



RedNHE

Red Nacional de
Investigadores
en Economía

Preferencias Parentales de Género a lo largo de tres siglos: Evidencia para Argentina

Fernando Antonio Ignacio González (Universidad Nacional de Misiones/ CONICET)

DOCUMENTO DE TRABAJO N° 245

Mayo de 2023

Los documentos de trabajo de la RedNIE se difunden con el propósito de generar comentarios y debate, no habiendo estado sujetos a revisión de pares. Las opiniones expresadas en este trabajo son de los autores y no necesariamente representan las opiniones de la RedNIE o su Comisión Directiva.

The RedNIE working papers are disseminated for the purpose of generating comments and debate, and have not been subjected to peer review. The opinions expressed in this paper are exclusively those of the authors and do not necessarily represent the opinions of the RedNIE or its Board of Directors.

Citar como:

González, Fernando Antonio Ignacio (2023). Preferencias Parentales de Género a lo largo de tres siglos: Evidencia para Argentina. *Documento de trabajo RedNIE N°245*.

Preferencias parentales de género a lo largo de tres siglos: Evidencia para Argentina

Fernando Antonio Ignacio González

Universidad Nacional de Misiones y CONICET

fernando.gonzalez@fce.unam.edu.ar

En este trabajo examino la evolución de las preferencias parentales de género en Argentina (i.e. padres que prefieren una determinada composición de género en sus hijos). Para ello utilizo microdatos censales que se extienden por los siglos XIX, XX y XXI, además de microdatos de una encuesta de hogares (2022). La estrategia de estimación explota la asignación plausiblemente aleatoria en el género de los hijos.

Los resultados muestran una persistente preferencia por una composición de género mixta (i.e. tener, al menos, un niño y una niña) en lugar de hijos del mismo género. Esto se traduce en un incremento en la probabilidad de tener un tercero hijo, condicional a ya tener dos hijos, de entre 9%-23% para aquellas parejas que poseen hijos de un mismo género -en relación a parejas con hijos de géneros opuestos-. Estas preferencias son heterogéneas en el tiempo y poseen importantes implicancias en términos fecundidad (i.e. la reducción de estas preferencias de género mixtas -en favor de una mayor género-neutralidad- podrían contribuir a disminuir la cantidad de hijos por pareja). Además, los hallazgos de este trabajo dan respaldo a la literatura empírica que utiliza a la composición de género de los dos primeros hijos como variable instrumental para estudiar el impacto de la fecundidad sobre la participación laboral.

Palabras clave: preferencias parentales de género, fecundidad, censos de población, Argentina

1. Introducción

La rápida reducción en la fecundidad acompañada de una expansión de la oferta laboral por parte de las mujeres ha sido uno de los fenómenos más destacados del mercado laboral global en el siglo XX. Al respecto, numerosos trabajos han explorado los determinantes de estos cambios en la fecundidad (van de Kaa, 1996; Fernández & Fogli, 2009; Alesina *et al.*, 2011; Bailey & Collins, 2011; La Ferrara *et al.*, 2012; de Silva & Tenreyro, 2017). Sin embargo, uno de estos determinantes ha recibido poca atención: las preferencias parentales de género. Esto es, padres que prefieren determinada composición de género en sus hijos. Así, si los padres prefieren una composición mixta -en lugar de ser género-neutrales- podrían tener una mayor cantidad de hijos a lo largo de sus vidas hasta alcanzar la composición deseada. En este trabajo brindo evidencia novedosa sobre la evolución de estas preferencias para un período temporal que se extiende a lo largo de tres siglos (XIX, XX y XXI).

Desde los pioneros trabajos de Iacovou (2001) y Angrist & Evans (1998) sabemos que son frecuentes las preferencias parentales de género mixtas. Esto es, padres que prefieren hijos de géneros opuestos -al menos, un niño y una niña- en lugar de hijos de un mismo género. La

existencia de estas preferencias posee implicancias sobre la fecundidad y la oferta laboral. Tal como lo muestran Iacovou y Angrist & Evans, aquellos padres con dos hijos del mismo género tienen más chances de tener un tercer hijo -y así intentar alcanzar la composición de género deseada- en relación a padres con dos hijos de géneros opuestos. Esto resulta en una mayor cantidad de hijos a lo largo de la vida y, en última instancia, en una menor participación laboral.

