

Brechas de genero entre graduados universitarios en Chile

Alonso Bucarey, Christopher Campos, Dante Contreras, Pablo Muñoz

Introducción

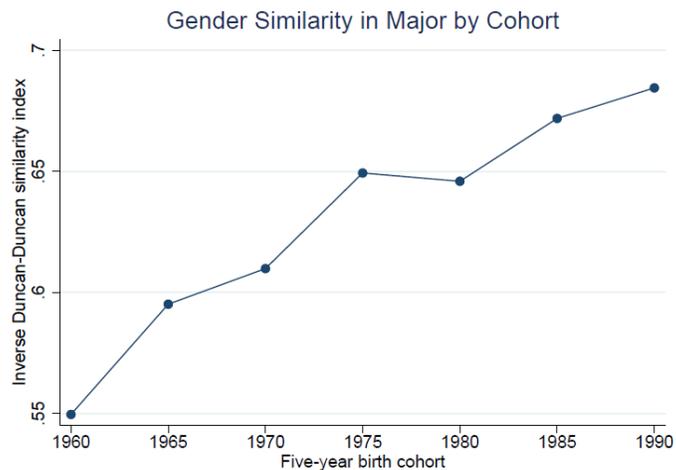
Nuestro trabajo examina las brechas de género en Chile, específicamente entre graduados universitarios. Evaluamos cuanto de esta brecha se explica por diferencias en las preferencias de hombres y mujeres y cuanto se explica por diferencias en los retornos pecuniarios y no-pecuniarios de hombres y mujeres graduados de un mismo campo de estudio. Nuestro trabajo también aborda el rol que el sistema de admisión a las universidades chilenas podría jugar para reducir esta brecha, por ejemplo, mediante políticas de expansión o políticas de cuotas en distintos campos de estudio.

Estudios recientes han destacado la relevancia de la dispersión en los retornos a distintos campos de estudio (Altonji et al., 2012, 2017); y también han señalado el rol relevante que juega el campo de estudio y la ocupación para explicar la brecha de género entre los graduados universitarios (Sloane et al., 2021). Sin embargo, estudios anteriores han estado limitados empíricamente al no vincular las preferencias por campos de estudio con graduación, ingresos, y fertilidad, también metodológicamente, al no controlar por determinantes endógenos que influyen tanto en las preferencias por un campo de estudio como en el desempeño en el mercado laboral (e.g., preferencias podrían reflejar ventaja comparativa).

Nuestro trabajo aprovecha la información sobre las preferencias (reportadas en las listas de postulación enviadas al sistema de admisiones centralizado), para ajustar las estimaciones de retornos a campo de estudio por selección en base a no observables. Esto nos permite obtener una estimación causal del retorno a distintos campos de estudio y al mismo tiempo medir la relevancia de la autoselección (i.e., de las ventajas comparativas) de hombres y mujeres en diferentes campos de estudio. En lo que sigue se presentan los resultados principales de nuestra investigación, pero antes de ello vale considerar los siguientes hechos estilizados:

1. **Si bien hombres y mujeres tienden a graduarse de distintos campos de estudio, la brecha de género en esta dimensión ha disminuido:** Utilizando datos de la encuesta bianual CASEN construimos el inverso del índice de segregación de Duncan considerando campos de estudio. La Figura 1 muestra la evolución de este índice por cohorte de nacimiento.

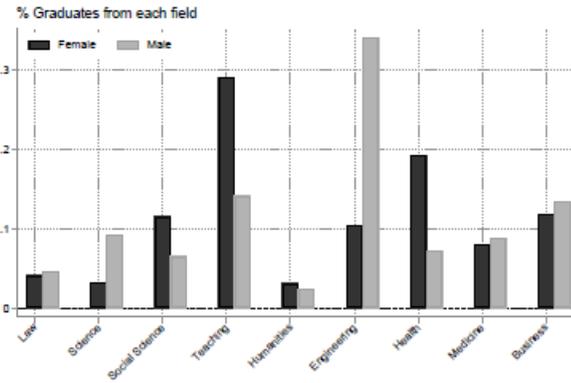
Figura 1: Evolución del índice de similitud de genero en el tiempo.



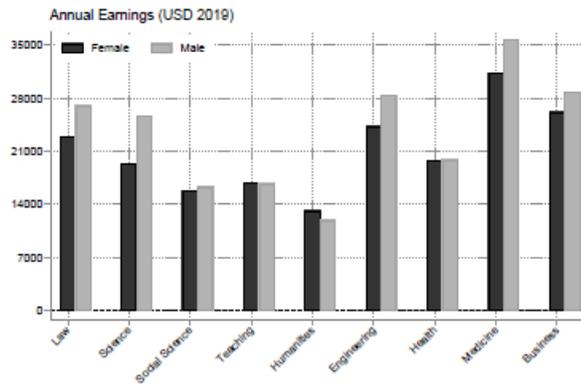
Se puede apreciar que el nivel de segregación por género dentro de cada campo de estudio ha disminuido en el tiempo. Sin embargo, para las cohortes más recientes, aún existe segregación dentro de los campos de estudio. Un indicador igual a uno sugeriría la inexistencia de segregación por género.

