

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/342720694>

# The inclusion of girls in Chilean mathematics classrooms: gender bias in teacher–student interaction networks / La inclusión de las niñas en las aulas de matemáticas chilenas: sesg...

Article in *Infancia y Aprendizaje* · July 2020

DOI: 10.1080/02103702.2020.1773064

CITATIONS

2

READS

90

3 authors:



**Lorena Ortega**

University of Chile

24 PUBLICATIONS 79 CITATIONS

SEE PROFILE



**Ernesto Treviño**

Pontificia Universidad Católica de Chile

90 PUBLICATIONS 834 CITATIONS

SEE PROFILE



**Denisse Gelber**

Pontificia Universidad Católica de Chile

11 PUBLICATIONS 15 CITATIONS

SEE PROFILE

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:



Pedagogical Inclusion -PIA ANID CIE 160007 [View project](#)



Collaboration for Teaching and Learning [View project](#)



## The inclusion of girls in Chilean mathematics classrooms: gender bias in teacher-student interaction networks (*La inclusión de las niñas en las aulas de matemáticas chilenas: sesgo de género en las redes de interacciones profesor-estudiante*)

Lorena Ortega <sup>a</sup>, Ernesto Treviño<sup>b</sup> and Denisse Gelber<sup>b</sup>

<sup>a</sup>Universidad de Chile; <sup>b</sup>Pontificia Universidad Católica de Chile

### ABSTRACT

The gender gap in mathematics outcomes, where women are most affected, is well documented internationally and is particularly high in Chilean secondary education. This study explores the educational inclusion of girls in mathematics classrooms. The coding of videos from 79 school lessons, involving 2,295 students, allowed us to compare how and how much teachers interact with male and female students, analyse the moderating effect of academic achievement in these interactions and explore the differences among classrooms with regard to the inclusion of girls. Teacher-student interaction networks were represented via sociograms and modelled with multilevel Poisson regression. We found that girls interact less frequently with their mathematics teachers in interactions of diverse content, and this is the case in interactions initiated by the teacher as well as those initiated by the student. Academic achievement moderates these differences only in pedagogical interactions initiated by students. There is also significant variation in the inclusion of girls among classrooms, which is not consistently explained by the gender of the teacher or the gender composition of the class.

### RESUMEN

La brecha de género en resultados en matemáticas, en detrimento de las mujeres, se encuentra bien documentada internacionalmente y es particularmente alta en educación secundaria en Chile. Este estudio investiga la inclusión educacional de las niñas en las aulas de matemáticas. La codificación de videos de 79 aulas, con 2,295 estudiantes, permitió comparar cómo y cuánto interactúan los docentes con las y los estudiantes, analizar el efecto moderador del logro académico en estas interacciones y explorar las diferencias entre aulas respecto a la inclusión de las niñas. Las redes de interacciones profesor-estudiante se representaron mediante sociogramas y modelaron con regresiones de Poisson multinivel. Se encontró que las niñas interactúan menos frecuentemente con su profesor de matemáticas en interacciones

### ARTICLE HISTORY

Received 11 January 2019  
Accepted 14 August 2019

### KEYWORDS

inclusion; gender; teacher-student interactions; classroom observation; Chile

### PALABRAS CLAVE

inclusión; género; interacciones profesor-estudiante; observación de aula; Chile

**CONTACT** Lorena Ortega  [lorena.ortega@ie.uchile.cl](mailto:lorena.ortega@ie.uchile.cl)  CIAE, Instituto de Estudios Avanzados en Educación (IE), Universidad de Chile, Santiago, Región Metropolitana, Chile.

English version: pp. 1–24 / *Versión en español*: pp. 25–49

References / *Referencias*: pp. 49–52

Translation from Spanish / *Traducción del español*: Katherine Goldman & Peter Christian Alexander Kozak

© 2020 Fundación Infancia y Aprendizaje

de diverso contenido, y tanto en interacciones iniciadas por el docente como por el/la estudiante. El logro académico modera estas diferencias solo en las interacciones pedagógicas iniciadas por estudiantes. Además, existe variación significativa en la inclusión de niñas entre aulas que no se explica consistentemente por el género del docente ni por la composición de género del curso.

Latin America presents a significant gender gap in student mathematics performance that favours male students and that increases throughout their educational trajectory (Gelber, Treviño, & Inostroza, 2016; Treviño et al., 2010). Chile is a clear example of this situation, as it does not present significant gender gaps in primary education, based on the evidence provided by national mathematics standardized tests (Agencia de la Calidad de la Educación, 2018) as well as international assessment programmes (UNESCO, 2015a). It does, however, show sustained evidence of one of the largest gender gaps in international tests among secondary school students (OECD, 2016a).

According to evidence from the Programme for the International Assessment of Adult Competencies (PIAAC), in contrast to the reading performance gap, mathematics performance differences in Chile persist until later in life (OECD, 2016b). These gaps are also associated with unequal career options and job opportunities (Mizala, 2018), which make the study of this phenomenon even more relevant.

The significant increase in the gender gap in mathematics over the course of schooling in Chile (Ortega, Malmberg, & Sammons, 2018a; Radovic, 2018) suggests that the gap is not due to innate factors and that school plays an important role. For instance, mathematics performance is affected by the stereotypes and expectations of teachers who believe that mathematics comes more easily to boys than girls (Charlin, Torres, & Cayumán, 2016). It is thus important to ask how these stereotypes and differentiated expectations are linked to educational practices that promote the development of gender gaps in mathematics learning.

Despite the large and persistent gender gaps in the region (UNESCO, 2016), the analysis of the related educational processes as potential mediators of the relationship between gender and educational results has been limited by the scarce data available on classroom processes disaggregated at the individual student level. Currently, very few studies based on classroom observation evidence have analysed, systematically and in large samples, teacher-student interactions with a gender perspective. Therefore, more evidence based on systematic observation of classroom practices is needed in order to understand the role of gender and the impact of schools on student learning opportunities<sup>1</sup>.

This study aims to (1) analyse the relative position of girls within the teacher-student interaction networks in their class, (2) examine the moderating effect of academic achievement on the relationship between gender and interactions with teachers, (3) investigate classroom-level variation in the inclusion of girls, and (4) explore the effect of teacher gender and gender composition of the classroom on this variation.

This article contributes new and robust evidence on the educational inclusion of girls in mathematics classrooms. The study design, which includes a large and diverse

sample of systematic classroom observation data and the multilevel analysis applied, allows for an adequate estimation of the effect of student gender on the frequency and type of teacher-student interactions, after controlling for confounding variables. In addition, the variation of this effect among classrooms is estimated, and potential contextual effects are explored. This represents substantive progress compared to previous studies in the field, both at the national and international levels.

## Conceptual framework

As Azorín and Ainscow (2018) state, the most recent definitions of the concept of educational inclusion represent it as a continuous process in which the school community recognizes and eliminates barriers to inclusion, such as stereotypes and prejudices, and promotes students' participation. This aims to ensure that students have quality experiences in the classroom in order to achieve equity in learning opportunities and achievement (UNESCO, 2015b).

Based on the importance of classroom interactions for the learning process — as they can reduce or promote equity for student learning opportunities — this study analyses the inclusion of girls in Chilean mathematics classrooms, one of the school subjects in which they face the greatest achievement disadvantage.

In the following section, we present evidence regarding the importance of interactions between teachers and students in the promotion of educational outcomes. Then, we review the literature on differences in these interactions based on student gender.

## *The importance of teacher-student interactions*

The research on educational effectiveness has shown that a significant proportion of the variation in students' outcomes is located at the classroom level and can be explained by process variables (Muijs et al., 2014; Ortega, Malmberg, & Sammons, 2018b). These process variables correspond to quality of teaching and classroom interaction indicators that are generally obtained through teacher self-reporting, teacher evaluations completed by their students or systematic classroom observation. Various studies have demonstrated the relationship between the quality of classroom interactions and educational outcomes, such as student learning, motivation and socio-emotional development (e.g., Hamre & Pianta, 2001; Maldonado-Carreño & Votruba-Drzal, 2011; Opdenakker, Maulana, & den Brok, 2012), an association that is particularly strong in mathematics (McCormick, O'Connor, Cappella, & McClowry, 2013). This link has also been empirically verified in Chile, at the preschool (Leyva et al., 2015), elementary and secondary school levels (Taut et al., 2016).

The majority of available systemic observation protocols for educational processes, such as the Classroom Assessment Scoring System — CLASS (Pianta, Hamre, & Mintz, 2011) and the observation component in Chile's National Teacher Evaluation System (Manzi, González, & Sun, 2011), provide a general measure of the quality of interactions in a specific classroom, without distinguishing among the students within it. While these instruments offer important information regarding the average quality of interactions, they assume that the experiences of different students in the classroom are homogeneous. Therefore, a complementary approach that allows the observation of

pedagogical inclusion in classrooms, in terms of the interactions that the teacher sustains with each student in the class, is needed. This is particularly important for studying gender differences in teacher-student interaction patterns in the classroom.

### *International evidence on sexist interactions in the classroom*

The international research suggests that, after family-related variables, school is one of the main contributors to gender gaps in educational outcomes. According to Auwarter and Aruguete (2008), this occurs through the differences in teacher expectations, based on gender stereotypes, which translate into differentiated stimuli, teaching practices and interactions. As Kuklinski and Weinstein (2001) note, these can affect students' beliefs, self-concept, attitudes, interests and performance in various areas of knowledge.

The literature review conducted by Jones and Dindia (2004) indicates that there is a vast amount of empirical evidence, dating back to the 1980s, regarding gender differences in teacher-student interactions. This literature shows that it is important to identify the focus or content of the analysed interactions and who initiates the interaction (teacher or student). This is because authors, such as Harrop and Swinson (2011), argue that differences in the levels of interaction that teachers have with boys and girls reflect solely the greater behavioural challenge that boys represent due to their more prevalent off-task behaviour. By contrast, most authors suggest that gender differences permeate classroom interactions and are not solely due to a greater need for teachers to manage male students' behaviour.

The most recent international literature also suggests that women are at a disadvantage in terms of student-teacher interactions. Qualitative studies in the United Kingdom suggest that teachers maintain more dialogic interactions with boys than girls (Black & Radovic, 2018). A similar pattern is found in a sample of Greek classrooms where, in foreign language classes, teachers pay more attention to boys, who also demand more attention from the teachers, and girls receive more positive reinforcement while boys receive more behavioural remarks (Minasyan, 2017). These results are similar to those found in classic and less recent literature on classroom interactions, which indicates that boys receive more attention from their teachers than girls, particularly by being asked more open and high cognitive level questions (Altermatt, Jovanovic, & Perry, 1998; Sadker, Sadker, & Klein, 1991). Other studies in this field state that boys receive more personalized support to solve academic problems (Lafrance, 1991), that they tend to initiate more interactions with teachers than their female peers (Altermatt et al., 1998) and that they dominate classroom discussions as they answer more questions than girls (Brophy & Good, 1974; Sadker et al., 1991).

Recent quantitative studies, mainly from the field of educational psychology, have found evidence regarding gender differences in teacher-student relationships in terms of proximity<sup>2</sup> and conflict<sup>3</sup>, measured through the Student-Teacher Relationship Scale — STRS (Pianta, 1992). In these studies, teachers consistently report that they have closer relationships with girls and more conflictive relationships with boys (Hajovsky, Mason, & McCune, 2017; Jerome, Hamre, & Pianta, 2008; McCormick & O'Connor, 2015).

The recent literature also suggests that these differences disproportionately affect girls. Specifically, a longitudinal study in the United States conducted by McCormick

and O'Connor (2015) analyses the learning trajectories of children during the first five years of elementary school. Their results suggest that progress in mathematics achievement is slower for girls when they have a conflictive relationship with their teachers (based on the STRS scale), compared to boys who have conflictive relationships with teachers and girls who have non-conflictive relationships with them. However, quantitative studies in this area are not based on classroom observations but on teachers' self-reported perceptions, which may be biased (Desimone, Smith, & Frisvold, 2010; Mashburn, Hamre, Downer, & Pianta, 2006). Furthermore, this body of literature does not distinguish the content of teacher-student interactions, which is a key aspect in the analysis of quality of classroom interactions based on the seminal work of Brophy and Good (1974), but only characterizes teachers' affect.

Reviews of research on gender equity in the classroom also suggest that it is important to statistically control for potential confounding variables, as well as to consider moderating factors. For instance, the literature suggests that students' academic performance is not only linked to teacher-student interactions, with teachers interacting more frequently with students who have higher academic achievement (Brophy & Good, 1974). Academic achievement can also have a moderating effect on gender gaps in teacher-student interactions (Jones & Dindia, 2004).

Meanwhile, the international evidence on the interaction effect between the teacher gender and student gender in teacher-student exchanges is not conclusive. Some studies conclude that there is no such effect (e.g., Kelly, 1988), while others confirm it (Duffy, Warren, & Walsh, 2001; Lim & Meer, 2017) but without a consistent direction of the effect. One aspect that has received less attention in the international literature is the link between the gender gap in teacher-student interactions and the gender composition of the classroom, though this aspect has been studied at the higher education level (e.g., Canada & Pringle, 1995). This study contributes evidence regarding both contextual effects.

### **Evidence of gender gaps in student-teacher interactions in Chile**

While the evidence on classroom interactions and gender is not abundant, an increasing number of studies along these lines have been produced in Chile since 2005 (Treviño, Varela, Rodríguez, & Straub, 2019). Two highly relevant studies conducted by Bassi, Blumberg, and Mateo-Berganza (2016) and Espinoza and Taut (2016) show that teachers give less attention to, and are more critical of, girls compared to boys.

In primary school mathematics classrooms, teachers ask more complex questions to boys, and they also give them more time to answer and assess them more exhaustively (Espinoza & Taut, 2016; SERNAM, 2009). Furthermore, spontaneous participation seems to be lower among girls than among their male peers (Bassi et al., 2016; Espinoza & Taut, 2016).

Significant differences based on gender have even been found in preschool education, where teachers interact more intensively with boys, and these interactions tend to be of higher pedagogical quality. Teachers tend to ask open questions that promote higher thinking skills (e.g., 'How?' and 'Why?') and provide feedback of higher quality to boys, while girls are offered assistance to finish their tasks (Cortázar, Romo, & Vielma, 2016; Herrera, Mathiesen, Morales, Proust, & Vergara, 2006).

This suggests that differential student-teacher interaction patterns have been verified in Chile and that, in general, they favour boys over girls. Furthermore, though it was not proven statistically, Bassi et al. (2016) suggest that the gender bias of teacher interactions is not uniform across classrooms, and that there is an important variation in the inclusion of girls across classrooms. On the other hand, previous studies have found that the teacher's gender is not systematically related to differentiated practices based on the student's gender (Espinoza & Taut, 2016; SERNAM, 2009).

While some previous studies in Chile have used audio-visual evidence to analyse gender gaps in teacher-student interactions, they present important limitations. These are due to the fact that they use limited samples, considering, for example, only public or low-performing schools and only one grade level (e.g., Bassi et al., 2016; Espinoza & Taut, 2016) or because they solely focus on pedagogical interactions (e.g., Espinoza & Taut, 2016). The distinction with regard to the content of interactions is particularly relevant in the Chilean context, given that, based on the most recent results from the Teaching and Learning International Survey (TALIS), teachers report that, on average, they only spend 70% of their time in class on teaching and learning activities (OECD, 2019), placing Chile fourth among countries with the smallest percentage of classroom time spent on these tasks. The remaining 30% of class time is spent on administrative tasks and maintaining discipline, activities that are not always considered in studies of teacher-student interactions.

Another limitation of previous national studies that is methodological in nature but affects and limits their substantive conclusions is related to the use of observation protocols explicitly focused on gender, which may induce bias in the coding process. Furthermore, the aggregated analysis at the classroom level has allowed neither a proper control for confounding variables at the individual level nor the consideration of the variation among students within classrooms in the estimation of gender gaps.

This study explores the relative position of girls within student-teacher interaction networks in their mathematics class and the variation in the inclusion of girls across Chilean classrooms. In order to overcome some of the limitations of the national and international literature reviewed, we proposed a multilevel approach for the analysis of data derived from systematic classroom observations. This allows for a less biased and more precise estimation of the gender differences in learning opportunities in mathematics classrooms. The analyses will be guided by the following hypotheses, which will be applied to both the interactions initiated by the teacher and those initiated by students:

**Hypothesis 1:** There are differential patterns of interactions between teachers and students based on gender, in terms of the frequency of total interactions and in behaviour-management, administrative, task-instruction, pedagogical and open-ended question interactions. All these types of interactions are less frequent with girls. These differences persist when controlling for the student's achievement in mathematics and their spatial position in the classroom.

**Hypothesis 2:** Girls have less personalized or 'one on one' interactions with their mathematics teacher than boys.

**Hypothesis 3:** The gender differences in the frequency of the interactions with the teacher are moderated by the student's achievement in mathematics.

**Hypothesis 4:** There is significant variation among classrooms in the association between gender and frequency of interactions with the teacher. In other words, some classrooms are significantly more inclusive of girls than others.

**Hypothesis 5:** The variation at the classroom level in the effect of student gender is partially explained by the teacher's gender and the gender composition of the class.

This study advances previous research that has generally used teacher self-reports to measure classroom interactions. In this study, videos were coded in order to capture the interactions between teachers and students, thus reducing the potential bias of self-reports and allowing the information to be disaggregated at the individual student level and by interaction content. This is also the first study in Chile to estimate, visualize and model, at the student level, teacher-student interaction patterns by gender.

## Methods

### Sample

Data were collected from a sample of 42 public schools and one subsidized private school<sup>4</sup> in Chile, including 79 mathematics classes, 57 teachers and 2,295 students, from which 51.2% were girls. Convenience sampling was used, through which we selected a diverse group of schools. First, regarding socio-economic status (SES), the majority of schools were classified as lower-middle SES ( $n = 18$ ) and middle SES ( $n = 18$ ) schools, followed by schools with a low SES ( $n = 5$ ) and upper-middle SES ( $n = 2$ ) (Agencia de Calidad de la Educación, 2018).

The sample was also diverse regarding school effectiveness. In some schools, the academic performance on the 2017 national standardized SIMCE mathematics test was significantly below the national average of schools with similar SES ( $n = 30$ ), while others were significantly higher ( $n = 7$ ) or similar ( $n = 6$ ) (Agencia de Calidad de la Educación, 2018). The schools in the sample belong to urban areas and are located in four of the administrative regions of the country, though most of them (39 out of 42) are located in the Metropolitan Region.

The selected classrooms correspond to the last two grade levels of primary school and the first three grade levels of secondary school, when students are typically between the ages of 12 and 16. The goal was to capture the school stage during which the gap in mathematics achievement is present and widens in Chile<sup>5</sup>. As Table 1 shows, the participating classrooms have an average of 29.1 students, and an average percentage of 51% girls, ranging from 4.0 to 93.3%. The aim was to create a broader and more diverse sample than previous studies, in terms of school type, geographic region, school performance and grade levels studied<sup>6</sup>.

