontata, nei prossimi anni, da tutti coloro che a vario titolo si occupano di educazione.

Appendice

Tab. 1 – Numero di articoli per canale di informazioni

<i>Prog.</i>	<i>Canale</i>	<i>N. articoli</i>
1	Corriere della sera	57
2	la Repubblica	31
3	Il sole 24 ore	30
4	Orizzonte Scuola	28
5	Il sussidiario	15
6	Agenda Digitale	8
7	Tuttoscuola	8
8	il foglio	6
9	L'huffington post	6
10	Greenreport:economia ecologica e sviluppo sostenibile	5
11	Internazionale	5
12	La Tecnica della scuola	5
13	ANSA	3
14	Il giornale	3
15	Il Messaggero	3
16	Linkiesta	3
17	Quotidiano.net	3
18	Save the Children Italia	3
19	AdviseOnly	2
20	Bergamo News	2
21	Blasting News	2
22	Famiglia Cristiana	2
23	Forumpa – Il forum della pubblica amministrazione	2
24	gonews	2
25	Il Dolomiti	2
26	Il giorno	2
27	Il Libraio	2
28	Il Post	2
29	iMille	2
30	Innovation Post	2
31	Investire oggi	2
32	La stampa	2
33	La voce.info	2
34	Lanotiziagiornale.it	2

(continua)

Tab. 1 – Numero di articoli per canale di informazioni

<i>Prog.</i>	<i>Canale</i>	<i>N. articoli</i>
36	Professionisti Scuola Network	2
37	Skuola.net	2
38	Superando.it	2
39	Varese News	2
40	Vita	2
41	Affari Italiani	1
42	Ad Maiora	1
43	AGI-Agenzia Giornalistica Italia	1
44	AgoraVoxItalia	1
45	Ancona Today	1
46	Arezzo notizie	1
47	Assolombarda	1
48	Avvenire	1
49	Benevento.zon.it	1
50	BooKBlistar	1
51	Brescia Oggi	1
52	Business Insider Italia	1
53	CasateOnline	1
54	Cilento Notizie	1
55	CN24TV	1
56	Comune-info.net	1
57	Corriere dell'Economia	1
58	Democratica.com	1
59	Donna Moderna	1
60	Estense.com	1
61	Fastweb	1
62	Felicità pubblica	1
63	Firenze Today	1
64	Focus	1
65	Formiche.net	1
66	Futura News	1
67	Gazzetta di reggio	1
68	Humanitas Salute	1
69	Il lametino	1
70	Il Manifesto	1
71	Il Mattino	1

(continua)

Tab. 1 – Numero di articoli per canale di informazioni

<i>Prog.</i>	<i>Canale</i>	<i>N. articoli</i>
72	Il Piccolo	1
73	Il secolo XIX	1
74	InchiostroOnline	1
75	Informazione senza filtro (Blog)	1
76	Informazione.tv	1
77	Italia oggi	1
78	Italia Oggi	1
79	Italpress	1
80	Key4biz	1
81	L'Espresso	1
82	L'intellettuale Dissidente	1
83	La città di Salerno	1
84	La Nazione	1
85	Latinaoggi.eu	1
86	Lecceprima.it	1
87	Left Sinistra senza inganni	1
88	Leggo.it	1
89	Libero Pensiero	1
90	LifeGate	1
91	LivenetNewsNetwork	1
92	Liveunict	1
93	Lucca in Diretta	1
94	Melandro News	1
95	Meteo web	1
96	Milano Finanza	1
97	Next	1
98	Noise From Amerika	1
99	Notizieprovita.it	1
100	NTR24	1
101	OFCS.report	1
102	Panorama	1
103	Radio Monte Carlo	1
104	Radio Radicale	1
105	Radio24	1
106	Regione Piemonte	1
107	Regione Veneto	1

(continua)

Tab. 1 – Numero di articoli per canale di informazioni

<i>Prog.</i>	<i>Canale</i>	<i>N. articoli</i>
108	Repubblica degli stagisti	1
109	ResegoneOnline	1
110	Sardiniapost	1
111	Secondo Welfare	1
112	Segugio.it	1
113	sky tg24	1
114	Società e rischio	1
115	Stretto web	1
116	Studenti.it	1
117	TargatoCn.it	1
118	Temometro Politico	1
119	TGCOM	1
120	Tiscali.it	1
121	Tom's Hardware	1
122	Toscana24	1
123	TPI	1
124	Vicenza più	1
125	Vivere Ancona	1
126	Wired.it	1
127	ZOOMSud	1

Tab. 2 – *Categorie tematiche, valori assoluti e valori % sul totale delle fonti e sulle 4 fonti giornalistiche selezionate*

<i>Parola chiave</i>	<i>v.a.</i>	<i>%</i>	<i>Corriere della sera</i>	<i>la Repubblica</i>	<i>Il Sole 24 ore</i>	<i>Orizzonte scuola</i>
Graduatorie	41	11,6	5,3%	19,3%	26,6%	14,3%
Inclusione	35	9,9	10,5%	9,7%	3,3%	10,7%
Educazione finanziaria	31	8,8	1,8%	6,5%	10,0%	
Benessere studenti	30	8,5	3,5%	6,5%	13,6%	7,1%
Orientamento	23	6,5	8,8%	3,2%	10,0%	7,1%
Differenze territoriali	18	5,1	3,5%	6,5%		3,6%
Matematica	16	4,5	8,8%		3,3%	
Docenti e reclutamento personale	17	4,8	3,5%	3,2%	3,3%	17,9%
Politiche scolastiche estere	16	4,5	8,8%	3,2%	3,3%	7,1%
Digitale	15	4,2	4,7%	3,2%	3,3%	
Politiche scolastiche	14	4	3,5%	3,2%	10,0%	
Metodologia	12	3,4	5,3%			7,1%
Genere	11	3,1	14,0%	9,7%		
Dispersione e ritardo scolastico	10	2,8	1,8%	9,7%		3,6%
Italiano	10	2,8	3,5%		3,3%	
Paritarie	9	2,5		6,5%		3,6%
Università	9	2,5	7,3%		3,3%	
Fake news	7	2			6,7%	3,6%
Compiti a casa	7	2	1,8%	3,2%		10,7%
Problem solving collaborativo	6	1,7		3,2%		
Alternanza Scuola-lavoro	5	1,4				3,6%
Altre discipline	4	1,1	1,8%	3,2%		
Diseguaglianze	4	1,1	1,8%			
Ambiente	3	0,8				
%		100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Totale numerosità	353		57	30	31	28

Tab. 3 – *Analisi delle corrispondenze sulle 4 fonti selezionate*

	<i>Lavoro degli insegnanti nel breve periodo/nel lungo periodo</i>	<i>Processi vs. output</i>
Alternanza Scuola-lavoro	2,365	-1,189
Altre discipline	-0,406	-0,271
Ambiente		
Benessere studenti	0,240	0,690
Competenze		
Compiti a casa	1,256	-0,822
Differenze territoriali	1,497	-0,092
Digitale	0,148	-0,454
Diseguaglianze	-0,591	0,247
Dispersione e ritardo scolastico	-1,376	-1,061
Docenti e reclutamento personale	0,536	-0,138
Educazione finanziaria	1,051	-0,551
Fake news	-0,129	1,291
Genere	0,671	1,330
Graduatorie	-0,847	-0,630
Inclusione	0,129	0,892
Italiano e lettura		
Matematica	0,027	-0,445
Metodologia	-1,076	-0,149
Orientamento	-1,176	-0,453
Paritarie	0,120	-1,113
Politiche scolastiche	-0,448	0,179
Politiche scolastiche estere	1,164	-0,050
Problem solving collaborativo	-0,452	1,027
Università	-0,196	-0,508
Totale	338	100,0

Riferimenti bibliografici

- AA.VV. (2011), *Le competenze dei quindicenni lombardi. Il rapporto OCSE-PISA: risultati e approfondimenti tematici*, a cura di USR Lombardia, Vannini, Brescia.
- Arosio L. (2010), “L’uso dei documenti”, in A. de Lillo, L. Arosio, S. De Luca, E. Ruspini, E. Sala (a cura di), *Il mondo della ricerca qualitativa*, UTET Università, Torino.
- Arosio L. (2013), *L’analisi documentaria nella ricerca sociale. Metodologia e metodo dai classici a Internet*, FrancoAngeli, Milano.
- Bevilacqua G. (2014), “La comunicazione scientifica: il delicato rapporto tra scienza, media e pubblico”, *Mem. Descr. Carta Geol. d’It.*, XCVI, pp. 387-390.
- Białecki I., Jakubowski M., Wiśniewski J. (2017), “Education policy in Poland: The impact of PISA (and other international studies)”, *European Journal of Education*, 52, pp. 167-174.
- Bieber T., Niemann D., Martens K., Teltemann J. (2015), “Towards a Global Model in Education. Interdisciplinary Perspectives on International Student Assessments and Their Impact on Policies and Institutions”, in M. Hamilton, B. Maddox, C. Addey (eds.), *Literacy as Numbers: Researching the Politics and Practices of International Literacy Assessment Regimes*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Bottani N. (2016), “Lo sviluppo delle valutazioni internazionali su vasta scala”, in B. Fiore, T. Pedrizzi (a cura di), *Valutare per migliorare le scuole*, Mondadori Università, Milano.
- Breakspear S. (2012), “The Policy Impact of PISA: An Exploration of the Normative Effects of the International Benchmarking in School System Performance”, *OECD Education Working Paper*, No. 71, OECD Publishing (NJ1).
- Carvalho L.M., Costa E., Gonçalves C. (2017), “Fifteen Years looking at the Mirror: On the Presence of PISA in Education Policy Processes (Portugal, 2000-2016)”, *European Journal of Education*, 52, pp. 387-398.
- Damiani V. (2016), “Large-scale Assessments and Educational Policies in Italy”, *Research Papers in Education*, 31, pp. 529-541.
- de Lillo A., Argentin G., Lucchini M., Sarti S., Terraneo M. (2007), *L’analisi multivariata per le scienze sociali*, Pearson Education, Milano.
- Della Ratta Rinaldi F. (2007), “L’analisi testuale computerizzata”, in L. Cannavò, L. Frudà (a cura di), *Ricerca sociale. Tecniche speciali di rilevazione, trattamento e analisi*, Carocci, Roma.
- Dixon R., Mullers M., Arndt C., Hood C. (2009), *Where International Rankings meet Negativity Bias. Domestic Press Responses to International Educational Rankings in Three EU Countries*, <http://www.christopherhood.net/pdfs/poster-in-rankings.pdf> (ultimo accesso 5²/2018).
- Egelund N. (2008), “The Value of International Comparative Studies of Achievement – A Danish Perspective”, *Assessment in Education Principles, Policy and Practice*, 15, pp. 245-251.

- Engel L.C., Rutkowski D. (2014), “Global Influences on National Definitions of Quality Education: Examples from Spain and Italy”, *Policy Futures in Education*, 12, pp. 769-783.
- Ertl H. (2006), “Educational Standards and the Changing Discourse on Education: The Reception and Consequences of the PISA Study in Germany”, *Oxford Review of Education*, 32, pp. 619-634.
- Fernández-González N. (2015), *PISA como instrumento de legitimación de la reforma de la LOMCE*, Bordón, 67, pp. 165-178.
- Folloni G., Vittadini G. (2017), “Capitale umano, character, sviluppo”, in G. Vittadini (a cura di), *Far crescere la persona. La scuola di fronte al mondo che cambia*, Stampa Geca, San Giuliano Milanese.
- Grubb W.N., Lazerson M. (2004), *The Educational Gospel. The Economic Power of Schooling*, Harvard University, Cambridge.
- Gutman L.M., Schoon I. (2013), *The Impact of Non-cognitive Skills on Outcomes for Young People*, University of London, Institute of Education, London.
- Hopfenbeck T., Gorgen K. (2017), “Media, Policy and Public Responses to PISA in Norway and England”, *European Journal of Education*, 52, pp. 206-2016.
- INVALSI (2012), *OCSE-PISA 2012. Rapporto nazionale*, http://www.invalsi.it/invalsi/ri/pisa2012/rappnaz/Rapporto_NAZIONALE_OCSE_PISA2012.pdf.
- IRES PIEMONTE (2011) (a cura di P. Borriero, L. Aburrà, R. Trincherò), *OCSE-PISA 2009: i risultati del Piemonte a confronto con le altre regioni italiane e straniere*, *Quaderni di ricerca*, 123, Torino.
- Kamens D.H. (2013), “Globalization and the Emergence of an Audit Culture: PISA and the Search for ‘Best Practice and Magic Bullets’”, in H. Meyer, A. Benavot, *PISA, Power and Policy. The Emergence of Global Educational Governance*, Symposium Book, Oxford.
- Kautz T., Heckman J.J., Diris R., Ter Weel B., Borghans L. (2014), *Fostering and Measuring Skills: Improving Cognitive and Non-cognitive Skills to promote Lifetime Success*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, w20749.
- Lingard B., Martino W., Rezai-Rashti G., Sellar S. (2016), *Globalizing Educational Accountabilities*, Routledge, New York, NY.
- Longobardi S., Agasisti T. (2012), “Studenti resilienti: quando la famiglia “non conta”. Un’analisi esplorativa della resilienza nella scuola italiana”, *Statistica e società*, 1 (3), pp. 19-21.
- Losito G. (2002), *L’analisi del contenuto nella ricerca sociale*, Laterza, Bari.
- Losito G. (2007), “L’analisi del contenuto nella ricerca sociale”, in L. Cannavò, L. Frudà (a cura di), *Ricerca sociale. Tecniche speciali di rilevazione, trattamento e analisi*, Carocci, Roma.
- Martini A. (2005), “Il rendimento scolastico italiano. Valori nazionali e differenze regionali”, *Osservatorio italiano*, 3, pp. 473-483.
- Martini A. (2014), *La pubblicità dei risultati della valutazione esterna dei livelli di apprendimento raggiunti dalle scuole: pro e contro, alla luce delle esperienze internazionali*, FGA Working Paper, 52, Torino.

- Michel A. (2017), “The Contribution of PISA to the Convergence of Education Policies in Europe”, *European Journal of Education*, 52, pp. 206-216.
- Millar R., Wynne B. (1988), “Public Understanding of Science: From Contents to Processes”, *International Journal of Science Education*, 10 (4), pp. 388-398.
- Morgan C., Volante L. (2016), “A Review of the OECD’s International Education Surveys: Governance, Human Capital Discourses and Policy Debates”, *Policy Futures in Education*, 14 (6), pp. 775-792.
- Muzzioli P., Poliandri D., Quadrelli I., Romiti S. (2012), “La valutazione nelle scuole in Italia: indicazioni e tendenze da alcuni progetti sperimentali”, *Autonomie locali e servizi sociali, Quadrimestrale di studi e ricerche sul welfare*, 3, pp. 463-478.
- Niemann D., Martens K., Teltemann J. (2017), “PISA and Its Consequences: Shaping Education Policies through International Comparisons”, *European Journal of Education*, 52, pp. 175-183.
- Novoa A., Yariv-Mashal T. (2003), “Comparative Research in Education: A Mode of Governance or a Historical Journey?”, *Comparative Education*, 39, pp. 423-438.
- OECD (2016a), *Global Competency for an Inclusive World*, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2016b), *Education at a Glance 2016: OECD Indicators*, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2017), *PISA 2015 Results*, vol. III: *Students’ Well-being*, OECD Publishing, Paris.
- Palmerio L. (a cura di) (2016), *PISA 2012. Contributi di approfondimento*, Franco-Angeli, Milano.
- Pedrizzi T. (2016), “Lo sviluppo a livello nazionale delle valutazioni internazionali e nazionali”, in B. Fiore, T. Pedrizzi (a cura di), *Valutare per migliorare le scuole*, Mondadori, Milano.
- Pereyra M.A., Kotthoff H., Coven R. (eds.) (2011), *PISA under Examination*, Sense Publisher, Rotterdam.
- Pons X. (2011), “What do we really learn from PISA? The Sociology of Its Reception in Three European Countries (2001-2008)”, *European Journal of Education*, 46, pp. 540-548.
- Rush M. (1998), *Politica e società. Introduzione alla sociologia politica*, il Mulino, Bologna.
- Schizzerotto A., Barone C. (2006), *Sociologia dell’istruzione*, il Mulino, Bologna.
- The Royal Society (1985), *The Public Understanding of Science*, London, disponibile su https://royalsociety.org/~media/royal_society_content/policy/publications/1985/10700.pdf (ultimo accesso settembre 20189).
- Tiana Ferrer A. (2017), “PISA in Spain: Expectations, Impact and Debate”, *European Journal of Education*, 52, pp. 184-191.
- Vardanega A. (2007), “L’analisi delle corrispondenze multiple”, in L. Cannavò, L. Frudà (a cura di), *Ricerca sociale. Dall’analisi esplorativa al data mining*, Carocci, Roma.

Volante L., Fazio X. (2017), “PISA, Policy and Global Education Governance”, in L. Volante (eds.), *The PISA Effect on Global Education Governance*, Routledge, London.

Waldow F. (2009), “What PISA did and did not do: Germany after the ‘PISA-shock’”, *European Educational Research Journal*, 8, pp. 476-483.

Sitografia degli articoli commentati

http://www.ilsole24ore.com/art/notizie/2014-05-14/stop-stupidi-indovinelli-protesta-contro-test-invalsi-e-pisa-160856.shtml?uid=ABofC8HB&refresh_ce=1.

<https://www.internazionale.it/opinione/christian-raimo/2015/12/31/scuola-italiana-riforma-futuro>.

<https://comune-info.net/2016/04/apprendere-e-creare/>.

<https://www.orizzontescuola.it/movimento-5-stelle-aboliamo-test-invalsi-e-votivalutiamo-solo-le-competenze-in-missione-per-studiare-il-sistema-finlandese/>.

http://www.repubblica.it/rubriche/la-scuola-siamo-noi/2017/05/21/news/ottanta_prof_di_tutto_il_mondo_contro_i_test_ocse-pisa-166051128/.

<https://www.orizzontescuola.it/test-ocse-pisa-laccusa-80-professori-appartenentivari-paesi-del-mondo/>.

<https://www.orizzontescuola.it/anief-test-classe-bocciati-dai-prof-universitari-mondo-litalia-punta-dritto-sui-quiz-invalsi/>.

<https://www.orizzontescuola.it/test-ocse-pisa-laccusa-80-professori-appartenentivari-paesi-del-mondo/>.

<http://www.ilsussidiario.net/News/Educazione/2017/12/1/SCUOLA-La-scelta-dei-figli-Genitori-dimenticate-tabelle-e-numeri-e-anche-gli-open-day-/795145/>.

<https://www.orizzontescuola.it/inclusione-italia-premiata-da-ocse-rapisarda-nel-paese-dei-balocchi-40-docenti-in-deroga-e-senza-abilitazione/>.

<http://www.superando.it/2017/04/18/inclusione-del-paese-dei-balocchi/>.

<https://www.tuttoscuola.com/luci-ombre-della-scuola-italiana1-loce-inclusiva/>.

<http://www.ilsussidiario.net/News/Educazione/2008/12/31/SCUOLA-Nel-2009-una-nuova-indagine-OCSE-Pisa-Gli-studenti-italiani-sono-preparati-/10540/>.

<https://www.tuttoscuola.com/indagini-internazionali-i-diversi-approcci-di-iea-e-ocse/>.

<http://www.famgliacristiana.it/articolo/test-invalsi-gli-studenti-copiano-storie-geografia-e-linguistica-di-un-malcostume-italiano-.aspx>.

<http://www.corriereuniv.it/cms/2015/06/esperta-ocse-ecco-perche-i-test-invalsi-sono-indispensabili-al-sistema-scuola/>.

<https://www.focus.it/comportamento/scuola-e-universita/prove-invalsi-7-cose-da-sapere>.