Lo anterior se traduce en la utilización de la composición de género de los dos primeros hijos como instrumento para estimar el impacto causal de la fecundidad sobre la participación laboral (Iacovou, 2001; Angrist & Evans, 1998). Así, las preferencias parentales de género son utilizadas como una fuente de variabilidad exógena en el tamaño del hogar. En términos econométricos esto se traduce en la incorporación de una variable dummy que toma valor 1 para aquellas parejas con dos primeros hijos del mismo género. Esta estrategia de estimación fue luego extendida por Cruces & Galiani (2007) y Tortarolo (2013) al examinar países latinoamericanos. Los autores coinciden en reportar un incremento de entre 3 y 5 puntos porcentuales en la probabilidad de tener un tercer hijo en aquellos padres con dos hijos del mismo género -en relación a aquellos con dos hijos de géneros opuestos-.

Si bien es conocida la existencia de preferencias parentales de género mixtas y su impacto sobre resultados del mercado laboral, es escasa la evidencia acerca de cuál ha sido la evolución de estas preferencias. Usualmente, los trabajos en el tema examinan unas pocas décadas. Al respecto, resulta crítico conocer su evolución en un período extenso de tiempo que permita identificar reversiones o cambios. Una excepción a lo anterior proviene del trabajo de Jones, Millington & Price (2023). Estos autores analizan la evolución de las preferencias parentales de género para el caso de Estados Unidos a partir de microdatos que se extienden entre 1850-2019. Sus hallazgos muestran que las preferencias por una composición mixta de género en los hijos se han intensificado a partir de la segunda mitad del siglo XX. Extender el análisis al mundo en desarrollo resulta entonces relevante.

En este contexto, en este trabajo analizo el impacto que las preferencias parentales de género poseen sobre la fecundidad para el caso de Argentina. Para ello, utilizo microdatos de hogar de múltiples ondas censales que se extienden por el período 1895-2010 y de una encuesta de hogares para el año 2022. Esto me permite analizar la evolución de estas preferencias en un extenso período de tiempo. Argentina -tercera mayor economía en Latinoamérica- es un caso de estudio relevante. Este país experimentó un rápido crecimiento poblacional durante el siglo XIX como resultado de sus políticas para atraer inmigrantes -especialmente europeos-. La corriente migratoria se redujo sustancialmente hacia la segunda mitad del siglo XX. Argentina es un país que además ha experimentado amplias oscilaciones económicas y de bienestar en las últimas décadas (González *et al.* 2018; 2021; 2022). Lo anterior posibilita examinar los cambios en las preferencias parentales de género ante distintas composiciones de la población (nativos *vs.*

inmigrantes) y, por ende, analizar si estas preferencias responden a un fenómeno esencialmente local o importado.

En el mejor de mi conocimiento, este trabajo añade valor a la literatura de preferencias de género y fecundidad en tres aspectos. Primero, este es el primer trabajo en analizar este tópico para Argentina. Típicamente la literatura se ha enfocado, o bien en países desarrollados o bien en países asiáticos. Segundo, este trabajo difiere de la mayor parte de los antecedentes previos al examinar un período de tiempo que se extiende por tres siglos (XIX, XX y XXI). Usualmente, la literatura previa se ha concentrado en examinar períodos de unas pocas décadas. Una excepción a esto es el trabajo de Jones *et al.* (2023). Tercero, este trabajo incorpora un nuevo check al comparar entre nativos *vs.* inmigrantes. Esto permite indagar acerca de si las preferencias parentales de género son un fenómeno local o importado.

