

Justicia de mercado en la educación: un estudio de las preferencias distributivas en Chile

María Fernanda Núñez y Tomás Urzúa

Formulación del problema

La educación se inscribe en una realidad donde, en gran medida, los establecimientos educacionales con mejores indicadores académicos y mejores climas escolares son justamente aquellos que exigen un mayor poder adquisitivo. Al respecto, entran en tensión las posturas que defienden la educación como el principal motor de generación de oportunidades y movilidad social ([Collins 1989](#)), en contra de aquellas que señalan las escuelas como meros sistemas de reproducción social que perpetúan las desigualdades de base de los jóvenes ([Bourdieu y Passeron 2009](#)). Así, el sistema educacional se trata de una de las esferas de desigualdad que caracterizan al país. Estas desigualdades económicas tienen gran incidencia en la conformación de creencias en torno a la legitimación de estas desigualdades, así como en las ideas de justicia social de los individuos en torno a la distribución de bienes. En este contexto, la justicia de mercado, entendida como la adhesión de los individuos a la idea del merecimiento de bienes y servicios (como educación, salud y/o pensiones) en función de su capacidad de pago ([Castillo et al. 2024](#)), es sumamente importante para comprender las preferencias distributivas que poseen las y los chilenos.

Las preferencias por justicia de mercado, en tanto se considera que los principios de mercado es lo que debería regir en el ámbito educativo, tiene vínculos directos y positivos con las percepciones de meritocracia ([Castillo, Iturra, y Carrasco 2025](#)). García-Sánchez y Galvão ([2022](#)) observan un efecto moderador de las creencias que justifican la desigualdad en el efecto del estatus social percibido en las preferencias redistributivas. Así, se plantea lo siguiente:

H1: Quienes tienen una mayor percepción de meritocracia en la sociedad preferirían en mayor medida la justicia de mercado en la educación.

H2: A menor percepción de meritocracia, quienes tienen un estatus social subjetivo alto preferirían en menor medida la justicia de mercado en la educación.

Por otro lado, en tanto indicador objetivo, según Weisstanner y Armington ([2022](#)), el ingreso condiciona las preferencias por la redistribución, en donde a menor ingreso real se observa un mayor apoyo a políticas redistributivas. De esa manera, hipotetizamos que:

H3: La personas que poseen una menor ingresos en sus hogares preferirían en menor medida la justicia de mercado en la educación.

Por último, Nussbaum y Sen (2025) enfatizan en la consideración de las desigualdades de género en el estudio de la justicia, indicando la complejidad de dicho asunto al ser legitimada incluso desde las mismas mujeres. Así, Mengel y Weidenholzer (2023) indican que se puede encontrar una tendencia sobre las actitudes de género hacia las políticas redistributivas, siendo la demanda de redistribución de las mujeres mayor en conjunto. Por ende, es posible plantear lo siguiente:

H4: Las mujeres preferirían en menor medida la justicia de mercado en la educación.

Finalmente, en un contexto altamente desigual como el chileno —donde el 50% más pobre recibe solamente el 10% de los ingresos totales, mientras que el 1% más rico recibe casi el 27% de los ingresos del país (Chancel et al. 2022)— y que, a pesar de las brechas evidentes de ingreso, estas son legitimadas por la sociedad (Castillo 2011), es que las preferencias de redistribución en torno a la educación se vuelven relevantes de estudiar. Además, según Mengel y Weidenholzer (2023) este tipo de desigualdad es uno de los determinantes más importantes de las preferencias por la redistribución. En ese marco, el presente estudio tiene como objetivo explorar los factores que influyen en las preferencias distributivas de adultos sobre educación en Chile y así responder a la pregunta: ¿Cuál es el efecto de las percepciones de meritocracia, el género, el estatus social subjetivo y el ingreso del hogar en las preferencias por justicia de mercado en la población chilena?

Base de datos

Para cumplir con el objetivo propuesto, se utilizará la base de datos de 2023 del Estudio Longitudinal Social de Chile (ELSOC). Este proyecto logra ver la luz gracias al Centro de Estudios de Conflicto y Cohesión Social (COES), siendo un estudio que busca medir las percepciones, preferencias y comportamientos de las y los chilenos en torno a temáticas de conflicto y cohesión social del país. Una de las virtudes de el ELSOC es que proporciona datos panel, es decir, la recopilación de datos anualmente a una muestra representativa de la población durante diez años, lo cual permite aplicar análisis intertemporales. La población objetivo del estudio son hombres y mujeres entre 18 y 75 años, residentes de viviendas particulares en zonas urbanas. El procedimiento muestral es probabilístico, estratificado, por conglomerados y multietápico.

Las variables de este trabajo se hallan contenidas dentro de tres módulos: Módulo de Legitimidad y desigualdad social (d), Módulo de territorio (t) y Módulo de Caracterización Sociodemográfica (m). Esta selección busca medir la relación entre la justicia distributiva en educación y variables económicas objetivas, subjetivas, demográficas y percepciones del barrio.

Variables

El tamaño de la muestra utilizado en este trabajo es de $N = 2466$, considerando el tratamiento de los casos perdidos de las variables de interés en el marco de la ola correspondiente al año 2023.

Variable dependiente

Tabla 1: Frecuencia Preferencia de justicia de mercado en la educación

Preferencia por justicia de mercado en la educación	n	%
Totalmente en desacuerdo	666	27.0
En desacuerdo	1244	50.4
Ni de acuerdo ni en desacuerdo	228	9.2
De acuerdo	291	11.8
Totalmente de acuerdo	37	1.5

Esta variable ordinal busca medir el grado de acuerdo de una persona sobre la sentencia “Es justo que las personas de altos ingresos tengan una mejor educación para sus hijos que las personas con ingresos más bajos”. La escala de acuerdo contiene cinco categorías de respuesta, las cuales van desde “Totalmente en desacuerdo” (1) hasta “Totalmente de acuerdo” (5).