A regular mathematics lesson (lasting approximately 80 minutes) was video-recorded and coded for each class group selected. The context of the filming can be considered as low stakes for both teachers and students. Furthermore, the study's focus on gender was



**Table 1.** Characteristics of sampled classes ( $n = 79$  classes).

	Number of students	Percentage of female students (%)	Number of interactions	Percentage of interactions with girls (%)	Girls' Inclusion Indicator <sup>1</sup>
Mean	29.1	51.0	165.2	47.2	0.92
Median	30.0	51.4	145.0	45.6	0.93
Standard Deviation	7.2	14.4	94.3	16.9	0.22
Minimum	14.0	4.0	25.0	2.0	0.36
Maximum	44.0	93.3	535.0	87.0	1.48

Note: <sup>1</sup>Calculated as the proportion of interactions that involve female students divided by the proportion of female students in the classroom.

not mentioned to the participants in order to avoid potential biases in the results and to represent, to the greatest extent possible, classes and interactions that are typical of the observed class groups. A total of 13,050 interactions between teachers and students were identified and coded. Of these, 5,790 (44.4%) were interactions between teachers and girls. Finally, 28 (49.1%) of the 57 participating mathematics teachers were women.

## Procedure

### Video Coding

The data were collected between 2016 and 2018. This process consisted of the recording of a regular mathematics class for each group, and immediately afterwards, students completed a socio-demographic characterization questionnaire.

Regarding the class videos, each observed interaction that involved the teacher was coded. For this purpose, a systematic classroom observation protocol was designed, identifying, among other aspects, the individual student with whom the teacher interacted, based on a code identifying their position on the classroom map<sup>7</sup>. During the coding process, the level of agreement of the trained coders was monitored and meetings were held with the team to resolve disagreements. A random sample of 22.8% of the videos ( $n_{\text{classrooms}} = 18$ ,  $n_{\text{students}} = 525$ ) was double-coded in order to calculate reliability between coders. As shown in Table 2, the resulting intra-class correlations are in ranges considered moderate to excellent ( $ICC = .54-.80$ ).

**Table 2.** Intraclass Correlation Coefficient ( $ICC$ ) by type of interaction analysed ( $n_{\text{classes}} = 18$ ,  $n_{\text{students}} = 525$ ).

	Private	Behaviour Management	Task Instruction	Administrative	Pedagogical	Open Question Pedagogical	Total
<b>Teacher-initiated interactions</b>							
$ICC$	.69 (.64-.73)	.76 (.72-.79)	.54 (.48-.60)	.61 (.55-.66)	.68 (.63-.72)	.60 (.54-.65)	.80 (.77-.83)
<b>Student-initiated interactions</b>							
$ICC$	.76 (.72-.79)	-	.64 (.59-.69)	.57 (.51-.63)	.80 (.77-.83)	.55 (.49-.61)	.79 (.76-.82)

Note: Lower and upper limits of 95% of confidence interval in parentheses. The  $ICC$  for student-initiated behaviour management interactions cannot be estimated due to their low frequency of occurrence.

## Variables

### *Teacher-student interaction variables*

The dependent variables in this study refer to the frequency of interactions with the teacher, separately taking into account the interactions initiated by the teacher and those initiated by the students. All those exchanges in which at least one verbal turn took place were identified as interactions<sup>8</sup>. The observed teacher-student interactions were coded using adaptations of codes from the Brophy-Good Dyadic Child Interaction System (Brophy & Good, 1974) and the TIMSS Videotape Classroom Study (Stigler, Gonzales, Kawanaka, Knoll, & Serrano, 1999), since these instruments distinguish the initiator of the interaction, interactions in public and private domains and categories of content of interactions. Thus, each observed interaction was coded using the following indicators:

*Initiator of interaction.* A dichotomous variable indicating if the first turn of the interaction was performed by the student (1) or the teacher (0).

*Private domain of the interaction.* A dichotomous variable indicating whether the teacher-student interaction was private (1) or public (0), in terms of the receiving audience intended by the initiator of the interaction. Thus, a public domain interaction was defined as a conversation intended for all the class to hear, while a private domain interaction corresponded to a conversation intended only for the teacher or an individual student. A private interaction can be understood, thus, as a more personalized or ‘one on one’ interaction.

*Interaction content.* A categorical variable that specifies the main thematic focus of the interaction. In line with the literature on the contents of classroom activities (Brophy & Good, 1974; OECD, 2019), a distinction was made among the following categories:

- (1) *Behaviour management:* Interactions that focus on the rules of behaviour in the classroom, such as controlling, encouraging and redirecting behaviour (e.g., calls to keep order, etc.).
- (2) *Administrative:* Interactions that focus on administrative tasks or classroom management (e.g., taking attendance, distributing material, announcing the structure of the class, etc.).
- (3) *Task Instructions:* These interactions focus on the specific management of instructional activities and inform students how to carry out the activities without explaining their content (e.g., dictation of a guide, distributing groups for an activity, explaining how the activity should be carried out, etc.).
- (4) *Pedagogical:* Interactions that refer to the content or pedagogical skills addressed, as long as they focus on the process of ‘academic’ teaching (e.g., expressing or explaining the subject matter, verbally evaluating the contribution of a student, asking questions about the content addressed). When the content of the interaction was coded as *Pedagogical*, the coder also identified whether it contained *Open Questions*. This subcategory of pedagogical interactions corresponds to questions or statements that involve broad verbal participation by the students,

such as sentences, explanations, and not answers that consist of a single word, such as ‘Yes’ or ‘No’, a certain number or completing a sentence. In this study, the category of *Open Question Pedagogical* interactions is considered as the pedagogical interaction of the highest quality, as it implies a greater cognitive challenge and promotes more active participation from students.

### *Student-level variables*

The following characteristics of the students were considered in the analyses:

**Gender.** The student’s gender is represented as a dichotomous variable that distinguishes boys (0) from girls (1).

**Mathematics score:** For students in eighth grade of primary school or in higher grade levels, their score on the eighth-grade SIMCE national standardized mathematics test was used (Agencia de Calidad de Educación, 2017). For students in seventh grade of primary school, the score considered was the SEPA standardized mathematics test developed by the MIDE UC Measurement Centre of the Pontificia Universidad Católica de Chile (Manzi, García, & Godoy, 2017), applied in the context of this study. The scores for these tests, which are based on the national curriculum, were centred on the group mean (i.e., centred on the average of the group of students in the class group). In order to separate the estimation of the gender effect from that of the academic performance effect, we controlled for the latter variable.

**Sitting row.** This corresponds to the row in which the student was sitting for most of the lesson, with values ranging from 1 (first row) to the total number of rows (maximum 8 in this sample). There is evidence that the physical distance between the student and the teacher in the classroom is related to class participation and academic achievement (Tagliacollo, Volpato, & Pereira, 2010). Since it can also be associated with student gender, that is, girls and boys may differ systematically regarding where they sit in the room, we controlled for this potential confounding variable.

### *Classroom-level variables*

The classroom characteristics that were considered in the analysis are listed below:

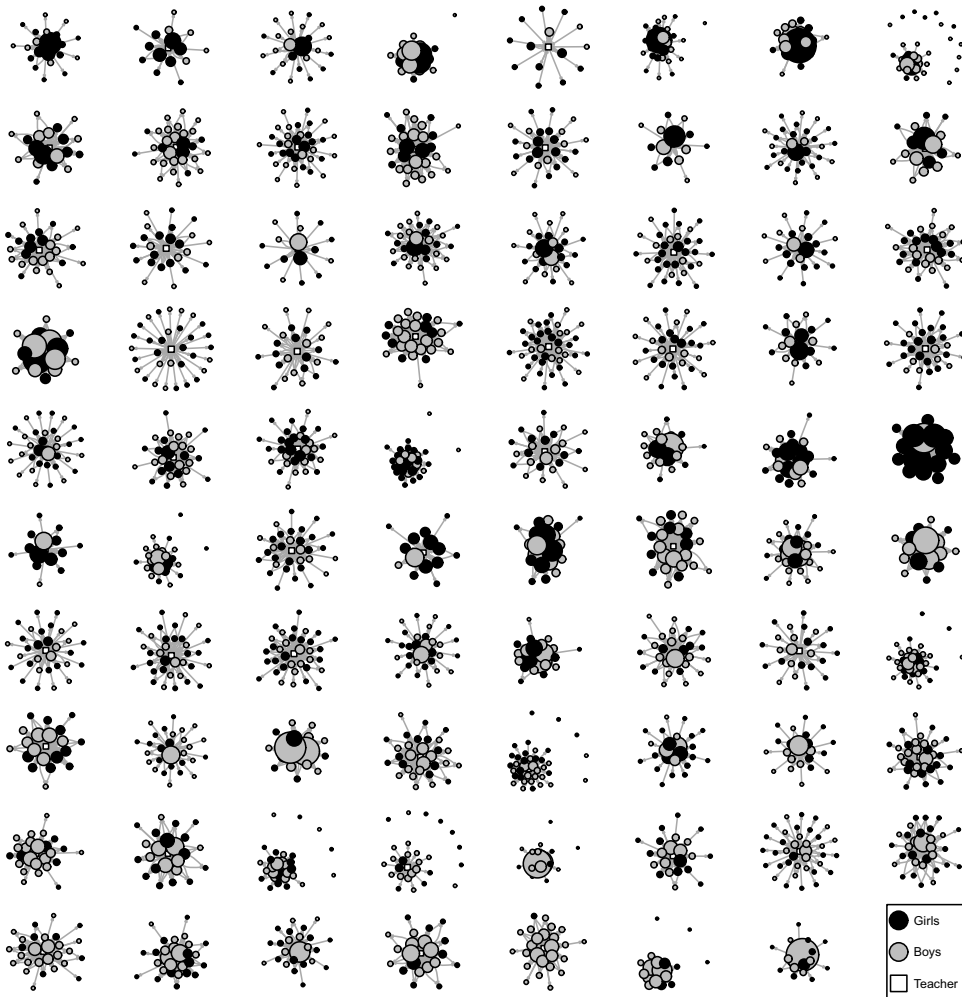
**Teacher gender.** Teacher gender was represented as a dichotomous variable that distinguishes males (0) from females (1).

**Proportion of girls.** The number of girls in the classroom divided by the total number of students in the classroom.

**Classroom size.** The number of students in the classroom was used as a control variable, as the literature has shown that it can affect the interactions between teachers and students (Blatchford, Bassett, & Brown, 2011).

## Analysis

In this study, the position of each student in their class teacher-student interaction network represents their situation regarding learning opportunities in the classroom. The data derived from the video coding process resemble partial ego network data, with a focal node, ‘ego’ (the teacher) and the nodes to whom ego is directly connected to, ‘alters’ (the students). These were examined through sociograms, which are graphical representations of social links (Borgatti, Everett, & Johnson, 2013), using the *igraph* package in R developed by Csardi and Nepusz (2006) (see Figure 1). Thus, the present study contributes with a novel approach to visualizing and synthesizing the patterns of, and the inclusion of different groups of students in, teacher-student interaction networks.



**Figure 1.** Teacher-student interaction networks in participant classes (size of node weighted by the student's normalized degree).

Furthermore, the frequency of interactions with the teacher was compared, in different types of interactions, according to the student's gender. Given the non-parametric distribution of frequencies of interactions (Poisson distribution), Mann-Whitney  $U$  tests were used to make comparisons between boys and girls. Based on our review of the literature, it was decided to conduct separate analyses for the interactions initiated by students and those initiated by teachers. Moreover, analyses were carried out for each type of interaction content (i.e., for behaviour management, administrative, instructional, pedagogical and open-question pedagogical interactions) and for the total number of observed interactions.

Then, given the hierarchical structure of the data, and in order to explicitly model the dependencies in the information of students belonging to the same class, a multilevel approach (students nested within classrooms) was applied using a random intercept Poisson model, following Rabe-Hesketh and Skrondal (2008), for the total number of interactions and for the number of pedagogical interactions<sup>9</sup>. In this model, referred to as Model 1, the fixed effects of the *Gender* and *Mathematics score* variables, and the interactions between the two variables, were included in order to evaluate the moderating effect of academic achievement on the relationship between gender and the frequency of interactions with the teacher. Furthermore, we controlled for the *Row* variable. Thus, as shown in Equation (1), the expected number of interactions with teacher  $y_{ij}$  for student  $i$  in classroom  $j$  is specified as a log-linear model, which includes a random intercept at the classroom level  $u_{1j}$ .

$$\ln(y_{ij}) = \beta_1 + \beta_2 \text{Gender}_{2ij} + \beta_3 \text{MathematicsScore}_{3ij} + \beta_4 \text{Gender}_{2ij} \times \text{MathematicsScore}_{3ij} + \beta_5 \text{Row}_{5ij} + u_{1j} \quad (\text{Equation 1})$$

In this model, it is assumed that  $u_{1j}$  and the co-variables are independent, that  $u_{1j}$  are independent across the classrooms  $j$ , that the distribution of the random intercept is Gaussian and of variance  $\sigma_{\mu 1}^2$ , and that the conditional distribution of the dependent variable, given the random effects, is Poisson.

A second model explored the classroom-level variation in the student gender effect. For this purpose, the goodness-of-fit of the random intercept models, which assumes that the gender effect of the student in the frequency of interactions with the teacher is the same in all classrooms, was compared by means of likelihood ratio tests of a random slope model, which represents the differential effect of the student's gender across classrooms (Model 2). For this, an additional random coefficient was introduced at the classroom level  $u_{2j}$  for the variable *Gender*, as shown in Equation (2).

$$\ln(y_{ij}) = \beta_1 + \beta_2 \text{Gender}_{2i} + \beta_3 \text{MathematicsScore}_{3ij} + \beta_4 \text{Gender}_{2ij} \times \text{MathematicsScore}_{3ij} + \beta_5 \text{Row}_{5ij} + u_{1j} + u_{2j} \text{Gender}_{2ij} \quad (\text{Equation 2})$$

This specification allows the effect of the student gender variable  $\beta_2 + u_{2j}$  to vary across classrooms  $j$ . It was assumed that, given the covariates considered, the intercept and random coefficient have a normal bivariate distribution with mean 0 and the following covariance matrix:

$$\begin{bmatrix} \sigma_{\mu 11}^2 & \sigma_{\mu 12}^2 \\ \sigma_{\mu 21}^2 & \sigma_{\mu 22}^2 \end{bmatrix}, \sigma_{21} = \sigma_{12}$$

Finally, the extent to which this variation is explained by the *Teacher gender* and *Proportion of girls* variables was evaluated by adding the fixed effects of these variables and the cross-level interactions between them and the *Gender* variable, in addition to controlling for the *Classroom size* variable. The specification of the random part of the model was maintained as in Model 2. This specification was referred to as Model 3 and is shown in Equation (3).

$$\begin{aligned} \ln(y_{ij}) = & \beta_1 + \beta_2 \text{Gender}_{2i} + \beta_3 \text{MathematicsScore}_{3ij} \\ & + \beta_4 \text{GenderXMathematicsScore}_{4ij} + \beta_5 \text{Row}_{5ij} \\ & + \beta_6 \text{TeacherGender}_{6j} + \beta_7 \text{GenderXTeacherGender}_{7j} \\ & + \beta_8 \text{ProportionGirls}_{8j} + \beta_9 \text{GenderXProportionGirls}_{9j} \\ & + \beta_{10} \text{ClassroomSize}_{10j} + u_{1j} + u_{2j} \text{Gender}_{2ij} \end{aligned} \quad (\text{Equation 3})$$

Multilevel modelling was carried out through the *gllamm* command in Stata, using additional options to obtain robust standard errors and exponentiated regression coefficients that can be directly interpreted as incidence ratios<sup>10</sup>.

## Results

### Differences in teacher-student interactions by gender

First, we analysed whether there are differential patterns of interactions between teachers and students according to student gender. For this, teacher-student interaction networks are represented and descriptive statistics and simple comparisons by gender are provided. Figure 1 shows the teacher-student interaction networks for each participating class and includes all types of interactions, regardless of their initiator and content. In these sociograms, the teacher is the central white squared node, girls are the black circular nodes and boys are the grey circular nodes. The size of each node, which represents each student, is weighted by the number of interactions initiated by the teacher and initiated by the student in which the student was involved (i.e., degree), normalized by the number of nodes in the network<sup>11</sup>.

Figure 1 shows that, in many classrooms, female students occupy a more peripheral position in the teacher-student interaction networks of their class than their male peers. However, to verify if this difference corresponds to a systematic and significant trend, it is necessary to carry out statistical tests, as will be done in the following sections.

Table 3 shows the performance in mathematics and the average number of interactions, by content and in total, according to gender. In line with the evidence at the national level, statistically significant differences were found in our sample in the mathematics performance of boys ( $M = 0.37$ ,  $SD = 0.56$ ) and girls ( $M = 0.26$ ,  $SD = 0.44$ ), to the detriment of girls ( $t(2,139) = 5,200$ ,  $p < .001$ ).

The results of the Mann-Whitney *U* tests for each type of interaction are presented in the section below, along with the multilevel Poisson regression models for the frequencies of total and pedagogical interactions. These results are reported in two

**Table 3.** Median, mean and standard deviation of in-degree and out-degree centrality of students by gender and interaction type ( $n = 2,295$  students).

		<i>In-Degree Centrality (Teacher-initiated interactions)</i>									
		<i>Mathematics Achievement</i>									
		<i>Score***</i>									
N Students		Private	Behaviour Management	Task Instruction **	Administrative*	Pedagogical	Open Question	Pedagogical *	Total *		
Male	1.121	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.00	
		1.02	0.63	0.19	0.99	0.80	0.21	0.80	0.21	3.48	
		(1.63)	(1.55)	(0.59)	(1.43)	(1.40)	(0.67)	(1.40)	(0.67)	(4.54)	
Female	1.174	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.00	
		0.77	0.27	0.13	0.85	0.61	0.14	0.61	0.14	2.52	
		(1.58)	(0.85)	(0.46)	(1.22)	(1.21)	(0.49)	(1.21)	(0.49)	(3.88)	
Total	2.295	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.00	
		0.89	0.45	0.16	0.92	0.70	0.18	0.70	0.18	2.99	
		(1.61)	(1.25)	(0.52)	(1.33)	(1.31)	(0.59)	(1.31)	(0.59)	(4.24)	

		<i>Out-Degree Centrality (Student-initiated Interactions)</i>									
		<i>Mathematics Achievement</i>									
		<i>Score***</i>									
N Students		Private	Behaviour Management	Instructions **	Administrative*	Pedagogical	Open Question	Pedagogical *	Total *		
Male	1.121	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.00	
		1.27	0.01	0.19	0.70	1.56	0.11	1.56	0.11	3.19	
		(1.97)	(0.11)	(0.68)	(1.48)	(2.75)	(0.46)	(2.75)	(0.46)	(4.71)	
Female	1.174	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	
		1.20	0.01	0.08	0.54	1.35	0.07	1.35	0.07	2.64	
		(1.84)	(0.08)	(0.31)	(1.28)	(2.43)	(0.37)	(2.43)	(0.37)	(4.23)	
Total	2.295	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	
		1.24	0.01	0.14	0.61	1.45	0.09	1.45	0.09	2.91	
		(1.90)	(0.10)	(0.52)	(1.38)	(2.59)	(0.42)	(2.59)	(0.42)	(4.48)	

Note: \* $p < .05$ ; \*\* $p < .01$ ; \*\*\* $p < .001$  in Mann-Whitney U Test (and in T-tests of means differences for Mathematics Achievement Score). SD: standard deviation.

separate sections, according to the initiator of the interaction (i.e., teacher-initiated interactions and student-initiated interactions).