2. Aún existen brechas tanto en graduación de distintos campos de estudio como en retornos a distintos campos de estudio: Utilizando datos de graduación, datos de ingresos laborales, y datos de nacimiento, la Figura 2 gráfica diferencias por campo de estudio y género.

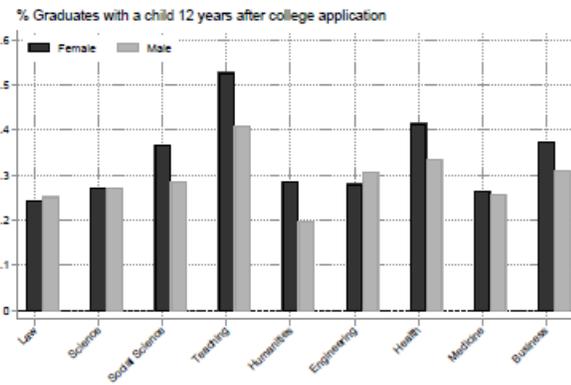
Figura 2: Porcentaje de graduados y retornos económicos y no-económicos, por campo de estudio y género



(a) Graduation



(b) Earnings



(c) Fertility

Del panel (a) se observa que mujeres tienden a egresar más de los campos de ciencias sociales, pedagogía, y salud; mientras que hombres están más representados en ingeniería y ciencias. El panel (b) muestra que los campos de ingeniería, medicina, derecho y ciencias pagan más que ciencias sociales y pedagogía; y que incluso dentro de un mismo campo de estudio se observan brechas de género. Finalmente, el panel (c) muestra que las carreras de salud y pedagogía---carreras en que hay relativamente más mujeres---tienen mayores tasas de fertilidad.

Estimación de preferencias

El enfoque empírico que utilizamos requiere estimar preferencias, para ello utilizamos un panel de datos proveniente de DEMRE con información de las preferencias de los estudiantes por distintos campos de estudio (e.g., ranking de postulación). En particular, consideramos las preferencias por distintos campos de estudio de todas y todos los postulantes en el periodo 2004-2007. Con estos datos estimamos un rank-ordered logit utilizando máximum likelihood y siguiendo Abdulkadiroglu et al. (2020) derivamos "control functions" que operan como proxy de las preferencias de cada estudiante por cada campo de estudio. Vale destacar que nuestros resultados son razonables. Por ejemplo, estudiantes que tienen mayor preferencia por el área de la salud también prefieren medicina y estudiantes que tienen preferencias por ingeniería también tienen preferencias por negocios, pero no por ciencias sociales. Equipados con una medida de preferencias por distintos campos de estudio para cada estudiante, procedemos a estimar retornos causales de cada campo de estudio por género.

Retornos a distintos campos de estudio

Para estimar los retornos a distintos campos de estudio, estimamos la siguiente especificación:

$$\begin{aligned}
 Y_i = & \sum_j \alpha_j d_{ij} + \sum_j \alpha_j^G d_{ij} G_i + \sum_j \psi_j \hat{\lambda}_{ij} + \sum_j \psi_j^G \hat{\lambda}_{ij} G_i \\
 & + \sum_j \psi_j^* \hat{\lambda}_{ij} d_{ij} + \sum_j \psi_j^{*G} \hat{\lambda}_{ij} d_{ij} G_i + \beta \mathbf{X}_i + \mu_t + \phi_{c(i)} + \varepsilon_{ij},
 \end{aligned}$$

Donde consideramos dos resultados Y_i : logaritmo de ingresos y un indicador de tener al menos un hijo doce años después de postular a la universidad. La variable $d_{ij} \equiv 1(d_i = j)$ es un indicador que toma el valor de 1 si el individuo i completó el campo j , y 0 en caso contrario; y G_i es otra variable indicadora que toma el valor de 1 si el individuo i es mujer. De nuestra estimación de preferencias obtenemos $\hat{\lambda}_{ij}$, la función de control que representa las preferencias del individuo i por el campo de estudio j y X_i son polinomios cuadráticos del puntaje PSU de admisión a la universidad en matemáticas y lenguaje. Incluimos efectos fijos de cohorte (es decir, el año de postulación) μ_t y de celda $\phi_{c(i)}$, donde una celda se define por dos tipos de escuelas (públicas y privadas), 3 macro-regiones (norte, centro y sur), y 3 rangos de puntaje PSU relevantes para la ayuda financiera (<450 , $(450,550)$, >550). Para facilitar la interpretación, estandarizamos la función de control dentro de cada celda.¹

Es importante señalar que nuestra estimación solo considera estudiantes que aplicaron a la educación superior a través del sistema centralizado de admisión, y considera como grupo omitido a aquellos estudiantes que no se gradúan de ningún campo de estudio (de acuerdo a registros del SIES). Por lo tanto, todos los retornos estimados son relativos a aquellos de estudiantes que aplicaron pero no se graduaron de la educación universitaria. Las Tablas 1 y 2 presentan nuestros resultados.