Tabla 2: Frecuencia Preferencia de justicia de mercado en la educación (recodificada)

Preferencia por justicia de mercado en la educación (recodificada)	n	%
En desacuerdo	1910	77.5
De acuerdo	328	13.3
NA	228	9.2

Además, esta se recodificó en dos categorías, para ver sus resultados utilizando regresión logística. Donde 0 es “En desacuerdo” y 1 es “De acuerdo”. Dentro de la recodificación, se considero como NA la categoría “Ni de acuerdo ni en desacuerdo”, lo cual conlleva la pérdida de 228 casos, contando con una segunda base con un N de 2238 casos.

Variables independientes

Tabla 3: Descriptivos variables cuantitativas

Ingreso Total del hogar	Estatus Social Subjetivo
Min. : 0	Min. : 0.00
1st Qu.: 412750	1st Qu.: 4.00
Median : 650000	Median : 5.00
Mean : 935136	Mean : 4.51
3rd Qu.: 1037500	3rd Qu.: 5.00
Max. :20000000	Max. :10.00

Ingreso total (m29): La variable busca medir cuánto fue el ingreso total del hogar del entrevistado durante el último mes, considerando los ingresos líquidos de todos los miembros del hogar. El fraseo de la pregunta es “En el mes pasado, ¿cuál fue el ingreso total de su hogar? (Considere los ingresos líquidos de los miembros del hogar, es decir, después de descuentos de impuestos, salud, previsión u otros)”. Posee respuesta numérica abierta

Estatus social subjetivo (d01_01): Variable de tipo ordinal que busca saber en qué posición social se ubica el encuestado. El fraseo de la pregunta dice “En nuestra sociedad, hay grupos que tienden a ubicarse en los niveles más altos y grupos que tienden a ubicarse en los niveles más bajos de la sociedad. Usando la escala presentada, donde 0 es el nivel más bajo y 10 el nivel más alto, ¿Dónde se ubicaría usted en la sociedad chilena?”. Como se lee en el fraseo, la variable posee once categorías de respuesta, donde mientras más alto el número, más alto se posiciona socialmente la persona desde su autopercepción.

Tabla 4: Frecuencia Género

Género	n	%
Hombre	885	35.9
Mujer	1581	64.1

Variable de carácter nominal que busca saber el sexo del encuestado. Hombre tiene la categoría de respuesta 1, mientras que Mujer la 2.

Tabla 5: Percepción de esfuerzo en la sociedad

Esfuerzo	n	%
Totalmente en desacuerdo	244	9.9
En desacuerdo	1117	45.3
Ni de acuerdo ni en desacuerdo	564	22.9
De acuerdo	488	19.8
Totalmente de acuerdo	53	2.1

Esfuerzo	n	%
----------	---	---

Variable de tipo ordinal que pretende medir el grado de acuerdo respecto a la frase “En Chile, las personas son recompensadas por sus esfuerzos”. Contiene cinco categorías de respuesta, las cuales van desde “Totalmente en desacuerdo” (1) hasta “Totalmente de acuerdo” (5).

Tabla 6: Percepción de talento en la sociedad

Talento	n	%
Totalmente en desacuerdo	204	8.3
En desacuerdo	967	39.2
Ni de acuerdo ni en desacuerdo	618	25.1
De acuerdo	626	25.4
Totalmente de acuerdo	51	2.1

Variable de tipo ordinal que pretende medir el grado de acuerdo respecto a la frase “En Chile, las personas son recompensadas por su inteligencia y habilidad”. Contiene cinco categorías de respuesta, las cuales van desde “Totalmente en desacuerdo” (1) hasta “Totalmente de acuerdo” (5).

Correlaciones

Dado que las variables de interés son ordinales, cuantitativas y dicotómicas, es que se aplicarán correlaciones policóricas, de Pearson y una tabla de contingencia según corresponda para estimar su asociación.

Matriz de correlaciones general

	just_educacion	ingreso_hogar	estatus_subj	genero	esfuerzo	talento
just_educacion						
ingreso_hogar	-0.006					
estatus_subj	0.040*	0.226***				
genero	-0.069***	-0.141***	-0.050*			
esfuerzo	0.132***	0.054**	0.047*	-0.107***		
talento	0.129***	0.046*	0.058**	-0.101***	0.700***	
Computed correlation used Pearson-method with listwise-deletion.						

En general, se observa que las correlaciones entre las variables independientes son de intensidad baja (excepto en el caso de los criterios de meritocracia) y significativas. Solo en el caso de la variable de ingreso total de los hogares no se asocia significativamente con la variable dependiente.

Ahora, veremos cómo se relaciona cada variable predictora con las preferencias por justicia de mercado en la educación de acuerdo a sus niveles de medición.

a. Tabla de contingencia: Justicia de mercado en la educación y género

Tabla 8: Tabla de Contingencia: Género por Preferencia

Preferencias	Género	
	Hombre	Mujer
Totalmente en desacuerdo	9.0429846	17.964315
En desacuerdo	17.3154907	33.130576
Ni de acuerdo ni en desacuerdo	3.8118410	5.433901
De acuerdo	4.9472830	6.853204
Totalmente de acuerdo	0.7704785	0.729927

La tabla de contingencia nos muestra que las mujeres tienden a estar más en desacuerdo (33% en desacuerdo y 17% muy en desacuerdo) con preferir la justicia de mercado en la educación que los hombres. En esta asociación, el chi cuadrado es significativo ($p\text{-value} = 0.002$) y presenta un tamaño efecto bajo (V de Cramer $= 0.07$).

b. Correlación Policórica: Justicia de mercado en la educación y percepciones de meritocracia

Tabla 9: Preferencias por justicia de mercado en la educación y percepciones de meritocracia

	just_educacion	esfuerzo	talento
just_educacion	1.00	0.18	0.17
esfuerzo	0.18	1.00	0.77
talento	0.17	0.77	1.00

La correlación policórica para la variable del criterio meritocrático del esfuerzo indica un relación baja y positiva, de modo que a mayor preferencia por justicia de mercado mayor percepción de que las personas son recompensadas por su esfuerzo en la sociedad. Esta relación es significativa ($p\text{-value} = 0.000$) y comparten un 2.25% de varianza.