### Teacher-initiated interactions

When all teacher-initiated interactions were considered, it was found that, on average, girls interacted significantly less frequently with mathematics teachers than boys, with an average of 3.48 interactions for boys and 2.52 for girls ( $U = 557,292$ ,  $p < .001$ ). When analysing the interactions according to content, it was possible to observe significant differences according to gender in all types of interactions analysed, with the exception of *Administrative* interactions. That is to say, with respect to interactions such as *Behaviour Management* ( $U = 578,120$ ,  $p < .001$ ), *Task instruction* ( $U = 633,174$ ,  $p < .01$ ), *Pedagogical* ( $U = 600,111$ ,  $p < .001$ ) and *Open-Question Pedagogical* ( $U = 631,799$ ,  $p < .01$ ), teacher-initiated interactions are significantly more frequent with boys than with girls.

These results largely confirm what is proposed in Hypothesis 1: in teacher-initiated interactions, girls interact significantly less frequently with the teacher than boys. This holds for the total number of interactions as well as for behaviour management, task instructions, pedagogical and open-question pedagogical interactions.

Furthermore, it was observed that teachers initiate *Private* interactions significantly more frequently with boys (1.02 interactions on average) than with girls (0.77 interactions on average) ( $U = 587,296$ ,  $p < .001$ ). This evidence supports Hypothesis 2, as girls participate in fewer personalized interactions than boys.

The results of the Poisson regression Model 1, regarding differences in the frequency of interactions according to student gender, are presented in Table 4. It can be observed that when the dependencies in the data, given their nested structure, are taken into account and statistical controls are added for mathematics score and the row in which each student is seated, differences according to gender remain significant, to the detriment of girls. This is the case for both total interactions and pedagogical interactions. The estimated incidence ratio for girls is 0.77 ( $p < .001$ ), which implies 23% fewer interactions initiated by the teacher with girls than with boys, once the variables in Model 1 are controlled. A similar trend is observed when only pedagogical interactions are analysed: girls present an estimated incidence ratio of 0.79 ( $p < .05$ ), that is, 21% fewer teacher-initiated pedagogical interactions than with boys, given the other variables in the model.

### Student-initiated interactions

When analysing differences according to gender in the teacher-student interactions initiated by students, we observe a pattern similar to that reported above. As can be seen in Table 3, all the types of interaction contents analysed are significantly more frequent in boys than in girls, with the exception of *Pedagogical* and *Behaviour Management* interactions. On average, girls initiate interactions significantly less frequently with mathematics teachers than boys, with an average of 3.19 interactions initiated by boys and 2.64 interactions initiated by girls ( $U = 623,278$ ,  $p < .05$ ). Furthermore, *Task Instruction* interactions are significantly more frequent with boys (0.19 interactions on average) than with girls (0.08 interactions on average) ( $U = 631,980$ ,  $p < .01$ ), as well as *Administrative* interactions (in boys 0.70 and in



**Table 4.** Results of Poisson models for teacher-initiated interactions.

	Total Interactions			Pedagogical Interactions		
	MODEL 1	MODEL 2	MODEL 3	MODEL 1	MODEL 2	MODEL 3
	IR (SE)	IR (SE)	IR (SE)	IR (SE)	IR (SE)	IR (SE)
<b>FIXED EFFECTS</b>						
Intercept	2.819 (0.329) ***	2.814 (0.333) ***	12.261 (3.662) ***	0.473 (0.077) ***	0.488 (0.077) ***	2.211 (1.405)
<b>Student-level variables</b>						
Gender	0.772 (0.045) ***	0.749 (0.046) ***	0.892 (0.189)	0.791 (0.076) *	0.685 (0.077) **	0.633 (0.225)
Mathematics score	1.028 (0.048)	1.009 (0.048)	1.008 (0.029)	1.220 (0.077) **	1.213 (0.080) **	1.210 (0.063) ***
Gender X Mathematics score	1.055 (0.079)	1.076 (0.090)	1.076 (0.052)	1.035 (0.102)	1.043 (0.113)	1.044 (0.093)
Row	0.981 (0.017)	0.982 (0.016)	0.983 (0.016)	1.008 (0.023)	1.008 (0.023)	1.011 (0.016)
<b>Classroom-level variables</b>						
Proportion girls			0.586 (0.228)			0.669 (0.537)
Gender X Proportion girls			0.756 (0.295)			0.907 (0.581)
Teacher Gender			1.547 (0.248) **			1.621 (0.379) *
Gender X Teacher Gender			0.934 (0.101)			1.343 (0.237)
Classroom size			0.953 (0.010) ***			0.949 (0.015) **
<b>RANDOM EFFECTS</b>						
VAR (Intercept)	0.707 (0.156)	0.749 (0.162)	0.517 (0.086)	1.207 (0.203)	1.094 (0.189)	0.839 (0.173)
VAR (Gender)		0.156 (0.042)	0.156 (0.037)		0.283 (0.083)	0.256 (0.090)
CORR (Intercept, Gender)		-0.203 (0.148)	-0.230 (0.148)		0.138 (0.205)	0.035 (0.216)
N students	2.295	2.295	2.295	2.295	2.295	2.295
N classrooms	79	79	79	79	79	79
Log likelihood	-5211.768	-5157.330	-5143.362	-2411.060	-2392.526	-2381.526
LR $\chi^2$	-	108.88 ***	27.94 ***	-	37.07 ***	22.00 ***

Note: IR: Incidence Ratio. SE: Standard Error. VAR: Variance. \* $p < .05$ ; \*\* $p < .01$ ; \*\*\* $p < .001$ .

girls 0.54 interactions, on average) ( $U = 626,372$ ,  $p < .05$ ). Lastly, *Open-Question Pedagogical* interactions initiated by students (that is, which lead to open questions by the teacher) are significantly more frequent in boys (0.11 interactions on average) than in girls (0.07 interactions on average) ( $U = 643,349$ ,  $p < .05$ ).

The results of Model 1, in Table 5, show that the gender difference in the total number of interactions initiated by the students remains statistically significant. Moreover, the gender difference in student-initiated pedagogical interactions becomes statistically significant when we control for the mathematics score and the row in which each student sits in the classroom. When the total number of interactions initiated by students is considered, it is possible to observe 16% fewer interactions with the teacher initiated by girls ( $p < .05$ ). In pedagogical interactions, this difference is even greater, with 20% fewer pedagogical interactions initiated by girls ( $p < .01$ ), after taking into account the rest of the variables in the model. Thus, most of the differences by gender predicted in Hypothesis 1 are confirmed when interactions initiated by students are analysed.

However, when analysing the interactions initiated by students, no support was found for Hypothesis 2 in terms of statistically significant differences by gender in the number of private interactions.

### *The moderating effect of academic achievement*

Our third hypothesis indicates that the differences in frequency of interactions with the teacher between boys and girls are moderated by the student's performance in mathematics. As observed in the results of Model 1 in Tables 4 and 5, a significant moderating effect was only found for pedagogical interactions initiated by the students. Thus, an increase of one standard deviation in the mathematics achievement score translates into 33% ( $p < .001$ ) more pedagogical interactions initiated by the student in the case of boys and into 74% ( $p < .001$ ) more pedagogical interactions initiated by students in the case of girls.

Consequently, the results indicate that in pedagogical interactions initiated by the students, the gender gap in favour of boys is inverted among students with higher levels of achievement in mathematics within the class. This interaction effect is shown in Figure 2. Thus, Hypothesis 3 is only confirmed for pedagogical interactions initiated by students.

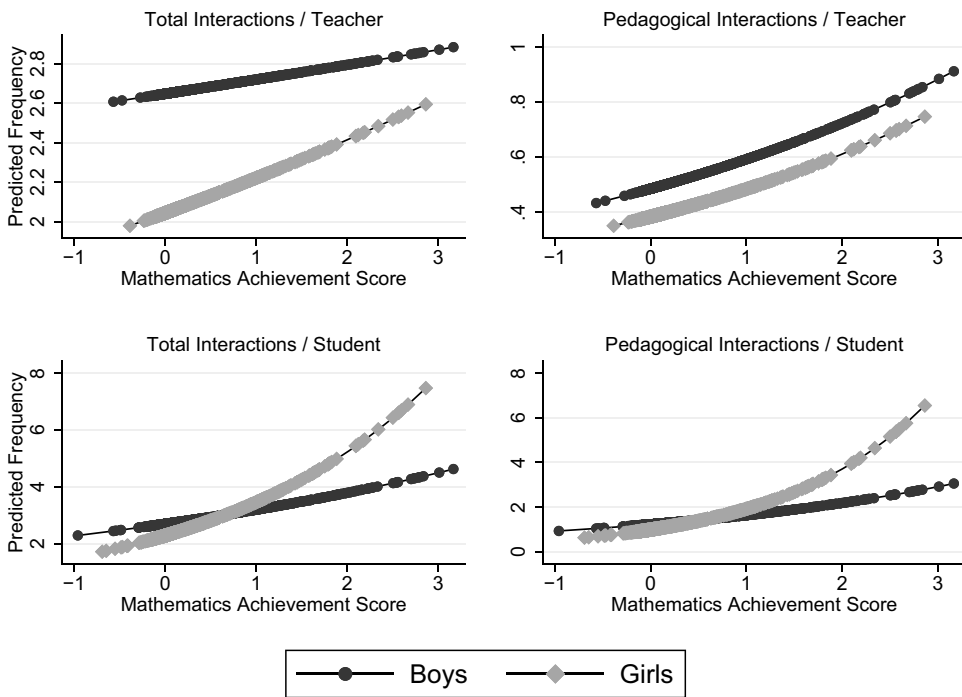
### *Variation in the inclusion of girls at the classroom level*

Figure 1 provides a first indication of important differences in the degree of inclusion of girls across classrooms. In order to analyse whether this variation is statistically significant, the goodness of fit of the random intercept only model (Model 1) was compared with that of the random coefficient model (Model 2), using likelihood-ratio tests. As shown in Tables 4 and 5, when considering the total number of interactions, Model 2 fits the data significantly better than Model 1, both for interactions initiated by the teacher ( $\chi^2(1) = 108.88$ ,  $p < .001$ ) and for interactions initiated by students ( $\chi^2(1) = 203.53$ ,  $p < .001$ ), thus corroborating Hypothesis 4. This hypothesis is also confirmed when considering pedagogical interactions, both initiated by the teacher ( $\chi^2(1) = 37.07$ ,  $p < .001$ ) and by students ( $\chi^2(1) = 73.72$ ,  $p < .001$ ). It is therefore

**Table 5.** Results of Poisson models for student-initiated interactions.

	Total Interactions			Pedagogical Interactions		
	MODEL 1	MODEL 2	MODEL 3	MODEL 1	MODEL 2	MODEL 3
	IR (SE)	IR (SE)	IR (SE)	IR (SE)	IR (SE)	IR (SE)
<b>FIXED EFFECTS</b>						
Intercept	4.051 (0.366) ***	4.013 (0.377) ***	8.828 (2.825) ***	1.905 (0.208) ***	1.851 (0.211) ***	2.466 (1.002) *
<b>Student-level variables</b>						
Gender	0.844 (0.072) *	0.831 (0.066) *	1.434 (0.371)	0.798 (0.068) **	0.844 (0.076)	1.348 (0.360)
Mathematics score	1.198 (0.074) **	1.183 (0.077) *	1.182 (0.077) *	1.330 (0.093) ***	1.314 (0.094) ***	1.316 (0.048) ***
Gender X Mathematics score	1.231 (0.151)	1.232 (0.164)	1.229 (0.163)	1.407 (0.172) **	1.390 (0.175) *	1.378 (0.175) *
Row	0.880 (0.019) ***	0.882 (0.019) ***	0.883 (0.019) ***	0.872 (0.022) ***	0.870 (0.023) ***	0.871 (0.010) ***
<b>Classroom level variables</b>						
Proportion girls			0.918 (0.366)			1.563 (0.885)
Gender X Proportion girls			0.383 (0.176) *			0.407 (0.198)
Teacher Gender			1.225 (0.143)			1.128 (0.182)
Gender X Teacher Gender			0.893 (0.104)			0.995 (0.127)
Classroom size			0.972 (0.008) ***			0.981 (0.009) *
<b>RANDOM EFFECTS</b>						
VAR (Intercept)	0.220 (0.051)	0.305 (0.057)	0.235 (0.040)	0.322 (0.055)	0.459 (0.080)	0.421 (0.081)
VAR (Gender)		0.231 (0.047)	0.205 (0.045)		0.213 (0.052)	0.196 (0.052)
CORR (Intercept, Gender)		-0.479 (0.104)	-0.517 (0.102)		-0.575 (0.110)	-0.602 (0.109)
N students	2.295	2.295	2.295	2.295	2.295	2.295
N classrooms	79	79	79	79	79	79
Log likelihood	-6344.081	-6242.315	-6228.846	-4491.104	-4454.246	-4449.503
LR $\chi^2$		203.53 ***	26.94 ***		73.72 ***	9.49

Note: IR: Incidence Ratio. SE: Standard Error. VAR: Variance. \* $p < .05$ ; \*\* $p < .01$ ; \*\*\* $p < .001$ .



**Figure 2.** Predicted frequency of interactions based on mathematics achievement score (centred on the class mean) and gender.

possible to conclude that some classrooms are significantly more inclusive of girls than others.

### The effects of teacher gender and class composition

Using Model 3, we evaluated the extent to which the variation between classrooms in the inclusion of girls can be explained by the gender of the teacher and by the gender composition of the class. As observed in Table 4, in interactions initiated by the teacher, none of the interaction coefficients were statistically significant, indicating that the variation between classrooms in the inclusion of girls does not seem to be related to the teacher’s gender or to the gender composition of the class group. Furthermore, the inclusion of these variables explains only between 0 and 10% of the variation in the effect of the student’s gender at the classroom level in the case of teacher-initiated interactions, for total interactions and for pedagogical interactions, respectively.

Regarding the total number of interactions initiated by students, only the interaction coefficient between the variables *Gender* and *Proportion of girls* was statistically significant, indicating that girls in classes with a higher proportion of girls tend to initiate fewer interactions. None of the cross-level interactions were statistically significant in student-initiated pedagogical interactions. Furthermore, the variables introduced in Model 3 explain only between 11 and 8% of the variation in the effect of the student’s

gender at the classroom level (for total and pedagogical interactions, respectively). Therefore, there is no robust evidence to confirm Hypothesis 5.

## Discussion

The present article tested five hypotheses regarding the interactions of teachers with girls and boys in the mathematics classroom. To test these hypotheses, systematic classroom observation techniques, social network visualization and multilevel modelling were used, in order to quantitatively study the exchanges between students and teachers in the classroom, employing a great level of detail. The study confirmed the first hypothesis, as it was found that girls interact significantly less frequently with teachers than boys in various types of interactions, both in interactions initiated by teachers and those initiated by students. The second hypothesis, which suggested that girls have fewer personalized interactions with teachers, was confirmed for interactions initiated by teachers. It is important to note that these results strengthen the evidence gathered at the national level regarding gender bias in teacher-student interactions (e.g., Bassi et al., 2016; Espinoza & Taut, 2016). They also expand it, as it is shown that the differences according to gender not only occur in pedagogical or behaviour management interactions, but that they are transversal, and are also expressed in administrative and task instruction interactions. This implies one step forward compared to previous international research which analysed interactions based on teachers' self-reports and only considered teacher affect (that is, closeness and conflict) in teacher-student relationships (e.g., Hajovsky et al., 2017; Jerome et al., 2008; McCormick & O'Connor, 2015).

Furthermore, the results of this study are robust as they consider third or confounding variables, such as student performance and their sitting location in the classroom. These aspects had not been statistically controlled in Chilean studies, but in this study they are appropriately modelled at the student level. Meanwhile, the innovative relational approach used to visualize and systematize interactions in the classroom through the visualization of sociograms also represents a contribution to studies in this area.

The results also confirm the third hypothesis of the study, which states that academic performance moderates the gender gap, although only for pedagogical interactions initiated by students. In this sense, it is of concern that girls with low and average academic performance are in the most peripheral situation regarding their networks of teacher-student pedagogical interactions in the mathematics classroom. Given the limited evidence, both at the national and international level, regarding the moderating effect of academic performance on the association between gender and teacher-student interactions, the present study represents a contribution.

The fourth hypothesis was confirmed, as some classrooms are significantly more inclusive of girls than others. Meanwhile, the fifth and last hypothesis had results in two directions. On the one hand, we confirmed that the gender of the teacher does not make a difference in terms of the inequality of interactions by student gender, thus corroborating previous research (e.g., Espinoza & Taut, 2016; Kelly, 1988). On the other hand, we observed that the higher the proportion of girls in the classroom, the lower the number of total interactions initiated by girls, a contextual effect that had not been previously investigated in the literature on interactions at the school level.

In short, these results show that interactions in the mathematics classroom embody a gender bias that negatively affects girls and tend to confirm and strengthen national and international evidence on patterns of sexism found in other classroom studies. These findings come from a wide and diverse sample, and from the application of techniques that permit the representation, quantification and modelling of the interactions that the teacher holds with each student in the classroom during the entire duration of a mathematics lesson.

Gender inequality in education, especially to the detriment of girls in the area of mathematics, is a challenge faced by school systems in numerous countries. Although inequalities in academic performance are usually associated discursively with classroom interactions and learning opportunities, to our knowledge, there are no quantitative studies that have examined in detail individual teacher interactions with each student in the classroom to study gender differences, distinguishing by the content of the interaction and controlling for third variables at the individual level.

This study contributes to the advancement of knowledge in both methodological and substantive terms. First, regarding its methodological contribution, the quantitative study of individualized interactions within the classroom allows for a deeper understanding of this phenomenon, given that interactions have generally been studied through qualitative approaches, teacher self-reports or through classroom observations that generate aggregate measures, therefore providing a clearer picture of how teacher-student relationships manifest during mathematics lessons. The approach used in this study not only quantifies teachers' individual interactions with each student but also qualifies the interactions in different ways, taking into account who initiates the interaction, whether the interaction is pedagogical, instructional, administrative or behavioural, and whether the interaction is public or private. In addition, the proposed analytical strategy allows the amount and type of interactions to be linked with other characteristics of the students, such as their academic performance and students' spatial location in the classroom, and with contextual characteristics, such as teacher gender and the gender composition of the classroom.

Also, from a methodological perspective, unlike previous research, this study considered primary and secondary school classrooms together, revealing that gender bias in classroom interactions is a practice that permeates both levels. Furthermore, and unlike previous studies (Bassi et al., 2016; Espinoza & Taut, 2016), the focus of the analyses on gender differences was not known to the coders, thus contributing to reducing potential biases in the coding process. Finally, the study combined systematic classroom observations, social network visualization and the use of multilevel Poisson regression models as methods to explore the structure of teacher-student relationships, representing an innovation in the field of social sciences and education.

This investigation also contributes to the advancement of knowledge in substantive terms, through the documentation of gender bias in teacher-student interactions in a country with an accelerated growth of the gender gap in mathematics achievement during schooling, and which presents one of the largest gender gaps in mathematics at the secondary school level internationally. The analysis of gender bias in non-pedagogical content interactions, to which this study contributes, is particularly relevant in contexts such as Chile, in which 30% of class time is not directly dedicated to teaching and learning (OECD, 2019).

Finally, this investigation confirmed various findings on classroom interactions that are recorded in the national and international literature (Jones & Dindia, 2004). The fact that girls have fewer opportunities to interact with their teachers, and that the interactions are of a lower pedagogical quality, is a finding that is consistent with the literature. However, we emphasize the importance of replicating and strengthening previous analyses to consolidate and detail the available evidence and, thus, contribute to the advancement of this field of study.