<https://www.ilfoglio.it/cronache/2016/08/16/news/i-terrioni-somari-ma-promossi-con-la-lode-102799/>.

http://www.corriere.it/scuola/secondaria/cards/scuola-ecco-quiz-test-pisa-2015-scopri-se-conosci-risposte-scienze/migrazione-uccelli-1_principale.shtml.
<http://www.ilsussidiario.net/News/Educazione/2017/3/22/SCUOLA-Invalsi-e-ddl-valutazione-una-mossa-sbagliata/755556/>.
http://www.corriere.it/scuola/secondaria/17_aprile_06/perche-l-invalsi-va-salvato-chi-teme-meritocrazia-95b56086-1b06-11e7-953e-ab8f663f73c7.shtml.
<https://www.ilfoglio.it/scuola/2017/05/03/news/perche-in-italia-abbiamo-cosi-paura-dei-test-invalsi-132723/>.
<https://www.orizzontescuola.it/riassunto-allesame-miur-corto-idee-consulti-gli-insegnanti-lettera/>.
<http://www.ilsussidiario.net/News/Educazione/2017/12/4/SCUOLA-Lavorare-in-gruppo-con-successo-perche-i-licei-Italia-sono-sopra-la-media-OCSE-/795551/>.
<http://www.ilsussidiario.net/News/Educazione/2017/12/6/SCUOLA-I-migliori-maestri-di-problem-solving-Omero-e-Ungaretti/795855/>.
<http://www.ilsussidiario.net/News/Educazione/2017/12/1/SCUOLA-La-scelta-dei-figli-Genitori-dimenticate-tabelle-e-numeri-e-anche-gli-open-day-/795145/>.
<http://www.ilsole24ore.com/art/cultura/2016-10-23/educare-pensiero-critico-081448.shtml?uuid=ADiosshB>.
<http://www.ilsole24ore.com/art/commenti-e-idee/2017-11-29/una-risposta-efficace-mondo-che-cambia-101237.shtml?uuid=AE46kZJD>.

ISBN 9788891794789

Parte terza

Financial literacy: *fattori di contesto
e competenze correlate*

ISBN 9788891794789

6. *Cicale o formiche? L'effetto della famiglia sui percorsi di socializzazione economica dei quindicenni*

di Carlo Di Chiacchio*, Sabrina Greco*, Emanuela E. Rinaldi**

1. **Gli adolescenti in Italia tra attrazione verso il consumo e cultura del risparmio**

Nel discorso comune, gli adolescenti in Italia oggi sono spesso rappresentati come soggetti vulnerabili al richiamo dei consumi, dell'acquisto di impulso, di un eccesso di attaccamento ai beni materiali e di dedizione alla cura della propria immagine e del proprio aspetto o "look". Difatti, l'adolescenza viene fortemente implicata in un processo di ridefinizione di sé all'interno del quale i beni di consumo e il denaro svolgono un ruolo estremamente importante, riconosciuto dai diversi gruppi di appartenenza – gruppo dei pari e famiglia *in primis* (Frontori, 1992). Anche il consumo televisivo e del web (si pensi ai canali YouTube) si riferisce spesso a programmi che enfatizzano il ruolo di marchi, abbigliamento, accessori, trucchi, acconciature e nuove tecnologie nel definire l'identità delle nuove star (dai cantanti agli attori, dai fashion blogger agli sportivi) che mutano velocemente come la moda. Per essere considerato "hipster", "pariolino", "emo", l'adolescente ha bisogno di determinati oggetti o pratiche di consumo culturale (musica, riviste, film) che richiedono un investimento di denaro continuo.

Inoltre, il credito e il pagamento a rate vengono pubblicizzati come una facile risposta per ottenere beni che altrimenti sarebbero fuori dalla portata finanziaria di alcune persone (si pensi al credito al consumo per l'acquisto

* INVALSI – Istituto nazionale per la valutazione del sistema educativo di istruzione e di formazione, Roma.

** Università degli Studi di Milano-Bicocca, Dipartimento di Scienze economico-aziendali e Diritto per l'economia (DiSEADE), Milano.

Per contattare gli autori: carlo.dichiacchio@invalsi.it.

di smartphone e tablet). Tali messaggi mediatici contribuiscono a definire nei teenager, secondo alcuni studi, l'idea che il loro valore o il valore degli altri sia definito da ciò che possiedono o che possono acquistare (Dittmar *et al.*, 2014; Beutler e Gudmonson, 2012). Peraltro, contrariamente a quanto avviene in altri Paesi, in Italia i soldi a disposizione degli adolescenti sono utilizzati soprattutto per spese di consumo per se stessi, più che per la famiglia o per gli amici (Ruspini, 2008; Takahashi *et al.*, 2016).

Tuttavia, la cultura finanziaria italiana è caratterizzata anche da una spiccata propensione al risparmio diffusa tra gli adulti (CENSIS 2016) e – secondo le indagini svolte nell'ultimo ventennio – anche tra i minori (Sartoro e Ongari, 1999; Dosso e Rosci, 2000; Dei, 2006; Rinaldi, 2007; Rinaldi e Todesco, 2012).

Ma come si forma la propensione al risparmio? Quali sono le caratteristiche che distinguono le “cicale” (intese come le persone che hanno una forte propensione all'acquisto immediato) dalle “formiche” (quelle che hanno una più forte propensione al risparmio)?

È utile, prima di rispondere a questa domanda, riprendere una distinzione nota in letteratura, che è la distinzione tra socializzazione ed educazione finanziaria.

2. Distinzione tra socializzazione ed educazione finanziaria

Rifacendoci ad alcuni dei più diffusi manuali di sociologia dell'educazione (Cesareo, 1972; Besozzi, 2006), possiamo definire la socializzazione finanziaria come il processo che concorre – attivamente o passivamente, a livello formale e informale – all'inserimento dell'individuo nell'ambiente finanziario in cui vive e alla formazione della sua personalità avente rilevanza diretta nella sfera finanziaria, ovvero nella sfera di raccolta, utilizzo e allocazione del denaro.

Attraverso la socializzazione finanziaria, in pratica, gli individui interiorizzano – sin dall'infanzia e nel corso di tutta la loro vita – informazioni, valori, motivazioni, orientamenti e competenze che permettono loro di interagire nel sistema finanziario della società in cui crescono e che sono funzionali a strutturare le capacità di svolgimento di futuri ruoli finanziari adulti. Grazie a questo processo le persone apprendono, per esempio, modalità diverse di gestione del denaro, competenze di calcolo, informazioni sui prodotti (le carte di credito, le polizze assicurative ecc.) e i processi finanziari (gli interessi, l'inflazione, la speculazione ecc.), maturano atteggiamenti differenti in relazione al rischio, al risparmio o al debito e sviluppano motiva-

zioni che le sostengono in alcune azioni che riguardano l'utilizzo del denaro – come l'accantonamento di denaro per il futuro (Rinaldi, 2007).

Quanto all'educazione finanziaria, essa costituisce la parte esplicitata e formalizzata del processo di socializzazione e comprende gli interventi intenzionalmente volti a far acquisire all'individuo competenze, informazioni, orientamenti e valori inerenti alla finanza, di solito mediati da figure con autorità legittimata in materia (Rinaldi, 2015). Per esempio, un insegnante che realizzi in classe un percorso sulla storia dell'euro o un mercatino per mostrare le regole base dello scambio, tra cui anche gli sconti e il credito, o un genitore che spieghi al figlio le funzioni base di una banca o gli legga la fiaba della “cicala e della formica” per insegnargli il valore del risparmio.

In Italia, in seguito alla crisi del 2008, gli interventi di educazione finanziaria sono aumentati notevolmente in termini numerici – come evidenziato da diverse rassegne (Argentin, 2010; Castrovilli, 2011; Farsagli e Traclo, 2011; Rinaldi, 2015; Staderini, 2018; Nicolini, 2017; Rinaldi, 2019) – al fine di aumentare il livello di *financial literacy* della popolazione e in particolare quello delle nuove generazioni che risulta particolarmente basso, così come rilevato recentemente dall'indagine internazionale OCSE-PISA (OECD, 2014; OECD, 2017; INVALSI, 2017).

3. La famiglia e l'educazione al denaro: lo studio di Webley e Nyhus

Gli studi sulla socializzazione al denaro condotti in Italia concordano nell'evidenziare come la famiglia (genitori, fratelli, nonni) costituisca per i minori il principale agente di riferimento per l'apprendimento di informazioni, competenze e valori in ambito economico (Dei, 2006; Ruspini, 2008).

Webley e Nyhus, in un articolo pubblicato sul *Journal of Economic Psychology* (2006), hanno preso in esame alcuni degli aspetti legati alla socializzazione e all'educazione al denaro in famiglia, dimostrando come le preferenze inter-temporali dei genitori possono influenzare significativamente quelle dei figli e come, in certi casi, l'approccio alle decisioni economiche (in particolare l'orientamento al futuro – o *future orientation* – una variabile positivamente collegata all'ammontare dei risparmi di un individuo) possa essere trasmesso da una generazione a quella successiva. Gli autori, utilizzando i dati nazionali del DNB Household Survey, hanno esaminato un campione di 308 giovani olandesi tra i 16 e i 21 anni (164 maschi e 144 femmine) e i rispettivi genitori (conviventi in un'unica unità domestica) studiando numerosi aspetti del loro comportamento economico: le abitudini e le opinioni in merito al risparmio, la capacità di posticipare le gratificazioni, l'eserci-

zio dell'auto-controllo, l'ammontare del capitale economico risparmiato nel conto corrente dei figli e in quello dei genitori, i tratti della personalità di genitori e figli e il loro orientamento verso il futuro; infine agli intervistati sono state poste diverse domande esplicitamente inerenti alla loro socializzazione economica. Secondo l'ipotesi di partenza dello studio, i quattro meccanismi socializzativi più frequenti a livello familiare sono i seguenti:

- l'orientamento (*guidance*), secondo cui i genitori che discutono le decisioni economiche della famiglia con i figli e danno loro delle spiegazioni formali che li incoraggino al risparmio trasmettono loro un orientamento spiccatamente rivolto al futuro e l'abilità di controllare le proprie spese e di risparmiare (nel nostro studio, chiameremo questo processo "educazione finanziaria");
- il modellamento – in riferimento all'approccio di Bandura e Mischel (1965) – secondo cui se i genitori hanno un certo comportamento (per esempio risparmiano parte dei loro guadagni – ma ciò può valere anche per il fumare, o il fare degli acquisti di impulso) essi fungono da modello per i loro figli, che apprenderanno per imitazione questo comportamento trasmesso, anche se non volutamente, dai genitori;
- la formazione di abitudini: i bambini che imparano a usare un conto corrente o un libretto di risparmio e imparano a gestire in maniera attenta entrate economiche regolari avranno più probabilità di continuare questi comportamenti da adulti;
- l'indipendenza: meccanismo per cui, secondo alcuni autori, i bambini a cui vengono assegnate responsabilità nelle decisioni finanziarie apprendono più velocemente le competenze economiche necessarie a realizzare da soli una gestione efficace e oculata del denaro (e quindi aumentano la loro capacità di risparmio).

Pur consapevoli che, oltre ai genitori, esistono altri agenti che influenzano la costruzione delle preferenze inter-temporali e degli orientamenti economici (per esempio vi sono i programmi educativi scolastici, quelli televisivi, il gruppo dei pari, accanto a una certa predisposizione personale), Webley e Nyhus sostengono che alcuni comportamenti dei genitori, come il discutere di problemi finanziari con i bambini, il loro orientamento verso il futuro e la "precisione" come tratto della personalità del padre (e non della madre) hanno un impatto chiaro seppur debole sul comportamento dei figli. Risultati simili sono stati riscontrati anche tra i genitori in riferimento ai propri padri e madri. In sintesi, l'incoraggiamento ad aprire un conto corrente bancario prima della maggiore età, l'aver guadagnato del denaro e aver discusso di questioni finanziarie con i genitori durante l'adolescenza sarebbero variabili associate positivamente all'orientamento verso il futuro delle preferenze in-

ter-temporali dell'individuo, e a una sua spiccata preferenza per il risparmio piuttosto che per la spesa di tutto il denaro guadagnato.

Dei meccanismi menzionati prima (orientamento, modellamento, formazione delle abitudini e indipendenza), i più rilevanti secondo lo studio sopra citato sembrano essere i primi due: l'educazione finanziaria genitoriale (orientamento) e il modellamento. Nel presente contributo esamineremo solo il processo di educazione, intesa come discussione in famiglia di questioni finanziarie.

4. Obiettivi

Lo scopo del presente lavoro è quello di analizzare la relazione tra comportamento atteso di spesa e competenza finanziaria in adolescenza e il ruolo giocato dalla famiglia sul fronte dell'educazione finanziaria (che comprende solo aspetti intenzionali, come il parlare in casa di denaro) e della socializzazione finanziaria (che comprende aspetti intenzionali e non intenzionali da parte degli agenti di socializzazione, come l'influenza dello status socio-economico e culturale).

La nostra ipotesi è che comportamenti di spesa diversi implicano livelli diversi di competenza finanziaria. Sia i comportamenti di spesa che la competenza finanziaria possono, a loro volta, essere associati alla discussione di argomenti economici e finanziari in famiglia.

Gli obiettivi del lavoro sono:

- 1) confrontare gruppi di adolescenti che dichiarano di avere abitudini attese di spesa più o meno virtuose rispetto ai risultati di un test di competenza finanziaria;
- 2) esaminare se la discussione di questioni economiche e finanziarie a casa spieghi le eventuali differenze tra i gruppi e abbia un effetto sulla competenza finanziaria stessa;
- 3) esaminare la relazione tra status socio-economico e culturale della famiglia con i comportamenti attesi di spesa e con l'educazione finanziaria;
- 4) esaminare l'effetto dello status socio-economico e culturale della famiglia sulla competenza finanziaria tenendo conto degli aspetti dell'educazione finanziaria e dei comportamenti attesi di spesa.

5. Metodo

Per testare le ipotesi descritte precedentemente sono stati utilizzati i dati nazionali dell'indagine OCSE PISA 2015.

Il campione di studenti che ha partecipato alla rilevazione di *financial literacy* è costituito da un sotto-campione¹ di studenti che ha risposto alle domande di lettura, matematica e scienze della rilevazione principale PISA. Degli oltre 11 mila studenti che hanno partecipato all'indagine, circa 3 mila hanno partecipato alla rilevazione di *financial literacy* (tabella 1).

Tab. 1 – Distribuzione dei rispondenti per macro-area geografica, genere e tipologia di istruzione (dati non ponderati)

	Frequenza	Percentuale	Percentuale cumulativa
<i>Macro-area</i>			
Centro	222	8,1	8,1
Nord Est	1.209	44,4	52,5
Nord Ovest	589	21,6	74,2
Sud	535	19,6	93,8
Sud Isole	169	6,2	100,0
Totale	2.724	100,0	
<i>Genere</i>			
Maschio	1.378	50,6	50,6
Femmina	1.346	49,4	100,0
Totale	2.724	100,0	
<i>Tipologia di istruzione</i>			
Centro di formazione professionale	258	9,5	9,5
Istituto professionale	272	10,0	19,5
Istituto tecnico	920	33,8	53,2
Liceo	1.250	45,9	99,1
Scuola media	24	0,9	100,0
Totale	2.724	100,0	

Nota: I valori sono stati arrotondati al primo decimale utile.

¹ Il disegno di campionamento per la rilevazione di *financial literacy* prevedeva di selezionare circa 11 studenti per scuola, tra quelli ai quali erano state assegnate le prove di lettura, matematica o scienze della rilevazione principale.

5.1. Strumenti e misure

In PISA, per *financial literacy* si intende «un insieme di conoscenze e cognizioni di concetti e rischi di carattere finanziario, unito alle abilità, alla motivazione e alla fiducia nei propri mezzi che consentono di utilizzare quelle stesse conoscenze e cognizioni per prendere decisioni efficaci in molteplici e diversi contesti di carattere finanziario, per migliorare il benessere degli individui e della società e per consentire una partecipazione consapevole alla vita economica» (OECD, 2013).

La scala PISA di *financial literacy* intende misurare il livello di conoscenze e abilità finanziarie degli studenti di quindici anni, che sono al giorno d'oggi necessarie per il futuro passaggio dal mondo della scuola a quello dell'università, al mondo del lavoro o a quello dell'imprenditoria. Le domande fanno riferimento a situazioni di vita reale che coinvolgono questioni e decisioni finanziarie.

Le prove sono state somministrate al computer. La durata della somministrazione è stata di due ore, con una pausa tra la prima e la seconda ora. Al termine della sessione, lo studente ha compilato una serie di questionari di sfondo che hanno permesso di raccogliere informazioni sulle opinioni e abitudini degli studenti e sulle caratteristiche socio-culturali ed economiche della famiglia (INVALSI, 2017; OECD, 2017).

5.1.1. Il comportamento di spesa

Il comportamento di spesa è stato rilevato con la seguente domanda: *Se non hai abbastanza soldi per comprare qualcosa che desideri davvero (per es. un indumento, un'attrezzatura sportiva), che cosa fai di solito?*

Lo studente, per rispondere, doveva scegliere una tra le seguenti opzioni: 1) *La compro con i soldi che dovrebbero essere spesi per qualcos'altro*; 2) *Provo a farmi prestare i soldi da un familiare*; 3) *Provo a farmi prestare i soldi da un amico*; 4) *Risparmio per comprarla*; 5) *Non la compro*.

Tra le alternative di risposta sono presenti due comportamenti opposti: il comprare con i soldi destinati ad altro e il risparmiare. Concettualmente, il primo comportamento indicherebbe una scarsa capacità di dilazionare la frustrazione di un acquisto immediato in condizioni di scarsità di risorse; viceversa, il secondo comportamento indicherebbe la capacità di tollerare l'impossibilità dell'acquisto immediato e di programmarlo più avanti nel tempo dopo aver messo da parte i soldi necessari.

Gli studenti che hanno dichiarato di comprare con i soldi destinati ad altro sono stati definiti *Cicale*, in quanto in essi prevale la componente edonistica, mentre gli studenti che hanno dichiarato di risparmiare sono stati definiti *Formiche* per il loro comportamento più prudente.

Nel presente lavoro ci si è concentrati specificamente sul confronto tra queste due categorie mentre gli altri comportamenti che la domanda consente di analizzare – il prendere in prestito i soldi (da familiari/amici) e il non comprare – sono stati accorpati in un'unica categoria (Altro). La ragione di questa aggregazione risiede nel fatto che il non acquisto e la richiesta di prestito, sebbene comportamenti di spesa diversi da un punto di vista concettuale, non implicano l'uso di risorse proprie.

5.1.2. *La socializzazione e l'educazione finanziaria*

Come è stato detto precedentemente, la socializzazione finanziaria prevede aspetti sia intenzionali che non riguardo la trasmissione di informazioni, valori e competenze da parte degli agenti di socializzazione. In questo contesto, il principale agente di socializzazione è la famiglia.

Come indicatore di socializzazione finanziaria è stato scelto il livello socio-economico e culturale della famiglia. In PISA tale indicatore viene operazionalizzato attraverso l'indice ESCS (*Economic, Social and Cultural Status*). L'ESCS è un indice composito che tiene conto di tre dimensioni fondamentali: 1) il livello culturale dei genitori attraverso il loro titolo di studio; 2) il livello socio-economico attraverso il tipo di professione; 3) il benessere della famiglia attraverso i beni posseduti. L'indice viene calcolato utilizzando l'Analisi delle componenti principali e assume media 0 e deviazione standard 1 attraverso tutti i Paesi OCSE. Pertanto, un valore in questo indice pari a 1 significa avere un livello socio-economico e culturale della famiglia superiore a una deviazione standard rispetto alla media OCSE.

L'educazione finanziaria è stata rilevata attraverso una domanda che ha chiesto agli studenti di indicare la frequenza con cui parlano di soldi con genitori o adulti e con gli amici: *Con quale frequenza ti capita di parlare di questioni finanziarie (per es. discorsi riguardanti spese, risparmi, operazioni bancarie, investimenti) con le seguenti persone? Genitori o altri adulti; Amici.*

Nel rispondere lo studente poteva scegliere tra le seguenti modalità di risposta: *Mai o molto raramente; Una o due volte al mese; Una o due volte a settimana; Quasi ogni giorno.*

Per il presente lavoro, ci si è concentrati soprattutto sui genitori/adulti ed è stata creata una tipologia attraverso un indicatore qualitativo *Parla con i geni-*

tori Sì/No. La categoria “Sì” è stata costruita aggregando le modalità “Una o due volte al mese”, “Una o due volte a settimana”, “Quasi ogni giorno”; la categoria “No” corrisponde alla modalità di risposta “Mai o molto raramente”.

5.1.3. Analisi dei dati

Le analisi dei dati sono state condotte con il software IDB Analyzer, scaricabile gratuitamente dal sito dell’International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA)². Questo software permette di analizzare dati provenienti da indagini su larga scala che hanno disegni di campionamento complessi come PISA. In tal modo è possibile calcolare nella maniera corretta la variabilità (errore standard) delle stime o di eventuali confronti. Di seguito una breve descrizione delle analisi condotte e delle modalità di trattamento delle variabili. Nel caso delle variabili categoriali, per testare la differenza tra proporzioni è stato utilizzato il test z .