¹ Utilizamos un procedimiento de bootstrap paramétrico para tener en cuenta los errores de estimación en las funciones de control construidas. En las tablas de resultado reportamos la estimación media a lo largo de 100 iteraciones de Bootstrap y la media de los errores estándar para cada uno de los parámetros del modelo.

Tabla 1: Retorno económico en el mercado laboral a distintos campos de estudio, por género

	Law (1)	Science (2)	Social Science (3)	Teaching (4)	Humanities (5)	Engineering (6)	Health (7)	Medicine (8)	Business (9)
Panel A: Female									
Returns	0.364 (0.069)	0.333 (0.053)	0.214 (0.026)	0.415 (0.010)	-0.056 (0.054)	0.554 (0.027)	0.347 (0.022)	0.779 (0.036)	0.606 (0.018)
Selection on Gains	0.062 (0.023)	0.029 (0.026)	0.038 (0.014)	-0.004 (0.008)	0.081 (0.022)	0.011 (0.015)	0.059 (0.011)	-0.035 (0.014)	0.017 (0.012)
Panel B: Male									
Returns	0.437 (0.081)	0.536 (0.028)	0.171 (0.043)	0.321 (0.018)	-0.184 (0.070)	0.623 (0.015)	0.338 (0.036)	0.801 (0.042)	0.598 (0.022)
Selection on Gains	0.088 (0.027)	0.039 (0.016)	0.068 (0.019)	0.058 (0.010)	0.095 (0.025)	0.013 (0.012)	0.076 (0.017)	0.003 (0.019)	0.050 (0.010)
Est. Females = Est. Males									
Δ Returns (p-val)	0.491	0.001	0.376	0.000	0.145	0.020	0.818	0.689	0.751
Δ Match Effects (p-val)	0.458	0.730	0.193	0.000	0.674	0.926	0.401	0.100	0.028

Notes: This table presents the estimates obtained from our main regression model, presented in Equation (9). We display the averages—of coefficients, robust standard errors, and p-values—across 100 regressions, each of which uses a different set of control functions obtained after parametric bootstrap over the ranked ordered logit estimation. The sample includes 102,597 observations of students who applied and were accepted into a program through the centralized admission system between 2004 and 2007 and were employed in 2019. Panel (a) focuses on parameter estimates for Female students, and Panel (b) focuses on Male students. In each panel, we report return estimates and selection on gains parameters, also referred to as match effects in the text. Underneath each estimate in parentheses is the bootstrapped standard error. The final two rows of the table report p-values from two additional statistical tests. The Δ Returns p-values correspond to the null hypothesis that the Female and Male returns are equivalent for a given column. The Δ Match Effects p-values correspond to a similar null hypothesis that the Female and Male match effects are equivalent for a given column.

En la Tabla 1 observamos una importante heterogeneidad en los retornos tanto entre carreras como entre hombres y mujeres. Entre las áreas de alto retorno destacan medicina, negocios, ingeniería y ciencias. En todas ellas, el retorno para hombres es mayor que el retorno para las mujeres. El término “Selection on Gains” refleja ventaja comparativa, esto es: el impacto de tener preferencias fuertes por el área del que efectivamente la estudiante se gradúa. Estos coeficientes soportan la teoría de selección positiva a la Roy pues en la mayoría de los casos tener preferencias fuertes por el campo del que una estudiante efectivamente se gradúa aumenta los ingresos (e.g., mujeres con preferencias por carreras en el área de la salud una desviación estándar por sobre el promedio, y que se gradúan de esa área, obtienen salarios 6% mayores). Empero, no hay diferencias significativas en cuanto a ventaja comparativa entre hombres y mujeres.