La correlación policórica para la variable del criterio meritocrático del talento indica un relación baja y positiva, de modo que a mayor preferencia por justicia de mercado mayor

percepción de que las personas son recompensadas por su inteligencia y habilidad. Esta relación es significativa (p-value = 0.000) y comparten un 1.69% varianza.

c. Correlaciones de Pearson: Justicia de mercado en la educación y estatus social subjetivo e ingreso total de los hogares

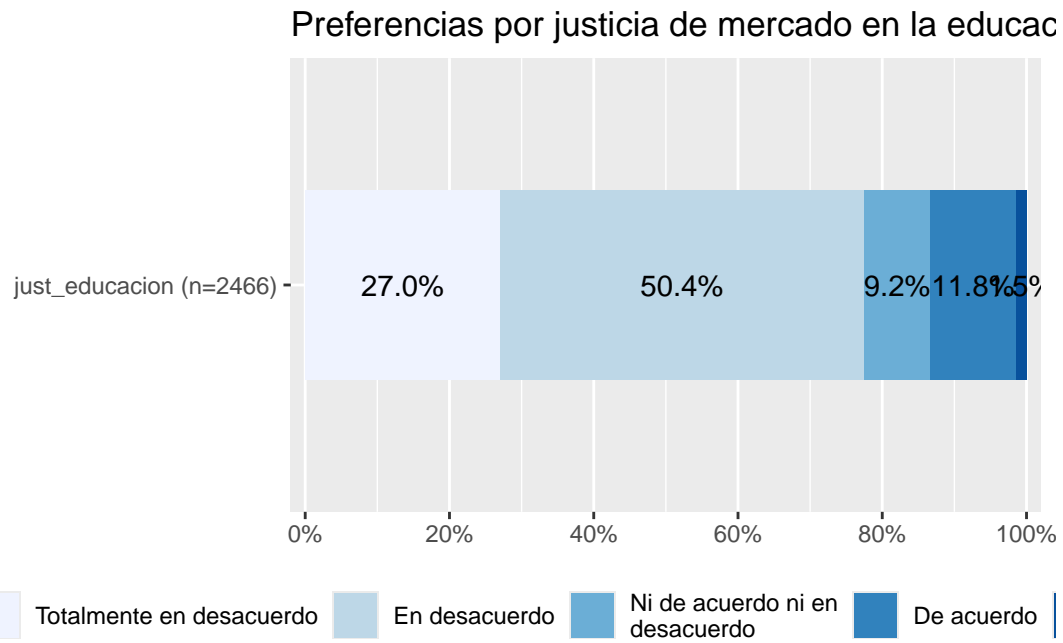
	just_educacion	ingreso_hogar	estatus_subj
just_educacion			
ingreso_hogar	-0.006		
estatus_subj	0.040*	0.226***	
Computed correlation used pearson-method with listwise-deletion.			

La correlación de Pearson para la variable de estatus social subjetivo indica un relación baja y positiva, de modo que a mayor preferencia por justicia de mercado perciben tener un mayor estatus en la sociedad chilena. Esta relación es significativa (p-value = 0.04) y comparten baja varianza (0.16%).

La correlación de Pearson para la variable de ingreso total del hogar indica un relación baja y negativa, de modo que a mayor preferencia por justicia de mercado presentan un menor monto total a nivel de su hogar. Sin embargo esta relación no es significativa (p-value = 0.7) y comparten muy baja varianza (0.0036%).

Regresión lineal

Variable dependiente



Modelos simples

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
(Intercept)	2.19*** (0.03)	2.11*** (0.03)	1.99*** (0.06)	1.76*** (0.06)	1.72*** (0.07)
generoMujer	-0.14*** (0.04)				
ingreso_hogar		-0.00 (0.00)			
estatus_subj			0.03* (0.01)		
esfuerzoEn desacuerdo				0.30*** (0.07)	
esfuerzoNi de acuerdo ni en desacuerdo				0.42*** (0.07)	
esfuerzoDe acuerdo				0.50*** (0.08)	
esfuerzoTotalmente de acuerdo				0.54*** (0.15)	
talentoEn desacuerdo					0.34*** (0.07)
talentoNi de acuerdo ni en desacuerdo					0.44*** (0.08)
talentoDe acuerdo					0.50*** (0.08)
talentoTotalmente de acuerdo					0.75*** (0.15)
R ²	0.00	0.00	0.00	0.02	0.02
Adj. R ²	0.00	-0.00	0.00	0.02	0.02
Num. obs.	2466	2466	2466	2466	2466

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$

Tabla 11: Statistical models

Considerando el efecto de cada variable sin controlar por el resto de las variables, se observa que las variables mantienen su efecto, de modo que estas son significativas (excepto el ingreso total de los hogares).

Modelos multivariados

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
(Intercept)	2.21*** (0.04)	2.10*** (0.07)	1.77*** (0.09)	1.70*** (0.09)
generoMujer	-0.15*** (0.04)	-0.14*** (0.04)	-0.12** (0.04)	-0.12** (0.04)
ingreso_hogar	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
estatus_subj		0.03* (0.01)	0.02 (0.01)	0.02 (0.01)
esfuerzoEn desacuerdo			0.30*** (0.07)	0.18 (0.10)
esfuerzoNi de acuerdo ni en desacuerdo			0.41*** (0.07)	0.24* (0.10)
esfuerzoDe acuerdo			0.49*** (0.08)	0.31** (0.11)
esfuerzoTotalmente de acuerdo			0.52*** (0.15)	0.17 (0.19)
talentoEn desacuerdo				0.18 (0.11)
talentoNi de acuerdo ni en desacuerdo				0.25* (0.11)
talentoDe acuerdo				0.25* (0.11)
talentoTotalmente de acuerdo				0.55** (0.20)
R ²	0.01	0.01	0.03	0.03
Adj. R ²	0.00	0.01	0.02	0.02
Num. obs.	2466	2466	2466	2466

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$

Tabla 12: Statistical models

Al controlar por el resto las variables independientes, el efecto del género se mantiene. En el caso de las percepciones de esfuerzo, las categorías “Ni de acuerdo ni en desacuerdo” y “De acuerdo”, mantienen su efecto. De forma similar, las percepciones de talento mantienen su efecto en las categorías “Ni de acuerdo ni en desacuerdo”, “De acuerdo” y “Totalmente de acuerdo”.