## Conclusions

The findings of the present study confirm that, in general, girls are at a disadvantage compared to boys in terms of the opportunities they have to interact with teachers in mathematics classrooms. Likewise, there is significant variation in the patterns of interaction by gender in different classrooms, which allows us to infer that there are classrooms that are more equitable than others in terms of the opportunities to interact with the teacher that are presented to boys and girls. This is consistent with the conceptualization of Azorín and Ainscow's (2018) regarding school inclusion as a continuous process, with classrooms in various states of recognition and removal of barriers to inclusion.

As noted in the review of the literature, interactions with the teacher have consequences for students in terms of motivation, aspirations and performance. The results of this study suggest that teaching practices contribute to the regeneration and perpetuation of gender stereotypes, which in turn can affect learning and development, as well as the academic and labour opportunities of women during their life cycle (Mizala, 2018).

These results point to a series of implications for educational research, policy and practice. First, the analyses carried out contribute to opening the 'black box' of the classroom in such a way that the interactions of the teachers with each one of the students can be systematically quantified and qualified. This disaggregated and multi-level analysis of teacher-student interactions complements, and differs from, other methodological approaches that observe teacher interactions 'on average' in the classroom, that study interactions through self-reports or undertake qualitative analyses that delve into the nature and description of interactions in a limited number of classrooms.

At the educational policy level, the results show that it is essential to make gender equality a central objective, and that this is translated into the equitable daily treatment of girls and boys in the classroom. To this end, it is essential that initial and continuous teacher training focus on practice, adhere to solid pedagogical criteria with classroom management strategies that promote the participation of all students and provide tools to examine equity in interactions, and in such a way that teachers can become aware of, and invert, these biases. The results also suggest work on the design and evaluation of interventions that allow for the elimination of prejudices and stereotypical beliefs among teachers regarding the abilities of boys and girls, as these can be translated into gender-differentiated teaching practices.

It is important to mention three main limitations of the present study. First, no attempt was made to standardize the type of activity or the content of the classes observed. This was because different grade levels were considered, and the priority was placed on obtaining a sample of lessons and interactions that are typical of the teachers

and classrooms observed. The type of activity carried out during classes may have affected the general patterns of interaction observed, but it is less likely that such activities systematically affected the inclusion of girls.

Second, the study sample is not random, thus, these conclusions, although they coincide with other findings in the literature, cannot be generalized to all the classrooms and schools in Chile, as well as to the interactions between teachers and students that may occur in other school subjects or contexts. As in most international studies on teacher-student interactions, we worked with volunteer schools and teachers, which can lead to a selection of teachers who are more open to evaluation and research, and to classrooms where it could be expected that teacher-student relationships are more positive and less biased towards certain groups of students, as suggested by den Brok and Levy (2005). If that is the case, the estimated differences by gender are conservative in relation to those that could be found in a representative sample of Chilean classrooms.

Third, although our study takes into account the dependencies in the data that relate to their nested structure, it ignores other types of dependencies by assuming that, within each classroom, interactions occur independently. It is highly likely that this is not the case. For example, those students who interacted with the teacher once may be more likely to do so again, those students with whom the teacher initiated an interaction may be more likely to initiate interactions with the teacher later in the same lesson, or teachers may try to interact specifically with those students who seem more passive in the classroom. These and other trends could be modelled using statistical techniques that take into account the timing of events (interactions) and then model them based on past events. An example of this approach, applied to the data for school classroom dynamics can be found in DuBois, Butts, McFarland, and Smyth (2013).

Finally, it would be important to count with longitudinal studies in Chile, as those recently carried out in other contexts (e.g., Hajovsky et al., 2017; McCormick & O'Connor, 2015), which allow not only the measuring of the stability over time of teacher-student interactions but also the investigation of the effects of gender differences in teacher-student interactions on progress in student outcomes. This would allow for the testing of the mediating role of teacher-student interaction patterns in the development of gender achievement gaps.

## Notes

1. The authors consider that the linguistic distinction of gender is important; however, to facilitate the reading of the article, hereinafter this will be omitted. The expressions 'the teacher', 'the student' and their respective plurals will be used to refer to females and males. Any distinctions will be made when necessary.
2. Defined as the warmth and open communication between the teacher and the child, and the feeling of well-being of the child when approaching the teacher.
3. Understood as the child's resistance to the teacher and the lack of a dyadic relationship between the two.
4. As is clear from the description of the sample, 12 teachers were recorded more than once, with different courses and within the same school. These classes were coded in order to explore the intra-teaching stability of the effect of the gender variable. For this purpose, the residuals corresponding to the random coefficient in Model 2 were used, which represents the differential effect of the student's gender across classrooms. Given that the residual sample is not balanced (seven teachers were observed twice, one teacher



three times, three teachers four times and one teacher five times), it was decided to calculate the intra-class correlation based on a random intercept model of two levels (34 residuals nested in 12 teachers). This was carried out for each of the four types of interactions analysed. As observed in [Table A1](#), the correlations obtained between classes are of a considerable magnitude, varying between 0.08 and 0.31, which suggests a certain stability of gender bias, attributable to the teacher, in teacher-student interactions.

5. The classes thus correspond to seventh ( $n_{\text{classes}} = 37$ ) and eighth ( $n_{\text{classes}} = 5$ ) grades of primary education, and to the first ( $n_{\text{classes}} = 10$ ), second ( $n_{\text{classes}} = 16$ ) and third ( $n_{\text{classes}} = 11$ ) grade of secondary education.
6. For example, Bassi et al. (2016) study only low-performing schools and fourth-grade primary classrooms, while Espinoza and Taut (2016) analyse only public schools in the Metropolitan Region and seventh-grade classrooms in primary schools.
7. It is important to note that the spatial disposition of the students in the classrooms studied was mostly traditional (i.e., desks in rows with students facing the board and the teacher).
8. Interactions directed at, or coming from, the entire classroom or groups of more than four students were not considered in this analysis, given that in these cases each student involved cannot be individualized.
9. The decision was made to model and present only these two types of interactions as they are the ones that have been most treated in the literature, presented higher average frequencies and good levels of reliability between coders, and due to publication length constraints.
10. Including a random intercept and using the Sandwich estimator for standard errors can, at least to some degree, address the common problem of overdispersion in count data, and is the strategy recommended by Rabe-Hesketh and Skrondal (2008).
11. Sociograms are located in decreasing order according to an indicator of inclusion of girls that, according to that proposed by Jones and Dindia (2004), was calculated as the proportion of interactions involving girls divided by the proportion of girls in the classroom.

## La inclusión de las niñas en las aulas de matemáticas chilenas: sesgo de género en las redes de interacciones profesor-estudiante

En América Latina, se observa una brecha de género significativa en el desempeño de los estudiantes en matemáticas, en ventaja de los varones, que se incrementa a lo largo de la escolaridad (Gelber, Treviño, & Inostroza, 2016; Treviño et al., 2010). Chile es un claro ejemplo de esta situación, ya que no presenta brechas de género significativas en la educación primaria, de acuerdo a la evidencia proveniente de pruebas estandarizadas de matemáticas nacionales (Agencia de la Calidad de la Educación, 2018) e internacionales (UNESCO, 2015a), pero da cuenta, de forma sostenida, de una de las brechas de género más altas en las pruebas internacionales aplicadas a estudiantes secundarios (OECD, 2016a).

Según la evidencia del Programa para la Evaluación Internacional de las Competencias de los Adultos (PIAAC, por sus siglas en inglés), a diferencia de la brecha en el rendimiento en lectura, las diferencias en el desempeño en matemáticas en Chile persisten más adelante en la vida (OECD, 2016b). Estas brechas se asocian, además, a desiguales opciones de carrera y oportunidades laborales (Mizala, 2018), lo que hace aún más relevante el estudio de este fenómeno.

El significativo incremento de la brecha de género en matemáticas a lo largo de la escolaridad en Chile (Ortega, Malmberg, & Sammons, 2018a; Radovic, 2018), sugiere que ésta no se explica por factores innatos, sino que la escuela tendría un rol importante en su producción. En este sentido, sabemos que el desempeño en matemáticas se ve afectado por los estereotipos y expectativas de los docentes que consideran que los varones tienen mayor facilidad para las matemáticas que las niñas (Charlin, Torres, & Cayumán, 2016). Cabe entonces preguntarse sobre cómo estos estereotipos y expectativas diferenciadas se asocian a prácticas educativas que promueven el desarrollo de brechas de género en el aprendizaje de las matemáticas.

A pesar de las grandes y persistentes brechas de género en la región (UNESCO, 2016), el análisis de los procesos educativos asociados, en tanto potenciales mediadores de la relación entre género y resultados educativos, se ha visto obstaculizado por la escasez de datos sobre procesos en el aula desagregados a nivel de estudiantes individuales. En la actualidad, muy pocos estudios basados en evidencia observacional del aula han analizado, de manera sistemática y en muestras amplias, las interacciones profesor-estudiante con un enfoque de género. Se necesita, así, más evidencia basada en la observación sistemática de las prácticas de aula para comprender el rol del género y el impacto de la escuela en las oportunidades de aprendizaje de los/as alumnos/as<sup>1</sup>.

El presente estudio busca (1) analizar la posición relativa de las niñas dentro de las redes de interacción profesor-alumno de su curso, (2) estudiar el efecto moderador del logro académico en la relación entre género e interacciones con el docente, (3)

investigar la variación a nivel del aula en la inclusión de las niñas, y (4) explorar el efecto del género del docente y de la composición de género del aula en la misma.

Este artículo contribuye con nueva y robusta evidencia sobre la inclusión educacional de las niñas en el aula de matemáticas. Esto ya que el diseño del estudio, que incluye una muestra amplia y diversa de datos de observación sistemática de aula, y el análisis multinivel aplicado, permiten estimar adecuadamente el efecto del género del estudiante en la frecuencia y tipo de interacciones profesor-estudiante, luego de controlar por terceras variables. Además, se estima la variación de este efecto entre aulas, y se exploran potenciales efectos contextuales. Lo anterior representa un avance sustantivo respecto de estudios previos en el campo, tanto a nivel nacional como internacional.

### Marco conceptual

Como señalan Azorín y Ainscow (2018), las definiciones más actuales del concepto de inclusión escolar lo reconocen como un proceso continuo, en el que la comunidad escolar reconoce y elimina las barreras a la inclusión (por ejemplo, estereotipos y prejuicios), promoviendo la participación de los estudiantes. Esto, de modo de asegurar que los estudiantes tengan experiencias de calidad en el aula para, así, alcanzar la equidad en las oportunidades y el logro de aprendizajes (UNESCO, 2015b).

Considerando la relevancia de las interacciones en el aula como parte del proceso de aprendizaje, en tanto puede representar una puerta o barrera para la equidad de oportunidades de aprendizaje de los estudiantes, el presente estudio analiza la inclusión de las niñas en aulas chilenas de matemáticas, una de las asignaturas en las que se encuentran en mayor desventaja en términos de aprendizajes.

A continuación, presentamos evidencia acerca de la relevancia de las interacciones entre docentes y estudiantes en la promoción de resultados educativos. Luego, se revisa la literatura sobre las diferencias en estas interacciones según el género de los estudiantes.

### La importancia de las interacciones profesor-estudiante

La investigación sobre efectividad educativa ha demostrado que una proporción significativa de la variación en los resultados de los estudiantes se ubica a nivel de aula y puede explicarse por variables de proceso (Muijs et al., 2014; Ortega, Malmberg, & Sammons, 2018b). Estas variables de proceso corresponden a indicadores de calidad de la enseñanza y de las interacciones en el aula, que generalmente se obtienen a través del auto-reporte de los docentes, de la evaluación de docentes por parte de los alumnos o de observaciones sistemáticas del aula. Distintos estudios han demostrado la relación entre la calidad de las interacciones en el aula y resultados educativos como aprendizaje, motivación y desarrollo socio-emocional de los estudiantes (e.g., Hamre & Pianta, 2001; Maldonado-Carreño & Votruba-Drzal, 2011; Opdenakker, Maulana, & den Brok, 2012), asociación que es particularmente fuerte en el área de matemáticas (McCormick, O'Connor, Cappella, & McClowry, 2013). Esta asociación también se ha verificado empíricamente en Chile, tanto en el nivel de educación preescolar (Leyva et al., 2015) como en educación básica y media (Taut et al., 2016).

La mayoría de los protocolos de observación sistemática de procesos educativos disponibles, como el Classroom Assessment Scoring System — CLASS (Pianta, Hamre, & Mintz, 2011) y la pauta de observación de la Evaluación Docente en Chile (Manzi, González, & Sun, 2011), proporcionan una medida general de la calidad de las interacciones en una determinada sala de clases, sin distinguir entre los alumnos dentro del aula. Si bien estos instrumentos ofrecen información importante respecto de la calidad promedio de las interacciones, ellos asumen que las experiencias de los distintos estudiantes dentro del aula son homogéneas. Por esta razón, se requiere un enfoque complementario que permita estudiar empíricamente la inclusión pedagógica en las salas de clase, en cuanto a las interacciones que el docente sostiene con cada uno de los estudiantes del curso. Esto es de particular importancia para estudiar las diferencias de género en los patrones de interacción profesor-estudiante en el aula.

### ***Evidencia internacional sobre interacciones sexistas en el aula***

La investigación internacional sugiere que, luego de la familia, la escuela es uno de los principales contribuyentes a las brechas de género en los resultados educativos. De acuerdo a Auwarter y Aruguete (2008), esto se da particularmente a través de las diferencias en expectativas de los docentes, basadas en estereotipos de género, que se traducen en estímulo, prácticas de enseñanza e interacciones diferenciadas y que, como señalan Kuklinski y Weinstein (2001), pueden afectar las creencias, auto-concepto, actitudes, intereses y rendimiento de niños y niñas en diversas áreas del conocimiento.

La revisión efectuada por Jones y Dindia (2004), indica que existe una gran cantidad de evidencia empírica, acumulada desde la década de los 80s, respecto de diferencias de género en las interacciones profesor-estudiante. Algunas lecciones que se desprenden de esta literatura es que es relevante distinguir en términos del foco o contenido de las interacciones analizadas y también en términos de quién inicia la interacción (docente o estudiante). Esto debido a que algunos autores, como Harrop y Swinson (2011), argumentan que las diferencias en el grado de interacción de los docentes con niñas y niños refieren únicamente al mayor desafío conductual respecto de estos últimos debido a conductas ‘off task’ más prevalentes. La mayoría de los autores, en cambio, plantean que las diferencias de género permean de manera generalizada las interacciones en el aula, y que estas no se deben únicamente a una mayor necesidad de los docentes de controlar la conducta de los varones.

La literatura más reciente a nivel internacional también sugiere que, en términos de interacciones entre estudiantes y docentes, las mujeres están en desventaja con respecto a los hombres. En el ámbito de los estudios cualitativos, por ejemplo, en el Reino Unido, Black y Radovic (2018) encontraron que los docentes mantienen más interacciones dialógicas con los niños en comparación con las niñas. Un patrón similar se encuentra en un conjunto de salas griegas donde, en la clase de lengua extranjera, se observa que los profesores prestan mayor atención a los hombres, al mismo tiempo que estos demandan más atención de los docentes, las mujeres reciben más comentarios de refuerzo positivo y los hombres más correcciones de conducta (Minasyan, 2017). Estos resultados son similares a los presentes la literatura clásica y menos reciente sobre interacción de aula que indica que los niños reciben mayor atención de parte de sus profesores que las niñas, particularmente al dirigirles más preguntas abiertas y de alto

nivel cognitivo (Altermatt, Jovanovic, & Perry, 1998; Sadker, Sadker, & Klein, 1991). Otros estudios en este campo señalan que los niños reciben más ayuda personalizada para solucionar problemas académicos (Lafrance, 1991), que tienden a iniciar un mayor número de interacciones con sus profesores que sus compañeras (Altermatt et al., 1998) y que dominan las discusiones en el aula, debido a que responden con mayor frecuencia que las niñas las preguntas de los docentes (Brophy & Good, 1974; Sadker et al., 1991).

Ahora bien, en estudios recientes de carácter cuantitativo, provenientes principalmente del campo de la psicología educacional, se ha encontrado evidencia sobre diferencias de género en las relaciones profesor-estudiante, en términos de cercanía<sup>2</sup> y conflicto<sup>3</sup>, medidos a través de la Student-Teacher Relationship Scale — STRS (Pianta, 1992). En estos estudios los docentes reportan consistentemente relaciones más cercanas con las niñas y relaciones más conflictivas con los niños (Hajovsky, Mason, & McCune, 2017; Jerome, Hamre, & Pianta, 2008; McCormick & O'Connor, 2015).

La literatura reciente también indica que estas diferencias afectan de manera desproporcionada a las niñas. Específicamente, un estudio longitudinal en los Estados Unidos, conducido por McCormick y O'Connor (2015), analiza las trayectorias de aprendizaje de niños durante los primeros cinco años de primaria. Sus resultados señalan que el progreso en el logro en matemática es más lento para las niñas cuando estas tienen una relación conflictiva con los docentes (definida en base a la escala STRS), en comparación con niños que mantienen relaciones conflictivas y con las niñas que mantienen relaciones no conflictivas con sus docentes. Sin embargo, los estudios cuantitativos en esta área no se basan en observaciones de salas de clase sino en percepciones auto-reportadas de los docentes, las que pueden contener sesgos (Desimone, Smith, & Frisvold, 2010; Mashburn, Hamre, Downer, & Pianta, 2006). Además, este cuerpo de la literatura no distingue respecto de los contenidos de las interacciones profesor-estudiante, un aspecto clave en el análisis de la calidad de las interacciones de aula, de acuerdo al trabajo seminal de Brophy y Good (1974), sino solo respecto del afecto de las mismas.

Revisiones de la investigación sobre la equidad de género en el aula también sugieren que es importante controlar estadísticamente por potenciales variables de confusión, o terceras variables, e investigar los moderadores de este fenómeno. Por ejemplo, la literatura señala que el rendimiento académico del estudiante no solo se asocia a las interacciones profesor-estudiante, con profesores interactuando más frecuentemente con estudiantes de mayor logro académico (Brophy & Good, 1974). El logro académico puede, además, tener un efecto moderador en las brechas de género de las interacciones profesor-estudiante (Jones & Dindia, 2004).

En tanto, la evidencia internacional respecto al efecto de interacción entre el género del docente y el género del estudiante en los intercambios profesor-estudiantes no es conclusiva. Algunos estudios revelan que no existe tal efecto (e.g., Kelly, 1988), mientras que otros lo avalan (Duffy, Warren, & Walsh, 2001; Lim & Meer, 2017) pero sin una dirección del efecto consistente entre estudios. Un aspecto menos investigado en la literatura internacional es la asociación entre la brecha de género en interacciones profesor-estudiante y la composición del aula en términos de género, aunque este aspecto ha sido relevado en estudios a nivel de educación superior, como el conducido

por Canada y Pringle (1995). El presente estudio contribuye con evidencia respecto de ambos efectos contextuales.

### **Evidencia de brechas de género en interacciones profesor-estudiante en Chile**

Si bien la evidencia sobre interacciones de aula y género no es abundante, en Chile se han producido cada vez más estudios en esta línea a partir del año 2005 (Treviño, Varela, Rodríguez, & Straub, 2019). Dos estudios altamente relevantes, conducidos por Bassi, Blumberg, y Mateo-Berganza (2016) y por Espinoza y Taut (2016), muestran que los docentes dan menor atención a, y son más críticos de, las niñas, en comparación con los niños.