Tabla 2: Fertilidad en distintos campos de estudio, por género

	Law (1)	Science (2)	Social Science (3)	Teaching (4)	Humanities (5)	Engineering (6)	Health (7)	Medicine (8)	Business (9)
Panel A: Female									
Returns	-0.156 (0.025)	-0.116 (0.023)	-0.066 (0.012)	0.045 (0.008)	-0.094 (0.020)	-0.071 (0.015)	-0.010 (0.011)	-0.073 (0.018)	-0.054 (0.010)
Selection on Gains	0.019 (0.009)	-0.006 (0.011)	0.006 (0.007)	-0.011 (0.005)	0.008 (0.009)	-0.013 (0.008)	-0.001 (0.006)	-0.002 (0.007)	0.022 (0.007)
Panel B: Male									
Returns	-0.142 (0.026)	-0.166 (0.012)	-0.148 (0.017)	-0.070 (0.012)	-0.210 (0.021)	-0.109 (0.008)	-0.107 (0.016)	-0.113 (0.017)	-0.126 (0.011)
Selection on Gains	0.009 (0.009)	0.013 (0.007)	0.011 (0.008)	-0.006 (0.007)	0.016 (0.008)	0.001 (0.007)	0.005 (0.008)	0.015 (0.008)	0.003 (0.005)
Est. Females = Est. Males									
Δ Returns (p-val)	0.686	0.052	0.000	0.000	0.000	0.018	0.000	0.102	0.000
Δ Match Effects (p-val)	0.410	0.151	0.629	0.576	0.528	0.176	0.520	0.109	0.021

Notes: This table presents the estimates obtained from our main regression model, presented in Equation (9), with health as the omitted field of study. We display the averages—of coefficients, robust standard errors, and p-values—across 100 regressions, each of which uses a different set of control functions obtained after parametric bootstrap over the ranked ordered logit estimation. The sample includes 137,339 observations of students who applied and were accepted into a program through the centralized admission system between 2004 and 2007. Panel (a) focuses on parameter estimates for Female students and Panel (b) focuses on Male students. In each panel, we report return estimates and selection on gains parameters, also referred to as match effects in the text. Underneath each estimate in parentheses is the bootstrapped standard error. The final two rows of the table report p-values from two additional statistical tests. The Δ Returns p-values correspond to the null hypothesis that the Female and Male returns are equivalent for a given column. The Δ Match Effects p-values correspond to a similar null hypothesis that the Female and Male match effects are equivalent for a given column.

La Tabla 2 informa los efectos de los campos de estudio sobre la fertilidad, medida como la probabilidad de tener al menos un hijo doce años después de aplicar a la universidad. Los impactos medios generales de las especialidades en la fertilidad difieren sustancialmente entre hombres y mujeres. Para las mujeres, completar la universidad tiende a retrasar la fertilidad, con un impacto medio de -0.03, mientras que los hombres experimentan un impacto negativo mayor en la fertilidad, con un efecto medio de -0.11. Este último resultado es consistente con el hecho de que los hombres tienen hijos a edades relativamente mayores (Wang et al., 2023).

La dispersión de los impactos en la fertilidad entre los campos de estudio también es notable. Para las mujeres, la desviación estándar ajustada por ruido de los impactos en la fertilidad es de 0.06, lo que sugiere que la variación entre las especialidades es el doble del impacto medio. Esto destaca la influencia significativa que tiene la elección de carrera en las decisiones de fertilidad más adelante en la vida. Para los hombres, la dispersión es menor, con una desviación estándar ajustada por ruido de 0.03, aunque aún refleja una variabilidad significativa entre los diferentes campos de estudio.

No encontramos evidencia de que la selección por ganancias (o ventaja comparativa) influya significativamente en los resultados de fertilidad. Esta falta de efectos de ventaja comparativa es consistente entre ambos géneros, lo que indica que los impactos observados en la fertilidad no están impulsados por la selección por ganancias.

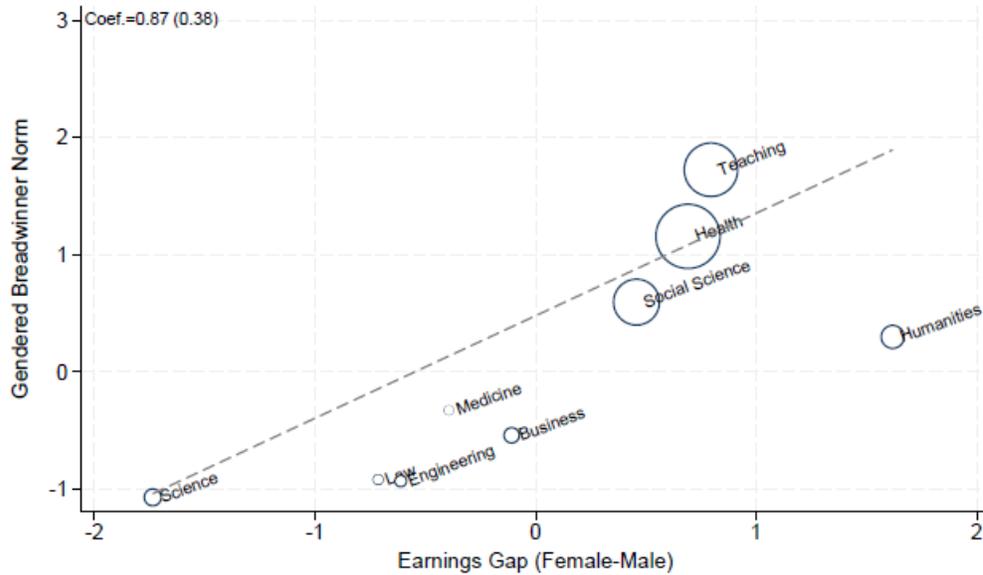
El hecho de que los campos de Pedagogía y Salud estén asociados con mayor fertilidad mientras que Derecho y Humanidades están más asociados con menor fertilidad es consistente con los patrones encontrados en Europa y Estados Unidos (por ejemplo, Hoem et al., 2006; Michelmore y Musick, 2014). En la medida en que una gran parte de los empleos en Enseñanza y Salud son proporcionados por el sector público, esto también es consistente con las observaciones de Goldin y Katz (2008) de que: "las mujeres en carreras con la mayor predictibilidad y la menor penalización financiera por tiempo fuera del trabajo tienen más hijos". Estos hallazgos subrayan el papel sustancial que juega la elección de carrera en la configuración de los resultados de fertilidad, con claras diferencias de género y una variación significativa entre los campos de estudio.