Esto nos permite decir que el efecto del género es estable en todos los modelos parciales y significativo ($p < 0.01$). Por ende, es posible afirmar que las mujeres prefieren en menor

medida la justicia de mercado en la educación, aun controlando por otras variables como lo son las percepciones meritocráticas y su estatus.

Por otro lado, respecto a las percepción relativa al esfuerzo en la sociedad, esta se mantiene en los valores más centrales pero con una significancia mayor en el categoría “De acuerdo” ($p < 0.01$). Así, es que podemos decir que las personas que se muestran neutrales y parcialmente de acuerdo con que en la sociedad se es recompensado el esfuerzo prefieren en mayor medida la justicia de mercado en la educación. Observando la parcialización, la percepción por el esfuerzo se muestra controlada por el percepción por el talento y no por las variables sociodemográficas.

En el caso de la percepción relativa al talento, esta mantiene su significancia en las tres categorías al ser introducida en el modelo y con una mayor significancia ($p < 0.001$) en la categoría más extrema de acuerdo. Con ello, es posible afirmar que las personas que se muestran de acuerdo con que en la sociedad se es recompensada la inteligencia y la habilidad prefieren en mayor medida la justicia de mercado en la educación.

Si bien, al agregar predictores al modelo la varianza aumenta, esto no es en gran medida (de 1% a un 3%). De todos modos, el modelo presenta una baja capacidad explicativa.

Efectos de interacción

	M9	M10
(Intercept)	1.699*** (0.094)	1.669*** (0.171)
generoMujer	-0.116** (0.041)	-0.117** (0.041)
ingreso_hogar	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
estatus_subj	0.022 [†] (0.013)	0.029 (0.036)
esfuerzoEn desacuerdo	0.178 [†] (0.096)	0.230 (0.209)
esfuerzoNi de acuerdo ni en desacuerdo	0.239* (0.105)	0.384 (0.236)
esfuerzoDe acuerdo	0.312** (0.110)	0.270 (0.227)
esfuerzoTotalmente de acuerdo	0.171 (0.188)	-0.002 (0.459)
talentoEn desacuerdo	0.179 [†] (0.105)	0.176 [†] (0.106)
talentoNi de acuerdo ni en desacuerdo	0.246* (0.111)	0.243* (0.111)
talentoDe acuerdo	0.246* (0.114)	0.244* (0.115)
talentoTotalmente de acuerdo	0.551** (0.195)	0.556** (0.196)
estatus_subj:esfuerzoEn desacuerdo		-0.011 (0.041)
estatus_subj:esfuerzoNi de acuerdo ni en desacuerdo		-0.031 (0.046)
estatus_subj:esfuerzoDe acuerdo		0.009 (0.044)
estatus_subj:esfuerzoTotalmente de acuerdo		0.036 (0.088)
R ²	0.029	0.030
Adj. R ²	0.025	0.024
Num. obs.	2466	2466

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$; [†] $p < 0.1$

Tabla 13: Statistical models

Al considerar la interacción entre el estatus social subjetivo y la percepción del esfuerzo social, se observa que esta no es significativa. Aún así, el efecto significativo del género ($p < 0.01$) y las categorías “Ni de acuerdo ni en desacuerdo” ($p < 0.05$), “De acuerdo” ($p < 0.05$) y “Totalmente de acuerdo” ($p < 0.01$) se mantienen estables y significativas.

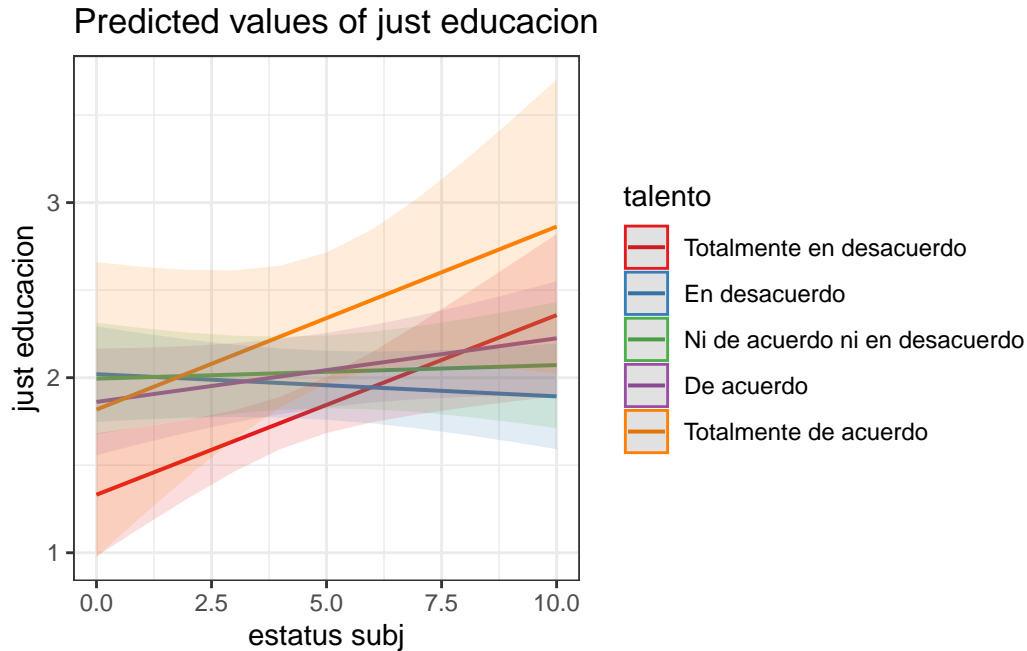
Con ello, es posible afirmar que la interacción entre estatus social subjetivo y la percepción de esfuerzo social no afecta en las preferencias por justicia de mercado en la educación.

La varianza asociada al modelo con efecto de interacción se mantiene en un 3% y, por ende, con una baja capacidad explicativa.