Nei modelli di regressione la variabile relativa al comportamento di spesa (a tre modalità) è stata trattata creando due variabili e utilizzando specifici codici di contrasto (*contrast coding*). Nel primo caso, è stata creata una variabile che ha testato la differenza tra cicale e formiche nella competenza finanziaria; nel secondo caso, è stata creata una variabile che ha testato la differenza nella competenza finanziaria tra il punteggio medio di cicale e formiche con quello delle altre forme di spesa (Cohen *et al.*, 2003). Le differenze di genere e le differenze rispetto all’educazione finanziaria sono state analizzate creando due variabili *dummy*: per quanto riguarda il genere, la categoria di riferimento è stata il gruppo dei maschi (femmine = 1; maschi = 0); per quanto riguarda l’educazione finanziaria, la categoria di riferimento è stata il gruppo degli studenti che non parlano a casa di questioni finanziarie con genitori/adulti (parla Sì = 1; parla No = 0). Per la socializzazione finanziaria, sono stati utilizzati i punteggi nell’indice ESCS.

6. Risultati

6.1. Cicale e formiche a confronto

In primo luogo, le formiche sono risultate la maggioranza (58,6%) rispetto a chi dichiara altre modalità di spesa. Le cicale costituiscono il 4,1%, mentre

² <https://www.iea.nl/data>.

chi si fa prestare i soldi o non compra sono, complessivamente, il 37,3% (tabella 2).

Le formiche sono risultate equidistribuite tra maschi e femmine (58,2% nei maschi; 59,1% nelle femmine), mentre le cicale appartengono di più al mondo maschile (5,2% nei maschi; 2,9% nelle femmine; $z = -2,11$; $p < 0,05$) (tabella 3).

*Tab. 2 – Distribuzione percentuale del comportamento atteso di spesa (dati ponderati)**

<i>Risposte degli studenti</i>	<i>% valida</i>	<i>e.s.</i>
Cicale (La compro con soldi destinati ad altro)	4,1	0,6
Formiche (Risparmio per comprarla)	58,6	1,4
Altro	37,3	1,6
Provo a farmi prestare i soldi da un familiare	22,2	1,3
Provo a farmi prestare i soldi da un amico	2,5	0,4
Non la compro	12,6	0,9
Totale	100,0	

* Le risposte si riferiscono alla domanda sul comportamento di spesa nel caso in cui non si abbiano subito i soldi per comprare un determinato bene.

*Tab. 3 – Distribuzione percentuale del comportamento atteso di spesa per genere (dati ponderati)**

<i>Risposte degli studenti</i>	<i>Maschi</i>		<i>Femmine</i>	
	<i>% valida</i>	<i>e.s.</i>	<i>% valida</i>	<i>e.s.</i>
Cicale (La compro con soldi destinati ad altro)	5,2	0,9	2,9	0,6
Formiche (Risparmio per comprarla)	58,2	2,0	59,1	1,9
Altro	36,6	2,3	38,0	2,0
Provo a farmi prestare i soldi da un familiare	19,7	1,8	24,8	1,9
Provo a farmi prestare i soldi da un amico	3,3	0,7	1,7	0,6
Non la compro	13,6	1,5	11,5	1,1
Totale	100,0		100,0	

* Le risposte si riferiscono alla domanda sul comportamento di spesa nel caso in cui non si abbiano subito i soldi per comprare un determinato bene.

L'educazione economica è risultata associata positivamente con il comportamento di spesa, in quanto le formiche sono risultate più frequenti tra chi parla con i genitori di soldi (60,3% tra chi parla; 51,1% tra chi non parla; $z = 1,96$; $p < 0,05$). Le cicale, invece, sono risultate più frequenti tra gli studenti che non parlano di soldi a casa (3,1% tra chi parla di soldi a casa; 8,8% tra chi non parla di soldi a casa; $z = -2,63$; $p < 0,05$) (tabella 4).

Tab. 4 – Distribuzione percentuale cicale e formiche tra coloro che parlano e coloro che non parlano con i genitori (dati ponderati)

	Parla con i genitori				
		No		Sì	
Comportamento atteso di spesa	% valida	e.s.	% valida	e.s.	
Cicale	8,8	2,1	3,1	0,5	
Formiche	51,1	4,5	60,3	1,5	

L'aspetto della socializzazione finanziaria, invece, non è risultato associato né al comportamento di spesa, né agli aspetti dell'educazione finanziaria. Cicale e formiche, infatti, hanno mostrato un punteggio medio nell'indice ESCS non statisticamente diverso (Media ESCS cicale = -0,01; Media ESCS formiche = -0,04; $t = -0,26$; $p > 0,05$), così come i ragazzi che parlano e quelli che non parlano di soldi a casa (Media ESCS non parla con i genitori di soldi = -0,14; Media ESCS parla con i genitori di soldi = -0,02; $t = -1,72$; $p > 0,05$) (tabella 5).

Tab. 5 – Punteggio medio nell'indice ESCS per comportamento atteso di spesa e discutere di soldi con i genitori (dati ponderati)

	ESCS	
	Media	e.s.
<i>Comportamento atteso di spesa</i>		
Cicale	-0,01	0,11
Formiche	-0,04	0,03
<i>Parlare di soldi con i genitori</i>		
No	-0,14	0,06
Sì	-0,02	0,03

6.2. Comportamento di spesa e competenza finanziaria

Il primo obiettivo è stato quello di testare l'ipotesi principale che chi ha un comportamento di spesa virtuoso, come risparmiare per comprare una cosa che si desidera e dilazionare nel tempo la frustrazione di non poterlo ottenere subito, abbia una competenza finanziaria superiore a chi, invece, ha un comportamento meno virtuoso.

Il modello iniziale di regressione ha messo in evidenza che le formiche superano le cicale nelle prove PISA di 31 punti ($R^2 = 0,8\%$). Tra le altre forme di spesa e l'insieme di cicale e formiche non è emersa alcuna differenza significativa a livello medio (tabella 6).

Tab. 6 – Regressione multipla del comportamento atteso di spesa sul punteggio in *financial literacy* (dati ponderati)

Variabili*	b	e.s	t
(Intercepta)	478,1	5,4	88,7
Altro vs. cicale-formiche	-2,8	8,7	-0,3
Cicale vs. formiche	-31,1	13,5	-2,3

* Variabile dipendente: punteggio alle prove di *financial literacy*.

Il secondo obiettivo è stato quello di utilizzare un modello “completo”, nel quale sono state inserite variabili di controllo come il genere, lo status socio-economico e culturale della famiglia e il parlare a casa di soldi, per testare se la differenza osservata nel modello iniziale fosse dovuta ad altre “cause”, mettendo così in luce una relazione spuria tra comportamento di spesa e competenza finanziaria.

I risultati del modello “completo” hanno messo in evidenza che il contributo delle variabili di controllo spiegano le differenze di competenza finanziaria tra cicale e formiche. La differenza tra questi due gruppi, infatti, passa da 31 punti a circa 26 punti diventando non statisticamente significativa ($t = 1,8$; $p > 0,05$). Il modello spiega l'8,6% della variabilità dei punteggi in *financial literacy* (tabella 7).

Da solo, il contributo delle covariate spiega l'8,2% dei punteggi in *financial literacy*, pertanto, il contributo dei diversi comportamenti di spesa spiega lo 0,4% dei punteggi nella *literacy* finanziaria³. Gli aspetti di socializzazione finanziaria (ESCS) ed educazione finanziaria (parlare a casa di soldi) hanno mostrato un effetto diretto sulla competenza finanziaria. La socializzazione finanziaria di 19 punti; l'educazione finanziaria di 37 punti.

Analizzando il ruolo delle singole covariate sulla *financial literacy*, l'ESCS ha mostrato il contributo unico più importante ($\Delta R^2 = 4,1\%$), a seguire il parlare a casa ($\Delta R^2 = 2,6\%$)⁴. Rispetto alla relazione con le differenze tra cicale e formiche, i risultati dei modelli hanno messo in evidenza che questa differenza è dovuta soprattutto agli aspetti di educazione finanziaria, piuttosto che di socializzazione. Infatti, quando non si tiene sotto controllo il parlare a casa di soldi, le cicale tornano a mostrare un punteggio medio inferiore a quello delle formiche ($b = -32,8$; $t = -2,4$; $p < 0,05$).

³ Il contributo delle variabili relative al comportamento di spesa è stato calcolato sottraendo dal valore R_{sq} del modello completo il valore R_{sq} del modello senza tali variabili.

⁴ Il contributo unico dell'ESCS e del Parlare a casa con i genitori – rappresentato dal simbolo ΔR^2 – è stato calcolato sottraendo dal valore R_{sq} del modello completo il valore R_{sq} del modello senza ESCS e del modello senza la variabile Parlare a casa con i genitori.

Tab. 7 – Modelli di regressione multipla sulla literacy finanziaria (dati ponderati)

Variabili	Modello completo			Contributo covariate			Contributo ESCS			Contributo Parlare con i genitori		
	b	e.s.	t	b	e.s.	t	b	e.s.	t	b	e.s.	t
(Intercetta)	456,4	8,9	51,2	461,8	8,3	55,6	453,3	9,1	49,7	485,5	6,2	78,4
Altro vs. cicale-formiche	-2,8	8,9	-0,3	-1,8			-1,8	8,8	-0,2	-4,9	8,7	-0,6
Cicale vs. formiche	-25,6	14,0	-1,8	-25,6			-25,6	13,4	-1,9	-32,8	13,7	-2,4
ESCS	19,3	3,3	5,9	19,4	3,2	6,0				20,0	3,4	5,9
Femmina	-10,7	6,2	-1,7	-11,1	6,1	-1,8	-13,6	5,8	-2,3	-11,6	6,5	-1,8
Parla con genitori	37,1	8,4	4,4	39,6	7,8	5,1	40,2	8,8	4,6			
Rsq	0,086			0,082			0,045			0,06		
Δ Rsq				0,004			0,041			0,026		

Un risultato non direttamente indagato, ma che merita di essere evidenziato, riguarda le differenze di genere. L'Italia è uno dei pochi Paesi che ha mostrato uno svantaggio delle ragazze sui ragazzi sia nell'indagine del 2012, sia nell'indagine del 2015. Guardando i risultati del modello completo, si può notare che le differenze tra maschi e femmine nella *financial literacy* non risultano statisticamente significative ($b = -10,7$; $t = -1,7$; $p > 0,05$). Lo stesso risultato si osserva negli altri modelli che tengono conto dell'ESCS. Quando invece si lascia covariare l'ESCS (modello Contributo ESCS), le differenze di genere risultano statisticamente significative a favore dei maschi ($b = -13,6$; $t = -2,3$; $p < 0,05$).

7. Conclusioni

I risultati del presente approfondimento hanno confermato, a livello bivariato, la relazione tra comportamenti di spesa e competenze finanziarie degli adolescenti: comportamenti di spesa più “virtuosi” – in questo caso risparmiare per comprare un bene desiderato – sono associati a competenze finanziarie più elevate. Questo significa che la competenza finanziaria è il risultato di un insieme complesso di fattori che comprendono conoscenze ma anche abilità, atteggiamenti e comportamenti (OECD, 2017). L'analisi volta a indagare i fattori associati ai comportamenti di spesa ha evidenziato l'importanza del ruolo dell'educazione finanziaria, intesa in questo studio come il parlare di questioni finanziarie con genitori o altri adulti. L'educazione finanziaria risulta importante nei termini in cui non solo esercita un effetto diretto sulla competenza finanziaria ma anche perché agisce sui comportamenti di spesa. Infatti, la differenza tra il gruppo delle “cicale” e quello delle “formiche” in *financial literacy* sembrerebbe spiegata da quei meccanismi responsabili della trasmissione diretta di comportamenti, abitudini, assetti valoriali.

Proprio a questo proposito, sarebbe utile approfondire il tema delle discussioni in famiglia, rilevare gli argomenti di discussione, con quali soggetti specifici si parla e in quali termini, in modo da poter avere informazioni utili a comprendere meglio l'effetto dell'educazione finanziaria sulla competenza finanziaria dei giovani. In PISA, i risultati sulla frequenza delle discussioni in famiglia, infatti, aprono a diverse possibili interpretazioni. A livello medio internazionale, si osserva una relazione non lineare tra la frequenza con cui si parla a casa di questioni finanziarie e la competenza finanziaria. Nello specifico, chi discute di questioni finanziarie con genitori/adulti quasi ogni giorno oppure mai o molto raramente ottiene un punteggio medio in

financial literacy inferiore a chi invece ne parla una o due volte a settimana o una o due volte al mese (OCED, 2017). In sostanza, chi ne parla tanto (quasi ogni giorno), al pari di chi ne parla molto poco se non per nulla, mostra una competenza inferiore di chi ne parla con una frequenza settimanale o mensile. Da questa relazione non è possibile trarre delle indicazioni causali. Il fatto che parlare di questioni finanziarie con una certa frequenza con i genitori è associato a punteggi più alti in *financial literacy* potrebbe indicare che gli studenti acquisiscono abilità finanziarie proprio discutendone con i genitori, oppure che gli studenti più competenti fanno domande e chiedono consiglio alla famiglia, a differenza degli studenti meno competenti che sembrerebbero non confrontarsi mai su questi argomenti.

Allo stesso tempo, anche il discutere di questioni finanziarie quasi ogni giorno è associato a una performance più bassa e questo può essere collegato a diversi motivi: per esempio perché gli studenti con scarse competenze finanziarie si sentono meno sicuri e cercano consigli più spesso, oppure perché le discussioni settimanali o mensili (associate a una competenza più elevata) potrebbero essere di natura diversa dalle discussioni quotidiane (OECD, 2017). Secondo alcuni studi, parlare tutti i giorni di denaro a volte può essere legato a motivazioni conflittuali – “spendi troppo”, “non voglio che vai a lavorare come cameriera” (Rinaldi e Geronzi, 2008) – che potrebbero influire negativamente sul livello di competenza finanziaria degli adolescenti. Le diverse interpretazioni che possono derivare da questi risultati mettono in evidenza la complessità del fenomeno e la necessità di studiarlo anche da un punto di vista qualitativo, guardando ai contenuti dell’educazione finanziaria.

Se l’educazione finanziaria riveste un ruolo così importante nella formazione di cittadini in grado di partecipare in maniera consapevole alla vita economica, allora proprio la famiglia dovrebbe essere uno dei soggetti a cui rivolgere programmi di educazione finanziaria, proprio per le ricadute positive che si potrebbero avere nel presente ma soprattutto nel futuro incidendo sui giovani di oggi, adulti di domani. Questa considerazione prescinde dal livello socio-economico e culturale delle famiglie, in quanto i risultati hanno evidenziato che non esiste una relazione tra status socio-economico e culturale (socializzazione finanziaria) e il parlare di questioni finanziarie a casa. A sua volta, anche la socializzazione finanziaria esercita un’influenza diretta sulla competenza finanziaria mentre non risulta contribuire alla formazione dei comportamenti di spesa analizzati.

Un dato che necessiterebbe di ulteriori approfondimenti è anche quello relativo alle differenze di genere. Occorre ricordare che in PISA 2015 l’Italia è l’unico Paese in cui le ragazze conseguono risultati peggiori dei ragazzi nella *literacy* finanziaria. Nel nostro studio, prendendo in considerazione

sia la socializzazione che l'educazione finanziaria (oltre ai comportamenti di spesa) non si rilevano differenze di genere. Al contrario, quando non si tiene conto del livello socio-economico e culturale delle famiglie, le ragazze conseguono una performance inferiore a quella dei ragazzi, così come si rilevano differenze rispetto ai comportamenti di spesa. Questo risultato potrebbe essere letto come una minore possibilità per le ragazze di accedere alle risorse necessarie allo sviluppo di competenze finanziarie (OECD, 2017), svantaggio che sarebbe utile tenere in considerazione nello sviluppo di interventi di educazione finanziaria, insieme ad altri fattori motivazionali individuati da studi recenti (Longobardi *et al.*, 2018).

Infine, sarebbe utile in futuro approfondire le differenze con altri tipi di comportamenti attesi (chiedere un prestito a familiari o amici, non comprare) dichiarati dagli adolescenti intervistati, come profili "tipici" sui quali intervenire in maniera specifica, eventualmente combinando anche approcci di peer-education che, secondo alcune ricerche (Erskine *et al.*, 2005; Kalmi, 2018), sembrano essere particolarmente promettenti per migliorare le competenze finanziarie (anche se non i comportamenti) degli studenti.

Riferimenti bibliografici

- Argentin G. (2010), "L'educazione finanziaria per i giovani. Esperienze, evidenza empirica e proposte per future iniziative nel settore", *Quaderni dell'Osservatorio*, 5, Fondazione Cariplo, <http://www.fondazione cariplo.it/it/strategia/osservatorio/quaderni/l-educazione-finanziaria-per-i-giovani-quaderno-n-5.html>.
- Bandura A., Mischel W. (1965), "Modification of Self-imposed Delay of Reward through Exposure to live and Symbolic Models", *Journal of Personality and Social Psychology*, 2, pp. 698-705.
- Besozzi E. (2006), *Società, cultura, educazione*, Carocci, Roma.
- Beutler I.F., Gudmunson C.G. (2012), "New Adolescent Money Attitude Scales: Entitlement and Conscientiousness", *Journal of Financial Counseling and Planning*, 23 (2), pp. 18-31.
- Castrovilli E. (a cura di) (2011), *Educazione finanziaria a scuola*, Guerini e Associati, Milano.
- CENSIS (2016), *50° Rapporto sulla situazione sociale del Paese/2016*, FrancoAngeli, Milano.
- Cesareo V. (a cura di) (1972), *Sociologia dell'educazione. Testi e documenti*, Hoepli, Milano.
- Cohen J., Cohen P., West S.G., Aiken L.S. (2003), *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*, Lawrence Erlbaum Associates Publishers, Mahwah (NJ), 3rd ed.
- Dei M. (2006), *Economia e società nella cultura dei giovani*, FrancoAngeli, Milano.

- Dittmar H., Bond R., Hurst M., Kasser T. (2014), “The Relationship between Materialism and Personal Well-being: A Meta-analysis”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 107 (5), Nov., pp. 879-924.
- Dosso C., Rosci E. (a cura di) (2000), “Gli adolescenti e l’uso del denaro”, *Supplemento a Laboratorio IARD*, 4, dicembre.
- Erskine M., Kier C., Leung A., Sproule A. (2005), “Peer Crowds, Work Experience, and Financial Saving Behaviour of Young Canadians”, *Journal of Economic Psychology*, 27, pp. 262-284.
- Farsagli S., Tracò F. (a cura di) (2011), *Le esperienze di educazione finanziaria. Le esperienze di educazione finanziaria. Indagine sulla realtà italiana nel contesto internazionale*, indagine realizzata dalla Fondazione Rosselli con il contributo del Consorzio Patti Chiari.
- Frontori L. (1992), *Adolescenza e oggetti*, Raffaello Cortina, Milano.
- INVALSI (2017), *Indagine OCSE PISA 2015: I risultati degli studenti italiani in financial literacy*, http://www.invalsi.it/invalsi/ri/pisa2015/doc/2017/Rapporto_FL_PISA2015_24052017.pdf.
- Kalmi P. (2018), “The Effects of Financial Education: Evidence from Finnish Lower Secondary Schools”, *Economic Notes*, 47 (2-3), pp. 353-386.
- Longobardi S., Pagliuca M.M., Regoli A. (2018), “Can problem-solving Attitudes explain the Gender Gap in Financial Literacy? Evidence from Italian Students’ Data”, *Quality & Quantity: International Journal of Methodology*, Springer, 52 (4), July, pp. 1677-1705.
- Nicolini G. (2017), “Le metodologie di valutazione dell’alfabetizzazione finanziaria”, in N. Linciano, P. Soccorso (a cura di), *Le sfide dell’educazione finanziaria. La rilevazione di conoscenze e bisogni formativi, l’individuazione dei destinatari delle iniziative, la definizione di una comunicazione efficace*, *Quaderni di finanza – CONSOB*, 84, ottobre, pp. 33-42.
- OECD (2013), *PISA 2012 Assessment and Analytical Framework: Mathematics, Reading, Science, Problem Solving and Financial Literacy*, OECD Publishing, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264190511-en>; trad. it. INVALSI, *PISA 2012, Quadro di riferimento analitico per la matematica, la lettura, le scienze, il Problem Solving e la Financial Literacy*, http://www.invalsi.it/invalsi/ri/pisa2012.php?page=pisa2012_it_06.
- OECD (2014), *PISA 2012 Results: Students and Money, vol. VI: Financial Literacy Skills for the 21st Century*, PISA, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2017), *PISA 2015 Results, vol. IV: Students’ Financial Literacy*, PISA, OECD Publishing, Paris.
- Rinaldi E.E. (2007), *Giovani e denaro: percorsi di socializzazione economica*, Unicopli, Milano.
- Rinaldi E.E., Geronzi V. (2008), “Adolescenti e ricerca dell’autonomia tra famiglia, denaro e telefoni cellulari”, in E. Ruspini (a cura di), *Educare al denaro. Socializzazione economica tra generi e generazioni*, FrancoAngeli, Milano, pp. 89-111.
- Rinaldi E.E. (2015), *Perché educare alla finanza? Una questione sociologica*, FrancoAngeli, Milano.