El Rol de las Normas de Género

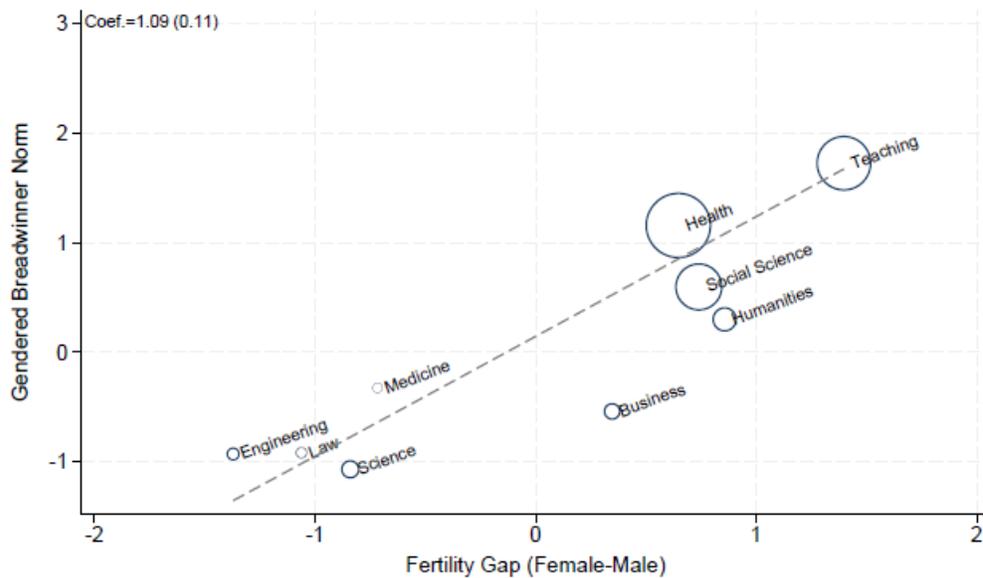
¿Qué contribuye a las diversas brechas de género descriptivas y causales que documentamos en la sección anterior? Un cuerpo creciente de investigaciones destaca el papel prescriptivo de las normas que influyen en decisiones económicamente significativas (Akerlof y Kranton, 2000; Bertrand, 2011, 2020; Bursztyn et al., 2017; Oh, 2023). Para evaluar el posible rol de las normas de género que afectan las diversas brechas de género que documentamos, primero construimos medidas de normas de género específicas por área de estudio, asociadas con la noción de que "un hombre debe ganar más que su esposa" (Bertrand et al., 2015). Luego evaluamos si las normas específicas por área de estudio predicen las brechas específicas en los retornos laborales y las penalizaciones por tener hijos, en línea con los modelos canónicos.

La Figura 3, a continuación, presenta nuestros resultados. Observamos que las brechas de género en los retornos pecuniarios y no pecuniarios son mayores en las áreas de estudio que muestran mayor apoyo a la norma de que "un hombre debe ganar más que su esposa". Un aumento de una desviación estándar en la progresividad de la norma de que el hombre debe ser el principal proveedor está asociado con una mejora de 0.87 desviaciones estándar en la brecha de género en los ingresos y una mejora de 1.09 desviaciones estándar en la brecha de género en la fertilidad.

Figura 3: Correlaciones entre brechas y normas de genero



(a) Gender Earnings Gap



(b) Gender Fertility Gap

Nuestros hallazgos sugieren dos vías para potencialmente reducir la brecha salarial entre los graduados universitarios. La primera, relacionada con las normas de género, se refiere a la importante pero ardua tarea de cambiar las preferencias y normas sociales. Aunque trabajos en curso exploran esta posibilidad de manera indirecta (Del Carpio y Guadalupe, 2022; Coffman, 2014; Coffman et al., 2023; Exley y Kessler, 2022), esto está fuera del alcance de nuestro estudio.