En adelante, la sección 2 describe las fuentes de información, mientras que la sección 3 presenta la estrategia de estimación. La sección 4 describe los principales resultados del trabajo y, finalmente, la sección 5 detalla las conclusiones.

2. Fuentes de información

En este trabajo utilizo dos fuentes de información. Primero, empleo múltiples ondas de microdatos censales (1895, 1970, 1980, 1991, 2001 y 2010). Los microdatos de las ondas comprendidas entre 1970-2010 provienen de la plataforma Integrated Public Use Microdata Series ([IPUMS], 2020). Por su parte, los microdatos de la onda 1895 provienen de los registros digitalizados por el Instituto de Investigaciones Gino Germani ([IIGG], 2015). Esta fuente también incluye los microdatos de la onda 1869. Esta onda se excluye del análisis dado que no incluye una variable que permita identificar a las personas dentro de un mismo hogar (identificador de hogar).

Segundo, utilizo microdatos de la encuesta de hogares más popular de Argentina (Encuesta Permanente de Hogares, EPH) y que se encuentran disponibles para un período más reciente de tiempo (tercer trimestre de 2022). Esta encuesta es elaborada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (2023) y es la fuente oficial para las mediciones de pobreza, desigualdad y desempleo. La EPH es representativa de los grandes aglomerados urbanos y en la actualidad releva datos de 31 aglomerados

De estas fuentes de información es posible identificar el género y edad de cada persona, la relación con el jefe de hogar (pareja, hijo, etc.), su estatus marital (soltero, casado, conviviente, divorciado o viudo) y años de educación completos, entre otras variables. Los censos de 1895 y 2001 no permiten identificar la cantidad de años de educación de cada persona -aunque si incluyen una variable de alfabetismo (1 si sabe leer y escribir, 0 en caso contrario). Además, el censo de 1895 no incluye una variable con las relaciones de parentesco hacia adentro de cada hogar. Esto es estimado a partir del género, edad y cantidad de hijos autoreportada. El censo de 2010 no incluye

el estatus marital y por lo cual aquí no se puede restringir la muestra a personas casadas o convivientes.

A partir de estas fuentes de información construyo una muestra de familias, siguiendo un criterio similar al utilizado por Jones *et al.* (2023), para las cuales la madre ha dejado de tener hijos, ningún hijo ha abandonado el hogar parental y es posible vincular a los hijos con sus padres. Para garantizar lo anterior restrinjo la muestra al retener los hogares en los cuales la madre es la jefa de hogar o la pareja del jefe de hogar, la madre se encuentra casada o en unión convivencial, el hijo mayor tiene 17 años o menos (para minimizar las chances de incluir hogares con hijos que ya han dejado el hogar parental), el hijo menor tiene 5 años o más (para minimizar las chances de incluir hogares que podrían tener más hijos) y la madre tiene 45 años o menos (una edad en la cual el hijo mayor probablemente aún se encuentre viviendo con los padres). En conjunto, estas restricciones buscan garantizar que el número de hijos identificados en cada hogar coincida con el total de hijos que una madre ha tenido. La cantidad de hijos identificados en cada hogar de acuerdo al procedimiento anterior y la cantidad de hijos autoreportada presentan discrepancias en el 0.07% de los hogares, en promedio, considerando aquellas ondas censales en las cuales se encuentran simultáneamente disponibles las variables de parentesco y de cantidad de hijos (1970, 1980, 1991 y 2001).

La Tabla 1, a continuación, presenta estadística descriptiva básica de todas las ondas consideradas. La tabla refleja varios hechos estilizados de las últimas décadas de Argentina -y en términos más generales, de los países en desarrollo-: la tasa de fecundidad ha descendido sustancialmente, la población ha envejecido y los niveles de escolarización han aumentado. Esto coincide con una disminución en la proporción de extranjeros en el país.