En las clases de matemática en educación primaria se observa también que los docentes dirigen las preguntas individuales complejas con mayor frecuencia, dan más tiempo para contestar y evalúan más exhaustivamente, a los niños en comparación con las niñas (Espinoza & Taut, 2016; SERNAM, 2009). Además, la participación espontánea parece ser más baja en niñas que en sus pares masculinos (Bassi et al., 2016; Espinoza & Taut, 2016).

Diferencias significativas según género se han evidenciado incluso en la educación preescolar, donde las docentes entablan más intensivamente interacciones con los niños, y estas interacciones suelen ser de mayor calidad pedagógica, ya que se centran en hacer preguntas abiertas que promueven habilidades superiores de pensamiento (por ejemplo, '¿Cómo?' y '¿Por qué?'), y dan retroalimentación de mayor calidad a los niños, si bien a las niñas se les ofrece asistencia para terminar sus trabajos (Cortázar, Romo, & Vielma, 2016; Herrera, Mathiesen, Morales, Proust, & Vergara, 2006).

De lo anterior se concluye que en Chile se han verificado patrones diferenciales de interacción entre docentes y estudiantes que, en general, favorecen a los niños por sobre las niñas. Además, aunque no fue probado estadísticamente, Bassi et al. (2016) sugiere que el sesgo de género de las acciones de los docentes no es uniforme entre las aulas estudiadas, sino que existe una importante variación en la inclusión de las niñas entre aulas. Por otra parte, estudios previos han encontrado que el género del docente no está relacionado sistemáticamente con prácticas diferenciadas según el género del estudiante (Espinoza & Taut, 2016; SERNAM, 2009).

Si bien algunos estudios previos en Chile han usado evidencia directa de tipo audiovisual para analizar brechas de género en las interacciones profesor-estudiante, ellos presentan importantes limitaciones, ya sea por utilizar muestras restringidas al considerar, por ejemplo, solo escuelas municipales o de bajo desempeño y sólo un grado escolar (e.g., Bassi et al., 2016 y Espinoza & Taut, 2016) o porque se centran solo en interacciones de tipo pedagógicas (e.g., Espinoza & Taut, 2016). La distinción respecto del contenido de las interacciones es particularmente relevante en el contexto chileno dado que, de acuerdo a los resultados más recientes del Estudio Internacional sobre Enseñanza y Aprendizaje (TALIS, por sus siglas en inglés), los docentes declaran dedicar, en una clase promedio, solo el 70% del tiempo a actividades de enseñanza y aprendizaje (OECD, 2019), ubicándose en el cuarto lugar de los países con menor porcentaje de tiempo en el aula dedicado a estas tareas. El restante 30% del tiempo en aula se dedica a tareas administrativas y a mantener la disciplina, actividades que no siempre se consideran en estudios sobre interacciones profesor-estudiante.

Otra limitación de los estudios nacionales previos, de carácter metodológico pero que afecta y limita sus conclusiones sustantivas, dice relación con el uso de pautas de observación con foco de género, que puede inducir sesgos en la labor de los codificadores. Además, el análisis agregado a nivel de aula, no ha permitido controlar adecuadamente por terceras variables a nivel individual, ni considerar el efecto de la variación entre estudiantes dentro del aula, en la estimación de las brechas de género.

El presente estudio explora la posición relativa de las niñas dentro de las redes de interacción profesor-estudiante de su clase de matemáticas, y la variación en la inclusión de las niñas entre las aulas chilenas. De manera de superar algunas de las limitaciones de la literatura nacional e internacional revisada, se plantea un enfoque multinivel para el análisis de datos derivados de observación sistemática de aula, lo que permite una estimación menos sesgada y más precisa de las diferencias de género en las oportunidades de aprendizaje en la sala de matemáticas. Los análisis serán guiados por las siguientes hipótesis, aplicadas tanto a las interacciones iniciadas por el docente como a las interacciones iniciadas por los estudiantes:

**Hipótesis 1:** Existen patrones diferenciales de interacciones entre profesor y estudiantes según género, tanto en términos de frecuencia de interacciones totales como en interacciones de tipo manejo de conducta, administrativas, instrucciones, pedagógicas y pedagógicas de preguntas abiertas, siendo todas estas interacciones menos frecuentes con niñas. Estas diferencias persisten cuando se controla por el nivel de logro en matemáticas del estudiante y su ubicación espacial en el aula.

**Hipótesis 2:** Las niñas presentan interacciones con el docente de matemáticas menos personalizadas o ‘uno a uno’ que los niños.

**Hipótesis 3:** Las diferencias en la frecuencia de las interacciones con el profesor entre niños y niñas son moderadas por el nivel de logro en matemáticas del estudiante.

**Hipótesis 4:** Existe una variación significativa entre aulas en la relación entre género y frecuencia de interacciones con el docente. Es decir, algunas aulas son significativamente más inclusivas de las niñas que otras.

**Hipótesis 5:** La variación a nivel de aula en el efecto del género de los estudiantes se explica, parcialmente, por el género del docente y por la composición del grupo curso en términos de género.

El presente estudio representa un avance en relación a investigaciones previas que han utilizado auto-reportes de docentes para medir las interacciones en la sala de clases. Esto ya que se codificaron videos con el objetivo de capturar las interacciones entre profesores y estudiantes, reduciendo el potencial sesgo de los auto-reportes y permitiendo desagregar la información a nivel de estudiantes individuales y por contenido de las interacciones. Esta es, además, la primera investigación en Chile en estimar, visualizar y modelar, a nivel de estudiante individual, los patrones de interacción profesor-estudiantes según género.

## Método

### Muestra

Se analizaron datos de una muestra de 79 clases de matemáticas, impartidas por 57 profesores a 2,295 estudiantes, de los cuales 1,174 (51.2%) son mujeres, en 42 establecimientos municipales y un establecimiento particular subvencionado chileno<sup>4</sup>. Para seleccionar a los establecimientos educacionales participantes se llevó a cabo un muestreo por conveniencia, seleccionando a un conjunto variado de escuelas. Así, la composición de las escuelas de la muestra en términos de nivel socioeconómico (NSE) corresponde en su mayoría a NSE medio-bajo ( $n = 18$ ) y medio ( $n = 18$ ), seguido de NSE bajo ( $n = 5$ ) y medio-alto ( $n = 2$ ) (Agencia de Calidad de la Educación, 2018).

La muestra también es diversa en relación a la efectividad de los establecimientos participantes, en tanto, para algunos de ellos, los niveles de rendimiento académico en la evaluación nacional estandarizada SIMCE de matemáticas 2017 se encuentran significativamente por debajo del promedio nacional de establecimientos de NSE similar ( $n = 30$ ), para otros por sobre ( $n = 7$ ) y para algunos es similar a este ( $n = 6$ ) (Agencia de Calidad de la Educación, 2018). Los establecimientos de la muestra pertenecen a zonas urbanas y se ubican en cuatro regiones del país, aunque en su mayoría provienen de la Región Metropolitana (39 de 42 establecimientos).

Las aulas seleccionadas corresponden a los dos últimos grados de primaria y los tres primeros grados de secundaria (típicamente, estudiantes de edad entre 12 y 16 años), capturando, de esta manera, la etapa escolar en la que la brecha de logro en matemáticas ya se encuentra presente y se acrecienta en Chile<sup>5</sup>. Como se muestra en la [Tabla 1](#), las aulas participantes tienen, en promedio, 29.1 estudiantes, y un porcentaje de niñas promedio de 51.0%, que varía entre 4.0 y 93.3%. Así, se buscó contar con una muestra amplia y más diversa, en términos de dependencia, región geográfica y desempeño de las escuelas, y del grado de las aulas estudiadas, que las de estudios previos<sup>6</sup>.

Para cada aula seleccionada, una clase regular de matemáticas, de duración 80 minutos, fue grabada y codificada. El contexto de filmación puede considerarse como de bajas consecuencias, tanto para los docentes como para los estudiantes. Además, no se mencionó a los participantes el foco en diferencias de género del estudio, con el fin de evitar posibles sesgos en los resultados

**Tabla 1.** Características de las aulas muestreadas ( $n = 79$  aulas).

	Número de estudiantes	Porcentaje de estudiantes mujeres (%)	Número de interacciones	Porcentaje de interacciones con mujeres (%)	Indicador de Inclusión de Mujeres <sup>1</sup>
Media	29.1	51.0	165.2	47.2	0.92
Mediana	30.0	51.4	145.0	45.6	0.93
Desviación Estándar	7.2	14.4	94.3	16.9	0.22
Mínimo	14.0	4.0	25.0	2.0	0.36
Máximo	44.0	93.3	535.0	87.0	1.48

Nota: <sup>1</sup>Calculado como la proporción de interacciones que involucran a estudiantes mujeres dividida por la proporción de mujeres estudiantes en el aula.



y representar, en la mayor medida posible, clases e interacciones típicas de las aulas observadas. En total, se identificaron y codificaron 13,050 interacciones entre profesores y estudiantes, de las cuales 5,790 (44.4%) fueron interacciones entre profesores y niñas. Finalmente, de los 57 profesores de matemáticas participantes, 28 (49.1%) son mujeres.

## Procedimiento

### Codificación de videos

La recolección de datos del estudio se llevó a cabo entre los años 2016 y 2018. Este proceso consistió en la grabación de una clase regular de matemáticas para cada curso y, en una instancia inmediatamente posterior, la aplicación de un cuestionario de caracterización socio-demográfica dirigido a los estudiantes.

Respecto de los videos de clases, se codificó cada interacción observada en la que participó el docente, para lo que se diseñó un protocolo de observación sistemática de aula, identificando, entre otras cosas, el estudiante individual con el que el docente interactuó, en base a un código identificador de su posición en el mapa de la sala<sup>7</sup>. Durante el proceso de codificación se monitoreó el nivel de acuerdo de los codificadores entrenados y se realizaron reuniones con el equipo para resolver desacuerdos. Una muestra aleatoria de 22.8% de los videos ( $n_{aulas} = 18$ ,  $n_{estudiantes} = 525$ ) fue doble-codificada, de manera de calcular la confiabilidad entre codificadores. Como se muestra en la [Tabla 2](#), las Correlaciones entre Clases resultantes se encuentran en rangos considerados moderados a excelentes ( $ICC = .54-.80$ ).

## Variables

### Variables de interacción profesor-estudiante

Las variables dependientes en este estudio refieren a la frecuencia de interacciones con el docente, considerando separadamente las interacciones iniciadas por el docente y las iniciadas por el estudiante. Fueron identificadas como interacciones todos aquellos intercambios con al menos un turno verbal<sup>8</sup>. Las interacciones profesor-estudiante observadas fueron codificadas usando adaptaciones de códigos provenientes del Brophy-Good Dyadic Child Interaction System (Brophy & Good, 1974) y del TIMSS Videotape Classroom Study (Stigler, Gonzales, Kawanaka, Knoll, & Serrano, 1999),

**Tabla 2.** Coeficientes de Correlación entre Clases ( $ICC$ ), según tipo de interacción analizada ( $n_{aulas} = 18$ ,  $n_{estudiantes} = 525$ ).

	Privada	Conducta	Instrucciones	Administrativas	Pedagógicas	Pedagógicas Prog. Abierta	Total
	<i>Interacciones iniciadas por el docente</i>						
$ICC$	.69	.76	.54	.61	.68	.60	.80
$ICC$	(.64-.73)	(.72-.79)	(.48-.60)	(.55-.66)	(.63-.72)	(.54-.65)	(.77-.83)
	<i>Interacciones iniciadas por el estudiante</i>						
$ICC$	.76	-	.64	.57	.80	.55	.79
$ICC$	(.72-.79)		(.59-.69)	(.51-.63)	(.77-.83)	(.49-.61)	(.76-.82)

Nota: Límites inferior y superior de 95% de intervalo de confianza en paréntesis. El Coeficientes de Correlación entre Clases para interacciones iniciadas por el estudiante de tipo Manejo de la Conducta no pudo ser estimado debido a su baja frecuencia de ocurrencia.

instrumentos que relevan distinciones respecto del iniciador de la interacción, entre interacciones de dominio público y privado, y entre categorías de contenido de las interacciones. Se codificó, así, cada interacción observada, usando los siguientes indicadores:

**Iniciador de la interacción.** Un indicador dicotómico que registra si el alumno (1) o el profesor (0) realizó el primer turno de la interacción.

**Dominio privado de la interacción.** Un indicador dicotómico que registra si la interacción profesor-estudiante fue privada (1) o pública (0), en términos de la audiencia receptora que busca el iniciador de la interacción. Así, una interacción de dominio público se definió como una conversación destinada a que todos la escuchen, mientras que una interacción de dominio privado corresponde a una conversación destinada solo para el profesor o un estudiante individual. Una interacción de tipo privada puede entenderse, entonces, como una interacción más personalizada o ‘uno a uno’.

**Contenido de la interacción.** Una variable categórica que especifica el foco temático principal de la interacción. En línea con las categorizaciones presentes en la literatura sobre contenidos de actividades en el aula (Brophy & Good, 1974; OECD, 2019), se distinguió entre las siguientes categorías:

- (1) *Manejo de la conducta:* Interacciones que se centran en las reglas de comportamiento en el aula, como controlar, alentar y re-direccionar el comportamiento (por ejemplo, llamados de atención para mantener el orden, etc.).
- (2) *Administrativo:* Interacciones que se enfocan en las tareas administrativas o de gestión del aula (por ejemplo, tomar asistencia, distribuir materiales, explicar la estructura de la clase, etc.).
- (3) *Instrucciones:* Interacciones que se centran en la gestión específica de las actividades de instrucción e informan cómo realizarlas sin explicar su contenido (por ejemplo, dictar una guía, distribuir a los estudiantes en grupos para una actividad, explicar cómo se debe realizar la actividad, etc.).
- (4) *Pedagógico:* Interacciones que se refieren al contenido o habilidad pedagógica abordada, en tanto se centran en el proceso de enseñanza ‘académica’ (por ejemplo, exponer o explicar la materia tratada, evaluar verbalmente la contribución de un estudiante o hacer preguntas respecto de los contenidos abordados). Cuando el contenido de la interacción se codificó como *Pedagógico*, el codificador identificó además si se trató de *Preguntas Abiertas*. Esta subcategoría de interacciones pedagógicas corresponde a preguntas o afirmaciones que implican una participación verbal amplia por parte de los estudiantes como, por ejemplo, oraciones, explicaciones, y no respuestas que consisten en una sola palabra como, por ejemplo, ‘Sí’, ‘No’, un número determinado o completar una oración. En este estudio, la categoría de interacciones *Preguntas Abiertas* se considera como la interacción pedagógica de mayor calidad, ya que implica un mayor desafío cognitivo y promueve una participación más activa por parte de los estudiantes.

### **Variables de nivel de estudiante**

Las siguientes características de los estudiantes fueron consideradas en los análisis:

**Niña.** El género del estudiante se representa como una variable dicotómica que distingue a los niños (0) de las niñas (1).

**Puntaje en matemáticas:** Para los cursos de 8vo grado de primaria o mayores, se usó el puntaje en la prueba nacional estandarizada de matemáticas SIMCE de 8vo grado (Agencia de Calidad de la Educación, 2017) y, para los cursos de 7mo grado de primaria, se consideró el puntaje en la prueba estandarizada de matemáticas SEPA, desarrollada por el Centro de Medición MIDE UC de la Pontificia Universidad Católica de Chile (Manzi, García, & Godoy, 2017) y aplicada en el contexto de este estudio. Los puntajes de estas pruebas, basadas en el currículum nacional, fueron centrados a la media grupal (es decir, centrados al promedio del grupo de estudiantes del curso de pertenencia). De manera de separar la estimación del efecto de género y del efecto de rendimiento académico, se decidió controlar por esta última variable.

**Fila.** Corresponde a la fila en la que se encontraba sentado el estudiante durante la mayor parte de la clase, con valores que van de 1 (primera fila) al número total de filas (8 como máximo en esta muestra). Existe evidencia de que la distancia física del estudiante en el aula respecto del docente se relaciona con la participación en la clase y con el logro académico (Tagliacollo, Volpato, & Pereira, 2010). Dado que también puede estar asociada con el género del estudiante, es decir, niñas y niños pueden diferir sistemáticamente respecto de donde se sientan en la sala, se decidió controlar por esta tercera variable.

### **Variables a nivel de aula**

Las características del aula que se consideraron en el análisis se listan a continuación:

**Docente mujer.** El género del docente se representó como una variable dicotómica que distingue a los hombres (0) de las mujeres (1).

**Proporción de niñas.** Número de niñas en el aula dividido por el número total de estudiantes en el aula.

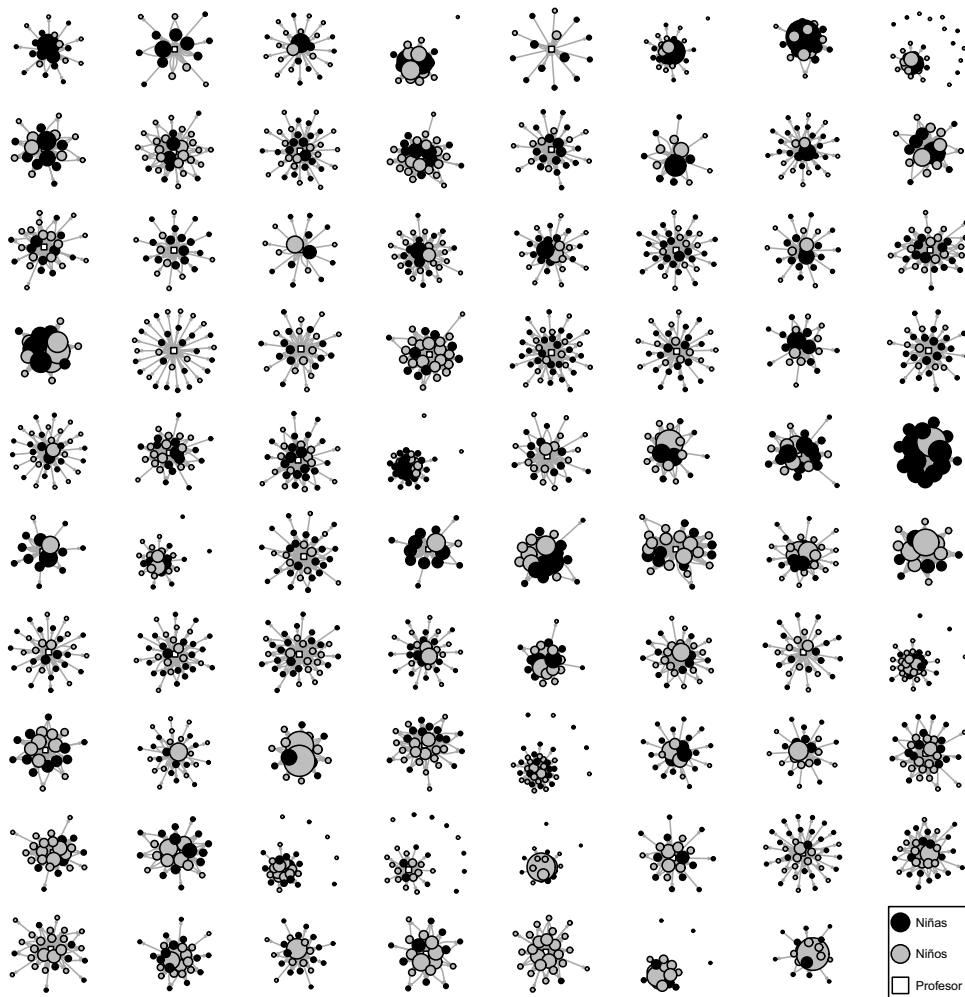
**Tamaño del aula.** El número de alumnos en el aula se usó como una variable de control, ya que se ha demostrado en la literatura que puede afectar las interacciones entre profesores y alumnos (Blatchford, Bassett, & Brown, 2011).