En su lugar, motivados por el hecho de que la brecha en representación explica la mayor parte de la brecha total, consideramos políticas de reasignación que redistribuyen a los estudiantes entre diferentes campos mientras se mantienen constantes sus preferencias. Este enfoque nos permite tomar las preferencias como dadas y preguntarnos cuánto progreso se puede lograr si hacemos pequeñas y factibles modificaciones en las reglas del proceso de asignación. A continuación, presentamos estos ejercicios contrafactuales.

Efectos de distintas políticas de admisión

Finalmente, estudiamos los efectos contrafactuales que distintas políticas - fáciles de implementar a través del sistema de admisión centralizado de admisión a las universidades- podrían tener sobre la brecha de género. Con un sistema centralizado de asignación y dotados de estimaciones causales sobre los retornos que hombres y mujeres perciben en distintos campos de estudio, podemos evaluar los impactos de los cambios en las reglas de asignación sobre la brecha salarial de género entre los graduados universitarios en todo el país. Nuestro análisis se guía por la evidencia descriptiva que resalta el papel significativo de la representación desigual en el campo de altos ingresos de la Ingeniería para explicar la brecha salarial de género.

Consideramos dos políticas que pueden afectar la asignación de cupos en Ingeniería. La primera política se centra en un aumento de capacidad (i.e., número de asientos disponibles) en todos los programas de Ingeniería, mientras que la segunda mantiene constante el número de cupos disponibles y reserva un porcentaje para mujeres. Bursztyn et al. (2023) encuentra que esta última política, similar a la acción afirmativa, tiene un amplio apoyo en Chile.

La Tabla 3, a continuación, presenta los resultados de nuestro ejercicio contrafactual considerando la carrera de ingeniería.

Tabla 3: Distintos escenarios contrafactuales

	Representation Gap	Match Effect Gap	Overall Earnings Gap	Average Earnings Rel. to Baseline	Overall Earnings Gap w/ Graduation	Average Earnings w/ Graduation Rel. to Baseline
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Baseline	0.2177	0.0297	0.1815	1.0000	0.1815	1.0000
		[0.0287 , 0.0309]	[0.1769 , 0.1847]	-	[0.1769 , 0.1847]	-
10% Increase in Capacity	0.2221	0.0294	0.1818	1.0001	0.1783	0.9994
		[0.0284 , 0.0307]	[0.1779 , 0.1851]	[1.0001 , 1.0001]	[0.1744 , 0.1821]	[0.9994 , 0.9994]
30% Increase in Capacity	0.2274	0.0290	0.1823	1.0003	0.1748	0.9986
		[0.0280 , 0.0302]	[0.1782 , 0.1859]	[1.0003 , 1.0003]	[0.1702 , 0.1783]	[0.9985 , 0.9986]
50% Increase in Capacity	0.2298	0.0287	0.1826	1.0004	0.1729	0.9980
		[0.0277 , 0.0300]	[0.1785 , 0.1863]	[1.0004 , 1.0005]	[0.1678 , 0.1773]	[0.9980 , 0.9981]
10% Quota for women	0.1911	0.0299	0.1704	0.9994	0.1691	0.9989
		[0.0288 , 0.0310]	[0.1660 , 0.1737]	[0.9994 , 0.9994]	[0.1651 , 0.1726]	[0.9989 , 0.9989]
30% Quota for women	0.1458	0.0303	0.1519	0.9985	0.1481	0.9972
		[0.0291 , 0.0315]	[0.1477 , 0.1555]	[0.9984 , 0.9985]	[0.1435 , 0.1517]	[0.9971 , 0.9972]
50% Quota for women	0.1136	0.0306	0.1383	0.9977	0.1330	0.9958
		[0.0294 , 0.0318]	[0.1339 , 0.1420]	[0.9976 , 0.9977]	[0.1284 , 0.1368]	[0.9957 , 0.9959]

Notes: This table presents the results from different counterfactual exercises that modify the admission process in Engineering either by increasing capacity or by prioritizing the admission of women using quotas (see Section 6 for details). Column (1) shows the gender gap under different counterfactual assignments. Columns (2) and (3) present the gender gap in returns and match effects obtained under different counterfactual assignments using the estimates from our main model. Column (4) shows the overall gender earnings gap resulting from each counterfactual assignment. Column (5) presents the relative aggregated earnings for all students who graduate in the baseline relative to the aggregated earnings in the baseline. Column (6) shows the overall gender earnings gap when adding a prediction for graduation, and column (7) is the analog to column (5) but among students predicted to graduate. The table presents median estimates across 100 bootstrapped samples of returns and students. Brackets present the 2.5 and 97.5 percentiles across bootstrapped samples. See Appendix D.4 for details.