- Rinaldi E.E. (2019), *Presentazione dei risultati dell'indagine nazionale 2018 ONEEF: programmi, iniziative e risorse*, executive summary per l'Osservatorio nazionale di educazione economico-finanziaria, 30 maggio, disponibile su <http://economicscuola.it/oneef/pubblicazioni/>.
- Rinaldi E.E., Todesco L. (2012), "Financial Literacy and Money Attitudes: Do Boys and Girls Really Differ? A Study among Italian Preadolescents", *Italian Journal of Sociology of Education*, 11 (2), pp. 143-165.
- Ruspini E. (a cura di) (2008), *Educare al denaro. Socializzazione economica tra generi e generazioni*, FrancoAngeli, Milano.
- Sartori F., Ongari B. (1999), "I bambini e l'uso del denaro", *Supplemento a Laboratorio IARD*, 3, settembre.
- Staderini A. (2018), *Presentazione presso Salone dei Pagamenti Mappatura 2018 delle iniziative di educazione finanziaria in Italia*, Milano, 8 novembre, https://abieventi-statics-external.s3-eu-west-1.amazonaws.com/Alessandra%20Staderini%2C%20Banca%20d%E2%80%99Italia_5bee9d4225f4a34bb3580f47.pdf.
- Takahashi N., Yamamoto T., Takeo K., Oh S.-A., Pian C., Sato T. (2016), "East Asian Children and Money as a Cultural Tool: Dialectically Understanding Different Cultures", *Japanese Psychological Research*, 5 (1), pp. 14-27.
- Webley P., Nyhus E.K. (2006), "Parents' Influence on Childrens' Future Orientation and Saving", *Journal of Economic Psychology*, 27, pp. 140-164.

7. *L'effetto dell'esperienza in ambito finanziario sulla financial literacy degli studenti dei Paesi OECD*

di Sergio Longobardi*, Margherita Maria Pagliuca*, Andrea Regoli*

1. Introduzione

Nel corso degli ultimi decenni, il numero delle alternative di investimento e degli strumenti finanziari disponibili è diventato sempre più ampio e articolato, spingendo gli individui, e le loro famiglie, a fronteggiare scelte finanziarie sempre più numerose e complesse, come il risparmio per la pensione, la spesa per l'istruzione e la salute o l'acquisto di una casa. Numerose analisi, svolte a livello nazionale e internazionale, mostrano che a questa elevata pervasività delle scelte finanziarie nella vita delle famiglie non corrisponde un adeguato livello di competenze in questo ambito ed, al contrario, l'analfabetismo finanziario si configura come un fenomeno piuttosto diffuso (Lusardi *et al.*, 2010).

Numerosi studi hanno indagato il rapporto tra alfabetizzazione finanziaria (*financial literacy*) e benessere economico e finanziario delle famiglie (Campbel, 2006; Behrman *et al.*, 2012; Lusardi and Tufano, 2015) ed hanno sottolineato che le persone con un basso livello di competenze finanziarie commettono maggiori errori di investimento, non sono in grado di prendere decisioni in merito alla pianificazione previdenziale (Cole *et al.*, 2011; Lusardi and Mitchell, 2008), partecipano in maniera minore al mercato dei capitali (Van Rooij *et al.*, 2011), hanno una diversificazione del portafoglio minore (Guiso e Jappelli, 2008), ma soprattutto hanno una propensione al risparmio inferiore rispetto agli individui più alfabetizzati finanziariamente, accumulando così minore ricchezza rispetto a quest'ultimi (Behrman *et al.*, 2012).

* Università degli Studi di Napoli "Parthenope", Dipartimento di Studi aziendali e quantitativi (DISAQ), Napoli.

Per contattare gli autori: sergio.longobardi@uniparthenope.it.

Inoltre, molte analisi empiriche hanno messo in luce i principali fattori che condizionano maggiormente l'alfabetizzazione finanziaria (Lusardi e Tufano, 2015; Lusardi e Mitchell, 2011). Innanzitutto la disponibilità di un'elevata ricchezza o reddito è un segnale di migliori conoscenze e competenze finanziarie (Shanks, 2007). Negli studi condotti finora, i maschi mostrano migliori livelli di competenze finanziarie rispetto alle donne (Longobardi *et al.*, 2018), le quali, inoltre, sono meno informate e interessate a questioni economico/finanziarie e si sentono meno sicure (Chen e Volpe, 2002). Altri studi hanno evidenziato come le persone con un basso livello di istruzione, i giovani, ma soprattutto gli anziani sono più esposti a fare scelte di investimento sbagliate.

Anche se la maggior parte delle decisioni finanziarie sono prese dagli adulti, l'Organizzazione per la cooperazione economica e lo sviluppo (OECD) raccomanda che l'educazione finanziaria inizi già nelle prime fasi della vita, al fine di fornire agli studenti le competenze necessarie per fare scelte finanziarie consapevoli in età adulta (OECD, 2005), quando si occuperanno di prodotti e servizi finanziari sempre più complessi.

In questa ottica, il lavoro si propone di indagare, in un quadro comparativo internazionale, se le esperienze in ambito finanziario (OECD, 2017a) possono essere associate a una migliore alfabetizzazione finanziaria in età adolescenziale. Alcuni studi (Hilgert *et al.*, 2003; Mandell, 2008; Dvorak and Hanley, 2010; Frijns *et al.*, 2014), condotti a livello internazionale, hanno già indagato il legame tra questi due fenomeni, arrivando alla conclusione che tra alfabetizzazione ed esperienza finanziaria sussiste una relazione positiva.

Nel lavoro saranno presi in esame i dati forniti dall'ultima edizione dell'indagine PISA che ha misurato il livello di competenze finanziarie in un sotto-campione rappresentativo di studenti quindicenni di 15 Paesi¹ (Australia, Belgio, Canada, Cile, Italia, Paesi Bassi, Polonia, Repubblica Slovacca, Spagna, Stati Uniti, Brasile, Cina, Lituania, Perù, Federazione Russa). Per valutare la diffusione delle esperienze in ambito finanziario è stato costruito un indicatore *ad hoc* prendendo in considerazione tre aspetti caratterizzanti il comportamento di un quindicenne in tema di questioni finanziarie: la frequenza con cui si discutono tematiche di natura finanziaria in ambito familiare, l'atteggiamento nei confronti del risparmio e il possesso di un conto corrente bancario.

¹ In particolare, lo studio verrà condotto sul gruppo dei 9 Paesi OECD che partecipano alla rilevazione delle competenze finanziarie. Dalle analisi è stata esclusa l'Australia poiché i micro dati non sono disponibili.

La relazione tra le esperienze in ambito finanziario e la performance in *financial literacy* viene analizzata attraverso la stima di modelli di tipo OLS e di regressione quantile, controllando per caratteristiche dello studente, della sua famiglia e della scuola che frequenta.

Il resto del paper è organizzato come segue. La prossima sezione illustra i dati e le variabili utilizzati nell'analisi. La metodologia è descritta nella sezione 3. La sezione 4 riporta i risultati empirici del modello. La sezione 5 presenta le conclusioni.

2. Dati e variabili

2.1. I dati PISA per lo studio delle competenze finanziarie

L'indagine PISA (*Programme for International Students Assessment*) è una rilevazione con cadenza triennale condotta dall'OECD con l'obiettivo di valutare le conoscenze e le competenze degli studenti quindicenni di più di 80 Paesi in lettura, matematica e scienze. Nel corso degli anni l'indagine ha assunto un'importanza crescente, tanto da allargare gli ambiti valutati includendo anche una rilevazione dell'alfabetizzazione finanziaria. In particolare modo, l'opzione sulla *financial literacy*, nel 2015 giunta alla sua seconda edizione, valuta il livello delle competenze finanziarie definite come: “un insieme di conoscenze e cognizioni di concetti e rischi di carattere finanziario, unito alle abilità, alla motivazione e alla fiducia nei propri mezzi che consentono di utilizzare quelle stesse conoscenze e cognizioni per prendere decisioni efficaci in molteplici e diversi contesti di carattere finanziario, per migliorare il benessere degli individui e della società e per consentire una partecipazione consapevole alla vita economica” (OECD, 2012). Al pari degli altri ambiti valutati da PISA anche in questa rilevazione si utilizza un concetto empirico di competenza intesa come capacità di applicare le conoscenze nel mondo reale, cercando, quindi, di misurare come i quindicenni sappiano gestire le competenze e le conoscenze in ambito finanziario per partecipare alla vita economica e pianificare il loro futuro. Tale definizione racchiude, dunque, un costrutto poliedrico e multidimensionale, che si compone di elementi cognitivi e non.

Circa 53.000 studenti dei 15 Paesi che hanno aderito alla rilevazione opzionale della *financial literacy* sono stati selezionati casualmente tra il più ampio *sample* di studenti che hanno partecipato alla rilevazione di scienze, lettura e matematica.

Accanto alla rilevazione del livello di competenze finanziarie², PISA raccoglie numerose informazioni sulle caratteristiche di contesto dello studente e della propria famiglia nonché le sue attitudini e motivazioni che possono esser utili per interpretare i risultati conseguiti.

Inoltre, viene posta una batteria di domande mirate specificatamente a rilevare l'esperienza degli studenti rispetto al denaro, come la discussione di argomenti di natura finanziaria con i genitori, il possesso di prodotti finanziari di base, le principali fonti a cui gli studenti accedono per ottenere denaro, il comportamento abituale di spesa, l'atteggiamento nei confronti del risparmio.

2.2. Un indice dicotomico per valutare l'esperienza in ambito finanziario

Il concetto di esperienza finanziaria è stato focalizzato su alcuni aspetti in grado di sensibilizzare gli studenti sugli argomenti che riguardano il denaro e responsabilizzarli circa la sua gestione. Nel dettaglio sono state considerate come esperienze finanziarie: a) il discutere di questioni finanziarie con i genitori; b) il possesso di un conto corrente; c) la propensione al risparmio. Le risposte fornite a queste tre domande sono state utilizzate per costruire tre variabili dummy dalle quali è stato infine derivato un indice dicotomico di esperienza finanziaria (*finexp*). Per quanto riguarda i canali di accesso all'informazione finanziaria, agli studenti viene chiesto con quale frequenza parlano di questioni finanziarie con i genitori: la variabile dicotomica che è stata costruita distingue chi ne parla almeno una volta al mese da chi non ne parla mai o molto raramente. Il possesso di un conto corrente è rilevato direttamente attraverso una variabile dummy. Relativamente alla predisposizione al risparmio, si sono contrapposti gli studenti che dichiarano di risparmiare a prescindere dall'esigenza di comprare qualcosa (*dummy* = 1) da coloro che non risparmiano oppure lo fanno solo quando devono effettuare un acquisto (*dummy* = 0).

² In PISA 2015 la performance finanziaria viene stimata sulla base di 10 *plausible values* costruiti dall'OECD per ogni singolo studente. I *plausible values* sono stime del livello di abilità del singolo studente: anziché stimare direttamente il suo livello di abilità, si stima un range di suoi possibili valori, ognuno dei quali con un associato livello di verosimiglianza (*posterior distribution*; Wu, 2004). Pertanto i *plausible values* forniscono non solo informazioni sull'abilità stimata di uno studente, ma anche sull'incertezza associata a questa stima, la quale, a sua volta, discende dal fatto che gli studenti rispondono a domande diverse.

L'indice sintetico, che scaturisce da queste informazioni, è un indicatore dicotomico che assume valore 1 quando tutte le tre variabili dummy sono uguali a 1 mentre sarà pari a 0 quando almeno una delle tre dummy risulti nulla. In definitiva, si assume che uno studente accumuli esperienze finanziarie se parla di questioni di denaro con i genitori almeno una volta al mese, se possiede un conto corrente e se risparmia anche quando non ha in programma un acquisto.

La tabella 1 presenta le medie (percentuali) dell'indicatore finale di esperienza finanziaria (*finexp*) e delle tre variabili da cui è stato derivato per i 9 Paesi OECD analizzati, insieme alle rispettive numerosità campionarie utilizzate nello studio³.

In Polonia, Cile, Italia e Repubblica Slovacca si osservano le percentuali più basse – inferiori al 25% – di studenti con esperienze finanziarie. In questi Paesi la percentuale di quindicenni in possesso del conto bancario è molto più bassa rispetto agli altri Paesi (circa il 28% in Cile e Polonia contro oltre il 95% in Olanda). Questa forte eterogeneità tra Paesi può essere dovuta al fatto che in alcuni Paesi, a differenza di altri, per i quindicenni è richiesto il consenso dei genitori per aprire e gestire un conto corrente (OECD, 2017a).

Tab. 1 – Valori medi dell'indicatore di esperienza finanziaria (finexp) e delle sue determinanti

<i>Paese</i>	<i>Finexp (%)</i>	<i>Parlare con genitori (%)</i>	<i>Possedere un conto bancario (%)</i>	<i>Risparmiare (%)</i>	<i>Numerosità campionaria</i>
Belgio (BEL)	46,80	84,77	74,74	68,08	986
Canada (CAN)	50,32	87,30	78,10	69,22	2.884
Cile (CHL)	17,41	82,73	27,84	67,67	1.401
Spagna (ESP)	34,28	78,78	53,29	73,13	1.424
Italia (ITA)	20,16	82,76	35,81	64,58	2.170
Olanda (NLD)	61,31	87,21	95,26	71,25	1.250
Polonia (POL)	16,60	84,72	27,90	66,13	1.596
Slovacchia (SVK)	24,08	80,09	42,24	64,88	1.258
Stati Uniti (USA)	37,89	88,04	52,95	68,94	1.210

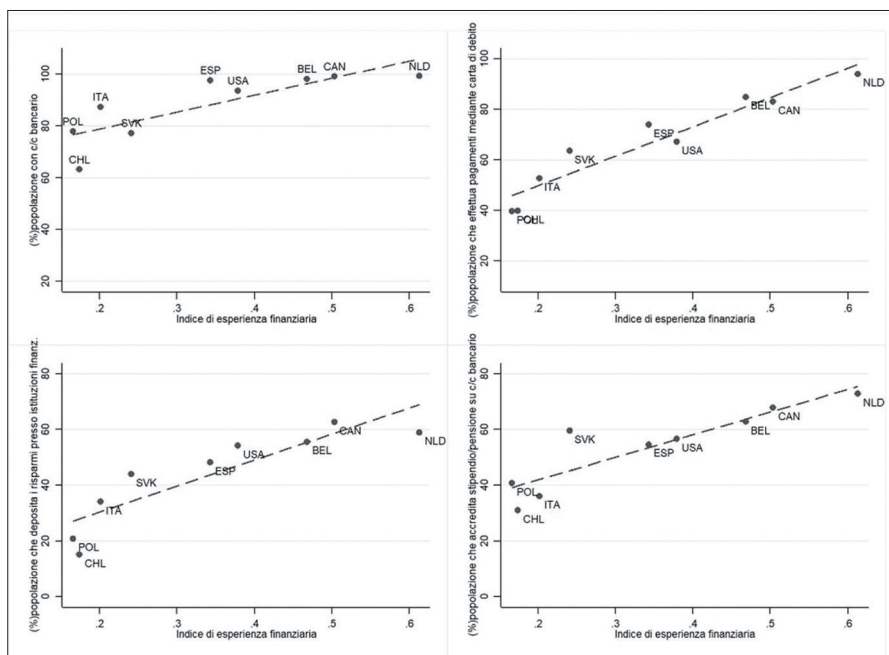
Fonte: elaborazione degli autori su dati PISA 2015

I grafici che mettono in relazione la media di Paese dell'indice di esperienza finanziaria ricavato dai dati PISA con alcuni indicatori di inclusione finan-

³ Tutte le analisi sono state effettuate sul sotto-campione di unità che non presentano valori mancanti per alcuna covariata inclusa nella stima dei modelli.

ziaria⁴ riferiti alla popolazione adulta (età di 15 anni e più) evidenziano che i Paesi nei quali i quindicenni hanno maggiore esperienza con il denaro sono anche quelli dove l'intera popolazione utilizza maggiormente gli strumenti finanziari considerati (come il conto corrente o la carta di debito, figura 1).

Malgrado questi risultati siano puramente descrittivi e riferiti a un numero limitato di Paesi, confermano che l'indice utilizzato per sintetizzare l'esperienza finanziaria degli studenti quindicenni presenta una forte correlazione con il grado di inclusione finanziaria degli adulti.



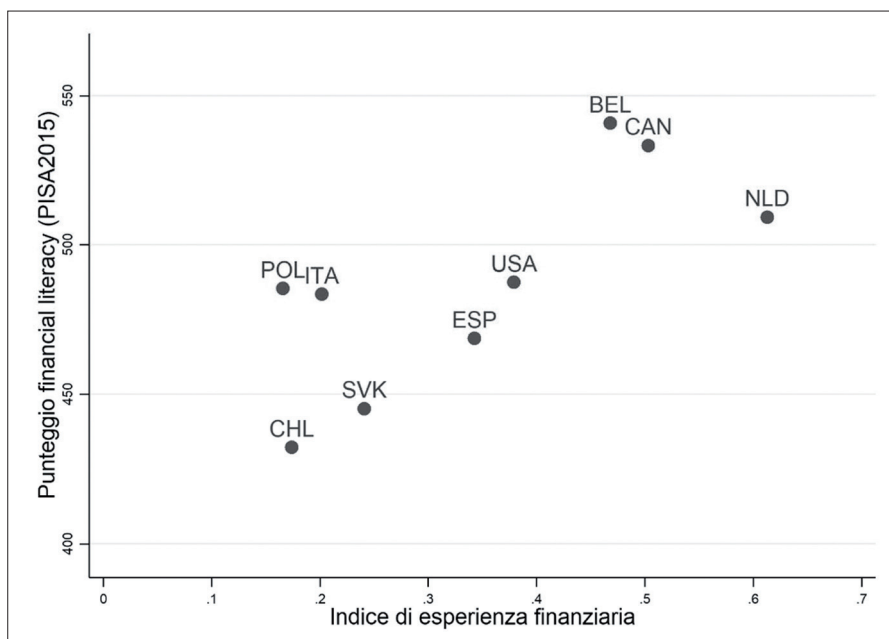
Fonte: elaborazione su dati OECD PISA 2015 e Global Index, 2014

Fig. 1 – Esperienza finanziaria dei quindicenni scolarizzati e inclusione finanziaria della popolazione adulta

Un'ulteriore analisi esplorativa, tra il livello di esperienza e quello di competenza finanziaria, permette di osservare che l'esperienza finanziaria sembra avere una relazione positiva con la performance finanziaria (figura 2). Infatti i Paesi che presentano una più elevata proporzione di adolescenti

⁴ Gli indicatori relativi all'inclusione finanziaria della popolazione adulta sono tratti dalla versione 2014 del database Global Financial Inclusion (Global Index) della World Bank.

in possesso di esperienze finanziarie (Belgio, Canada e Olanda) sono anche i Paesi *top performers* in ambito finanziario. Tuttavia, tra i Paesi con la più bassa quota di studenti con esperienze finanziarie si evidenzia una certa eterogeneità nei punteggi medi: Polonia e Italia mostrano un punteggio medio in linea con quello medio calcolato su tutti i 9 Paesi OECD mentre Cile e Slovacchia registrano un punteggio medio molto inferiore a quello medio.



Fonte: elaborazione su dati PISA 2015

Fig. 2 – Competenze ed esperienze in ambito finanziario, valori medi per Paese

2.3. Le determinanti delle competenze finanziarie

Le analisi empiriche sono state effettuate utilizzando le numerose informazioni che l'indagine PISA rileva sui diversi aspetti del contesto personale, familiare e scolastico degli studenti. La scelta delle variabili si basa sul presupposto che, nella maggior parte dei Paesi OECD⁵, l'educazione finanziaria

⁵ L'OECD (2017a) ha evidenziato che il gruppo di Paesi che prevede l'educazione finanziaria all'interno dei *curricula* istituzionali risulta limitato a Lituania, Olanda, Perù, Repubblica Slovacca.

non è integrata tra le materie oggetto di studio nei *curricula* scolastici nazionali (OECD, 2017a). Di conseguenza, gli studenti sono obbligati ad acquisire queste competenze utilizzando fonti esterne alla scuola che, prevalentemente, sono da ricercare nell'ambiente familiare e nelle loro caratteristiche motivazionali e attitudinali (Noon e Fogarty, 2007).