### **Análisis**

En este estudio, la posición de cada estudiante en las redes de interacción profesor-alumno es concebida como su situación respecto de oportunidades de aprendizaje en el aula. Los datos derivados del proceso de codificación de videos de clases se asemejan a datos de redes de ego parciales, con un nodo focal 'ego' (el profesor) y los nodos a los que el ego está directamente conectado, 'alters' (los estudiantes). Éstos fueron examinados a través de sociogramas, que son representaciones gráficas de vínculos sociales

(Borgatti, Everett, & Johnson, 2013), usando el paquete *igraph* de R, desarrollado por Csardi y Nepusz (2006) (ver Figura 1). El presente estudio contribuye, así, con una novedosa manera de visualizar y sintetizar los patrones de, y la inclusión de distintos grupos de alumnos en, las redes de interacción profesor-estudiante.

Además, se comparó la frecuencia de interacciones con el docente, en distintos tipos de interacciones, según género del estudiante. Dada la distribución no paramétrica de la frecuencia de interacciones (distribución de Poisson), se utilizó la prueba *U* de Mann-Whitney para comparar entre niños y niñas. En base a la revisión de la literatura, se decidió analizar separadamente las interacciones iniciadas por estudiantes y las interacciones iniciadas por los docentes. Además, los análisis se llevaron a cabo para cada tipo de contenido de interacción (es decir, para interacciones de tipo manejo de la conducta, administrativas, de instrucciones, pedagógicas y pedagógicas de preguntas abiertas) y para el total de interacciones observadas.



**Figura 1.** Redes de interacción profesor-alumno en las aulas participantes (tamaño del nodo ponderado por el grado normalizado del alumno).

Luego, dada la estructura jerárquica de los datos, y con el fin de modelar explícitamente la dependencia de la información de alumnos en un mismo curso, se aplicó un enfoque multinivel (estudiantes anidados dentro de aulas) usando un modelo de Poisson de intercepto aleatorio, como se indica en Rabe-Hesketh y Skrondal (2008), para el total de interacciones y para las interacciones de tipo pedagógico<sup>9</sup>. En este modelo, denominado Modelo 1, se incluyeron los efectos fijos de las variables *Niña*, *Puntaje en matemáticas*, y la interacción entre ambas variables, con el fin de evaluar el efecto moderador del logro académico en la relación entre género y frecuencia de interacciones con el docente. Además, se controló por la variable *Fila*. Así, como se muestra en la Ecuación (1), el número esperado de interacciones con el docente  $y_{ij}$  para el estudiante  $i$  en el aula  $j$  es especificado como un modelo log-lineal y se incluye un intercepto aleatorio a nivel del aula  $u_{1j}$ .

$$\ln(y_{ij}) = \beta_1 + \beta_2 Niña_{2ij} + \beta_3 PuntajeMatematicas_{3ij} + \beta_4 Niña_{2ij}XPuntajeMatematicas_{3ij} + \beta_5 Fila_{5ij} + u_{1j} \quad (\text{Ecuación 1})$$

En este modelo se asume que  $u_{1j}$  y las co-variables son independientes, que  $u_{1j}$  son independientes entre las aulas  $j$ , que la distribución del intercepto aleatorio es gaussiana y de varianza  $\sigma_{\mu 1}^2$ , y que la distribución condicional de la variable dependiente, dados los efectos aleatorios, es Poisson.

En un segundo modelo se exploró la variación a nivel del aula en el efecto del género del estudiante. Para esto se comparó, mediante pruebas de razón de verosimilitud, la bondad de ajuste de los modelos de intercepto aleatorio, que asume que el efecto de género del estudiante en la frecuencia de interacciones con el docente es el mismo para todas las aulas, con la de un modelo de pendiente aleatoria, que representa el efecto diferencial del género del estudiante entre aulas, denominado Modelo 2. Para esto, se introdujo un coeficiente aleatorio adicional a nivel del aula  $u_{2j}$  para la variable *Niña*, como se muestra en la Ecuación (2).

$$\ln(y_{ij}) = \beta_1 + \beta_2 Niña_{2i} + \beta_3 PuntajeMatematicas_{3ij} + \beta_4 Niña_{2ij}XPuntajeMatematicas_{3ij} + \beta_5 Fila_{5ij} + u_{1j} + u_{2j}Niña_{2ij} \quad (\text{Ecuación 2})$$

Esta especificación permite que el efecto del género del estudiante  $\beta_2 + u_{2j}$  varíe entre las aulas  $j$ . Asumimos que, dadas las covariables ingresadas, el intercepto y el coeficiente aleatorio tienen una distribución bivariada normal con media cero y la siguiente matriz de covarianza:

$$\begin{bmatrix} \sigma_{\mu 11}^2 & \sigma_{\mu 12}^2 \\ \sigma_{\mu 21}^2 & \sigma_{\mu 22}^2 \end{bmatrix}, \sigma_{21} = \sigma_{12}$$

Finalmente, evaluamos en qué medida esta variación se explica por las variables *Docente Mujer* y *Proporción de niñas*, agregando los efectos fijos de estas variables y las interacciones de nivel cruzado entre ellas y la variable *Niña*, además de controlar por la variable *Tamaño del aula*. La especificación de la parte aleatoria del modelo se mantuvo como en el Modelo 2. Esta especificación se denominó Modelo 3 y se muestra en la Ecuación (3).

$$\begin{aligned}
 \ln(y_{ij}) = & \beta_1 + \beta_2 \text{Niña}_{2i} + \beta_3 \text{PuntajeMatematicas}_{3ij} \\
 & + \beta_4 \text{NiñaXPuntajeMatematicas}_{4ij} + \beta_5 \text{Fila}_{5ij} \\
 & + \beta_6 \text{DocenteMujer}_{6j} + \beta_7 \text{NiñaXDocenteMujer}_{7j} \\
 & + \beta_8 \text{ProporciónNiñas}_{8j} + \beta_9 \text{NiñaXProporciónNiñas}_{9j} \\
 & + \beta_{10} \text{TamañoAula}_{10j} + u_{1j} + u_{2j} \text{Niña}_{2ij} \quad (\text{Ecuación 3})
 \end{aligned}$$

El modelado multinivel se realizó a través del comando *gllamm* en Stata, usando opciones adicionales para obtener errores estándar robustos y coeficientes de regresión exponenciados que pueden ser interpretados directamente como tasas de incidencia.

## Resultados

### Diferencias en interacciones profesor-estudiante según género

En primer lugar, se investigó si existen patrones diferenciales de interacciones entre docentes y alumnos según el género del estudiante. Para esto, representamos las redes de interacción profesor-estudiante y proporcionamos estadísticas descriptivas y comparaciones simples, según género. La [Figura 1](#) muestra la red de interacción docente-alumno para cada aula participante e incluye todo tipo de interacciones, independientemente de su iniciador y contenido. En estos sociogramas, el profesor es el nodo cuadrado blanco en el centro, las niñas son los nodos circulares de color negro y los niños los nodos circulares de color gris. El tamaño de cada nodo, que representan a cada estudiante, se encuentra ponderado por su grado: el número de interacciones iniciadas por el docente e iniciadas por el estudiante en las que se vio involucrado el alumno, normalizado por el número de actores en la red.

La [Figura 1](#) permite observar que, en muchas aulas, las alumnas ocupan una posición más periférica en las redes de interacción docente-alumno de su clase que sus compañeros. Sin embargo, para saber si esta diferencia corresponde a una tendencia sistemática y significativa, es necesario llevar a cabo pruebas estadísticas, como se hará a continuación.

La [Tabla 3](#) muestra el rendimiento en matemáticas y el número promedio de interacciones, por contenido y en total, según género. En línea con la evidencia a nivel nacional, en nuestra muestra se encontraron diferencias estadísticamente significativas en los niveles de rendimiento en matemáticas de niños ( $M = 0.37$ ,  $SD = 0.56$ ) y niñas ( $M = 0.26$ ,  $SD = 0.44$ ), en detrimento de estas últimas ( $t(2,139) = 5,200$ ,  $p < .001$ ).

A continuación, se presentan los resultados de las pruebas *U* de Mann-Whitney, para cada tipo de interacción, y de los modelos de regresión de Poisson multinivel, para las frecuencias de interacciones totales y pedagógicas. Estos resultados se reportan en secciones separadas, según el iniciador de la interacción (es decir, interacciones iniciadas por el docente e interacciones iniciadas por estudiantes).

### Interacciones iniciadas por el docente

Cuando se consideraron todas las interacciones iniciadas por el docente, se encontró que, en promedio, las niñas interactúan significativamente menos frecuentemente con



**Tabla 3.** Mediana, media y desviación estándar de grados de centralidad de estudiantes según género y tipo de interacción ( $n = 2,295$  estudiantes).

		Centralidad In-Degree (Interacciones iniciadas por el docente)									
N Estudiantes	Puntaje Matemáticas***	Privada***	Conducta***	Instrucciones**	Administrativas	Pedagógicas***	Pedagógicas		Total***		
							Preg. Abierta**	Preg. Abierta**			
Hombres	1.121	0.12	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	2.00		
	Media	0.37	1.02	0.63	0.19	0.99	0.80	0.21	3.48		
	DE	(0.56)	(1.63)	(1.55)	(0.59)	(1.43)	(1.40)	(0.67)	(4.54)		
Mujeres	1.174	0.09	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	2.00		
	Media	0.26	0.77	0.27	0.13	0.85	0.61	0.14	2.52		
	DE	(0.44)	(1.58)	(0.85)	(0.46)	(1.22)	(1.21)	(0.49)	(3.88)		
Total	2.295	0.10	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	2.00		
	Media	0.32	0.89	0.45	0.16	0.92	0.70	0.18	2.99		
	DE	(0.51)	(1.61)	(1.25)	(0.52)	(1.33)	(1.31)	(0.59)	(4.24)		

		Centralidad Out-Degree (Interacciones iniciadas por el estudiante)									
N Estudiantes	Puntaje Matemáticas***	Privada***	Conducta***	Instrucciones**	Administrativas	Pedagógicas***	Pedagógicas		Total***		
							Preg. Abierta**	Preg. Abierta**			
Hombres	1.121	0.12	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.00		
	Media	0.37	1.27	0.01	0.19	0.70	1.56	0.11	3.19		
	DE	(0.56)	(1.97)	(0.11)	(0.68)	(1.48)	(2.75)	(0.46)	(4.71)		
Mujeres	1.174	0.09	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00		
	Media	0.26	1.20	0.01	0.08	0.54	1.35	0.07	2.64		
	DE	(0.44)	(1.84)	(0.08)	(0.31)	(1.28)	(2.43)	(0.37)	(4.23)		
Total	2.295	0.10	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00		
	Media	0.32	1.24	0.01	0.14	0.61	1.45	0.09	2.91		
	DE	(0.51)	(1.90)	(0.10)	(0.52)	(1.38)	(2.59)	(0.42)	(4.48)		

Nota: \* $p < .05$ ; \*\* $p < .01$ ; \*\*\* $p < .001$  en Mann-Whitney U Test (en Test T de diferencia de medias, para variable Puntaje Matemáticas). DE: desviación estándar.

el profesor de matemáticas que sus compañeros, con un promedio de 3.48 interacciones ellos y 2.52 ellas ( $U = 557,292$ ,  $p < .001$ ). Al analizar las interacciones según contenido, fue posible observar diferencias significativas según género en todos los tipos de interacciones analizados, con la excepción de las interacciones de tipo *Administrativas*. Es decir, en interacciones de tipo *Manejo de la Conducta* ( $U = 578,120$ ,  $p < .001$ ), *Instrucciones* ( $U = 633,174$ ,  $p < .01$ ), *Pedagógicas* ( $U = 600,111$ ,  $p < .001$ ) y *Pedagógicas Preguntas Abiertas* ( $U = 631,799$ ,  $p < .01$ ), son significativamente más frecuentes las interacciones con niños que con niñas.

Estos resultados confirman en gran medida lo propuesto en la Hipótesis 1: en interacciones iniciadas por el docente, las niñas interactúan significativamente menos frecuentemente con el docente que los niños. Lo anterior tanto en términos de interacciones totales como en interacciones de tipo manejo de conducta, instrucciones, pedagógicas y pedagógicas de preguntas abiertas.

Además, se observó que los docentes inician significativamente más frecuentemente interacciones de tipo *Privadas* con los niños (1.02 interacciones en promedio) que con las niñas (0.77 interacciones en promedio) ( $U = 587,296$ ,  $p < .001$ ). Esto corresponde a evidencia en apoyo de la Hipótesis 2, en tanto las niñas participan de interacciones menos personalizadas que los niños.

Los resultados del Modelo 1 de regresión de Poisson sobre las diferencias en la frecuencia de interacciones según género del estudiante se presentan en la [Tabla 4](#). Se observa que, cuando se toma en consideración la dependencia de los datos, dada su estructura anidada, y se controla por puntaje en matemáticas y la fila en la que se ubica cada estudiante, las diferencias según género, en detrimento de las niñas, se mantienen significativas. Esto tanto para el total de interacciones como para las interacciones de tipo pedagógicas. La tasa de incidencia estimada para las niñas es de 0.77 ( $p < .001$ ), lo que implica un 23% menos de interacciones iniciadas por el docente con las niñas que con los niños, una vez que se controla por las variables en el Modelo 1. Una tendencia similar se observa cuando se analizan solo las interacciones pedagógicas: las niñas presentan una tasa de incidencia estimada de 0.79 ( $p < .05$ ), es decir, un 21% menos de interacciones pedagógicas iniciadas por el docente que los niños, dadas las otras variables en el modelo.

### **Interacciones iniciadas por el estudiante**

Al analizar las diferencias según género en las interacciones profesor-estudiante iniciadas por los estudiantes, es posible observar un patrón similar al reportado arriba. Como se observa en la [Tabla 3](#), todos los tipos de contenidos de interacción analizados son significativamente más frecuentes en niños que en niñas, con la excepción de las interacciones de tipo *Manejo de la conducta* y *Pedagógicas*. En promedio, las niñas inician interacciones significativamente menos frecuentemente con el docente de matemáticas que sus compañeros, con un promedio de 3.19 interacciones iniciadas por ellos y 2.64 interacciones iniciadas por ellas ( $U = 623,278$ ,  $p < .05$ ). Además, las interacciones de tipo *Instrucciones* son significativamente más frecuentes en niños (0.19 interacciones en promedio) que en niñas (0.08 interacciones en promedio) ( $U = 631,980$ ,  $p < .01$ ), así como también las interacciones de tipo *Administrativas* (en niños 0.70 y en niñas 0.54 interacciones, en promedio) ( $U = 626,372$ ,  $p < .05$ ). Por último, las interacciones iniciadas por estudiantes de tipo *Pedagógicas Preguntas*



**Tabla 4.** Resultados de los modelos de Poisson para interacciones iniciadas por el docente.

	Todas las interacciones						Interacciones Pedagógicas					
	MODELO 1		MODELO 2		MODELO 3		MODELO 1		MODELO 2		MODELO 3	
	TI	(EE)	TI	(EE)	TI	(EE)	TI	(EE)	TI	(EE)	TI	(EE)
<b>EFFECTOS FIJOS</b>												
Intercepto	2.819	(0.329) ***	2.814	(0.333) ***	12.261	(3.662) ***	0.473	(0.077) ***	0.488	(0.077) ***	2.211	(1.405)
<i>Variables a nivel de estudiante</i>												
Niña	0.772	(0.045) ***	0.749	(0.046) ***	0.892	(0.189)	0.791	(0.076) *	0.685	(0.077) **	0.633	(0.225)
Puntaje en Matemáticas	1.028	(0.048)	1.009	(0.048)	1.008	(0.029)	1.220	(0.077) **	1.213	(0.080) **	1.210	(0.063) ***
Niña X Puntaje Matemáticas	1.055	(0.079)	1.076	(0.090)	1.076	(0.052)	1.035	(0.102)	1.043	(0.113)	1.044	(0.093)
Fila	0.981	(0.017)	0.982	(0.016)	0.983	(0.016)	1.008	(0.023)	1.008	(0.023)	1.011	(0.016)
<i>Variables a nivel de aula</i>												
Proporción de Niñas					0.586	(0.228)					0.669	(0.537)
Niña X Proporción de Niñas					0.756	(0.295)					0.907	(0.581)
Profesora Mujer					1.547	(0.248) **					1.621	(0.379) *
Niña X Profesora Mujer					0.934	(0.101)					1.343	(0.237)
Tamaño Aula					0.953	(0.010) ***					0.949	(0.015) **
<b>EFFECTOS ALEATORIOS</b>												
VAR (Intercepto)	0.707	(0.156)	0.749	(0.162)	0.517	(0.086)	1.207	(0.203)	1.094	(0.189)	0.839	(0.173)
VAR (Niña)			0.156	(0.042)	0.156	(0.037)			0.283	(0.083)	0.256	(0.090)
CORR (Intercepto, Niña)			-0.203	(0.148)	-0.230	(0.148)			0.138	(0.205)	0.035	(0.216)
N estudiantes	2.295		2.295		2.295		2.295		2.295		2.295	
N aulas	79		79		79		79		79		79	
Log likelihood	-5211.768		-5157.330		-5143.362		-2411.060		-2392.526		-2381.526	
LR $\chi^2$	-		108.88 ***		27.94 ***		-		37.07 ***		22.00 ***	

Nota: TI: Tasa de Incidencia. EE: Error Estándar. VAR: Varianza. \* $p < .05$ ; \*\* $p < .01$ ; \*\*\* $p < .001$ .

*Abiertas* (es decir, que derivan en preguntas abiertas por parte del docente) son significativamente más frecuentes en niños (0.11 interacciones en promedio) que en niñas (0.07 interacciones en promedio) ( $U = 643,349$ ,  $p < .05$ ).

Los resultados del Modelo 1, en la [Tabla 5](#), muestran que la diferencia de género en las interacciones totales iniciadas por los estudiantes se mantiene estadísticamente significativa. Además, la diferencia de género en las interacciones pedagógicas iniciadas por los estudiantes se vuelve estadísticamente significativa, cuando se controla por el puntaje en matemáticas y la fila en la que se sienta cada estudiante. Cuando se considera el total de interacciones iniciadas por los estudiantes, se observa un 16% menos de interacciones con el docente iniciadas por niñas ( $p < .05$ ). En las interacciones de tipo pedagógicas, esta diferencia es aún mayor, con un 20% menos de interacciones pedagógicas iniciadas por ellas ( $p < .01$ ), considerando el resto de las variables en el modelo. Así, la mayoría de las diferencias según género predichas en la Hipótesis 1 son confirmadas cuando se analizan las interacciones iniciadas por el estudiante.

Por otra parte, al analizar las interacciones iniciadas por los estudiantes, no se encontró soporte para la Hipótesis 2 en términos de diferencias según género estadísticamente significativas en el número de interacciones privadas.