A partir de la Tabla 3, podemos ver que cualquier aumento en los cupos de ingeniería solo exacerba la brecha de representación en dicha carrera y con ello aumenta la brecha salarial de género. Por ejemplo, aumentar el número de vacantes en ingeniería un 50% hace crecer el gap de representación de 0.2177 a 0.2298 y el gap de ingresos de 0.1815 a 0.1826. Este resultado surge del hecho de que aproximadamente el 30% de los hombres eligen programas de Ingeniería como su primera opción, mientras que solo alrededor del 10% de las mujeres lo hace. Por lo tanto, cualquier aumento en el número de asientos disponibles no permite disminuir la brecha de género y por el contrario resulta en un aumento en la representación masculina y empeoramiento de la brecha salarial.

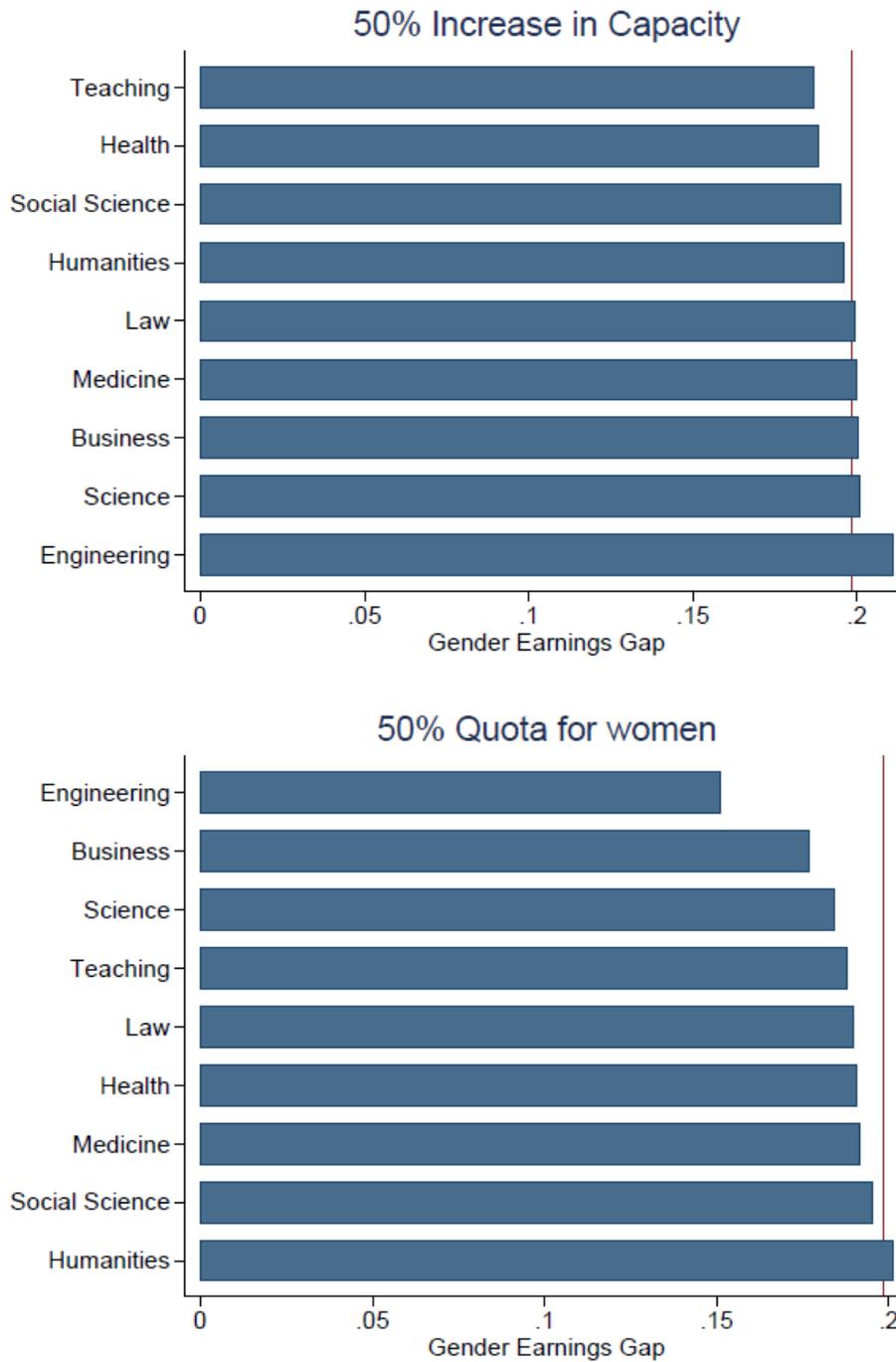
En contraste, las políticas que reservan incluso una modesta proporción de cupos de Ingeniería para mujeres reducen significativamente las brechas de representación y salariales. La reducción en la brecha de representación es mecánica, mientras que la disminución de la brecha general se debe principalmente a la reasignación de mujeres a un campo de mayores ingresos. Nuestros resultados sugieren que una política de cuotas que reserve el 30% de los asientos para mujeres generaría una disminución de 16% por ciento de la brecha de ingresos, de 0.1815 a 0.1519. Es importante destacar que, como reporta la columna (4), encontramos un impacto mínimo en la eficiencia, medida por los cambios en los ingresos agregados de todos los estudiantes en un

escenario contrafactual de cuotas.² Nuestros resultados son similares si consideramos la probabilidad de graduación de los estudiantes en cada uno de estos escenarios contrafactuales.