Tabla 1: Estadística descriptiva para hogares de Argentina (1895-2022)

	1895	1970	1980	1991	2001	2010	2022
Cantidad de hijos	2.42	2.05	2.21	2.32	2.25	2	1.83
Edad de la madre	34.39	36.54	36.11	36.3	36.61	35.53	36.57
% de extranjeros	30.75	9.27	8.07	3.91	0.52	5.52	4.24
Años de educación ^a		7.5	6.82	9.26		17.21	12.44
Primeros dos hijos varones ^b	27.27	26.3	25.87	25.97	26.47	25.85	28.81
Primeros dos hijos mujeres ^b	24.42	23.26	23.83	23.74	24.05	23.94	25.12
Primeros dos hijos mixtos ^b	48.31	50.44	50.3	50.28	49.48	49.64	46.07

Fuente: elaboración propia en base a IIGG, INDEC e IPUMS. Nota: ^a la cantidad de años de educación no se encuentra disponible en los censos de 1895 y 2001. ^b Proporción estimada entre hogares con, al menos, dos hijos.

3. Metodología

La estrategia de estimación se basa en la ecuación 1. Esta ecuación me permite estimar las chances de tener un tercer hijo, condicional a que los dos primeros hijos sean niños o que los dos primeros sean niñas -aquí se omite la alternativa de dos hijos de géneros opuestos-.

$$TenerTercero_i = \beta_0 + \beta_1 Primeros\ dos\ varones_i + \beta_2 Primero\ dos\ mujeres_i + X_i + \mu_i \quad (1)$$

en donde $TenerTercero_i$ es una variable dummy que toma valor 1 si la madre i tiene un tercer hijo y, 0 en caso contrario. $Primeros\ dos\ varones$ y $Primeros\ dos\ mujeres$ son variables dummies que toman valor 1 en caso que la madre i haya tenido dos primeros hijos varones o dos primeros hijos mujeres, respectivamente. X_i es un vector de covariables que incluye la edad, años de educación y efectos fijos por distrito de residencia. μ_i es el término del error. El coeficiente β_1 refleja el incremento en las chances (en puntos porcentuales) de tener un tercer hijo dado que los dos primeros hijos son varones -en relación a una madre con dos primeros hijos de género opuesto-. Una interpretación análoga (pero en el caso de dos primeros hijos mujeres) le corresponde al coeficiente β_2 . La ecuación 1 es estimada considerando madres con, al menos, dos hijos.

La ecuación 1 es re-estimada al implementar múltiples checks de robustez. Primero, muestro que los resultados son robustos a la exclusión de los controles y efectos fijos. Segundo, desagrego las estimaciones entre argentinos nativos y extranjeros para identificar posibles efectos heterogéneos en las preferencias según el país de origen. Tercero, permito variaciones en los criterios de inclusión en la muestra (diferentes edades máximas para la madre y la consideración únicamente de parejas casadas -excluyendo a aquellas que conviven sin estar casadas-). Cuarto, considero como variable dependiente a la cantidad total de hijos -en lugar de una variable dummy que identifica al tercer hijo-.

La estrategia de identificación de este trabajo se basa en el supuesto de que el género de los hijos es aleatoriamente asignado. Esto es, los padres no pueden influir sobre el género de sus hijos. Al respecto, la Tabla A.1 presenta estadística descriptiva para los tres tipos de madres (aquellas con dos primeros hijos varones, dos primeros hijos mujeres y dos primeros hijos de géneros opuestos). De aquí se observa que las características de todos los grupos de madres son similares entre sí con diferencias en las medias inferiores a 1%. Esto brinda evidencia en favor de la aleatoriedad en la asignación del género de los hijos.

4. Resultados

A continuación, la Tabla 2 presenta los resultados que surgen de estimar la ecuación 1 para todas las ondas de microdatos disponibles para Argentina (1895-2022). Los resultados confirman que existen preferencias de género. Esto es, los padres no son indiferentes respecto al género de sus hijos. Lo anterior surge del hecho que los coeficientes de $Primeros\ dos\ varones$ y $Primeros\ dos\ mujeres$ son significativamente distintos de cero en la mayoría de los años

analizados. Es decir, la probabilidad de tener un tercer hijo (condicional a ya tener dos) difiere entre parejas según el género de los dos primeros hijos.