### **Efecto moderador del logro académico**

Nuestra tercera hipótesis señala que las diferencias en la frecuencia de las interacciones con el profesor entre niños y niñas son moderadas por el nivel de rendimiento en matemáticas del estudiante. Como se observa en los resultados del Modelo 1, en las [Tablas 4 y 5](#), solo se encontraron efectos moderadores significativos para las interacciones pedagógicas iniciadas por los estudiantes. Así, el aumento de una desviación estándar en el puntaje en matemáticas dentro del curso se traduce en 33% ( $p < .001$ ) más de interacciones pedagógicas iniciadas por el estudiante, en el caso de los niños, y en 74% ( $p < .001$ ) más de interacciones pedagógicas iniciadas por la estudiante, en el caso de las niñas.

Por tanto, los resultados indican que, en las interacciones pedagógicas iniciadas por los estudiantes, la brecha de género en favor de los niños se invierte entre los estudiantes con mayores niveles de logro en matemáticas dentro del curso. Este efecto de interacción se grafica en la [Figura 2](#). Así, la Hipótesis 3 solo se confirma en lo que respecta a las interacciones pedagógicas iniciadas por los estudiantes.

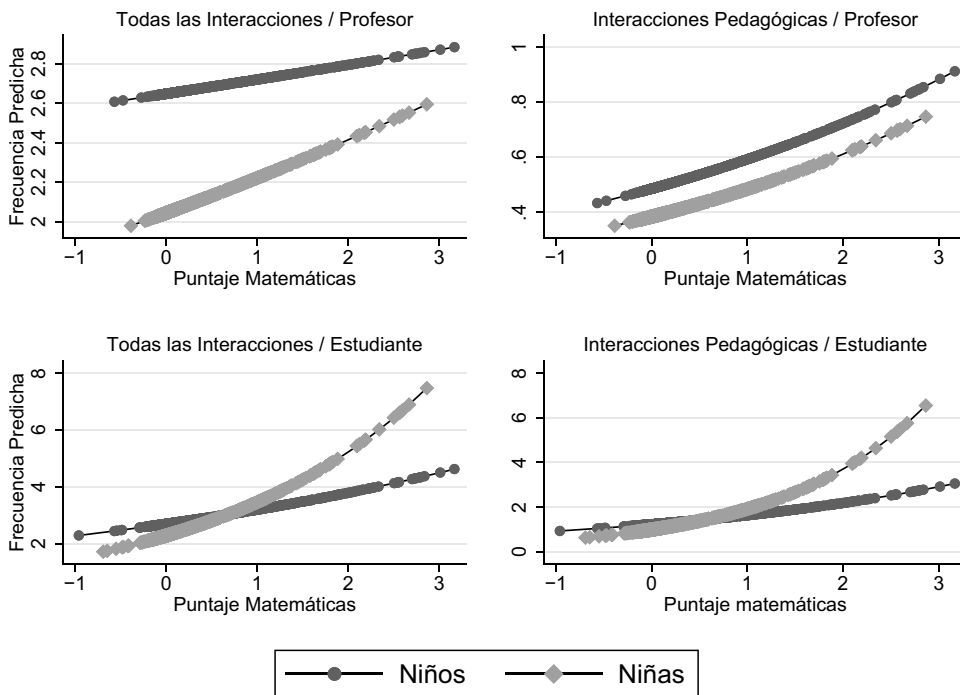
### **Variación a Nivel del Aula en la Inclusión de las Niñas**

La [Figura 1](#) proporciona una primera indicación de importantes diferencias en el grado de inclusión de niñas entre aulas. Para analizar si esta variación es estadísticamente significativa, se comparó, mediante pruebas de razón de verosimilitud, el ajuste del modelo de intercepto aleatorio (Modelo 1) con el de intercepto y coeficiente aleatorio (Modelo 2). Como se muestra en las [Tablas 4 y 5](#), cuando se considera el total de interacciones, el Modelo 2, de intercepto y coeficiente aleatorio, se ajusta significativamente mejor a los datos que el Modelo 1, sólo de intercepto aleatorio, tanto para las interacciones iniciadas por el docente ( $\chi^2(1) = 108.88$ ,  $p < .001$ ) como para las interacciones iniciadas por los estudiantes ( $\chi^2(1) = 203.53$ ,  $p < .001$ ), corroborando la

**Tabla 5.** Resultados de los modelos de Poisson para interacciones iniciadas por el estudiante.

EFECTOS HIJOS	Todas las Interacciones			Interacciones Pedagógicas		
	MODELO 1 TI (EE)	MODELO 2 TI (EE)	MODELO 3 TI (EE)	MODELO 1 TI (EE)	MODELO 2 TI (EE)	MODELO 3 TI (EE)
Intercepto	4.051 (0.366) ***	4.013 (0.377) ***	8.828 (2.825) ***	1.905 (0.208) ***	1.851 (0.211) ***	2.466 (1.002) *
<i>Variables a nivel de estudiante</i>						
Niña	0.844 (0.072) *	0.831 (0.066) *	1.434 (0.371)	0.798 (0.068) **	0.844 (0.076)	1.348 (0.360)
Puntaje en Matemáticas	1.198 (0.074) **	1.183 (0.077) *	1.182 (0.077) *	1.330 (0.093) ***	1.314 (0.094) ***	1.316 (0.048) ***
Niña X Puntaje Matemáticas	1.231 (0.151)	1.232 (0.164)	1.229 (0.163)	1.407 (0.172) **	1.390 (0.175) *	1.378 (0.175) *
Fila	0.880 (0.019) ***	0.882 (0.019) ***	0.883 (0.019) ***	0.872 (0.022) ***	0.870 (0.023) ***	0.871 (0.010) ***
<i>Variables a nivel de aula</i>						
Proporción de Niñas			0.918 (0.366)			1.563 (0.885)
Niña X Proporción de Niñas			0.383 (0.176) *			0.407 (0.198)
Profesora Mujer			1.225 (0.143)			1.128 (0.182)
Niña X Profesora Mujer			0.893 (0.104)			0.995 (0.127)
Tamaño Aula			0.972 (0.008) ***			0.981 (0.009) *
EFFECTOS ALEATORIOS						
VAR (Intercepto)	0.220 (0.051)	0.305 (0.057)	0.235 (0.040)	0.322 (0.055)	0.459 (0.080)	0.421 (0.081)
VAR (Niña)		0.231 (0.047)	0.205 (0.045)		0.213 (0.052)	0.196 (0.052)
CORR (Intercepto, Niña)		-0.479 (0.104)	-0.517 (0.102)		-0.575 (0.110)	-0.602 (0.109)
N estudiantes	2.295	2.295	2.295	2.295	2.295	2.295
N aulas	79	79	79	79	79	79
Log likelihood	-6344.081	-6242.315	-6228.846	-4491.104	-4454.246	-4449.503
LR chi <sup>2</sup>		203.53 ***	26.94 ***		73.72 ***	9.49

Nota: TI: Tasa de Incidencia. EE: Error Estándar. VAR: Varianza. \* $p < .05$ ; \*\* $p < .01$ ; \*\*\* $p < .001$ .



**Figura 2.** Frecuencia predicha de interacciones según puntaje de logro en matemáticas (centrado a la media del curso) y género.

Hipótesis 4. Esta hipótesis también se confirma cuando se consideran las interacciones pedagógicas, tanto iniciadas por el docente ( $\chi^2(1) = 37.07, p < .001$ ) como por los estudiantes ( $\chi^2(1) = 73.72, p < .001$ ). Es posible concluir, así, que algunas aulas son significativamente más inclusivas de las niñas que otras.

### Efecto del género del docente y de la composición del aula

Usando el Modelo 3, evaluamos en qué medida la variación entre aulas en la inclusión de niñas se explica por el género del docente y por la composición de género del aula. Como se observa en la [Tabla 4](#), en las interacciones iniciadas por el docente ninguno de los coeficientes de interacción resultó estadísticamente significativo, indicando que la variación entre aulas en la inclusión de las niñas no parece guardar relación con el género del docente ni con la composición del aula en términos de género. Además, la inclusión de estas variables explica solo entre un 0 y 10% de la variación en el efecto del género del estudiante a nivel de aula en el caso de las interacciones iniciadas por el docente, para interacciones totales y pedagógicas, respectivamente.

Respecto del total de interacciones iniciadas por los estudiantes, solo el coeficiente de interacción entre las variables *Niña* y *Proporción de niñas en el aula* resultó estadísticamente significativo, indicando que las niñas en clases con mayor proporción de niñas tienden a iniciar menos interacciones. Ninguna de las interacciones de nivel cruzado resultó estadísticamente significativa en las interacciones

pedagógicas iniciadas por los estudiantes. Además, las variables introducidas en el Modelo 3 explican solo entre un 11 y un 8% de la variación en el efecto del género del estudiante a nivel de aula (para interacciones totales y pedagógicas, respectivamente). Por lo tanto, no hay evidencia robusta para confirmar la Hipótesis 5 de nuestro estudio.

## Discusión

El presente artículo planteó cinco hipótesis relativas a las interacciones de los docentes con niñas y niños en la sala de clases de matemática. Para testear estas hipótesis se hizo uso de técnicas de observación sistemática de aula, visualización de redes sociales y modelado multinivel, de manera de estudiar cuantitativamente, y con un profundo nivel de detalle, los intercambios entre estudiantes y docentes en el aula. El estudio confirmó la primera hipótesis, pues se encontró que las niñas interactúan significativamente menos frecuentemente con los docentes que sus compañeros, en diversos tipos de interacciones, tanto iniciadas por los docentes como por los estudiantes. La segunda hipótesis, que planteaba que las niñas presentan interacciones menos personalizadas con los docentes, se comprobó para las interacciones iniciadas por los docentes. Es importante señalar que estos resultados fortalecen la evidencia nacional respecto del sesgo de género en las interacciones profesor-estudiante (e.g., Bassi et al., 2016; Espinoza & Taut, 2016) y también la expanden, en tanto se demuestra que las diferencias según género no ocurren solo en interacciones de tipo pedagógico o de manejo de la conducta, sino que son transversales, y se expresan también en interacciones de tipo administrativo y de instrucciones. El análisis de las interacciones según género, que incorpora la distinción de contenidos de la interacción, tampoco había sido logrado debidamente en la literatura internacional, dado que esta se basa mayoritariamente en evaluaciones de las interacciones auto-reportadas por los docentes, que distinguen solo el afecto (es decir, cercanía y conflicto) de las mismas (e.g., Hajovsky et al., 2017; Jerome et al., 2008; McCormick & O'Connor, 2015).

Además, los resultados del presente estudio son robustos al considerar terceras variables o variables de confusión, como son el rendimiento del estudiante y su ubicación en el aula. Estos aspectos no habían sido controlados estadísticamente en estudios chilenos, pero en este estudio se modelan apropiadamente a nivel de alumno. En tanto, el innovador enfoque relacional usado para la representación visual y sistematizar de las interacciones en el aula, a través de la visualización de sociogramas, también representa una contribución a estudios en esta área.

Los resultados también confirman la tercera hipótesis del estudio, que plantea que el rendimiento académico modera la brecha de género, aunque solo para las interacciones pedagógicas iniciadas por los estudiantes. En este sentido, es preocupante que las niñas de rendimiento académico promedio y bajo se encuentran en la situación más periférica respecto de sus redes de interacción pedagógica profesor-estudiante en el aula de matemáticas. Dada la escasa evidencia, tanto nacional como internacional, respecto del efecto moderador del rendimiento académico en la asociación entre género e interacciones profesor-estudiante, el presente estudio representa un aporte.

La cuarta hipótesis se validó, pues se aprecia que algunas aulas son significativamente más inclusivas de las niñas que otras. En tanto, la quinta y última

hipótesis tuvo resultados en dos sentidos. Por un lado, se pudo verificar que el género del docente no hace diferencia en cuanto a la desigualdad de interacciones con niños y niñas, corroborando investigaciones previas (e.g., Espinoza & Taut, 2016; Kelly, 1988). Por otro lado, se pudo observar que, cuanto mayor es la proporción de niñas en el aula, menor es la cantidad de interacciones totales iniciadas por las niñas, un efecto contextual que no había sido investigado previamente en la literatura sobre interacciones a nivel escolar.

En síntesis, estos resultados muestran que las interacciones en el aula de matemática encarnan un sesgo de género que afecta negativamente a las niñas y tienden a confirmar y robustecer la evidencia nacional e internacional sobre patrones de sexismo encontrados en otros estudios de aula. Estos hallazgos provienen de una muestra amplia y diversa, y de la aplicación de técnicas que permiten representar, cuantificar y modelar las interacciones que el docente tiene con cada estudiante en el aula durante la duración completa de la clase de matemáticas.

La desigualdad de género en educación, especialmente en perjuicio de las niñas en el ámbito de las matemáticas, es un desafío que enfrentan los sistemas escolares de múltiples países. Si bien las desigualdades de rendimiento académico suelen asociarse discursivamente con las interacciones en el aula y las oportunidades de aprendizaje, en nuestro conocimiento no existen estudios cuantitativos que hayan estudiado de forma pormenorizada las interacciones individuales del docente con cada estudiante en el aula para estudiar las diferencias de género, distinguiendo por contenidos de interacción y controlando por terceras variables a nivel individual.

Este estudio contribuye al avance del conocimiento en términos tanto metodológicos como sustantivos. En relación a su aporte metodológico, en primer lugar, el estudio cuantitativo de las interacciones individualizadas dentro de la sala de clase permite una profundización en la comprensión de este fenómeno, pues comúnmente las interacciones se han estudiado a través de enfoques cualitativos, mediante auto-reportes de docentes o a través de observación de aula que generan medidas agregadas, y da un panorama prístino de cómo se manifiestan las relaciones entre docentes y estudiantes durante las clases de matemáticas. El enfoque utilizado no solamente cuantifica las interacciones individuales del docente con cada estudiante, sino que además califica las interacciones de distinta forma, considerando quién inicia la interacción; si la interacción tiene carácter pedagógico, de instrucciones, administrativo o conductual; y si la interacción es pública o privada. Además, la estrategia analítica propuesta permite vincular la cantidad y tipo de interacciones con otras características de los estudiantes, como el nivel de rendimiento académico y su ubicación espacial en el aula, y con características contextuales, como el género del docente y la composición de género del aula.

También en la dimensión metodológica y, a diferencia de otros estudios sobre diferencias de género en las interacciones en salas de matemática, en esta investigación se analizan conjuntamente salones de primaria y secundaria, lo que da cuenta de que el sesgo de género en las interacciones de aula es una práctica que permea ambos niveles. Además, a diferencia de estudios previos (Bassi et al., 2016; Espinoza & Taut, 2016), el foco de los análisis en diferencias de género no fue de conocimiento de los codificadores lo que contribuye a reducir potenciales sesgos en el proceso de codificación. Por último, el estudio combina la observación sistemática de aula, la

visualización de redes sociales y el uso de modelos de regresión de Poisson multinivel como métodos para explorar la estructura de las relaciones entre docentes y estudiantes, lo que representa una innovación en el ámbito de las ciencias sociales y educación.

Esta investigación contribuye también al avance del conocimiento en términos sustantivos, en tanto se documenta el sesgo de género en las interacciones profesor-estudiante en un país con un acelerado crecimiento de la brecha de género en el logro en matemáticas durante la trayectoria escolar y que presenta una de las mayores brechas de género en matemáticas en secundaria a nivel internacional. El análisis de sesgo de género en interacciones de contenidos no pedagógicos, al que este estudio contribuye, es particularmente relevante en contextos como el chileno, en el que el 30% del tiempo en el aula no se dedica directamente a enseñanza y aprendizaje (OECD, 2019).

Además, el estudio muestra que sistemáticamente, y en interacciones de distinto contenido, existen interacciones diferenciadas por género entre docentes y estudiantes, y que estas diferencias persisten cuando se controla por el rendimiento académico y por la ubicación espacial del estudiante en el aula. Asimismo, y a diferencia de otros estudios, se pudo probar estadísticamente que el sesgo de género en las interacciones no es uniforme en las distintas salas de clases chilenas. Estos aspectos no habían podido ser explorados previamente en la literatura al no contar con medidas observacionales individuales de las interacciones de los estudiantes con su docente. Finalmente, en estudios previos en Chile no se había analizado la relación entre la composición de género del aula y las diferencias según género en las interacciones profesor-estudiante, temática a la cual el presente estudio contribuye.

Por último, en esta investigación se confirmaron varios de los hallazgos sobre las interacciones en el aula que se registran en la literatura nacional e internacional (Jones & Dindia, 2004). El hecho de que las niñas tengan menos oportunidades de interactuar con sus docentes y que las interacciones sean de menor calidad pedagógica es un hallazgo que se repite en la literatura. Sin embargo, destacamos la importancia de replicar y robustecer análisis previos para consolidar y detallar la evidencia disponible y, así, contribuir al avance del campo.

## Conclusiones

Los hallazgos del presente estudio confirman que, en general, las niñas se encuentran en desventaja, en comparación a los niños, en lo que atañe a las oportunidades que tienen de interactuar con el docente en el aula de matemáticas. Asimismo, existe variación en los patrones de interacción por género en las distintas salas de clase, lo que permite inferir que hay salas que son más equitativas que otras en términos de las oportunidades de interactuar con el docente que se presentan a niños y niñas. Esto se condice con la conceptualización de Azorín y Ainscow (2018) sobre la inclusión escolar como proceso continuo, con aulas en diversos estados de reconocimiento y eliminación de barreras a la inclusión.

Como se señaló en la revisión de la literatura, las interacciones con el docente tienen consecuencias para los estudiantes en términos de motivación, aspiraciones y desempeño. Los resultados del presente estudio sugieren que las prácticas docentes contribuyen a recrear y perpetuar los estereotipos de género, lo que a su vez puede

afectar el aprendizaje y desarrollo, así como también las oportunidades académicas y laborales, de las mujeres durante el ciclo de vida (Mizala, 2018).

Estos resultados generan una serie de implicancias para la investigación, la política y la práctica educativa. En primer lugar, los análisis realizados contribuyen a abrir la 'caja negra' de la sala de clases de forma tal que sistemáticamente puedan cuantificarse y calificarse las interacciones de los docentes con cada uno de los estudiantes en el aula. Este análisis desagregado y multinivel de las interacciones profesor-estudiante, complementa, y se diferencia de, otros enfoques metodológicos que observan las interacciones del docente 'en promedio' en la sala de clase; que estudian las interacciones por medio de auto-reportes; o bien, que hacen análisis cualitativos que profundizan en la naturaleza y descripción de las interacciones en un número reducido de aulas.

A nivel de la política educativa, los resultados muestran que es indispensable hacer de la igualdad de género un objetivo central, y que esta se traduzca en el trato cotidiano igualitario de niñas y niños en las salas de clases. Para esto, es esencial que la formación docente inicial y continua se enfoque en la práctica, siga criterios pedagógicos sólidos con estrategias de manejo de aula que promuevan la participación de todos los estudiantes, y provea herramientas para examinar la equidad en las interacciones, de manera que los docentes puedan ser conscientes de, y revertir, estos sesgos. También se sugiere trabajar en el diseño y evaluación de intervenciones que permitan eliminar prejuicios y creencias estereotipadas respecto de las habilidades de niños y niñas en los docentes, en tanto estas se pueden traducir en prácticas de enseñanza diferenciadas según género.