Si bien el caso de ingeniería permite ilustrar nuestros ejercicios contrafactuales, es de interés aprender que sucedería con estas políticas si fuesen implementadas para distintos campos de estudio. Con este objetivo, repetimos el ejercicio para cada campo de estudio y presentamos el resumen de nuestros resultados en la Figura 4.

² Aunque los hombres son desplazados de los programas de Ingeniería más preferidos, sus opciones alternativas son otros programas de ingeniería o de altos ingresos, lo que genera un impacto mínimo en los ingresos agregados.

Figura 4: Evaluación de la efectividad de distintas políticas



Nuestros ejercicios contrafactuales sugieren que la política de cuotas en ingeniería es de hecho la política más efectiva para reducir la brecha de género.

Comentarios Finales y Recomendaciones de Política

A partir de este trabajo, se pueden extraer una serie de recomendaciones de política pública enfocadas en reducir la brecha de género en la elección de carrera y las consecuencias en el mercado laboral. A continuación, se presentan algunas sugerencias que podrían ser útiles para los responsables de políticas.

Un primer punto a destacar es la necesidad de implementar cuotas de género en programas de altos ingresos. El estudio muestra que las cuotas específicas para mujeres en campos como la ingeniería, conocidos por ofrecer altos retornos económicos, podrían disminuir de forma significativa la brecha de representación y, con ello, reducir la diferencia de ingresos entre hombres y mujeres graduados. Para ello, se propone establecer cuotas para mujeres en programas universitarios que suelen estar dominados por hombres, como las ingenierías y las ciencias exactas, donde los ingresos potenciales son más elevados. Estas cuotas deberían diseñarse para asegurar que las mujeres accedan a oportunidades de alto retorno económico.

Asimismo, es importante considerar la expansión de la capacidad de estos programas de alta remuneración con un enfoque en la equidad. Las expansiones de capacidad de manera neutral podrían agravar las brechas de género, ya que los hombres tienden a optar más por estas carreras. Cualquier expansión en estos programas debe ir acompañada de medidas que motiven a las mujeres a participar, como la orientación vocacional desde edades tempranas y campañas para desafiar los estereotipos de género en el ámbito académico.

En esta línea, sería conveniente incentivar una mayor representación femenina en áreas de alta remuneración a través de becas y subsidios. Dado que el acceso a estos programas, como la ingeniería y otras ciencias aplicadas, sigue siendo mayormente masculino, las becas y subsidios dirigidos específicamente a mujeres podrían incentivar su matrícula. Se sugiere crear ayudas económicas específicamente orientadas a mujeres interesadas en áreas con altos retornos financieros, lo cual ayudaría a reducir las barreras económicas y estructurales que pueden limitar su acceso.

Otro aspecto importante que revela el estudio es que las consideraciones familiares juegan un papel determinante en las decisiones de carrera de las mujeres, quienes tienden a priorizar estos factores más que los ingresos en comparación con los hombres. Para abordar este punto, se recomienda desarrollar políticas que fomenten la conciliación entre la vida laboral y familiar, tales

como permisos parentales extendidos, licencias flexibles y sistemas de cuidado infantil accesibles, especialmente en sectores donde la representación femenina es alta, como en las humanidades y la enseñanza.

Por otro lado, la baja representación de mujeres en carreras de altos ingresos también está vinculada a las decisiones de carrera influenciadas por normas sociales y expectativas de género. Por ello, resulta pertinente implementar programas de orientación vocacional desde la escuela secundaria con el objetivo de romper con los estereotipos de género y así aumentar la representación femenina en sectores tradicionalmente masculinos.

Finalmente, aunque las políticas de acción afirmativa, como la reserva de cupos para mujeres en carreras de alta remuneración, son eficaces para reducir la brecha de ingresos, es crucial evaluar su impacto en la eficiencia global. Por ello, se sugiere llevar a cabo evaluaciones continuas de las políticas implementadas, teniendo en cuenta tanto la eficiencia económica como la equidad de género, para asegurar que los resultados en términos de ingresos sean sostenibles a largo plazo.

En resumen, estas recomendaciones están orientadas a abordar los factores estructurales que contribuyen a la brecha de género en los ingresos y en la representación en áreas de alta remuneración. Su implementación contribuiría a nivelar las oportunidades entre hombres y mujeres en los ámbitos educativo y laboral.