In aggiunta, sin dai primi lavori di Coleman *et al.* (1966) è stato messo in luce il legame significativo tra le competenze degli studenti e il loro background socio-economico. Questo legame è stato anche confermato da diverse studi che, a livello internazionale, hanno analizzato le determinanti delle competenze finanziarie nell'ambito dell'indagine PISA (OECD, 2014; Longobardi *et al.*, 2017).

In questa ottica, per ognuno dei Paesi OECD partecipanti alla rilevazione, si cercherà di valutare l'effetto dell'esperienza in ambito finanziario modellando il processo di produzione delle competenze finanziarie mediante un set di covariate prevalentemente relative a caratteristiche socio-economiche e motivazionali degli studenti. In aggiunta a questi fattori, si è scelto di includere il grado di competenza in matematica, in quanto diversi studi hanno messo in luce un ruolo significativo delle abilità matematiche sul livello di competenza finanziaria (OECD, 2013). In tabella 2 vengono riportate le variabili utilizzate nelle analisi, includendo anche la loro sintetica descrizione.

In dettaglio, oltre all'indicatore di esperienza finanziaria (*finexp*) già descritto in precedenza, vengono considerate le seguenti variabili: il punteggio in *financial literacy* (*finscore*) e in matematica (*matscore*), lo stato di immigrato (*immig_1_2*), il genere dello studente (*female*), la lingua parlata a casa (*langfor*), un indice che esprime il livello di motivazione dello studente⁶ (*motivat*), se lo studente è ripetente o meno (*repeat*), un elevato livello di istruzione, secondo la classificazione ISCED, raggiunto da almeno uno dei genitori (*high_hisc*), il possesso di un esiguo numero di libri a casa (*few_book*), la proporzione di studenti ripetenti nella scuola (*avg_repeat*), un indice che esprime il grado di ricchezza della famiglia (*wealth*)⁷, lo svolgi-

⁶ L'indice MOTIVAT viene costruito dall'OECD sintetizzando, mediante *Item Response Theory* (IRT), le risposte fornite dagli studenti rispetto ad alcuni quesiti relativi alla motivazione nel raggiungimento di alcuni obiettivi scolastici e personali (OECD 2017b). In particolare, vengono considerati le seguenti domande (variabili): 1) Voglio prendere voti alti in tutte o quasi tutte le materie (ST119Q01NA); 2) Quando mi diplomerò, voglio poter scegliere tra le migliori opportunità che ci sono (ST119Q02NA); 3) Qualunque cosa faccia, voglio essere il/la migliore (ST119Q03NA); 4) Penso di essere una persona ambiziosa (ST119Q04NA); 5) Voglio essere fra i migliori studenti della mia classe (ST119Q05NA).

⁷ L'indice WEALTH viene costruito dall'OECD (OECD, 2017b) sintetizzando, mediante *Item Response Theory* (IRT), le risposte degli studenti alla presenza in casa di: 1) cameretta personale (ST011Q02TA); 2) collegamento a Internet (ST011Q06TA); 3) televi-

mento di un'occupazione nel settore finanziario da parte di almeno uno dei genitori (profinpar)⁸.

In appendice (tabella A1) sono riportate le principali statistiche descrittive di tutte le variabili utilizzate.

Tab. 2 – Variabili impiegate nelle analisi empiriche

Variabile	Variabili in PISA database	Descrizione
finscore	PV1FLIT-PV10FLIT	Punteggio PISA relativo alla performance degli studenti in <i>financial literacy</i> (10 <i>plausible values</i>)
finexp	FQ002Q01TA, FQ005Q01TA, FQ006Q01TA	Indice relativo all'esperienza finanziaria (0 = "no"; 1 = "sì")
matscore	PV1MATH-PV10MATH	Punteggio PISA relativo alla performance degli studenti in matematica (10 <i>plausible values</i>)
immig_1_2	IMMIG	Status di immigrato -prima o seconda generazione- (0 = "nativo"; 1 = "immigrato")
female	ST004D01T	Genere (0 = "maschio"; 1 = "femmina")
langfor	ST022Q01TA	Lingua parlata a casa differente da quella nazionale (0 = "no"; 1 = "sì")
motivativ	MOTIVAT	Indice sintetico del grado di motivazione dello studente
repeat	REPEAT	Studente ripetente (0 = "no"; 1 = "sì")
high_hisc	HISCED	Livello di educazione più alto tra la madre e il padre pari a ISCED 5 o 6 (0 = "no"; 1 = "sì")
few_book	ST013Q01TA	Numero di libri a casa compreso tra 0 e 25 (0 = "no"; 1 = "sì")
avg_repeat	REPEAT	Proporzione di studenti ripetenti nella scuola
wealth	WEALTH	Indice sintetico di ricchezza della famiglia
profinpar	OCOD_FAT, OCOD_MOTH	Professione della madre o del padre relativa al settore finanziario (0 = "no"; 1 = "sì")

Fonte: elaborazione degli autori su dati PISA 2015

sore (ST012Q01TA); 4) automobile (ST012Q02TA); 5) bagno (ST012Q03TA); 6) telefono cellulare con accesso a Internet (ST012Q05TA); 7) computer (ST012Q06TA); 8) tablet (ST012Q07TA); 9) lettore di e-book (ST012Q08TA); tre beni specifici (country item) per ogni Paese (ST011D17TA; ST011D18TA; ST011D19TA).

⁸ La variabile è stata elaborata utilizzando la classificazione ISCO-08 (*International Standard Classification of Occupations*).

3. Metodologia

Lo scopo del paper è di analizzare se e in quale misura l'esperienza degli studenti in ambito finanziario influisce sulla loro performance in *financial literacy*. Una stima grezza di questo effetto può essere ottenuta mediante una funzione di produzione dell'educazione (EPF):

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 F_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

dove y_i rappresenta la performance in ambito finanziario dello studente i -esimo; F_i è l'indicatore dicotomico dell'esperienza finanziaria (*finexp*), mentre ε_i è la componente di errore stocastico. Il coefficiente β_1 calcolato in base a un approccio di regressione classico di tipo OLS consente di fare inferenza sul differenziale medio delle competenze finanziarie tra gli studenti con e senza esperienze finanziarie ma non permette di controllare per altri fattori che influenzano le prestazioni degli studenti. In questa luce, si adotta una specificazione "più ampia" della funzione EPF al fine di ottenere una stima rettificata dell'effetto dell'esperienza finanziaria, controllando per un vettore x_i di caratteristiche studente:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 F_i + \sum_{k=2}^m \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Per approfondire i risultati forniti dai modelli OLS, si cerca di analizzare la "dinamica" di questo effetto rispetto ai diversi percentili della distribuzione del punteggio di alfabetizzazione finanziaria. Nello specifico, si stimano regressioni quantili non condizionate (UQR, *Unconditional Quantile Regressions*; Firpo *et al.*, 2009) attraverso regressioni RIF (*Re-centered Influence Function*) per valutare l'effetto dell'esperienza finanziaria sui diversi quantili della distribuzione marginale del punteggio in *financial literacy*. In questo modo è possibile verificare se l'effetto è omogeneo lungo tutto il campo di variazione del punteggio oppure si differenzia per studenti con punteggio medio-basso (che si trovano nella prima metà della distribuzione) e per studenti con punteggio medio-alto (nella seconda metà della distribuzione).

4. Risultati

4.1. L'effetto dell'esperienza in ambito finanziario analizzato attraverso modelli di regressione

L'effetto delle esperienze finanziarie sul punteggio in *financial literacy* è valutato attraverso la stima di modelli di regressione OLS (*Ordinary Least Squares*) e di regressione quantile UQR (*Unconditional Quantile Regression*). L'analisi in questione è stata replicata separatamente per ogni Paese OECD. Gli errori standard dei coefficienti⁹ tengono conto della correlazione delle variabili entro le scuole che può influenzare il livello di competenza in *financial literacy* degli studenti. Confrontando i due gruppi di studenti (con e senza esperienze finanziarie, tabella 3), dalla stima del modello OLS1 risulta che il gap medio osservato è significativo in tutti i Paesi presi in esame ad eccezione della Slovacchia. Il gap è positivo, a indicare che in media il rendimento alle prove di *financial literacy* è superiore per gli studenti che parlano di questioni finanziarie con i genitori, posseggono il conto corrente e adottano comportamenti di risparmio. Tra i diversi Paesi, il differenziale osservato medio va da 26 punti in Cile a 63 punti in Olanda.

Introducendo le variabili di controllo, due diverse specificazioni sono messe a confronto (indicate come OLS2 e OLS3 in tabella 3), che differiscono per la presenza o meno della competenza in matematica tra le covariate. In questo modo, si vuole verificare se, e in che misura, l'effetto delle esperienze finanziarie sul punteggio medio in *financial literacy* si modifica tenendo conto delle caratteristiche individuali e anche delle abilità in matematica.

⁹ Le analisi sono state effettuate attraverso la routine REPEST (Avvisati e Keslair, 2014) del software Stata in modo da pervenire a stime corrette degli errori standard.

Tab. 3 – Risultati delle regressioni OLS

Variabile	Belgio (BEL)			Canada (CAN)			Chile (CHL)		
	OLS 1	OLS 2	OLS 3	OLS 1	OLS 2	OLS 3	OLS 1	OLS 2	OLS 3
finexp	44,02***	23,58***	16,02***	46,28***	34,80***	14,65***	25,99***	4,99	1,74
mat score			0,69***			0,87***			0,86***
immig_1_2		-24,48**	-11,21		8,19	-1,73		-30,39*	-19,89
female		-10,40**	9,05*		-3,03	11,49***		-10,28	9,45*
langfor		-14,71*	-6,47		-19,84**	-19,88***		-9,45	1,57
motivat		4,34	-2,08		16,97***	4,98**		7,21**	4,39*
repeat		-55,63***	-17,04***		-62,76***	-15,84		-45,18***	-13,09*
high_hisc		13,12**	3,06		10,18	-4,11		14,40**	-1,68
few_book		-43,28***	-19,38***		-50,53***	-13,99**		-33,51***	-9,87**
avg_repeat		-221,44***	-90,34***		-137,14*	-52,48		-136,15***	-23,72
wealth		-8,87**	-4,01		-0,06	2,21		12,41***	2,82
profinpar		23,14***	4,31		14,56**	0,72		0,08	-2,99
constant	526,70***	619,79***	204,92***	516,58***	525,97***	87,13***	434,94***	504,41***	82,49***
N		986			2.884			1.401	
R ² corretto	0,05	0,52	0,71	0,05	0,16	0,58	0,01	0,30	0,64

(continua)

Tab. 3 – Risultati delle regressioni OLS

	Spagna (ESP)			Italia (ITA)			Olanda (NLD)		
	OLS 1	OLS 2	OLS 3	OLS 1	OLS 2	OLS 3	OLS 1	OLS 2	OLS 3
finexp	29,93***	14,91***	9,71**	33,67***	23,47***	16,21***	63,22***	35,21***	13,43***
mat score			0,77***			0,64***			0,95***
immig_1_2		1,97	10,47		-5,46	-5,83		1,72	7,27
female		-4,34	18,61***		-23,27***	0,31		-4,81	8,13*
langfor		-7,87	-2,47		-19,18***	-8,24		-25,39*	-8,30
motivati		11,84***	1,55		8,32**	7,23**		15,79***	0,48
repeat		-77,93***	-18,97***		-23,30**	2,75		-30,30***	-5,62
high_hisc		-6,58	-6,84		-16,10**	-10,92*		15,57**	6,79
few_book		-46,14***	-14,03**		-34,94***	-8,18*		-43,58***	-7,3
avg_repeat		-3,53	2,29		-128,48***	-37,40*		-375,36***	-119,34***
wealth		0,28	-0,32		-0,08	-2,21		-12,03***	-4,07
profinpar		34,32***	14,48		30,02***	7,54		12,84	2,46
constant	461,211***	508,59***	90,96***	483,422***	535,49***	185,01***	485,458***	604,40***	38,10*
N		1.424			2.170			1.250	
R ² corretto	0,02	0,29	0,59	0,02	0,18	0,53	0,08	0,35	0,71

(continua)

Tab. 3 – Risultati delle regressioni OLS

	Polonia (POL)			Slovacchia (SVK)			Stati Uniti (USA)		
	OLS1	OLS2	OLS3	OLS1	OLS2	OLS3	OLS1	OLS2	OLS3
finexp	29,54***	16,72***	10,26*	8,09	4,75	0,70	45,30***	17,55***	2,56
matcore			0,82***			0,84***			0,87***
immig_1_2		-7,60	-15,59		-77,49*	-33,06		1,37	-1,75
female		4,20	19,86***		5,61	24,18***		-14,48***	0,03
langfor		11,59	38,28*		-24,05*	-12,09		-8,51	1,87
motivat		10,94***	-1,35		19,32***	7,47**		13,16***	3,70
repeat		-101,49***	-25,06**		-53,79***	-8,52		-67,26***	-19,41**
high_hisc		26,00***	0,44		-2,89	-4,11		0,68	-8,07*
few_book		-43,09***	-10,90**		-50,54***	-7,38		-62,65***	-23,65***
avg_repeat		-147,70 **	-22,39		-102,87***	-32,36		-175,29***	-76,34**
wealth		1,26	-3,24		-8,75*	-7,43*		1,81	-0,32
profinpar		18,89**	5,61		18,91*	16,85*		14,15*	1,33
constant	484,44***	504,74***	63,94***	442,87***	473,61***	40,30*	482,64***	538,68***	102,72***
N		1.596			1.258			1.210	
R ² corretto	0,01	0,18	0,59	0,01	0,19	0,52	0,05	0,27	0,69

* = p < 0,10, ** = p < 0,05, *** = p < 0,01.

Fonte: elaborazione su dati PISA2015

In tutti i Paesi, tranne il Cile, il gap nel punteggio in *financial literacy* a favore degli studenti che hanno riportato esperienze finanziarie rimane significativo anche a parità di caratteristiche individuali e della scuola (modelli OLS2 in tabella 3), pur diminuendo di intensità.

Meritano un commento anche i coefficienti di alcune variabili di controllo. Generalmente, laddove significativi, il loro segno conferma le aspettative. *Ceteribus paribus*, il punteggio medio risulta più basso per gli immigrati, per chi in casa parla una lingua straniera (o più precisamente una lingua diversa da quella in cui lo studente ha risposto al questionario PISA), per le femmine e per i ripetenti. Inoltre il punteggio medio aumenta quanto minore è la quota di ripetenti nell'intera scuola e quanto maggiore è il grado di motivazione dello studente. Con riferimento allo status socio-economico-culturale della famiglia, a parità di altre condizioni, possedere un numero medio-alto di libri e avere genitori occupati in professioni legate alla finanza, alle assicurazioni e alla contabilità influenzano positivamente la performance in *financial literacy*. Al contrario, il segno dell'effetto del titolo di studio dei genitori e dell'indicatore della ricchezza familiare non è uniforme tra i diversi Paesi. Nello specifico, a parità delle altre caratteristiche, in Italia il punteggio in *financial literacy* è mediamente più basso per chi ha i genitori con un alto titolo di studio; in tre Paesi (Belgio, Olanda e Slovacchia), la ricchezza familiare ha un'influenza negativa sul rendimento medio alle prove di *financial literacy*.

L'introduzione del punteggio in matematica tra le covariate determina un'ulteriore contrazione dell'effetto della dummy delle esperienze (modelli OLS3 in tabella 3). Sulla base di questa specificazione, anche per gli USA, oltre che per Slovacchia e Cile, tale effetto non risulta più significativo. Per gli USA, in particolare, si può affermare che la competenza in matematica costituisce un canale attraverso il quale le esperienze finanziarie si traducono in competenze finanziarie più elevate. Inoltre, si osserva una ridotta eterogeneità tra i restanti Paesi, visto che l'effetto varia da 9,71 in Spagna a 16,21 in Italia. Come ci si poteva aspettare, il punteggio in matematica esercita un impatto positivo e significativo sul punteggio in *financial literacy*, uniformemente per tutti i Paesi.

La regressione quantile permette di analizzare se l'effetto dell'esperienza si mantiene costante sull'intera distribuzione dei livelli di competenza in *financial literacy* oppure è più o meno accentuato in corrispondenza di determinati percentili della stessa distribuzione.

I risultati della regressione quantile dei diversi Paesi sono presentati nella tabella 4. Il modello stimato è quello che include, come covariate, tutte le variabili di controllo inserite nel modello OLS3. In quattro Paesi (Cile, Polonia,

Slovacchia e Stati Uniti) l'effetto delle esperienze finanziarie non è risultato significativo in nessuno dei percentili considerati. In Spagna e Olanda l'effetto è significativo al 10% solo per il 20-esimo percentile e per il 20-esimo e 30-esimo percentile, rispettivamente. Tra i restanti Paesi si osservano alcune interessanti specificità. In Belgio e Canada, il bagaglio di esperienze finanziarie assicura un vantaggio significativo in termini di competenze, a parità di tutte le altre caratteristiche, nella prima metà della distribuzione del punteggio in *financial literacy*, e tale vantaggio supera i 25 punti in Belgio e i 20 punti in Canada.

Tab. 4 – Effetto dell'esperienza finanziaria ai diversi percentili del livello di *financial literacy* (regressione UQR)

Perc.	BEL	CAN	CHL	ESP	ITA	NLD	POL	SVK	USA
p10	11,88	18,26	-19,65	14,87	6,56	10,74	-2,41	-10,08	1,65
p20	16,17	17,78*	-4,39	17,49*	16,50	20,83*	3,69	-10,62	-2,90
p25	22,77**	20,04**	-4,62	14,86	14,55	22,07	3,02	-9,59	-5,46
p30	25,19***	19,54**	-2,30	13,18	13,61	22,11*	7,73	-8,35	-1,26
p40	22,67**	17,88*	4,66	8,24	15,32*	15,02	9,48	0,55	-2,02
p50	20,23**	16,48*	6,01	5,10	16,22*	11,96	11,90	4,56	1,17
p60	17,29*	14,15	5,45	6,21	19,54***	11,31	13,53	9,91	5,28
p70	13,27	12,31	10,81	8,41	21,82**	11,20	14,10	12,69	9,25
p75	11,52	13,07	11,85	7,82	21,10**	12,31	16,24	13,69	9,08
p80	11,22	10,55	15,31	7,03	22,55**	10,93	13,85	14,29	8,06
p90	8,61	10,85	20,80	9,08	24,09	15,09	11,81	7,29	2,42

* = $p < 0,10$, ** = $p < 0,05$, *** = $p < 0,01$.

Fonte: elaborazione degli autori su dati PISA 2015

Al contrario, per gli studenti italiani, la differenza nel rendimento alle prove di *financial literacy* si amplifica e diventa significativa nella seconda parte della distribuzione e supera i 22 punti in corrispondenza dell'80-esimo percentile. Questo risultato indica che l'accumulo di esperienze con il denaro da parte degli studenti italiani ha una ricaduta sul punteggio alla prova di *financial literacy* maggiore per chi ha punteggi più alti, con la conseguenza che tale effetto produce un incremento della disuguaglianza dei punteggi.

Con l'obiettivo di sottoporre a verifica le differenze tra Paesi sia nei livelli della competenza in *financial literacy* sia nel legame tra pratiche finanziarie e competenza, sono stati stimati dei modelli di regressione pooled sul totale delle osservazioni campionarie dei 9 Paesi inserendo gli effetti fissi di Paese e le loro interazioni con l'indicatore di esperienza finanziaria. Per impostare

il confronto tra Paesi in termini di differenze tra ciascun Paese e la media di tutti i Paesi (invece che in termini di differenze tra ciascun Paese e un Paese scelto come riferimento), anziché definire otto variabili dummy abbiamo adottato una codifica alternativa (*effects coding*, vedi Cohen *et al.*, 2003). In questo modo, per il modello OLS, la stima della costante rappresenta il punteggio in *financial literacy* medio dei 9 Paesi quando tutte le variabili esplicative sono fissate a 0¹⁰.

Tab. 5 – Stime OLS dei coefficienti del modello pooled con *effects coding*

Coefficiente	Stima OLS pooled	
	finexp	8,96***
Effetti fissi di Paese (differenze nel punteggio medio rispetto a media OECD)	Belgio	58,50***
	Canada	31,49***
	Cile	-43,88***
	Spagna	-11,34***
	Italia	-3,69
	Olanda	24,14***
	Polonia	-8,97***
	Slovacchia	-47,53***
	Interazioni finexp-effetti fissi di Paese (differenze nell'effetto di finexp sul punteggio medio rispetto a media OECD)	finexp*Belgio
finexp*Canada		8,97*
finexp*Cile		-6,91
finexp*Spagna		-2,32
finexp*Italia		0,17
finexp*Olanda		10,09**
finexp*Polonia		-0,24
finexp*Slovacchia		-12,20**
	costante	502,39***
N		14.179
R ² corretto		0,657

Nota: Sono riportate solo le stime dei coefficienti di finexp, degli effetti di Paese, delle interazioni tra finexp ed effetti di Paese e della costante. Il modello è stato stimato con tutte le covariate specificate in tab. 2.