Es importante mencionar tres limitaciones principales del presente estudio. En primer lugar, no se buscó estandarizar el tipo de actividad ni el contenido de las clases observadas. Lo anterior debido a que se trató de cursos de distinto grado y a que se priorizó contar con una muestra de clases e interacciones típicas de los docentes y aulas observadas. El tipo de actividad realizada durante las clases pudo haber afectado los patrones generales de interacción observados, pero es menos probable que hayan afectado, de manera sistemática, la inclusión de las niñas en los mismos.

Por otro lado, la muestra del estudio no es aleatoria, por lo que estas conclusiones, si bien coinciden con otros hallazgos de la literatura, no pueden generalizarse a todas las aulas y escuelas en Chile, así como tampoco a las interacciones entre profesores y alumnos que pueden ocurrir en otras asignaturas o contextos. Como en la mayoría de los estudios internacionales sobre interacciones profesor-estudiante,<sup>10</sup> se trabajó con escuelas y profesores voluntarios, lo que puede llevar a una selección de docentes más abiertos a la evaluación y la investigación, y a aulas en las que se podría esperar que las relaciones profesor-estudiante sean más positivas y menos sesgadas hacia ciertos grupos de estudiantes, de acuerdo a lo que sugieren den Brok y Levy (2005). De ser así, las diferencias según género estimadas son conservadoras en relación a las que se podrían encontrar en una muestra representativa de las aulas chilenas.

En tercer lugar, aunque nuestro estudio toma en cuenta las dependencias en los datos que dicen relación con su estructura anidada, ignora otros tipos de dependencias al asumir que, dentro de cada aula, las interacciones ocurren de manera independiente. Es altamente probable que este no sea el caso. Por ejemplo, aquellos estudiantes que interactuaron con el docente una vez pueden ser más propensos a hacerlo nuevamente,<sup>11</sup> aquellos estudiantes con los que el docente inició una interacción pueden ser más propensos a iniciar



interacciones con el docente luego en la misma clase, o los docentes pueden intentar interactuar específicamente con aquellos estudiantes que parecen más pasivos en el aula. Estas y otras tendencias podrían modelarse utilizando técnicas estadísticas que toman en cuenta el tiempo de los eventos (interacciones) y los modelan en función de eventos pasados. Un ejemplo de este enfoque, aplicado a datos de dinámica de aulas escolares, se puede encontrar en DuBois, Butts, McFarland, y Smyth (2013).

Por último, sería importante contar con estudios de carácter longitudinal en Chile, como se han llevado a cabo recientemente en otros contextos (e.g., Hajovsky et al., 2017; McCormick & O'Connor, 2015), que permitan establecer la estabilidad en el tiempo de las medidas de relación profesor-estudiante e investigar los efectos de las diferencias de género en las interacciones sobre el progreso de los resultados de los estudiantes. Esto permitiría testear el rol mediador de los patrones de interacciones profesor-estudiante en el desarrollo de las brechas de género.

## Notas

1. Los autores consideran importante la distinción lingüística de género; sin embargo, para facilitar la lectura del artículo, en adelante esta será omitida. Se utilizarán las expresiones 'el profesor', 'el docente', 'el estudiante', 'el alumno' y sus respectivos plurales para hacer referencia a mujeres y hombres. Se hará la distinción cuando sea necesario.
2. Definida como la calidez y la comunicación abierta entre el docente y el niño, y la comodidad del niño al acercarse al docente.
3. Entendido como resistencia del niño hacia el docente y la falta de relación diádica entre ambos.
4. Como se desprende de la descripción de la muestra, se grabó a 12 profesores más de una vez, con cursos diferentes, dentro de la misma escuela. Estas clases fueron codificadas con el fin de explorar la estabilidad intra-docente del efecto de la variable género. Para esto se utilizaron los residuos correspondientes al coeficiente aleatorio en el Modelo 2, que representa el efecto diferencial del género del estudiante entre aulas. Dado que la muestra de residuos no es balanceada (siete docentes fueron observados dos veces, un docente tres veces, tres docentes cuatro veces y un docente cinco veces), se decidió calcular la correlación intra-clase en base a un modelo de intercepto aleatorio de dos niveles (34 residuos anidados en 12 docentes). Esto se llevó a cabo para cada uno de los cuatro tipos de interacciones analizados. Como se observa en la Tabla A1, las correlaciones entre clases obtenidas son de magnitud considerable, variando entre 0.08 y 0.31, lo que sugiere una cierta estabilidad del sesgo de género, atribuible al docente, en las interacciones profesor-estudiante.
5. Las aulas corresponden, así, a 7mo ( $n_{aulas} = 37$ ) y 8vo ( $n_{aulas} = 5$ ) grado de primaria, y a 1er ( $n_{aulas} = 10$ ), 2do ( $n_{aulas} = 16$ ) y 3er ( $n_{aulas} = 11$ ) grado de secundaria.
6. Por ejemplo, Bassi et al. (2016) estudia solo escuelas de bajo desempeño y aulas de cuarto grado de primaria, mientras que Espinoza y Taut (2016) analizan solo establecimientos municipales de la Región Metropolitana y aulas de séptimo año de primaria.
7. Es importante señalar que la disposición espacial de los estudiantes en las aulas estudiadas era en su mayoría de tipo tradicional (es, decir pupitres en hileras con estudiantes mirando de frente al pizarrón y al docente).
8. Las interacciones dirigidas a, o provenientes de, todo el curso o a grupos de más de cuatro estudiantes no fueron consideradas en este análisis, ya que en estos casos no se individualizó a cada estudiante involucrado.
9. Se decidió modelar y presentar solo estos dos tipos de interacciones debido a que son los más tratados en la literatura, presentaron mayores frecuencias promedio y buenos niveles de confiabilidad entre codificadores, y debido a restricciones de espacio.

10. La inclusión de un intercepto aleatorio y el uso de un estimador Sándwich para los errores estándar puede, al menos hasta cierto punto, abordar el problema común de la sobredispersión en los datos de conteo, y es la estrategia recomendada por Rabe-Hesketh y Skrondal (2008).
11. Los sociogramas se encuentran ubicados en orden decreciente según un indicador de inclusión de mujeres que, de acuerdo a lo propuesto por Jones y Dindia (2004), fue calculado como la proporción de interacciones que involucran a niñas dividida por la proporción de niñas en el aula.

## Acknowledgements / Agradecimientos

This study was funded by the Chilean National Research and Development Agency [ANID Projects PIA CIE160007 and FONDECYT INICIACIÓN 11190591]. Support from ANID/PIA/Basal Funds for Centers of Excellence FB0003 is gratefully acknowledged. / *Este estudio fue financiado por la Agencia Nacional de Investigación y Desarrollo de Chile [Proyectos ANID PIA CIE160007 y FONDECYT INICIACIÓN 11190591]. Se agradece el apoyo otorgado por el Proyecto Basal FB0003 del Programa de Investigación Asociativa de la Agencia Nacional de Investigación y Desarrollo de Chile (ANID).*

## Disclosure statement / Conflicto de intereses

No potential conflict of interest was reported by the authors. / *Los autores no han referido ningún potencial conflicto de interés en relación con este artículo.*

## ORCID

Lorena Ortega  <http://orcid.org/0000-0002-6471-0277>

## References / Referencias

- Agencia de Calidad de la Educación. (2017). *Informe Técnico SIMCE 2017*. Santiago: Ministerio de Educación.
- Agencia de Calidad de la Educación. (2018). *Resultados SIMCE*. Santiago: Ministerio de Educación.
- Altermatt, E. R., Jovanovic, J., & Perry, M. (1998). Bias or responsivity? Sex and achievement-level effects on teachers' classroom questioning practices. *Journal of Educational Psychology*, 90, 516–527.
- Auwarter, A. E., & Aruguete, M. S. (2008). Effects of student gender and socioeconomic status on teacher perceptions. *The Journal of Educational Research*, 101, 243–246.
- Azorín, C., & Ainscow, M. (2018). Guiding schools on their journey towards inclusion. *International Journal of Inclusive Education*. doi:10.1080/13603116.2018.1450900
- Bassi, M., Blumberg, R. L., & Mateo-Berganza, M. (2016). *Under the cloak of invisibility: Gender bias in teaching practices and learning outcomes* (Working Paper IADB). Washington, DC: IADB.
- Black, L., & Radovic, D. (2018). Gendered positions and participation in whole class discussions in the mathematics classroom. In U. Gellert, C. Knipping, & H. Straehler-Pohl (Eds.), *Inside the mathematics class* (pp. 269–289). Cham: Springer International Publishing.
- Blatchford, P., Bassett, P., & Brown, P. (2011). Examining the effect of class size on classroom engagement and teacher-pupil interaction: Differences in relation to pupil prior attainment and primary vs. secondary schools. *Learning and Instruction*, 21, 715–730.

- Borgatti, S. P., Everett, M. G., & Johnson, J. C. (2013). *Analyzing social networks*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Brophy, J., & Good, T. (1974). *Teacher-student relationships: Causes and consequences*. New York, NY: Holt, Rinehart, & Winston.
- Canada, K., & Pringle, R. (1995). The role of gender in college classroom interactions: A social context approach. *Sociology of Education*, 68, 161–186.
- Charlin, V., Torres, A., & Cayumán, C. (2016). Expectativas de género y logro de estudiantes en TERCE. *Midevidencias*, 9, 1–8.
- Cortázar, A., Romo, F., & Vielma, C. (2016). *Informes para la Política Educativa n° 11*. Santiago: Centro de Políticas Comparadas en Educación, Universidad Diego Portales.
- Csardi, G., & Nepusz, T. (2006). The igraph software package for complex network research. *InterJournal, Complex Systems*, 1695(5), 1–9.
- den Brok, P., & Levy, J. (2005). Teacher-student relationships in multicultural classes: Reviewing the past, preparing the future. *International Journal of Educational Research*, 43, 72–88.
- Desimone, L. M., Smith, T. M., & Frisvold, D. E. (2010). Survey measures of classroom instruction: Comparing student and teacher reports. *Educational Policy*, 24, 267–329.
- DuBois, C., Butts, C. T., McFarland, D., & Smyth, P. (2013). Hierarchical models for relational event sequences. *Journal of Mathematical Psychology*, 57, 297–309.
- Duffy, J., Warren, K., & Walsh, M. (2001). Classroom interactions: Gender of teacher, gender of student, and classroom subject. *Sex Roles*, 45, 579–593.
- Espinoza, A., & Taut, S. (2016). El rol del género en las interacciones pedagógicas de aulas de matemática chilenas. *Psykhé*, 25(2), 1c18.
- Gelber, D., Treviño, E., & Inostroza, P. (2016). *Inequidad de Género en los Logros de Aprendizaje en Educación Primaria. ¿Qué nos Puede Decir TERCE?* Santiago: UNESCO.
- Hajovsky, D. B., Mason, B. A., & McCune, L. A. (2017). Teacher-student relationship quality and academic achievement in elementary school: A longitudinal examination of gender differences. *Journal of School Psychology*, 63, 119–133.
- Hamre, B. K., & Pianta, R. C. (2001). Early teacher-child relationships and the trajectory of children's school outcomes through eighth grade. *Child Development*, 72, 625–638.
- Harrop, A., & Swinson, J. (2011). Comparison of teacher talk directed to boys and girls and its relationship to their behaviour in secondary and primary schools. *Educational Studies*, 37, 115–125.
- Herrera, M. O., Mathiesen, M. E., Morales, M. G., Proust, P., & Vergara, M. (2006). Actitud del adulto a cargo de la sala cuna hacia el género y su relación con la calidad del ambiente educativo. *Estudios Pedagógicos*, 32(1), 7–19.
- Jerome, E. M., Hamre, B. K., & Pianta, R. C. (2008). Teacher-child relationships from kindergarten to sixth grade: Early childhood predictors of teacher-perceived conflict and closeness. *Social Development*, 18, 915–945.
- Jones, S. M., & Dindia, K. (2004). A meta-analytic perspective on sex equity in the classroom. *Review of Educational Research*, 74, 443–471.
- Kelly, A. (1988). Gender differences in teacher-pupil interactions: A meta-analytic review. *Research in Education*, 39, 1–23.
- Kuklinski, M. R., & Weinstein, R. S. (2001). Classroom and developmental differences in a path model of teacher expectancy effects. *Child Development*, 72, 1554–1578.
- Lafrance, M. (1991). School for scandal: Different educational experiences for females and males. *Gender and Education*, 3, 3–13.
- Leyva, D., Weiland, C., Barata, M., Yoshikawa, H., Snow, C., Treviño, E., & Rolla, A. (2015). Teacher-child interactions in Chile and their associations with prekindergarten outcomes. *Child Development*, 86, 781–799.
- Lim, J., & Meer, J. (2017). The impact of teacher-student gender matches: Random assignment evidence from South Korea. *Journal of Human Resources*, 52, 979–997.
- Maldonado-Carreño, C., & Votruba-Drzal, E. (2011). Teacher-child relationships and the development of academic and behavioral skills during elementary school: A within- and between-child analysis. *Child Development*, 82, 601–616.

- Manzi, J., García, M. R., & Godoy, M. I. (2017). *Informe Técnico SEPA, Sistema de Evaluación de Progreso del Aprendizaje*. Santiago: MIDE UC, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Manzi, J., González, R., & Sun, Y. (2011). *La Evaluación Docente en Chile*. Santiago: MIDE UC, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Mashburn, A. J., Hamre, B. K., Downer, J. T., & Pianta, R. C. (2006). Teacher and classroom characteristics associated with teachers' ratings of prekindergartners' relationships and behaviors. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 24, 367–380.
- McCormick, M. P., & O'Connor, E. E. (2015). Teacher-child relationship quality and academic achievement in elementary school: Does gender matter? *Journal of Educational Psychology*, 107, 502–516.
- McCormick, M. P., O'Connor, E. E., Cappella, E., & McClowry, S. G. (2013). Teacher-child relationships and academic achievement: A multilevel propensity score model approach. *Journal of School Psychology*, 51, 611–624.
- Minasyan, S. (2017). Gendered patterns in teacher-student interaction in EFL classroom: The Greek context. *Journal of Language and Education*, 3(3), 89–98.
- Mizala, A. (2018). Género, cultura y desempeño en matemáticas. *Anales de la Universidad de Chile*, 14, 125–150.
- Muijs, D., Kyriakides, L., van der Werf, G., Creemers, B., Timperley, H., & Earl, L. (2014). State of the art – Teacher effectiveness and professional learning. *School Effectiveness and School Improvement*, 25, 231–256.
- OECD. (2016a). *PISA 2015 results (Volume I): Excellence and equity in education*. Paris: Author.
- OECD. (2016b). *Skills matter: Further results from the survey of adult skills*. Paris: Author.
- OECD. (2019). *TALIS 2018 results (Volume I): Teachers and school leaders as lifelong learners*. Paris: Author.
- Opendakker, M. C., Maulana, R., & den Brok, P. J. (2012). Teacher-student interpersonal relationships and academic motivation within one school year: Developmental changes and linkage. *School Effectiveness and School Improvement*, 23, 95–119.
- Ortega, L., Malmberg, L.-E., & Sammons, P. (2018a). School effects on Chilean children's achievement growth in language and mathematics: An accelerated growth curve model. *School Effectiveness and School Improvement*, 29, 308–337.
- Ortega, L., Malmberg, L.-E., & Sammons, P. (2018b). Teacher effects on Chilean children's achievement growth: A cross-classified multiple membership accelerated growth curve model. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 40, 473–501.
- Pianta, R., Hamre, B., & Mintz, S. (2011). *CLASS: Classroom assessment scoring system CLASS - Upper elementary manual*. Charlottesville, VA: Teachstone.
- Pianta, R. C. (1992). *The student teacher relationship scale*. Charlottesville, VA: University of Virginia.
- Rabe-Hesketh, S., & Skrondal, A. (2008). *Multilevel and longitudinal modeling using stata* (2nd ed.). College Station, TX: Stata Press.
- Radovic, D. (2018). Diferencias de género en rendimiento matemático en Chile: El efecto del nivel socioeconómico y el establecimiento educacional en el bajo rendimiento de las niñas. *Revista Colombiana de Educación*, 74, 221–242.
- Sadker, M., Sadker, D., & Klein, S. (1991). The issue of gender in elementary and secondary education. In G. Grant (Ed.), *Review of research in education* (Vol. 17, pp. 269–334). Washington, DC: American Educational Research Association.
- Servicio Nacional de la Mujer (SERNAM). (2009). *Análisis de Género en el Aula* (Documento de Trabajo N° 117). Santiago: Servicio Nacional de la Mujer.
- Stigler, J. W., Gonzales, P., Kawanaka, T., Knoll, S., & Serrano, A. (1999). *The TIMSS videotape classroom study: Methods and findings from an exploratory research project on eighth-grade mathematics instruction in Germany, Japan, and the United States*. Washington, DC: U.S. Dept. of Education, Office of Educational Research and Improvement, National Center for Education Statistics.
- Tagliacollo, V. A., Volpato, G. L., & Pereira, A., Jr. (2010). Association of student position in classroom and school performance. *Educational Research*, 1, 198–201.

- Taut, S., Valencia, E., Palacios, D., Santelices, M. V., Jiménez, D., & Manzi, J. (2016). Teacher performance and student learning: Linking evidence from two national assessment programmes. *Assessment in Education: Principles, Policy and Practice*, 23, 53–74.
- Treviño, E., Valdés, H., Castro, M., Costilla, R., Pardo, C., & Donoso Rivas, F. (2010). *Factores asociados al logro cognitivo de los estudiantes de América Latina y el Caribe*. Santiago: OREALC/UNESCO Santiago-LLECE.
- Treviño, E., Varela, C., Rodríguez, M., & Straub, C. (2019). Transformar las aulas en Chile: Superar la desconexión entre la enseñanza actual y los modos de aprender de los estudiantes. En A. Carrasco, & L. Flores (Eds.), *De la Reforma a la Transformación. Capacidades, Innovaciones y Regulación de la Educación Chilena* (pp. 173–216). Santiago: Ediciones UC.
- UNESCO. (2015a). *Tercer Estudio Regional Comparativo y Explicativo: Logros de aprendizajes*. Paris: Author.
- UNESCO. (2015b). *Education 2030: Equity and quality with a lifelong learning perspective. Insights from the EFA global monitoring report's World Inequality Database on Education (WIDE)* (Policy Paper No. 20). Paris: Author.
- UNESCO. (2016). *Gender inequality in learning achievement in primary education. What can TERCE tell us?* Santiago: Author.

## Appendix 1

**Table A1.** Intra-Class Correlation Coefficient (ICC) (among teachers) by type of interaction analysed ( $n_{\text{teachers}} = 12$ ,  $n_{\text{residuals}} = 34$ ).

Teacher-initiated interactions		
	<i>Pedagogical</i>	<i>Total</i>
<i>ICC</i>	.25	.08
Student-initiated interactions		
	<i>Pedagogical</i>	<i>Total</i>
<i>ICC</i>	.22	.31

## Apéndice 1

**Tabla A1.** Coeficientes de Correlación entre Clases (ICC) (entre docentes), según tipo de interacción analizada ( $n_{\text{docentes}} = 12$ ,  $n_{\text{residuos}} = 34$ ).

Interacciones iniciadas por el docente		
	<i>Pedagógicas</i>	<i>Total</i>
<i>ICC</i>	.25	.08
Interacciones iniciadas por el estudiante		
	<i>Pedagógicas</i>	<i>Total</i>
<i>ICC</i>	.22	.31