Entre 1970-2010, según surge de la Tabla 2, los padres muestran una clara preferencia por tener, al menos, un hijo de cada género. En efecto la probabilidad de tener un tercer hijo aumenta entre 2 y 5 puntos porcentuales cuando los dos primeros hijos son del mismo género -en relación a una pareja que tiene dos hijos de géneros opuestos-. Esto representa un incremento de entre 9% y 23% en relación a la media de la variable dependiente para la categoría omitida.

La excepción a lo anterior se observa en 1895. Según surge de la Tabla 2, para ese año los coeficientes de interés no son significativamente distintos de cero. Esto es, la probabilidad condicional de tener un tercer hijo es independiente al género de los dos primeros hijos. Otra excepción parcial se observa en 2022: aquí es cero el coeficiente de *Primeros dos mujeres*. Este resultado parece sugerir una preferencia por hijas mujeres: la probabilidad de tener un tercer hijo aumenta únicamente cuando los dos primeros hijos son varones.

Otro resultado interesante que surge de la Tabla 2 es la diferencia entre los coeficientes estimados para *Primeros dos varones* y *Primeros dos mujeres*. Entre 1980-2010 el coeficiente de *Primeros dos mujeres* es mayor al de *Primeros dos varones*. Esto refleja una ligera preferencia por tener hijos varones (la probabilidad de tener un tercer hijo aumenta más cuando los dos primeros son mujeres) por sobre hijas mujeres. Este resultado se revierte para el año 2022: aquí solamente es significativo el coeficiente de *Primeros dos varones* lo cual indica una mayor preferencia por hijas mujeres. Todo lo anterior muestra la evolución de las preferencias parentales de género resaltando la importancia de considerar series suficientemente largas que permitan captar estos cambios.

Tabla 2: Efecto de la composición del género de los hijos en las chances de tener un tercer hijo

Dep: dummy para tercer hijo	1895	1970	1980	1991	2001	2010	2022
Primeros dos varones	-.0852525 (.0827041)	.0514741*** (.0103517)	.0422174*** (.0054584)	.0273542*** (.0034365)	.0252959*** (.0040995)	.0220977*** (.003203)	.1320594** (.0522795)
Primeros dos mujeres	-.0718697 (.0669143)	.050845*** (.0109017)	.0546997*** (.0061355)	.0360855*** (.0037132)	.027297*** (.0040888)	.0274724*** (.0032609)	.0655387 (.050612)
Media de Y cat. omitida	.2705	.2198	.2407	.2883	.2759	.2438	.1907
Controles	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
N	664	11,173	53,084	117,284	68,505	98,417	839
R ²	0.4154	0.0447	0.0151	0.0083	0.0127	0.0098	0.0801

Fuente: elaboración propia en base IIGG, INDEC e IPUMS. Los errores estándar, entre paréntesis, se clusterizan a nivel de distrito de residencia. * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Los resultados anteriores son robustos ante la exclusión de las variables de control y los efectos fijos. La Tabla A.2 presenta estos resultados y se observa que en este caso los incrementos en la probabilidad condicional de tener un tercer hijo oscilan entre 9% y 24% para parejas con dos hijos de un mismo género -en relación a parejas con hijos de géneros opuestos-.

La Tabla 3, a continuación, presenta los resultados que surgen de re-estimar la ecuación 1 al considerar como dependiente a la cantidad total de hijos (en lugar de una dummy que identifica al tercer hijo). Los resultados son robustos ante esta especificación y extienden los resultados previos: aquellas parejas con dos primeros hijos del mismo género tienen, en promedio, una mayor cantidad de hijos a lo largo de sus vidas -en relación a parejas con dos primeros hijos de géneros opuestos-. Al igual que en la Tabla 2, la excepción al resultado central está dada por los microdatos de 1895 y 2022.