	M9	M11
(Intercept)	1.699*** (0.094)	1.356*** (0.180)
generoMujer	−0.116** (0.041)	−0.114** (0.041)
ingreso_hogar	−0.000 (0.000)	−0.000 (0.000)
estatus_subj	0.022† (0.013)	0.103** (0.039)
esfuerzoEn desacuerdo	0.178† (0.096)	0.161† (0.097)
esfuerzoNi de acuerdo ni en desacuerdo	0.239* (0.105)	0.228* (0.105)
esfuerzoDe acuerdo	0.312** (0.110)	0.302** (0.110)
esfuerzoTotalmente de acuerdo	0.171 (0.188)	0.188 (0.190)
talentoEn desacuerdo	0.179† (0.105)	0.689** (0.222)
talentoNi de acuerdo ni en desacuerdo	0.246* (0.111)	0.663** (0.236)
talentoDe acuerdo	0.246* (0.114)	0.530* (0.232)
talentoTotalmente de acuerdo	0.551** (0.195)	0.486 (0.462)
estatus_subj:talentoEn desacuerdo		−0.115** (0.044)
estatus_subj:talentoNi de acuerdo ni en desacuerdo		−0.095* (0.047)
estatus_subj:talentoDe acuerdo		−0.066 (0.045)
estatus_subj:talentoTotalmente de acuerdo		0.002 (0.086)
R ²	0.029	0.033
Adj. R ²	0.025	0.027
Num. obs.	2466	2466

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$; † $p < 0.1$

Tabla 14: Statistical models



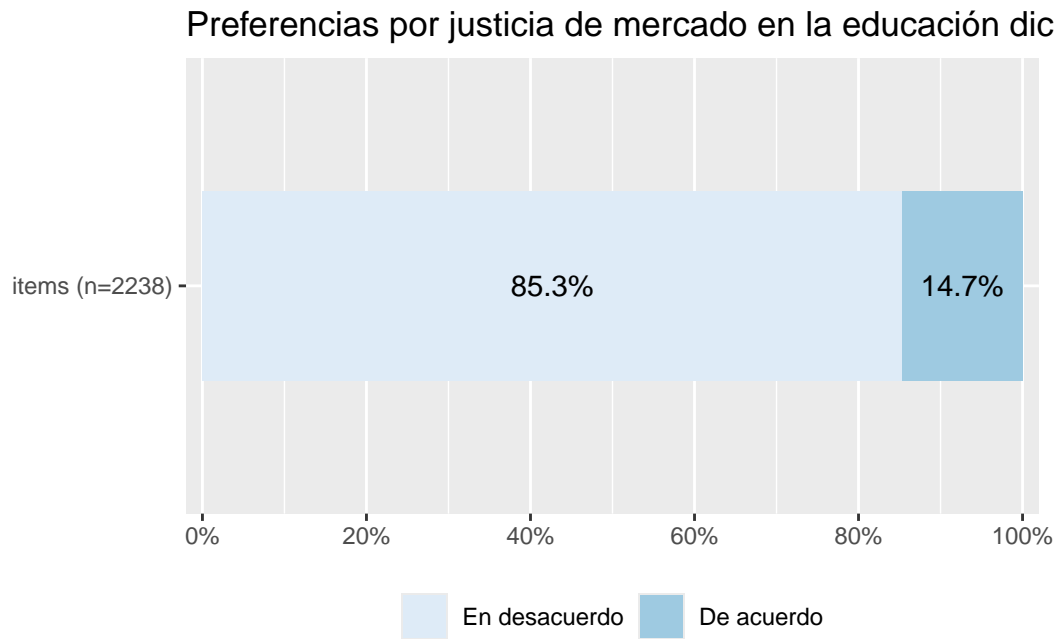
Al considerar la interacción entre el estatus social subjetivo y la percepción del talento social, se observa que esta es significativa para el caso de las categorías “En desacuerdo” ($p < 0.01$) y “Ni de acuerdo ni en desacuerdo” ($p < 0.05$) y que la relación es negativa. Esto permite afirmar que la interacción entre estatus social subjetivo y la percepción de esfuerzo social afecta negativamente en las preferencias por justicia de mercado en la educación. Es decir, que las personas que están en desacuerdo con el talento social es recompensado y poseen un estatus social subjetivo más alto prefieren en menor medida la justicia de mercado en la educación.

El efecto significativo del género se mantiene estable y significativo ($p < 0.01$). Por otro lado, en el caso de las percepciones asociadas al esfuerzo social, esta se vuelve significativa para las categorías “Ni de acuerdo ni en desacuerdo” ($p < 0.05$), “De acuerdo” ($p < 0.01$), con un efecto positivo en las preferencias por justicia de mercado.

La varianza asociada al modelo con efecto de interacción se aumenta a un 3.3% y, aun así esto sigue evidenciando una baja capacidad explicativa.

Regresión logística

Variable dependiente



Modelos simples

	M1	M2	M3	M4	M5
(Intercept)	−1.528*** (0.093)	−1.730*** (0.082)	−1.899*** (0.185)	−1.757*** (0.186)	−1.884*** (0.210)
generoMujer	−0.380** (0.122)				
ingreso_hogar		−0.000 (0.000)			
estatus_subj			0.030 (0.038)		
esfuerzoEn desacuerdo				−0.217 (0.208)	
esfuerzoNi de acuerdo ni en desacuerdo				0.057 (0.225)	
esfuerzoDe acuerdo				0.253 (0.224)	
esfuerzoTotalmente de acuerdo				0.812* (0.366)	
talentoEn desacuerdo					−0.122 (0.235)
talentoNi de acuerdo ni en desacuerdo					0.256 (0.240)
talentoDe acuerdo					0.257 (0.239)
talentoTotalmente de acuerdo					1.190** (0.380)
AIC	1859.518	1868.796	1868.498	1859.684	1856.349
BIC	1870.945	1880.223	1879.924	1888.251	1884.916
Log Likelihood	−927.759	−932.398	−932.249	−924.842	−923.175
Deviance	1855.518	1864.796	1864.498	1849.684	1846.349
Num. obs.	2238	2238	2238	2238	2238

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$; † $p < 0.1$

Tabla 15: Statistical models

Considerando el efecto de cada variable sin controlar por el resto de las variables, se observa que solo la variable género mantiene su efecto ($p < 0.01$) y las categoría de “Totalmente de acuerdo” para ambas percepciones sobre meritocracia (con un $p < 0.05$ en el caso del esfuerzo y un $p < 0.01$ en el caso del talento).