Gli Stati Uniti sono il Paese base, per il quale le differenze rispetto alla media di tutti i Paesi si possono ricavare indirettamente dalla somma (presa col segno negativo) dei coefficienti degli altri otto Paesi.

* = $p < 0,10$, ** = $p < 0,05$, *** = $p < 0,01$.

Fonte: elaborazione su dati PISA 2015

¹⁰ Lo score in matematica è stato sostituito dallo score centrato rispetto alla media di Paese, quindi fissare questa nuova variabile a 0 vuol dire considerare uno studente con un punteggio in matematica uguale al punteggio medio del proprio Paese.

Le stime degli effetti fissi (tabella 5) esprimono le differenze tra il punteggio in *financial literacy* medio di ogni Paese e il punteggio medio dei 9 Paesi. Nello specifico, un coefficiente positivo e significativo indica che per il corrispondente Paese il punteggio medio in *financial literacy* per quella categoria di studenti è significativamente superiore al punteggio medio dei 9 Paesi. La stima del coefficiente dell'indicatore di esperienza finanziaria (*finexp*) esprime l'effetto medio dell'esperienza finanziaria nei 9 Paesi, controllando per il set di covariate. Le stime dei coefficienti delle interazioni tra ciascun effetto fisso di Paese e l'indicatore di esperienza finanziaria (da *finexp**Belgio a *finexp**Spagna in tabella 5) si interpretano come differenze tra l'effetto delle esperienze finanziarie in ciascun Paese e la media degli effetti di tutti i 9 Paesi. Quindi, un coefficiente positivo e significativo indica che per il corrispondente Paese, a parità di altre caratteristiche, l'effetto delle esperienze finanziarie è significativamente superiore all'effetto medio dei 9 Paesi.

Rispetto al punteggio in *financial literacy* medio dei 9 Paesi (pari a 502,39 e riferito agli studenti che presentano valori nulli per tutte le covariate), in Belgio, Canada e Olanda il punteggio medio è significativamente maggiore mentre in Polonia, Spagna, Cile e Slovacchia il punteggio medio è significativamente inferiore. Italia e Stati Uniti non si discostano dalla media complessiva.

Con riferimento al legame tra esperienze e competenze finanziarie, a fronte di un effetto medio dei 9 Paesi pari a 8,96, la differenza risulta positiva e significativa solo per Canada e Olanda mentre è negativa per la Slovacchia.

4.2. Controlli di robustezza

I risultati ottenuti mediante le analisi di regressione (OLS e UQR) sono stati ulteriormente verificati implementando due controlli di robustezza: il primo ha riguardato l'utilizzo del *propensity score* come approccio metodologico alternativo alla regressione OLS, il secondo ha interessato la costruzione dell'indicatore sintetico di esperienza finanziaria.

Per quanto riguarda la metodologia di analisi adottata, è stato valutato l'effetto del livello di esperienza finanziaria in termini di effetto medio del trattamento sui trattati: *Average Treatment effect on Treated* (ATT). In questa ottica, l'indicatore di esperienza finanziaria viene considerato come variabile di trattamento (T_i) e si considerano "trattati" ($T_i = 1$) gli studenti che non effettuano esperienze finanziarie (*finexp* = 0) viceversa vengono considerati "non trattati" ($T_i = 0$) coloro che svolgono esperienza finanziaria (*finexp* = 1). Di conseguenza l'effetto medio del trattamento sui trattati (ATT) viene definito come:

$$ATT = E[Y_{1i} - Y_{0i} | T_i = 1] = E[Y_{1i} | T_i = 1] - E[Y_{0i} | T_i = 1] \quad (3)$$

dove Y_{1i} e Y_{0i} rappresentano, rispettivamente, il punteggio in *financial literacy* di coloro che sono trattati e quello di coloro che non sono trattati.

L'ATT rappresenta la differenza tra il punteggio medio effettivo dei trattati (studenti con nessuna esperienza) e il punteggio medio potenziale dei trattati se fossero non trattati (cioè se avessero esperienza). Conseguentemente un valore negativo dell'ATT indicherà un effetto positivo dell'esperienza sulle competenze finanziarie, in quanto l'ATT rappresenta la differenza tra il punteggio medio attuale di coloro che non svolgono esperienza finanziaria rispetto al punteggio controfattuale (che si aspetta più elevato) che gli stessi avrebbero se svolgessero esperienza finanziaria.

I passi della procedura consistono nella stima del *propensity score* che può essere definito come la probabilità di assegnare uno studente al trattamento ($T_i = 1$, non svolgere esperienze in ambito finanziario) condizionata a un vettore di caratteristiche osservate:

$$\hat{p}(X_i) = P(T_i = 1 | X_i) \quad (4)$$

Il calcolo del *propensity score* è, quindi, effettuato mediante un modello logit che permette di stimare la probabilità di essere trattati ($T_i = 1$, non avere esperienze finanziarie).

Sulla base del *propensity score*, si ricava un sistema di pesi che, mediante un approccio IPTW – *Inverse Probability of Treatment Weighting* – (Lunceford e Davidian, 2004; Sato e Matsuyama, 2003), consente di bilanciare la distribuzione delle covariate di coloro che non hanno effettuato esperienze finanziarie rispetto a quella di coloro che le hanno effettuate. In tal modo è possibile pervenire alla stima dell'ATT come:

$$ATT = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n_1} w_i} \sum_{i=1}^{n_1} w_i Y_{1i} - \frac{1}{\sum_{i=1}^{n_0} w_i} \sum_{i=1}^{n_0} w_i Y_{0i} \frac{\hat{p}(X_i) \cdot (1 - \hat{p})}{\hat{p} \cdot (1 - \hat{p}(X_i))} \quad (5)$$

Dove w_i è il peso campionario di PISA per lo studente i , mentre \hat{p} è la frequenza relativa (pesata) dei trattati. In tabella 6 si riportano le stime dell'ATT per ogni Paese.

Tab. 6 – Effetto medio del trattamento (ATT) con approccio IPTW

Paese	ATT ¹
Belgio (BEL)	-14,89***
Canada (CAN)	-14,32***
Cile (CHL)	-2,46
Spagna (ESP)	-8,77*
Italia (ITA)	-16,42***
Olanda (NLD)	-15,22***
Polonia (POL)	-13,55**
Slovacchia (SVK)	-0,30
Stati Uniti (USA)	-2,21

1 Valori negativi dell'ATT esprimono un impatto positivo dell'esperienza sulle competenze finanziarie, in quanto l'ATT rappresenta la differenza tra il punteggio medio attuale di coloro che non svolgono esperienza finanziaria rispetto al punteggio controfattuale che gli stessi avrebbero se svolgessero esperienza finanziaria.

* = $p < 0,10$, ** = $p < 0,05$, *** = $p < 0,01$.

Fonte: elaborazione su dati PISA 2015

Le stime dell'ATT sono significative per tutti i Paesi OECD ad eccezione di Cile, Slovacchia e USA dove l'effetto risulta statisticamente non significativo (tabella 6). Le esperienze finanziarie incrementano, in media, la performance in *financial literacy* da un minimo di circa 9 punti in Spagna a un massimo di oltre 16 punti in Italia. I risultati ottenuti mediante il propensity score risultano pienamente coerenti con quelli derivati dall'analisi OLS (vedi tabella 3, stime OLS3) e portano quindi a confermare, malgrado le peculiarità metodologiche che differenziano i due approcci, il ruolo positivo che svolge l'esperienza finanziaria sul livello di conoscenza finanziaria degli studenti.

Un ulteriore controllo di robustezza ha riguardato la costruzione dell'indicatore di esperienza finanziaria, in particolare si è cercato di superare la natura dicotomica dell'indicatore utilizzando, come alternativa, una variabile che esprime il conteggio delle esperienze finanziarie realizzate da ogni studente. La nuova variabile di esperienza finanziaria assume, quindi, valori compresi nell'intervallo 0-3 e il coefficiente a essa associato esprime la variazione marginale del punteggio in *financial literacy* rispetto allo svolgimento di un'ulteriore esperienza in ambito finanziario.

In tabella 7 vengono riportati risultati delle regressioni OLS e UQR stimati sulla base di questo indicatore alternativo.

Tab. 7 – Risultati dell’analisi di regressione ottenuti con indicatore alternativo di esperienza finanziaria

	OLS		UQR	
	coefficiente	25° percent.	50° percent.	75° percent.
Belgio (BEL)	9,28***	13,77**	10,54*	6,59
Canada (CAN)	9,06**	12,59*	11,68*	9,37*
Cile (CHL)	2,16	3,41	6,19	3,25
Spagna (ESP)	2,95	3,73	2,03	2,69
Italia (ITA)	8,52**	7,36	7,62	8,55*
Olanda (NLD)	11,40***	17,72**	8,93	9,2
Polonia (POL)	3,24	3,43	3,33	4,06
Slovacchia (SVK)	2,58	-1,51	6,56	8,71
Stati Uniti (USA)	1,79	1,25	-0,23	0,23

* = $p < 0,10$, ** = $p < 0,05$, *** = $p < 0,01$.

Fonte: elaborazione su dati PISA 2015

Come atteso, data la natura diversa dell’indicatore, l’effetto delle esperienze finanziarie in questo caso è stimato su valori più bassi. Si confermano comunque le principali conclusioni per i 4 Paesi dove le stime sono significative (Belgio, Canada, Italia e Olanda), in particolare, in Italia l’effetto è significativo in media e anche nella seconda metà della distribuzione dei punteggi.

5. Conclusioni

Nel paper si valuta l’effetto dell’esperienza finanziaria sul grado di competenze finanziarie degli studenti quindicenni dei Paesi OECD partecipanti al segmento della indagine OECD PISA relativo alla *financial literacy*. Le stime di modelli di regressione OLS hanno messo in luce che l’effetto “lordo” (in assenza di controlli) dell’esperienza è significativamente elevato in tutti i Paesi OECD analizzati ad eccezione della Slovacchia. Questo effetto continua a essere significativo, con poche eccezioni, sia dopo aver inserito una serie di covariate prevalentemente legate al contesto socio-economico e alla personalità dello studente, sia dopo aver controllato per il livello di competenza in matematica. Dal confronto tra Paesi emerge che da un lato Canada e Olanda si distinguono dalla media dei nove Paesi per il livello significativamente più alto sia della competenza media in *financial literacy* sia dell’effetto dell’esperienza finanziaria sulla competenza. Dall’altro lato, la Slovacchia si segnala per il livello significativamente inferiore alla media

dei nove Paesi sia del punteggio medio in *financial literacy* sia dell'effetto che su di esso hanno le pratiche finanziarie degli studenti. Il ricorso ai modelli di regressione quantile permette di ampliare il campo di osservazione della relazione tra esperienza e competenza mettendo in luce una notevole eterogeneità tra i vari Paesi riguardo all'intensità di questo effetto rispetto ai diversi percentili della distribuzione dei punteggi.

I risultati non presentano variazioni degne di nota se utilizziamo un indicatore di conteggio delle esperienze finanziarie al posto dell'indicatore dicotomico né se calcoliamo l'effetto delle esperienze finanziarie come effetto medio del trattamento tra i trattati (ATT) attraverso la stima del *propensity score*.

In generale, i programmi educativi dovrebbero fare più affidamento sull'apprendimento esperienziale. Per esempio, Mandell (2008) ha dimostrato che i programmi di alfabetizzazione finanziaria delle scuole superiori che incorporano i giochi del mercato azionario portano a notevoli miglioramenti nei punteggi di alfabetizzazione finanziaria.

In questa ottica, l'implicazione principale della nostra analisi permette di affermare che approcci mirati a incentivare la confidenza e l'esperienza degli adolescenti con gli argomenti e gli strumenti finanziari (per esempio l'incentivo all'utilizzo dei conti correnti o dei metodi di pagamento elettronico) possono essere un valido strumento per migliorare l'alfabetizzazione finanziaria degli adolescenti di oggi e, conseguentemente, il benessere economico delle famiglie di domani.

Appendice

Tab. A1 – Statistiche descrittive

	<i>Media</i>	<i>Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>Media</i>	<i>Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>Media</i>	<i>Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
	<i>std.</i>				<i>std.</i>				<i>std.</i>			
<i>Variabile</i>	<i>Belgio</i>				<i>Canada</i>				<i>Cile</i>			
fin score	548,88	101,02	217,71	788,10	539,78	102,80	202,35	862,27	436,47	99,49	172,72	711,30
fin exp	0,47	0,50	0,00	1,00	0,50	0,50	0,00	1,00	0,17	0,38	0,00	1,00
mat score	525,38	93,32	275,96	774,07	513,64	83,84	234,78	799,68	428,09	83,08	167,72	679,08
immig_1_2	0,14	0,35	0,00	1,00	0,33	0,47	0,00	1,00	0,02	0,15	0,00	1,00
female	0,49	0,50	0,00	1,00	0,49	0,50	0,00	1,00	0,51	0,50	0,00	1,00
lang for	0,13	0,34	0,00	1,00	0,17	0,38	0,00	1,00	0,01	0,11	0,00	1,00
motiv at	-0,64	0,78	-3,09	1,85	0,37	1,00	-3,09	1,85	0,31	0,97	-3,09	1,85
repeat	0,21	0,41	0,00	1,00	0,03	0,18	0,00	1,00	0,24	0,42	0,00	1,00
high_hisc	0,66	0,47	0,00	1,00	0,82	0,38	0,00	1,00	0,42	0,49	0,00	1,00
few_book	0,35	0,48	0,00	1,00	0,22	0,41	0,00	1,00	0,53	0,50	0,00	1,00
avg_repeat	0,23	0,18	0,00	1,00	0,03	0,05	0,00	0,67	0,23	0,18	0,00	1,00
wealth	0,27	0,71	-1,91	2,70	0,59	0,97	-6,99	4,29	-0,63	0,99	-4,79	4,19
profinpar	0,08	0,28	0,00	1,00	0,13	0,33	0,00	1,00	0,04	0,19	0,00	1,00
<i>Variable</i>	<i>Spagna</i>				<i>Italia</i>				<i>Olanda</i>			
fin score	471,04	95,54	136,47	759,50	491,57	87,31	202,05	778,25	526,41	110,18	160,33	856,51
fin exp	0,34	0,47	0,00	1,00	0,20	0,40	0,00	1,00	0,61	0,49	0,00	1,00
mat score	487,96	84,90	226,05	753,80	492,23	92,21	158,52	792,03	522,57	87,91	258,92	756,01
immig_1_2	0,11	0,32	0,00	1,00	0,08	0,27	0,00	1,00	0,10	0,30	0,00	1,00
female	0,50	0,50	0,00	1,00	0,49	0,50	0,00	1,00	0,52	0,50	0,00	1,00
lang for	0,17	0,38	0,00	1,00	0,17	0,37	0,00	1,00	0,06	0,24	0,00	1,00
motiv at	-0,16	0,91	-3,09	1,85	-0,19	0,84	-3,09	1,85	-0,45	0,73	-3,09	1,85
repeat	0,30	0,46	0,00	1,00	0,13	0,33	0,00	1,00	0,20	0,40	0,00	1,00
high_hisc	0,55	0,50	0,00	1,00	0,40	0,49	0,00	1,00	0,65	0,48	0,00	1,00
few_book	0,23	0,42	0,00	1,00	0,29	0,45	0,00	1,00	0,39	0,49	0,00	1,00
avg_repeat	0,27	0,15	0,00	0,73	0,12	0,12	0,00	1,00	0,20	0,11	0,00	0,56
wealth	0,13	0,82	-2,73	4,18	0,01	0,73	-3,05	4,12	0,32	0,61	-1,93	3,35
profinpar	0,06	0,24	0,00	1,00	0,07	0,26	0,00	1,00	0,10	0,30	0,00	1,00

(continua)

Tab. A1 – Statistiche descrittive

	Media	Dev.	Min	Max	Media	Dev.	Min	Max	Media	Dev.	Min	Max
	Polonia				Slovacchia				USA			
Variabile	Media	Dev. std.	Min	Max	Media	Dev. std.	Min	Max	Media	Dev. std.	Min	Max
finscore	489,31	95,79	204,09	825,91	444,15	111,54	87,04	757,37	499,35	100,49	188,93	766,51
finexp	0,17	0,37	0,00	1,00	0,24	0,43	0,00	1,00	0,38	0,49	0,00	1,00
matscore	507,29	84,41	253,47	750,30	477,77	89,74	204,16	740,22	479,27	86,46	202,36	753,81
immig_1_2	0,00	0,05	0,00	1,00	0,01	0,11	0,00	1,00	0,19	0,40	0,00	1,00
female	0,51	0,50	0,00	1,00	0,48	0,50	0,00	1,00	0,50	0,50	0,00	1,00
langfor	0,01	0,10	0,00	1,00	0,07	0,25	0,00	1,00	0,15	0,36	0,00	1,00
motivati	-0,41	0,82	-3,09	1,85	-0,30	0,87	-3,09	1,85	0,65	0,95	-3,09	1,85
repeat	0,05	0,21	0,00	1,00	0,06	0,24	0,00	1,00	0,09	0,29	0,00	1,00
high_hisc	0,22	0,42	0,00	1,00	0,36	0,48	0,00	1,00	0,63	0,48	0,00	1,00
few_book	0,28	0,45	0,00	1,00	0,35	0,48	0,00	1,00	0,39	0,49	0,00	1,00
avg_repeat	0,04	0,05	0,00	0,23	0,06	0,13	0,00	0,80	0,10	0,09	0,00	0,67
wealth	-0,29	0,74	-3,29	4,09	-0,34	0,76	-3,87	4,09	0,60	1,06	-2,53	4,27
profinpar	0,08	0,27	0,00	1,00	0,08	0,27	0,00	1,00	0,10	0,30	0,00	1,00

Fonte: elaborazione su dati PISA 2015

Riferimenti bibliografici

- Avvisati F., Keslair F. (2014), “REPEST: Stata Module to run Estimations with Weighted Replicate Samples and Plausible Values”, *Statistical Software Components S457918*, Boston College Department of Economics.
- Behrman J.R., Mitchell O.S., Soo C.K., Brava D. (2012), “How Financial Literacy affects Household Wealth Accumulation”, *American Economic Review*, 102 (3), pp. 300-304.
- Campbell J.Y. (2006), “Household Finance”, *The Journal of Finance*, 61 (4), pp. 1553-1604.
- Chen H., Volpe R.P. (2002), “Gender Differences in Personal Financial Literacy among College Students”, *Financial Services Review*, 11 (3), pp. 289-307.
- Cohen J., Cohen P., West S.G., Aiken L.S. (2003), *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*, Lawrence Erlbaum Associates, Mahwah (NJ), 3rd ed.
- Cole S., Sampson T., Zia B. (2011), “Prices or Knowledge? What Drives Demand for Financial Services in Emerging Markets”, *Journal of Finance*, 66 (6), pp. 1933-1967.
- Coleman J.S., Campbell E.Q., Hobson C.J., Mcpartland J., Mood A.M., Weinfeldand F.D., York R.L. (1966), *Equality of Educational Opportunity*, Washington (DC).
- Dvorak T., Hanley H. (2010), “Financial Literacy and the Design of Retirement Plans”, *Journal of Socio-Economics*, 39, pp. 645-652.