Tabla 3: Efecto de la composición de género de los hijos en la cantidad de hijos

Dep: cantidad de hijos	1895	1970	1980	1991	2001	2010	2022
Primeros dos varones	.1009786 (.2219381)	.0936599*** (.0203078)	.0690459*** (.0095712)	.0735177*** (.0076235)	.0626305*** (.0088943)	.0358637*** (.0069165)	.0195563 (.0453271)
Primeros dos mujeres	-.0726809 (.2111141)	.110284*** (.0194267)	.114116*** (.0116515)	.099577*** (.0097145)	.0800327*** (.0089723)	.0555928*** (.0068741)	.0035873 (.0427666)
Media de Y cat. omitida	.2705	.2198	.2407	.2883	.2759	.2438	.1907
Controles	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
N	664	11,173	53,084	117,284	68,505	98,417	839
R ²	0.4407	0.1253	0.0660	0.0498	0.0792	0.0378	0.0924

Fuente: elaboración propia en base IIGG, INDEC e IPUMS. Los errores estándar, entre paréntesis, se clusterizan a nivel de distrito de residencia. * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

La Tabla 4 muestra los cambios en la probabilidad condicional de tener un tercer hijo según el origen de la madre (argentina nativa vs. inmigrante). De aquí se puede observar que las preferencias de género de madres argentinas se han mantenido más estables en el tiempo. En efecto, entre 1970-2010 se observa que las nativas argentinas muestran fuertes preferencias de género por tener, al menos, un niño y una niña. En el caso de las madres inmigrantes, se observa una reducción en estas preferencias a partir de 2001. A partir de ese año, los coeficientes estimados dejan de ser significativamente distintos de cero (excepto por aquel de *Primeros dos varones* para el año 2022). Todo lo anterior indica que no hay indicios de que la existencia de preferencias parentales de género en Argentina sea un fenómeno “importado” a través de la inmigración, sino que es más bien un fenómeno local.

Tabla 4: Efecto de la composición de género de los hijos en las chances de tener un tercer hijo según origen

Dep: dummy para tercer hijo		1895	1970	1980	1991	2001	2010	2022
Nativo	Primeros dos varones	-.200525 (.1516331)	.0580233*** (.0112978)	.0420103*** (.0058446)	.0286669*** (.0043196)	.0252644*** (.0041345)	.0219972*** (.003232)	.1135655** (.0487265)
	Primeros dos mujeres	-.1270147 (.1302176)	.047941*** (.0115664)	.0539044*** (.0062467)	.0345541*** (.0048874)	.0273699*** (.0040916)	.0259464*** (.0034344)	.0725409 (.0533564)
Inmigrante	Primeros dos varones	.062161 (.1347384)	-.0166249 (.0254623)	.0408624** (.0190142)	.0400118*** (.0147065)	.0023327 (.1008398)	.0235122 (.0171297)	.1510521*** (.0471174)
	Primeros dos mujeres	-.0107566 (.1126351)	.0801847** (.040259)	.0608481** (.0268891)	.0426933** (.0170935)	.0703762 (.0957006)	.0596131*** (.0162641)	.1033893 (.0802122)
	Controles	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
	Efectos hijos	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si

Fuente: elaboración propia en base IIGG, INDEC e IPUMS. Los errores estándar, entre paréntesis, se clusterizan a nivel de distrito de residencia. * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%. Los tamaños muestrales y R^2 se omiten por simplicidad y están disponibles bajo pedido al autor. Para cada columna se estiman dos regresiones por separado.

La Tabla 5 muestra que los resultados reportados en las tablas 2 a 4 son robustos al permitir variaciones en los criterios de inclusión en la muestra. Esto incluye a la edad máxima de la madre (que se vuelve más restrictiva, de 45 a 40 años), la edad del hijo mayor del hogar (se reduce de 17 a 15 años) y la edad del hijo menor (aumenta de 5 a 7 años). Estos cambios, en todos los casos, restringen más la muestra permitiendo un menor error de inclusión. De aquí surge que el incremento en la probabilidad condicional de tener un tercer hijo no es resultado de los criterios de inclusión utilizados en este trabajo.