Modelos multivariados

	m1 (log odds)	m2 (log odds)	m3 (log odds)	m4 (log odds)
(Intercept)	−1.453*** (0.118)	−1.602*** (0.205)	−1.583*** (0.267)	−1.641*** (0.289)
generoMujer	−0.401** (0.123)	−0.399** (0.123)	−0.360** (0.124)	−0.357** (0.125)
ingreso_hogar	−0.000 (0.000)	−0.000 (0.000)	−0.000 (0.000)	−0.000 (0.000)
estatus_subj		0.036 (0.040)	0.032 (0.040)	0.029 (0.040)
esfuerzoEn desacuerdo			−0.225 (0.209)	−0.270 (0.292)
esfuerzoNi de acuerdo ni en desacuerdo			0.027 (0.226)	−0.210 (0.315)
esfuerzoDe acuerdo			0.207 (0.225)	0.069 (0.326)
esfuerzoTotalmente de acuerdo			0.751* (0.368)	0.121 (0.502)
talentoEn desacuerdo				0.032 (0.329)
talentoNi de acuerdo ni en desacuerdo				0.380 (0.338)
talentoDe acuerdo				0.191 (0.351)
talentoTotalmente de acuerdo				0.995† (0.521)
Pseudo R2	0.006	0.006	0.013	0.017
AIC	1860.372	1861.576	1856.208	1856.992
BIC	1877.512	1884.429	1901.915	1925.552
Log Likelihood	−927.186	−926.788	−920.104	−916.496
Deviance	1854.372	1853.576	1840.208	1832.992
Num. obs.	2238	2238	2238	2238

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$; † $p < 0.1$

Tabla 16: Statistical models

Al controlar por el resto las variables independientes, el efecto del género se mantiene. Esto nos permite decir que el efecto del género es estable en todos los modelos parciales y significativo ($p < 0.01$). Por ende, es posible afirmar que las mujeres están en desacuerdo con la justicia de mercado en la educación, aun controlando por otras variables como lo son las percepciones

meritocráticas y su estatus.

Si bien, al agregar predictores al modelo la capacidad explicativa del modelo aumenta, esta sigue siendo muy baja (Pseudo R2 = 0.017).

Estimación de odds ratios

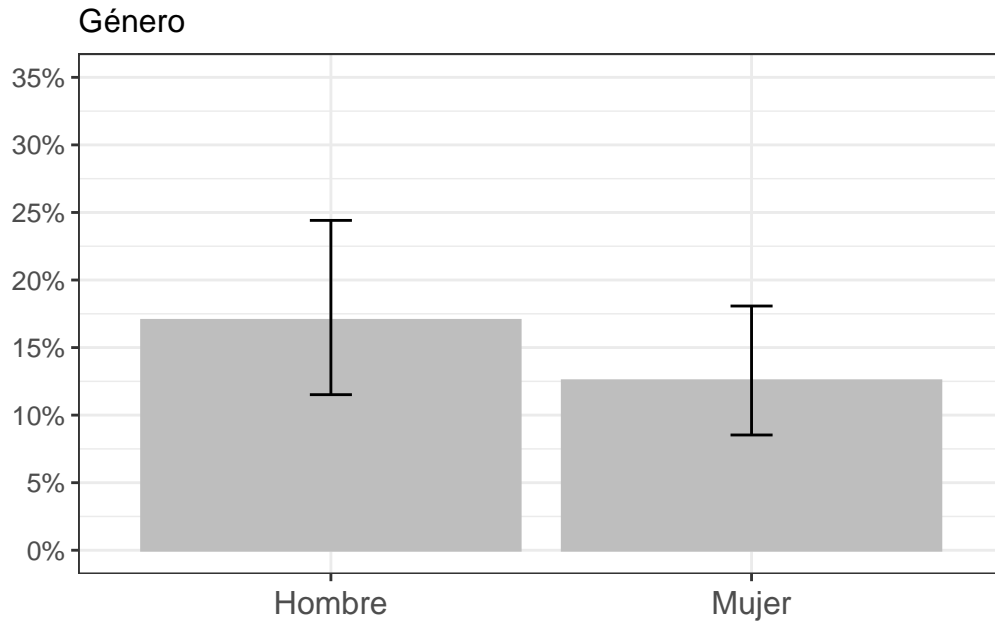
	m1 (OR)	m2 (OR)	m3 (OR)	m4 (OR)
(Intercept)	0.234*** (0.118)	0.202*** (0.205)	0.205*** (0.267)	0.194*** (0.289)
generoMujer	0.670** (0.123)	0.671** (0.123)	0.698** (0.124)	0.700** (0.125)
ingreso_hogar	1.000 (0.000)	1.000 (0.000)	1.000 (0.000)	1.000 (0.000)
estatus_subj		1.036 (0.040)	1.033 (0.040)	1.030 (0.040)
esfuerzoEn desacuerdo			0.798 (0.209)	0.763 (0.292)
esfuerzoNi de acuerdo ni en desacuerdo			1.028 (0.226)	0.811 (0.315)
esfuerzoDe acuerdo			1.230 (0.225)	1.071 (0.326)
esfuerzoTotalmente de acuerdo			2.118* (0.368)	1.129 (0.502)
talentoEn desacuerdo				1.033 (0.329)
talentoNi de acuerdo ni en desacuerdo				1.462 (0.338)
talentoDe acuerdo				1.210 (0.351)
talentoTotalmente de acuerdo				2.704† (0.521)
AIC	1860.372	1861.576	1856.208	1856.992
BIC	1877.512	1884.429	1901.915	1925.552
Log Likelihood	−927.186	−926.788	−920.104	−916.496
Deviance	1854.372	1853.576	1840.208	1832.992
Num. obs.	2238	2238	2238	2238

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$; † $p < 0.1$

Tabla 17: Statistical models

En el caso del género, los odd ratios, al ser menores a 0, ($OR = 0.7$) indican que es poco probable que las mujeres esten de acuerdo con la justicia de mercado en la educación.

Probabilidades predichas



En el gráfico se puede observar que controlando por el resto de las variables, la probabilidad predicha de estar de acuerdo con la justicia de mercado en la educación es mayor para los hombres (25% aproximadamente) que para las mujeres (17.5% aproximadamente). Sin embargo, considerando los IC de cada uno, estos se superponen, por ende, la diferencia entre ambos grupos no es significativa.