- Firpo S., Fortin N.M., Lemieux T. (2009), “Unconditional Quantile Regressions”, *Econometrica*, 77, 3, pp. 953-973.
- Frijns B., Gilbert A., Tourani-Rad A. (2014), “Learning by doing: The Role of Financial Experience in Financial Literacy”, *Journal of Public Policy*, 34, pp. 123-154.
- Guiso L., Jappelli T. (2008), *Financial Literacy and Portfolio Diversification*, CEPR WP.
- Hilgert M., Hogarth J., Beverly S. (2003), “Household Financial Management: The Connection between Knowledge and Behavior”, *Federal Reserve Bulletin*, 9, pp. 309-322.
- Longobardi S., Pagliuca M.M., Regoli A. (2018), “Can Problem-solving Attitudes explain the Gender Gap in Financial Literacy? Evidence from Italian Students’ Data”, *Quality & Quantity*, 52 (4), pp. 1677-1705.
- Longobardi S., Pagliuca M.M., Regoli A. (2017), “Family Background and Financial Literacy of Italian Students: The Mediating Role of Attitudes and Motivations”, *Economics Bulletin*, 37 (4), pp. 2585-2594.
- Lunceford J.K., Davidian M. (2004), “Stratification and Weighting via the Propensity Score in Estimation of Causal Treatment Effects: A Comparative Study”, *Statistics in Medicine*, 23 (19), pp. 2937-2960.
- Lusardi A., Mitchell O.S. (2008), “Planning and Financial Literacy: How do Women fare?”, *American Economic Review*, 98 (2), pp. 413-417.
- Lusardi A., Mitchell O.S. (2011), “Financial Literacy around the World: An Overview”, *Journal of Pension Economics and Finance*, 10 (4), pp. 497-508.
- Lusardi A., Tufano P. (2015), “Debt Literacy, Financial Experiences, and Overindebtedness”, *Journal of Pension Economics and Finance*, 14 (4), pp. 332-368.
- Lusardi A., Mitchell O.S., Curto V. (2010), “Financial Literacy among the Young”, *Journal of Consumer Affairs*, 44 (2), pp. 358-380.
- Mandell L. (2008), *The Financial Literacy of Young American Adults: Results of the 2008 National JumpStart Coalition Survey of High School Seniors and College Students*, University of Washington and the Aspen Institute, Seattle (WA).
- Noon K.L., Fogarty G.J. (2007), “Cognitive and Personality Predictors of Financial Literacy among adult Australians”, in *42nd Australian Psychological Society Annual Conference*, Australia.
- OCDE (2013), *PISA 2012. Assessment and Analytical Framework. Mathematics, Reading, Science, Problem Solving and Financial Literacy*, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2005), *Recommendation on Principles and Good Practices for Financial Education and Awareness*, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2012), *PISA 2012 Financial Literacy Assessment Framework*, Australian Council for Educational Research, ACER, Australia.
- OECD (2014), *PISA 2012 Results: Students and Money*, vol. VI: *Financial Literacy Skills for the 21st Century*, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2017a), *PISA 2015 Results, vol. IV: Students’ Financial Literacy*, PISA, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2017b), *PISA 2015 Technical Report*, OECD Publishing, Paris.

- Sato T., Matsuyama Y. (2003), "Marginal Structural Models as a Tool for Standardization", *Epidemiology*, 14, pp. 680-686.
- Shanks T.R.W. (2007), "The Impact of Household Wealth on Child Development", *Journal of Poverty*, 11 (2), pp. 93-116.
- 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, pp. 593-608.
- Wu M.L. (2004), "Plausible Values", *Rasch Measurement Transactions*, 18 (2), pp. 976-978.

1. I compiti a casa e l'apprendimento della matematica: un approccio multilivello a partire dai dati dell'indagine TIMSS 2015

Andrea Bendinelli, Patrizia Giannantoni, Giuseppina Le Rose

Il presente lavoro intende fornire un contributo empirico al dibattito dei livelli di apprendimento degli studenti in relazione al tempo dedicato ai compiti a casa, e si propone di approfondire se e in quale misura le performance nella prova degli studenti siano direttamente associate all'impegno fuori la scuola, controllando il fenomeno per alcune importanti caratteristiche. Oltre al genere, l'origine, la regolarità nel percorso di studi e la preparazione in ingresso, si è ritenuto importante utilizzare anche un indice di status socio-economico (SES), poiché i compiti a casa potrebbero avere un effetto differenziato, a vantaggio degli studenti che provengono da famiglie con risorse elevate, sia in termini economici che culturali.

I dati utilizzati sono quelli provenienti dall'indagine internazionale TIMSS 2015 agganciati, ove possibile, con la base dati INVALSI. Il campione comprende gli studenti italiani di terza secondaria di primo grado che hanno sostenuto la prova di Matematica in TIMSS.

In primo luogo si è svolta un'analisi descrittiva del fenomeno mettendo in relazione la performance nella prova con alcune caratteristiche dello studente e della classe frequentata: a livello di studente è stato utilizzato l'indice di status socio-economico, una domanda sul tempo dedicato ai compiti a casa e il voto attribuito dall'insegnante di matematica al primo quadrimestre come proxy del livello di competenza in ingresso; a livello di classe le variabili chiave sono state, oltre al tipo di composizione del corpo studentesco del-

la classe, anche il coinvolgimento dei genitori nelle attività scolastiche e il feedback degli insegnanti sui compiti svolti.

L'analisi descrittiva è poi approfondita con la stima di modelli di regressione a due livelli, ponendo come variabile di outcome il rendimento alla prova di Matematica e, come variabili esplicative, oltre alle caratteristiche individuali, anche le caratteristiche delle classi. Nel lavoro si evidenzia come la performance degli alunni alla prova, in relazione al tempo dedicato ai compiti a casa, risulti profondamente differenziata a seconda che si tengano sotto controllo le risorse possedute dallo studente a casa e/o il livello di preparazione in ingresso.

Keywords: TIMSS 2015, regressione multilivello, compiti a casa, apprendimento della Matematica, INVALSI.

This paper aims at providing empirical evidence to the debate concerning the relationship between students' achievement and time spent on homework. Particularly, it contributes to a better understanding on whether and to what extent the average time spent doing homework is associated with school performance in standardized tests. Results were controlled for important students' characteristics: gender, migratory background and baseline learning abilities. In addition, an index of socio-economic status (SES) was introduced in the analysis, in consideration of the fact that homework could have a different impact on performances, with a particular benefit for those students coming from high income /resources families.

Data are derived from TIMSS 2015 international survey, linked with INVALSI national data. The sample is composed by all grade 8 students, attending the TIMSS test of mathematics.

In a first step, we performed a descriptive analysis of the phenomenon, looking at mathematics scores according to: weekly time spent on homework, socio-economic status, basic learning abilities, grade of parental support and teacher's feedbacks about homework.

In a second phase, we took into consideration the hierarchical structure of the data, with the estimation of multilevel models, nested on two levels: student and class. The outcome variable was mathematics score at TIMSS test, while the covariates at individual level were: gender, citizenship, regularity at school, SES, basic learning abilities and weekly time spent to homework. Additionally, at class level we investigated the effects of: parental support, teachers' feedback about homework, geographical location of the class.

Our basic findings suggest that the student's performance is only marginally influenced by time spent on homework and that this association changes

profoundly when the model is controlled for home resources and/or basic learning abilities of the student.

Keywords: TIMSS 2015, multilevel regression, homework, Mathematics achievement, INVALSI.

2. Student self-beliefs and achievement in mathematics using TIMSS Advanced

Laura Palmerio, Elisa Caponera

This study investigated the relationship between student self-beliefs and mathematics performance using a structural equation modeling approach. Italian students participating in TIMSS (Trends in International Mathematics and Science Study) Advanced 2015 (N = 1982; mean age: 18 and 10 months, ± 8) were considered. Students answered the TIMSS Advanced mathematics test and the international questionnaire that included questions regarding students' socio-economic and cultural background, attitudes and beliefs – such as their enjoyment of mathematics and the value they place on mathematics – and future expectations regarding their educational career. Furthermore, the same students participated in a national survey and answered questions regarding mathematics self-efficacy and anxiety. The results showed that all measures were significantly associated with the mathematics achievement score; specifically, self-efficacy was the best predictor of mathematics performance. This study indicates that the individual's belief system plays a key role in mathematics achievement. A fundamental aspect of beliefs is that they can be modified; therefore, it is important to consider specific interventions in the teaching and learning process geared in this direction.

Keywords: mathematics achievement, TIMSS Advanced, SEM, self-beliefs.

Nel presente contributo si esamina la relazione tra le convinzioni degli studenti e il rendimento in matematica, attraverso lo sviluppo di un modello di equazioni strutturali. Sono stati esaminati i risultati degli studenti italiani partecipanti a TIMSS (*Trends in International Mathematics and Science Study*) Advanced 2015 (N = 1982, età media: 18 e 10 mesi, ± 8). Gli studenti hanno risposto alla prova cognitiva di matematica avanzata TIMSS e al questionario internazionale che includeva domande riguardanti il background socio-economico e culturale degli studenti, atteggiamenti e convinzioni

– come per esempio la motivazione intrinseca ed estrinseca nei confronti dell'apprendimento della matematica – e le aspettative future sulla loro carriera accademica. Inoltre, gli stessi studenti hanno risposto a un questionario, sviluppato a livello nazionale, contenente domande riguardanti l'auto-efficacia e l'ansia nei confronti della matematica. I risultati hanno evidenziato una relazione statisticamente significativa e positiva fra tutte le misure relative al sistema di autoregolazione dell'apprendimento (eccetto l'ansia per la quale è negativa) e il rendimento in matematica avanzata. L'auto-efficacia è risultata essere la variabile maggiormente associata al rendimento in matematica, giocando un ruolo chiave nel successo scolastico. Sono discusse possibili implicazioni per l'apprendimento della matematica nel sistema scolastico italiano.

Keywords: rendimento in matematica, TIMSS Advanced, SEM, convinzioni di sé.

3. Are there immigrant-gender gaps in education? An empirical investigation based on PISA data from Italy

Tindara Addabbo, Maddalena Davoli, Marina Murat

Gender and migratory background are widely accepted in the economics of education literature as factors highly correlated with educational outcomes. However, little attention has been devoted so far to the interaction of these two dimensions. We use Italian data from PISA 2015 to investigate potential immigrant-gender gaps in school assessment (differences in scores between immigrants and natives and between girls and boys). In line with previous work, we find that girls outperform boys in reading and are outperformed by them in math and science, and that immigrant students' test scores are persistently below those of natives. Interestingly, however, immigrant girls are less at a disadvantage in math and science relative to immigrant boys, than native girls are with respect to native boys. Moreover, the immigrant girls' advantage in reading relatively to immigrant boys is wider than that of native girls with respect to native boys. Overall, we find the stronger disadvantage is that of immigrant boys in reading-related fields. Language spoken at home is one of the main factors affecting this result, while family background strongly influences immigrant girls' performances. Targeted policies should therefore be implemented.

Keywords: immigrant-gender gap, education, OECD-PISA.

Il background migratorio e il genere dello studente sono ampiamente accettati nella letteratura economica come fattori che influenzano i risultati scolastici. Tuttavia, la possibile interazione tra queste due dimensioni è stata fino a ora trascurata. Utilizzando i dati italiani di PISA 2015, analizziamo le differenze per genere e origine nei risultati scolastici. In linea con la letteratura, troviamo che le ragazze presentano risultati migliori dei ragazzi nei test di lettura e viceversa in quelli di matematica e scienze; inoltre gli studenti immigrati hanno risultati inferiori a quelli dei nativi in tutte e tre le aree testate. Tuttavia, essere una ragazza con background migratorio non implica necessariamente uno svantaggio maggiore. Al contrario, troviamo che il differenziale negativo più ampio riguarda i risultati dei ragazzi immigrati relativamente ai nativi in lettura. La lingua parlata nel nucleo familiare è uno dei principali fattori correlati a questo risultato. Il background familiare ha particolare influenza sui risultati delle ragazze immigrate. In ragione di ciò, dovrebbero essere implementate politiche mirate.

Keywords: differenze di genere e di background migratorio, risultati scolastici, OCSE-PISA.

4. Placing literacy in cultural contexts: to what extent do sub-national differences in OECD PISA literacy scores reflect cultural heterogeneity in cognition and motivation?

Marco Spampinato

This study investigates item bias and inquires into its cultural nature using data of OECD PISA 2015, referred to regional groups in Italy and Spain. Ordinal logistic models were adopted to estimate the differential item functioning (DIF) between regional communities – an indicator of item bias that signals when a student’s likelihood of giving the correct answer to an item diverges according to his/her group membership, instead of depending solely on her level of literacy. The results provide meaningful evidence of DIF, which varies extensively – in numerosity, magnitude and direction – between regional groups and domains of literacy. An example of cultural bias in reading literacy is provided by referring to an item previously studied by linguists within a national context.

Overall, the most relevant item bias was found in mathematical literacy between Campania and Lombardy. The test of mathematics was therefore partitioned into subsets of biased and unbiased items, in order to verify a hypothesis of cultural mediation. A mediation model showed that “embodied cultural components” – i.e., epistemic beliefs about science – mediate the

relationship between intrinsic motivation and test performance on the biased test items in Campania. Conversely, the same model did not hold in Lombardy. Further, a regression analysis confirmed that variables used as proxies of a person's cultural orientation, together with the perceived teacher's support in a science class, are better predictors of the students' performance in mathematics in Campania than in Lombardy.

Conclusions discuss how various research strategies applied to standardized measures of literacy – e.g., evaluating group bias item-by-item or understanding the characteristics of a social environment which interfere with subsets of test items – might contribute to a better comprehension of the interaction between culture and education: an alternative to the benchmarking of students' performance across countries and cultures.

Keywords: items bias, Differential Item Functioning (DIF), cultural bias, cultural mediation, OECD-PISA.

Lo studio investiga l'item bias e indaga la sua natura culturale attraverso dati OCSE PISA 2015, riferiti a gruppi regionali in Italia e Spagna. Sono state adottate regressioni logistiche ordinali per stimare il *Differential Item Functioning* (DIF) tra comunità regionali – un indicatore di item bias che segnala quando la probabilità di uno studente di dare la risposta corretta diverge come conseguenza della sua appartenenza a un gruppo invece di dipendere solamente dal suo livello di competenza. I risultati offrono una significativa evidenza di DIF, che varia ampiamente – per numerosità, dimensione e direzione – tra gruppi regionali e ambiti di competenza. Un esempio di bias culturale nella competenza in lettura è fornito riferendosi a un quesito studiato in precedenza da linguisti in un contesto nazionale.

Nel complesso, l'item bias più rilevante è emerso in matematica, tra Campania e Lombardia. Il test di matematica è quindi suddiviso in sottoinsiemi di quesiti, biased e unbiased, per verificare un'ipotesi di mediazione culturale delle risposte. Un modello statistico ha mostrato che “componenti culturali incorporate” – credenze epistemiche sulla scienza – mediano, in Campania, la relazione tra motivazione intrinseca e performance, nel sottoinsieme biased di quesiti. Il medesimo modello non ha funzionato, di contro, in Lombardia. Un'ulteriore analisi di regressione ha confermato che variabili che approssimano l'orientamento culturale personale, insieme al sostegno percepito da parte dell'insegnante nella classe di scienze, sono migliori predittori della performance in matematica degli studenti in Campania piuttosto che in Lombardia.

Le conclusioni discutono come varie strategie di ricerca applicate alle misure standardizzate di competenza – per es., valutare i bias quesito per quesito

to o comprendere le caratteristiche di un ambiente sociale che interferiscono con sottoinsiemi di quesiti – possano contribuire a una migliore comprensione dell’interazione tra cultura e istruzione: un’alternativa al benchmarking della performance degli studenti tra Paesi e culture.

Keywords: items bias, Differential Item Functioning (DIF), differenze culturali, mediazione culturale dei processi cognitivi, OECD-PISA.

5. L’OCSE PISA secondo Google: un’analisi sulle notizie offerte online

Brunella Fiore, Donatella Poliandri

Gli esiti dell’indagine OCSE PISA e le loro ricadute mediatiche hanno determinato riforme di larga portata in numerosi Paesi. Sebbene in ritardo rispetto ad altri contesti nazionali, anche in Italia l’indagine ha conosciuto una certa risonanza nel complesso della comunicazione mediatica. Utilizzando le categorie di interpretazione già adottate da Pons (2011), il contributo approfondisce le modalità di diffusione dell’informazione relativa all’indagine OCSE PISA così come veicolata da uno dei più utilizzati motori di ricerca ossia Google. La rassegna relativa a 353 contributi, pubblicati da 127 differenti portali web di notizie online nel periodo compreso tra il 2006 e il 2018, è oggetto di analisi del presente lavoro. Una specifica attenzione è rivolta alla comunicazione politica veicolata dai contributi analizzati e intesa come parte integrante della comunicazione nella società (Rush, 1998). Per identificare i temi più ricorrenti, le autrici hanno condotto un’analisi documentaria di tipo “inchiesta” con approfondimenti di tipo quantitativo e qualitativo (Losito, 2007; Arosio, 2010, 2013). Successivamente è stato realizzato un approfondimento sulle notizie dei quattro canali di informazione online (*Corriere della sera, Il Sole 24 ore, la Repubblica e Orizzonte Scuola*) rispetto ai quali il portale di ricerca utilizzato ha rilevato il maggior numero di contributi. In riferimento ad alcune delle più importanti fonti informative, l’analisi condotta mostra come la comunicazione utilizzi gli esiti del PISA per “colpire” il pubblico mettendo in evidenza risultati negativi oppure per offrire notizie positive; in molti casi le informazioni sono trasmesse senza offrire elementi di approfondimento e di riflessione critica ragionata.

Keywords: OCSE-PISA, Italia, motore di ricerca, graduatorie, media, analisi corrispondenze.

The outcomes of the OECD PISA survey and their media impacts have led to far-reaching reforms in many countries. Although lagging behind other national contexts, also in Italy the survey has known a certain resonance in media communication. Using the categories of interpretation already adopted by Pons (2011), this contribution delves into the methods of disseminating information relating to the OECD PISA survey as conveyed by one of the most used search engines, i.e. google. The object of analysis of the present work is the review concerning 353 contributions, published by 127 different online news web portals in the period between 2006 and 2018. The authors pay a specific attention to the political communication conveyed by the contributions analysed and understood as an integral part of communication in society (Rush, 1998).

To identify the recurrent themes, the authors conducted a “survey” documentary analysis with quantitative and qualitative insights (Losito, 2007; Arosio, 2010, 2013). Subsequently an in-depth study was carried out on the news of the four online information channels (*Corriere della sera*, *Il Sole 24 ore*, *la Repubblica* and *Orizzonte Scuola*) with respect to which the research portal used revealed the greatest number of contributions. With reference to some of the most important information sources, the analysis carried out shows how the communication uses the results of PISA to “hit” the public highlighting negative results or to offer positive news; in many cases, the information is transmitted without offering elements of in-depth analysis and reasoned critical reflection.

Keywords: OECD-PISA, Italy, search engine, rankings, media, correspondence analysis.

6. Cicale o formiche? L'effetto della famiglia sui percorsi di socializzazione economica dei quindicenni

Carlo Di Chiacchio, Sabrina Greco, Emanuela E. Rinaldi

Lo scopo del presente lavoro è quello di analizzare la relazione tra comportamento atteso di spesa e competenza finanziaria in adolescenza e il ruolo giocato dalla famiglia sul fronte dell'educazione finanziaria (che comprende solo aspetti intenzionali, come il parlare in casa di denaro) e della socializzazione finanziaria (che comprende aspetti intenzionali e non intenzionali da parte degli agenti di socializzazione, come l'influenza dello status socio-economico e culturale).

La nostra ipotesi è che comportamenti di spesa diversi implicino livelli diversi di competenza finanziaria. Sia i comportamenti di spesa sia la competenza finanziaria possono, a loro volta, essere associati alla discussione di argomenti economici in famiglia.

Gli obiettivi del lavoro sono: 1) confrontare gruppi di adolescenti che dichiarano di avere abitudini attese di spesa più o meno virtuose rispetto ai risultati di un test di competenza finanziaria; 2) esaminare se la discussione di questioni economiche e finanziarie a casa spieghi le eventuali differenze tra i gruppi e abbia un effetto sulla competenza finanziaria stessa; 3) esaminare la relazione tra status socio-economico e culturale della famiglia con i comportamenti attesi di spesa e con l'educazione finanziaria; 4) esaminare l'effetto dello status socio-economico e culturale della famiglia sulla competenza finanziaria tenendo conto degli aspetti dell'educazione finanziaria e dei comportamenti attesi di spesa.

Per il seguente studio sono stati utilizzati i dati nazionali della rilevazione di *financial literacy* dell'indagine OCSE PISA 2015. Sono stati confrontati due gruppi di studenti che dichiaravano comportamenti di spesa opposti: quelli che per comprare qualcosa di desiderato risparmiano (formiche); quelli che, al contrario, dichiaravano di usare il denaro destinato ad altro (cicale).

I risultati delle analisi bivariate hanno mostrato una percentuale maggiore di formiche tra coloro che parlano di questioni finanziarie con genitori o adulti, mentre le cicale sono in percentuale maggiore tra coloro che non ne parlano. La percentuale di formiche è risultata equidistribuita tra maschi e femmine, mentre le cicale sono risultate in percentuale maggiore tra i maschi. Le formiche, infine, hanno superato le cicale al test di competenza finanziaria in media di 31 punti. Sorprendentemente, il comportamento da cicale o formiche non è risultato associato allo status socio-economico e culturale della famiglia, così come il parlare di questioni finanziarie con genitori o adulti. I risultati delle analisi multivariate hanno mostrato che, controllando per l'effetto dell'educazione finanziaria, le differenze di competenza finanziaria tra cicale e formiche sono risultate non significative. Comunque, sia l'educazione finanziaria che lo status socio-economico e culturale della famiglia continuano ad avere un effetto diretto sulla competenza finanziaria.