Tabla 5: Efecto de la composición de género de los hijos en las chances de tener un tercer hijo al variar los criterios de inclusión

		1895	1970	1980	1991	2001	2010	2022
Edad de la madre<41	Primeros dos varones	-.0835904 (.096517)	.0512034*** (.0113654)	.046757*** (.0061633)	.0277647*** (.0040544)	.0213469*** (.0045118)	.0198833*** (.0035278)	.0947736 (.0756829)
	Primeros dos mujeres	-.0854555 (.082047)	.0576411*** (.0123025)	.0581658*** (.0069098)	.032055*** (.0043338)	.0202363*** (.0046107)	.0253084*** (.0038802)	.1272275 (.0764332)
Edad hijo menor>6	Primeros dos varones	-.0505932 (.1398949)	.0579563*** (.0109353)	.0419608*** (.0064415)	.030093*** (.0042411)	.0253613*** (.0053356)	.0258951*** (.0044416)	.0947035* (.0487491)
	Primeros dos mujeres	-.1148271 (.1145517)	.0547685*** (.0118056)	.0583885*** (.0063456)	.0461483*** (.0041259)	.0323814*** (.0048611)	.0311452*** (.0039406)	.1160874* (.0627492)
Edad hijo mayor<16	Primeros dos varones	-.1208785 (.1003996)	.0518841*** (.011638)	.0372471*** (.0060079)	.0305977*** (.0035812)	.0268978*** (.0042451)	.0227598*** (.0035581)	.099841 (.0603257)
	Primeros dos mujeres	-.0736469	.049007***	.0557801***	.0397128***	.0296886***	.0276265***	-5.11e-06

	(.0884207)	(.0119812)	(.0063942)	(.0048203)	(.0046995)	(.0038344)	(.042985)
Controles	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si

Fuente: elaboración propia en base IIGG, INDEC e IPUMS. Los errores estándar, entre paréntesis, se clusterizan a nivel de distrito de residencia. * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%. Los tamaños muestrales y R^2 se omiten por simplicidad y están disponibles bajo pedido al autor. Para cada columna se estiman tres regresiones por separado.

Los resultados reportados en este trabajo se muestran en línea con la evidencia previa para otros países. Jones *et al.* (2023) coinciden en reportar, para Estados Unidos, que la probabilidad condicional de tener un tercer hijo aumenta 2 puntos porcentuales -en relación a parejas con dos primeros hijos de género opuesto-. Este incremento es sustancialmente menor al reportado en este trabajo (Tabla 2) -que se ubicó en el entorno de 5 puntos porcentuales-. Esto es indicativo de mayores preferencias parentales de género en Argentina en relación a Estados Unidos. Resultados consistentes son reportados para países de Latinoamérica -incremento de entre 3 y 5 puntos porcentuales- (Cruces & Galiani, 2007; Tortarolo, 2013) y en Francia -aumento de 4 puntos porcentuales- (Maurin & Moschion, 2009). Para Suecia, Angelov & Karimi (2012) reportan un incremento más modesto de 0.14 puntos porcentuales -lo que denota que allí los padres son más género-neutrales-.

En términos más generales, los hallazgos del trabajo mostraron un cambio sustancial en las preferencias parentales de género entre 1895 y 1970: al inicio del período no existían preferencias de género, mientras que al final se observó una clara preferencia por una composición de género mixta de los hijos. Es interesante discutir este punto y una posible explicación para ello podría encontrarse en el trabajo de Rozenweig & Wolpin (2000). Aquí los autores argumentan que en un contexto de bajos ingresos podría prevalecer una mayor neutralidad de género de parte de los padres dado que tener hijos de un mismo género permite reducir los costos de crianza. Esto es, hijos del mismo género tienen más chances de compartir elementos como ropa y calzado. Estos elementos pueden representar una porción sustancial del gasto de hogares de bajos ingresos. A pesar de que no puedo testear esta hipótesis, esta podría ser una explicación razonable: durante el siglo XIX los padres argentinos eran género-neutrales dado un contexto de menores ingresos y, luego, con el crecimiento de los ingresos experimentado durante la primera mitad del siglo XX pudieron optar por una composición mixta de género de sus hijos.