Efectos de interacción

	M4 (log odds)	M4.1 (log odds)
(Intercept)	−1.641*** (0.289)	−1.713*** (0.515)
generoMujer	−0.357** (0.125)	−0.359** (0.125)
ingreso_hogar	−0.000 (0.000)	−0.000 (0.000)
estatus_subj	0.029 (0.040)	0.047 (0.108)
esfuerzoEn desacuerdo	−0.270 (0.292)	−0.038 (0.639)
esfuerzoNi de acuerdo ni en desacuerdo	−0.210 (0.315)	0.106 (0.714)
esfuerzoDe acuerdo	0.069 (0.326)	−0.158 (0.679)
esfuerzoTotalmente de acuerdo	0.121 (0.502)	0.138 (1.185)
talentoEn desacuerdo	0.032 (0.329)	0.020 (0.330)
talentoNi de acuerdo ni en desacuerdo	0.380 (0.338)	0.374 (0.339)
talentoDe acuerdo	0.191 (0.351)	0.186 (0.352)
talentoTotalmente de acuerdo	0.995† (0.521)	0.992† (0.526)
estatus_subj:esfuerzoEn desacuerdo		−0.051 (0.126)
estatus_subj:esfuerzoNi de acuerdo ni en desacuerdo		−0.068 (0.140)
estatus_subj:esfuerzoDe acuerdo		0.050 (0.130)
estatus_subj:esfuerzoTotalmente de acuerdo		−0.005 (0.223)
Pseudo R2	0.017	0.018
AIC	1856.992	1863.546
BIC	1925.552	1954.960
Log Likelihood	−916.496	−915.773
Deviance	1832.992	1831.546
Num. obs.	2238	2238

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$; † $p < 0.1$

Tabla 18: Statistical models

Al considerar la interacción entre el estatus social subjetivo y la percepción del esfuerzo social, se observa que esta no es significativa. Aún así, el efecto significativo del género ($p < 0.01$) se mantiene estable y significativo.

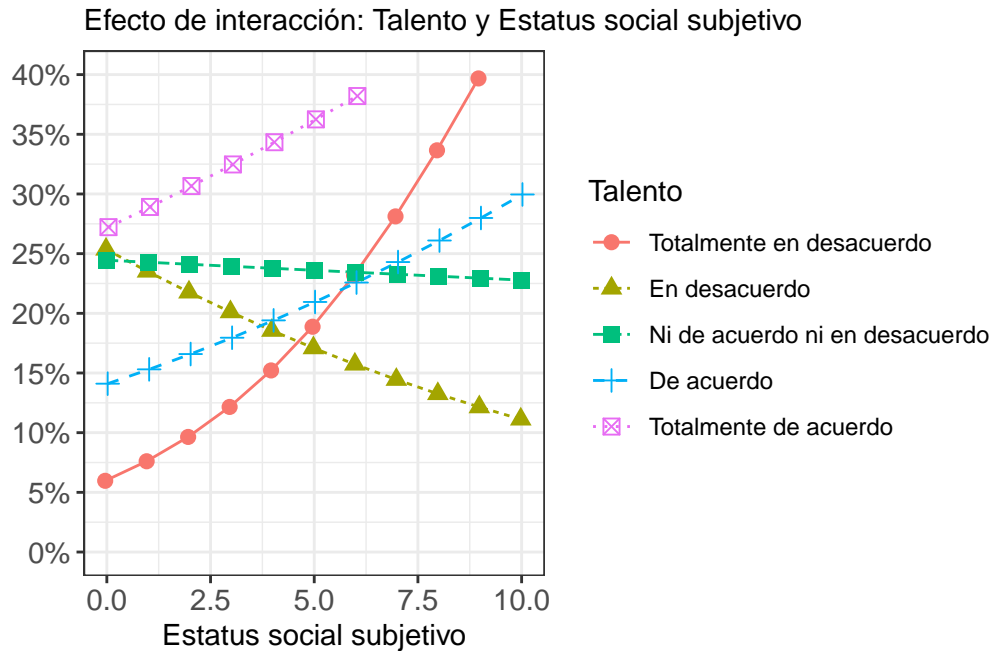
Con ello, es posible afirmar que la interacción entre estatus social subjetivo y la percepción de esfuerzo social no afecta en las preferencias por justicia de mercado en la educación.

Si bien, al agregar predictores al modelo la capacidad explicativa del modelo aumenta, esta sigue siendo muy baja (Pseudo $R^2 = 0.018$).

	M4 (log odds)	M4.2 (log odds)
(Intercept)	−1.641*** (0.289)	−2.689*** (0.615)
generoMujer	−0.357** (0.125)	−0.355** (0.126)
ingreso_hogar	−0.000 (0.000)	−0.000 (0.000)
estatus_subj	0.029 (0.040)	0.260* (0.119)
esfuerzoEn desacuerdo	−0.270 (0.292)	−0.316 (0.290)
esfuerzoNi de acuerdo ni en desacuerdo	−0.210 (0.315)	−0.241 (0.313)
esfuerzoDe acuerdo	0.069 (0.326)	0.047 (0.324)
esfuerzoTotalmente de acuerdo	0.121 (0.502)	0.128 (0.508)
talentoEn desacuerdo	0.032 (0.329)	1.678* (0.739)
talentoNi de acuerdo ni en desacuerdo	0.380 (0.338)	1.629* (0.765)
talentoDe acuerdo	0.191 (0.351)	0.951 (0.762)
talentoTotalmente de acuerdo	0.995 [†] (0.521)	1.774 (1.204)
estatus_subj:talentoEn desacuerdo		−0.360** (0.139)
estatus_subj:talentoNi de acuerdo ni en desacuerdo		−0.269 [†] (0.144)
estatus_subj:talentoDe acuerdo		−0.164 (0.139)
estatus_subj:talentoTotalmente de acuerdo		−0.176 (0.212)
Pseudo R2	0.017	0.022
AIC	1856.992	1856.615
BIC	1925.552	1948.028
Log Likelihood	−916.496	−912.307
Deviance	1832.992	1824.615
Num. obs.	2238	2238

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$; [†] $p < 0.1$

Tabla 19: Statistical models



Al considerar la interacción entre el estatus social subjetivo y la percepción del talento social, se observa que esta es significativa para el caso de las categorías “En desacuerdo” ($p < 0.01$) y que la relación es negativa. Esto permite afirmar que la interacción entre estatus social subjetivo y la percepción de esfuerzo social afecta negativamente en las preferencias por justicia de mercado en la educación. Es decir, que las personas que están en desacuerdo con el talento social es recompensado y poseen un estatus social subjetivo más alto prefieren en menor medida la justicia de mercado en la educación.