Keywords: financial literacy, comportamento atteso di spesa, socializzazione finanziaria, educazione finanziaria, influenza della famiglia di origine.

The purpose of this paper is to analyse the relationship between expected spending behaviour and financial competence in adolescence and the role played by family in financial education and in financial socialization.

Our hypothesis is that different spending behaviours imply different levels of financial competence. Spending behaviour and financial competence may be associated with the discussion of economic issues at home.

The objectives of the study are: 1) to compare groups of adolescents who have different expected spending habits on the results of a financial competence test; 2) to examine whether the discussion of economic and financial issues at home explains differences between the groups and has an effect on the financial competence itself; 3) examine the relationship between the socio-economic and cultural status of the family and the expected spending behaviour, and 4) to examine the effect of the socio-economic and cultural status of the financial competence, taking into account the aspects of financial education and the expected spending behaviour.

The national data from the OECD PISA 2015 Financial Literacy survey were used. Two groups of students were compared: those who save money to buy something they want (ants) against those who, on the contrary, claimed to use money for other purposes (cicadas).

The results showed a higher percentage of ants among those who talk about financial issues with parents or adults, while cicadas are in higher percentage among those who don't. Ants were equally distributed between males and females, while cicadas were in a higher percentage among males. Ants, outperformed cicadas on the financial competence test by 31 points on average. Surprisingly, spending behaviour was not associated with socio-economic status, as well as talking about financial matters with parents or adults. Once controlling for financial education, the differences between cicadas and ants in financial competence were not significant.

Keywords: financial literacy, expected spending behaviour, financial socialization, financial education, family background influence.

7. L'effetto dell'esperienza in ambito finanziario sulla *financial literacy* degli studenti dei Paesi OECD

Sergio Longobardi, Margherita Maria Pagliuca, Andrea Regoli

Numerosi studi hanno evidenziato l'importanza delle competenze finanziarie nel determinare il benessere economico delle famiglie e la necessità che queste competenze vengano acquisite sin dall'età adolescenziale. In questa ottica, il lavoro utilizza i dati relativi all'alfabetizzazione finanziaria (*financial literacy*) dei quindicenni, rilevati dall'ultima edizione dell'inda-

gine OECD PISA (2015) per valutare mediante un indicatore dicotomico la diffusione delle esperienze finanziarie tra gli adolescenti dei Paesi OECD. Inoltre, attraverso modelli di regressione (OLS e quantile) si valuta il legame di tale indicatore, sia rispetto alla media che rispetto ai diversi percentili della distribuzione del punteggio in *financial literacy*, per ognuno dei Paesi partecipanti all'indagine. I principali risultati mettono in luce che nella maggioranza dei Paesi l'esperienza finanziaria gioca un ruolo importante nel favorire l'acquisizione delle competenze finanziarie e suggeriscono che programmi educativi basati su approcci esperenziali (per esempio gli *stock market games*) possono essere dei validi strumenti di policy per elevare il livello di alfabetizzazione finanziaria della popolazione.

Keywords: financial literacy, OECD PISA, regressione quantile, esperienza finanziaria.

Several studies have highlighted the importance of financial skills in determining the economic well-being of families and the need for these skills to be acquired since adolescence. In this light, the data from the latest edition of the OECD PISA 2015 are used to assess, through a dichotomous indicator, the degree of spreading of experiences with money for the students of each country.

OLS and quantile regression models are then estimated for analysing the relationship between financial experience and financial competence. The main results suggest that experiences with money play an important role in improving the acquisition of financial skills and highlight that educational programs based on experiential approaches (such as stock market games) can be valid policy tools to raise the level of financial literacy of the population.

Keywords: financial literacy, OECD PISA, quantile regression, financial experience.

ISBN 9788891794789

Gli autori

Tindara Addabbo è professore associato presso il Dipartimento di Economia Marco Biagi, Università di Modena e Reggio Emilia. Svolge attività di ricerca sulle diseguglianze di genere nell'istruzione, sull'impatto di genere delle politiche pubbliche, la misurazione del ben-essere nell'approccio delle capacità, la discriminazione occupazionale e salariale di genere. Fra le sue pubblicazioni: "Education capability: a focus on gender and science" (coauthors: M.L. Di Tommaso, A. Maccagnan, *Social Indicators Research*, 2016), "Gender differences in Italian children's capabilities" (coauthors: M.L. Di Tommaso, A. Maccagnan, *Feminist Economics*, 2014). Sito web: <http://personale.unimore.it/rubrica/curriculum/addabbo>.

Tindara Addabbo is Associate Professor in Economic Policy at the Department of Economics Marco Biagi in the University of Modena and RE (Italy). She publishes in the areas of the gender inequalities in education, gender impact of public policies, measurement of well-being in the capability approach, employment and wage discrimination by gender. Amongst other essays she has published: "Education capability: a focus on gender and science" (coauthors: M.L. Di Tommaso, A. Maccagnan, *Social Indicators Research*, 2016), "Gender differences in Italian children's capabilities" (coauthors: M.L. Di Tommaso, A. Maccagnan, *Feminist Economics*, 2014). Website: <http://personale.unimore.it/rubrica/curriculum/addabbo>

Andrea Bendinelli è laureato in Scienze statistiche demografiche ed economiche, è in organico presso il servizio statistico dell'INVALSI. Svolge attività di supporto alle analisi statistiche su grandi basi dati e conduce attività di ricerca nell'ambito della valutazione degli apprendimenti.

Andrea Bendinelli got master degree in Statistics and works at INVALSI's statistical service. He carries out statistical analysis activities on large databases and conducts research activities in the assessment of students learning.

Elisa Caponera, PhD, è ricercatrice presso l'INVALSI. È stata responsabile per l'Italia dei progetti TIMSS e PIRLS 2011. Specialista in valutazione psicologica, si occupa di costruzione e validazione di questionari. Principali interessi di ricerca: equità del sistema scolastico, ruolo dei genitori nell'apprendimento degli studenti, differenze di genere in matematica.

Elisa Caponera, PhD, is researcher at INVALSI. Expert on questionnaire construction and validation, she was Italian National Research Coordinator (NRC) for TIMSS and PIRLS 2011 projects. Her current themes of research are parent involvement at school, gender difference in mathematics achievement, school effectiveness and equity of school system.

Maddalena Davoli sta svolgendo il dottorato in Economia presso la Goethe Universität, a Francoforte sul Meno. Contemporaneamente lavora come assistente di ricerca al dipartimento di Applied Econometrics and International Economic Policy. Ha completato gli studi in Economia e relazioni internazionali presso l'Università di Bologna. I suoi principali interessi di ricerca sono relativi alla microeconometria applicata, l'economia dell'educazione e l'economia del lavoro, con un focus specifico su istituzioni, immigrazione e genere.

Maddalena Davoli is a PhD Candidate in Economics and Research Assistant at the Department of Applied Econometrics and International Economic Policy at Goethe University, Frankfurt. She holds a Master Degree in International Relations and Economics from the University of Bologna. Her research interests lie in the fields of applied micro econometrics, the economics of education and labor economics, with a specific focus on migration, gender and Institutions.

Carlo Di Chiacchio, PhD, ricercatore INVALSI. Si occupa degli aspetti metodologici e psicometrici relativi allo sviluppo degli strumenti di rilevazione. Lavora sul progetto OCSE PISA già dal ciclo del 2000 come analista e come National Project Manager nel 2012, 2015 e Co-National Project Manager per il ciclo 2021. Dal 2012 il suo campo di ricerca riguarda anche la financial literacy, collaborando con la Fondazione per l'Educazione Finanziaria (FEDUF).

Carlo Di Chiacchio, PhD, is researcher at INVALSI. Expert in psychometrics and methodology, he has been working on the OECD PISA project since the 2000 cycle as an analyst and as National Project Manager in 2012, 2015 and Co-National Project Manager for the 2021 cycle. Since 2012 his field of research also concerns Financial Literacy, working with the Foundation for Financial Education (FEDUF).

Brunella Fiore è ricercatrice presso l'Università di Milano-Bicocca. I suoi principali interessi di ricerca riguardano: la valutazione delle scuole, le politiche sull'istruzione, giovani e anziani, istruzione del primo e del secondo ciclo. È autrice di numerosi contributi relativi al tema dell'istruzione e della statistica. Tra le sue ultime pubblicazioni: "Improving Excellence in schools: Evidence from the Italian OECD-PISA 2012 data" pubblicato su *Italian Journal of Sociology of Education* (2015), *Valutare per migliorare le scuole* con T. Pedrizzi (Mondadori, 2016) e *Valutare l'istruzione. Dalla scuola all'università* con A. Decataldo (Carocci, 2018).

Brunella Fiore, PhD, is assistant professor at University of Milano-Bicocca. Her main interests concern: school evaluation, policy evaluation, younger/older generations, primary and secondary education. She is the author of numerous essays and articles on educational and statistical topics. Her articles in the last years: "Improving excellence in schools: Evidence from the Italian OECD-PISA 2012 data, published on the *Italian Journal of Sociology of Education* (2015), *Valutare per migliorare le scuole (Evaluating to Improve Schools*, with- T. Pedrizzi eds., Mondadori Publisher, 2016) and "Valutare l'istruzione. Dalla scuola all'università" (*Evaluating education. From school to university*, with A. Decataldo, Carocci Publisher, 2018).

Patrizia Giannantoni, dottore di ricerca in Statistica e demografia presso l'Università Sapienza di Roma. Si è occupata di valutazione psicometrica di test di sviluppo collaborando con il CNR – Istituto di Scienze e tecnologie della cognizione e l'Ospedale pediatrico Bambino Gesù. Ha preso parte a progetti di ricerca sui temi della migrazione e dell'integrazione, con l'Università di Napoli. Dal 2017 lavora presso l'INVALSI nell'area del Servizio statistico.

Patrizia Giannantoni, PhD in Statistics and demography at the University of Rome, La Sapienza, has collaborated in the psychometric evaluation of developmental tests with the CNR – Institute of Science and Technology of Cognition and the Pediatric Hospital Bambino Gesù. She has also been involved in research projects on migration and integration issues at the Uni-

versity of Naples. Since 2017 she has been working in the Statistical Service of INVALSI.

Sabrina Greco, PhD, ricercatrice INVALSI. Si occupa degli aspetti teorico-metodologici della costruzione degli strumenti di background per le rilevazioni internazionali. Attualmente è coinvolta nei progetti OCSE PISA e TALIS. Principali interessi di ricerca: relazione tra aspetti contestuali della scuola e apprendimento degli studenti, educazione finanziaria. Collabora con la Fondazione per l'Educazione finanziaria (FEDUF). È membro del Comitato scientifico per il concorso EconoMia.

Sabrina Greco, PhD, is researcher at INVALSI. Expert on questionnaire construction and validation, she is currently involved in the OECD PISA and TALIS projects. She collaborates with the Foundation for Financial Education (FEDUF) and she is a member of the Scientific Committee for the EconoMia Competition. Main research interests: relationship between school context factors and students' learning, Financial Education.

Giuseppina Le Rose, psicologa, psicoterapeuta ed esperta in valutazione e counselling psicologico, attualmente lavora presso l'INVALSI. Ha svolto numerosi interventi di orientamento scolastico e professionale e collaborato alla predisposizione di test psico-attitudinali, cognitivi e di personalità.

Giuseppina Le Rose, psychologist, psychotherapist and expert in psychological evaluation and counseling, currently works at INVALSI. She has performed numerous educational and vocational interventions and collaborated in the preparation of psycho-aptitudinal, cognitive and personality tests.

Sergio Longobardi è professore associato in Statistica economica presso l'Università degli studi di Napoli Parthenope. I suoi principali interessi di ricerca vertono principalmente sull'economia dell'istruzione e la qualità dei dati. Ha pubblicato numerosi articoli sul tema della resilienza e dell'equità nell'educazione, focalizzandosi sia sul contesto italiano che sui confronti internazionali.

Sergio Longobardi, is assistant professor in Economic Statistics at the University of Naples Parthenope. His main research interests focus mainly on the economics of education and data quality. He has published numerous articles on resilience and equity in education, focusing both on the Italian context and on international comparisons.

Marina Murat è professore associato, Dipartimento di Economia Marco Biagi, Università di Modena e Reggio Emilia. Svolge attività di ricerca nelle aree di migrazioni internazionali, education, commercio internazionale e investimenti esteri. Fra le sue pubblicazioni: “Do immigrants succeed? Evidence from Italy and France based on PISA 2006” (*Global Economy Journal*, 2012, 12, 3, pp. 1-20) e “Institutions, culture and background. The school performance of immigrant students” (con P. Frederic, *Education Economics*, 2015, 23, 5, pp. 612-630). Sito web: http://www.economia.unimore.it/murat_marina.

Marina Murat is Associate Professor in Economic Policy in the Department of Economics Marco Biagi, University of Modena and Reggio Emilia (Italy). She publishes in the areas of international migration, education and trade. Among other articles, she published: “Do immigrants succeed? Evidence from Italy and France based on PISA 2006” (*Global Economy Journal*, 2012, 12, 3, pp. 1-20) e “Institutions, culture and background. The school performance of immigrant students” (with P. Frederic, *Education Economics*, 2015, 23, 5, pp. 612-630). Website: http://www.economia.unimore.it/murat_marina.

Margherita Maria Pagliuca è ricercatrice in Statistica economica presso l’Università degli studi di Napoli Parthenope. I suoi principali campi di ricerca scientifica sono le applicazioni di modelli a equazioni strutturali nel campo educativo, equità dei sistemi scolastici e qualità dei dati.

Margherita Maria Pagliuca is assistant professor in Economic Statistics at the University of Naples Parthenope. His main scientific interests are the application of Structural Equation Models in the educational field, equity of school systems and data quality.

Laura Palmerio, PhD, primo ricercatore presso l’INVALSI, è responsabile dell’area Indagini internazionali. Responsabile per l’Italia dei progetti OCSE PISA e TALIS e dei progetti IEA TIMSS, PIRLS e ICCS. È attualmente membro del Consiglio Scientifico dell’INVALSI. Principali interessi di ricerca: equità in educazione, relazioni tra literacy in lettura e in matematica, educazione civica e alla cittadinanza.

Laura Palmerio, PhD, is senior researcher at INVALSI where she is in charge of the International Surveys department. Italian responsible for OECD PISA and TALIS, and for IEA surveys TIMSS, PIRLS and ICCS. She is currently a member of the Scientific Council of INVALSI. Main research

interests: relations between reading literacy and mathematics, civic and citizenship education, gender differences in school achievement.

Donatella Poliandri, PhD, è prima ricercatrice presso l'INVALSI. È responsabile dell'area di ricerca Valutazione delle scuole presso l'INVALSI. Attualmente coordina le attività istituzionali e quelle di ricerca connesse al Sistema nazionale di valutazione (SNV). Ha elaborato e implementato i progetti che hanno delineato i quadri di riferimento, i protocolli e gli strumenti del Sistema Nazionale di Valutazione, contribuendo al suo sviluppo. I suoi interessi di ricerca riguardano la metodologia della ricerca sociale, la teoria e le tecniche della valutazione, la valutazione interna ed esterna delle scuole, i processi di insegnamento/apprendimento, le disuguaglianze educative. Pubblica regolarmente su riviste scientifiche e divulgative su tematiche educative e valutative.

Donatella Poliandri, PhD in social research methodology at the Sapienza University of Rome (Italy), is a senior researcher at INVALSI and Head of the department of Schools' Evaluation. She coordinates the institutional and research activities related to the Italian National Evaluation System. She elaborated the projects that have outlined reference frameworks and protocols for the Evaluation System, contributing to its development. Her research interests focus on social research methodology, theory and techniques of evaluation, internal and external evaluation of schools, educational inequalities. She regularly publishes on scientific and general audience journals on education and evaluation topics.

Andrea Regoli è professore associato in Statistica economica presso il Dipartimento di Studi aziendali e quantitativi (DISAQ) dell'Università degli studi di Napoli Parthenope. I suoi principali interessi di ricerca vertono sulle tematiche dell'equità in educazione, della distribuzione dei redditi e della sostenibilità.

Andrea Regoli is associate professor in Economic Statistics at the Department of Business and Quantitative Studies (DISAQ) of the University of Naples Parthenope. His main research interests focus on issues of equity in education, income distribution and sustainability.

Emanuela E. Rinaldi, ricercatrice in Sociologia dei processi culturali e comunicativi presso l'Università degli studi di Milano-Bicocca, Dipartimento Di.SEA.DE. MSc in Economic Psychology e dottore di ricerca in Socio-

logia e metodologia della ricerca sociale, collabora con organizzazioni non governative e istituzioni pubbliche e private nell'ambito di progetti di educazione finanziaria ed educazione alla cittadinanza. È membro del Comitato direttivo di AEEEE-Italia (Associazione europea per l'educazione economica), del Comitato scientifico di AIS sezione Educazione e del gruppo di ricerca SCUOLA presso la Fondazione ISMU, e responsabile scientifico di ONEEF (Osservatorio nazionale di educazione economico- finanziaria).

Emanuela E. Rinaldi, PhD. Now working as a Lecturer of Sociology of culture at University of Milano Bicocca (IT), Business and Law Department, she holds a Master in Economic Psychology and a PhD in Sociology and social research method. She works with ONG and public institutions running financial and citizenship education projects all over Italy. She is also a member of the steering committee of AEEEE-Italia (Association of European Economics Education Italy), the scientific committee of Associazione italiana di sociologia – RN Education, of the research-group on immigrant's education at Fondazione ISMU and she is the scientific director of ONEEF (Osservatorio nazionale di educazione economico-finanziaria).

Marco Spampinato ha una formazione accademica multidisciplinare nelle Scienze sociali: laurea in Scienze politiche (Perugia, 1993), master in Economia (Torino, 1995) e master of arts in Psicologia (New School for Social Research, New York, 2016). Il suo interesse principale è la mediazione culturale di processi psicologici di base (percezione, pensiero e linguaggio), in situazioni di vita quotidiana come nel funzionamento di politiche pubbliche, per esempio nell'istruzione. In passato è stato componente dell'Unità di Valutazione degli investimenti pubblici, Dipartimento per le Politiche di sviluppo e coesione.

Marco Spampinato has a multidisciplinary academic background in the Social Sciences: laurea in Political Sciences (Perugia, 1993), master's degree in Economics (Turin, 1995) and master of arts in Psychology (New School for Social Research, New York, 2016). His primary research interest is in the cultural mediation of basic psychological processes (perception, thought and language), involved in everyday situations as well as in public policies – e.g., in education. In the past, he served as a member of the Evaluation Unit of Public Investment, Department for Development and Cohesion Policy.

Il volume ha lo scopo di promuovere il valore scientifico dei dati rilevati dalle indagini internazionali OCSE e IEA svoltesi nel 2015 e presenta contributi di esperti e analisti in merito ad alcune delle competenze rilevate, focalizzando l'attenzione sul rapporto tra risultati e variabili di contesto. In particolare, per quanto riguarda le indagini IEA TIMSS e TIMSS Advanced, i contributi vertono sull'incidenza di comportamenti e contesti di apprendimento degli studenti sullo sviluppo delle competenze in matematica. In merito all'indagine OCSE PISA, invece, i temi discussi sono il rapporto tra fattori culturali, cognitivi e motivazionali e le relative evidenze empiriche, nonché l'esposizione mediatica online dell'indagine. Infine, un'ultima sezione tematica riguarda il rapporto tra variabili di contesto e competenze legate alla *Financial Literacy*.

Laura Palmerio, dottore di ricerca in Innovazione e Valutazione dei Sistemi di istruzione, primo ricercatore presso l'INVALSI, è responsabile dell'Area Indagini internazionali. È responsabile per l'Italia dei progetti OCSE PISA 2009, PISA 2018, TALIS 2018 e IEA TIMSS, PIRLS e ICCS. È attualmente membro del Consiglio Scientifico dell'INVALSI. Tra i suoi principali interessi di ricerca: equità in educazione, relazioni tra *literacy* in lettura e in matematica, educazione civica e alla cittadinanza.

Elisa Caponera, dottore di ricerca, è ricercatrice presso l'INVALSI nell'Area Indagini internazionali (OCSE e IEA). Specialista in valutazione psicologica, si occupa di costruzione e validazione di questionari. Fra i temi principali delle sue ricerche: equità del sistema scolastico, ruolo dei genitori nell'apprendimento degli studenti, differenze di genere nell'apprendimento della matematica.