El efecto significativo del género se mantiene estable y significativo ($p < 0.01$).

Para esta interacción, la capacidad explicativa del modelo aumenta y, si bien es baja, es aceptable (Pseudo $R^2 = 0.022$).

Conclusiones

Al comparar ambos modelos, es posible observar que el modelo logístico tiene un mejor ajuste que el modelo lineal. Por otro lado, en todos los modelos, tanto lineales como logísticos, el efecto del género es significativo y negativo en las preferencias por justicia de mercado en la educación. Lo mismo ocurre con el efecto de interacción del estatus social subjetivo con la percepción de talento en la sociedad.

De acuerdo a nuestras hipótesis, lo primero es que se observa que efectivamente las mujeres prefieren en menor medida la justicia de mercado en la educación (H4). Esto nos da una primera pista del comportamiento del género dentro de las preferencias sociales de acuerdo a

valores de mercado y funcionamiento de las políticas sociales. Considerando aquello, es que sería interesante profundizar en la dirección de lo planteado por Mengel y Weidenholzer (2023) y así estimar estos efectos en variables que midan de forma más pertinente el apoyo a políticas redistributivas.

Para el caso de las percepciones de meritocracia (H1), estas mantienen su significancia en las regresiones simples, pero la pierden al controlar por otras variables. Aquello permite discutir que el efecto de las percepciones meritocráticas en las preferencias por justicia de mercado en la educación se explica por otras variables y que no es un efecto aislado. Lo anterior, queda más o menos en evidencia cuando las percepciones de meritocracia interactúan con el estatus social subjetivo. Es posible estimar el efecto de la percepción sobre el criterio del talento considerando su interacción con el estatus social subjetivo, donde una menor adhesión con dicha idea y que poseen un estatus social subjetivo más alto prefieren en menor medida la justicia de mercado en la educación. De este modo, se puede profundizar en que el efecto de las creencias que legitiman la desigualdad planteado por García-Sánchez y Galvão (2022), se evidencia cuando se trata de la meritocracia asociada a la inteligencia y habilidad. Así, esto indica que la H2 se cumple de forma parcial, dado que cuando se interactúa con el criterio del esfuerzo, el efecto no se sostiene.

Por último, en el caso de H3, correspondiente a la hipótesis sobre el ingreso total del hogar, no se sostiene, ya que, si bien el efecto responde a la direccionalidad propuesta, este no es significativo.

Una de las limitaciones de este trabajo es el ajuste de los modelos, los cuales indican que la elección de las variables no estaría logrando explicar la varianza de las preferencias por justicia de mercado. Por otro lado, otra limitación es el tratamiento de la variable dependiente, la cual puede tratarse como una variable cuantitativa en la práctica, pero al ser de naturaleza ordinal correspondería la utilización de un modelo para variables de dicho nivel de medición.

Finalmente, en base a los resultados expuestos, futuros estudios pueden ahondar en investigaciones longitudinales como la realizada por Castillo, Iturra, y Carrasco (2025). Además, al estudiar un aspecto de las creencias normativas sobre la justicia de mercado, sería interesante ver la forma en que influyen las creencias normativas sobre la meritocracia en dichos valores de mercado. Por último, considerando el efecto significativo del género, y que, por ende, las mujeres no están de acuerdo con la justicia de mercado en la educación aun controlando por las percepciones meritocráticas y su estatus percibido en la sociedad, es que otras investigaciones podrían ahondar en el efecto de predictores asociados con la desigualdad de género en las preferencias de justicia de mercado.

Referencias

- Bourdieu, Pierre, y Jean-Claude Passeron. 2009. *Los Herederos: Los Estudiantes y La Cultura*. Buenos Aires: Siglo Veintiuno Editores.
- Castillo, Juan Carlos. 2011. «Legitimacy of Inequality in a Highly Unequal Context: Evidence from the Chilean Case». *Social Justice Research* 24 (4): 314-40. <https://doi.org/10.1007/s11211-011-0144-5>.
- Castillo, Juan Carlos, Julio Iturra, y Kevin Carrasco. 2025. «Changes in the Justification of Educational Inequalities: The Role of Perceptions of Inequality and Meritocracy During the COVID Pandemic». *Social Justice Research*, junio. <https://doi.org/10.1007/s11211-025-00458-0>.
- Castillo, Juan Carlos, Mauricio Salgado, Kevin Carrasco, y Andreas Laffert. 2024. «The Socialization of Meritocracy and Market Justice Preferences at School». *Societies* 14 (11): 214. <https://doi.org/10.3390/soc14110214>.
- Chancel, L., T. Piketty, E. Saez, y G. Zucman. 2022. «World Inequality Report 2022». Paris, France: World Inequality Lab.
- Collins, Randall. 1989. *La Sociedad Credencialista*. Ediciones Akal.
- García-Sánchez, Efraín, y Sofia de Carvalho Galvão. 2022. «Las creencias que justifican la desigualdad moderan la relación entre el estatus socioeconómico y el apoyo a la redistribución». *Revista Internacional de Sociología* 80 (3): e210-10. <https://doi.org/10.3989/ris.2022.80.3.21.29>.
- Mengel, Friederike, y Elke Weidenholzer. 2023. «Preferences for Redistribution». *Journal of Economic Surveys* 37 (5): 1660-77. <https://doi.org/10.1111/joes.12519>.
- Nussbaum, Martha, y Amartya Sen. 2025. «Gender Inequality and Theories of Justice». En *ResearchGate*.
- Weisstanner, David, y Klaus Armingeon. 2022. «Redistributive Preferences: Why Actual Income Is Ultimately More Important Than Perceived Income». *Journal of European Social Policy* 32 (2): 135-47. <https://doi.org/10.1177/09589287211037912>.