5. Conclusiones

A lo largo de este trabajo he examinado la existencia de preferencias parentales de género en Argentina a lo largo de un período que se extiende por los siglos XIX, XX y XXI. En particular, estimé el impacto que la composición de género de los dos primeros hijos posee sobre la

probabilidad de tener un tercer hijo. Los hallazgos muestran que, al preferir tener, al menos, un hijo de cada género (un niño y una niña) la probabilidad de tener un tercer hijo aumenta entre 9%-23% en parejas cuyos dos primeros hijos son del mismo género (dos niños o dos niñas) -en relación a parejas con dos primeros hijos de géneros opuestos-. Estas preferencias han mostrado cambios en el tiempo y según el país de origen de los progenitores (argentinos nativos vs. inmigrantes).

Considerados en conjunto, los resultados aquí reportados muestran la presencia de claras preferencias parentales de género. Esto es, los padres argentinos no son género-neutrales y prefieren tener, al menos, un hijo de cada género en lugar de varios hijos del mismo género. Esto posee importantes implicancias en términos de fecundidad y crecimiento demográfico. En efecto, dado que los padres prefieren hijos de ambos géneros, esto implica que tengan una mayor cantidad de hijos hasta que alcanzan la combinación de género deseada (esto es consistente con lo reportado en la Tabla 3). A su vez, si estas preferencias de género se reducen tendría lugar una caída en la fecundidad. Esto es consistente con lo reportado en las tablas 2 y 3 y con la sustancial caída observada en Argentina en términos de fecundidad en la última década.

Por otra parte, los hallazgos de este trabajo dan respaldo a la literatura empírica de Economía que examina el impacto de la fecundidad sobre la participación laboral femenina y recurre a un enfoque de variable instrumental a partir de la composición de género de los hijos (Angrist & Evans, 1998; Cruces & Galiani, 2007; Angelov & Karimi, 2012). Esta literatura se basa en la existencia de preferencias parentales de género mixtas (preferencias por, al menos, un niño y una niña). Así, en líneas generales, los resultados reportados en el presente trabajo convalidan lo anterior. Sin embargo, se recomienda testear en cada caso la existencia de estas preferencias (algo que no se verificó para Argentina en 1895 o 2022).

A futuro, aparece como relevante poder evaluar los cambios ocurridos en términos de preferencias parentales de género, a lo largo de la última década, con la aparición del movimiento feminista. Quizás estas preferencias puedan mutar hacia preferencias por niñas en lugar de una composición mixta. Además, es interesante poder evaluar diferencias en estas preferencias entre rangos etarios y según religión. Finalmente, es valioso poder extender el análisis a cambios en el uso del tiempo a partir de estas preferencias parentales de género.

Anexo

Tabla A.1: Estadística descriptiva de madres según el género de sus dos primeros hijos

	Dos hijos varones	Dos hijos mujeres	Dos hijos de género opuesto
Edad de la madre	36.43	36.42	36.36
Años de educación	11.42	11.32	11.33

Edad hijo mayor	12.98	12.94	12.92
Edad hijo menor	8.16	8.08	8.24
Número de personas en el hogar	4.79	4.81	4.74

Fuente: elaboración propia en base IIGG, INDEC e IPUMS.

Tabla A.2: Efecto de la composición de género de los hijos en las chances de tener un tercer hijo al excluir controles y efectos fijos

Dep: dummy para tercer hijo	1895	1970	1980	1991	2001	2010	2022
Primeros dos varones	-.0551397 (.0444324)	.0494982*** (.0099368)	.0417004*** (.0055131)	.0274048*** (.0033518)	.0253107*** (.0040737)	.0222675*** (.0031975)	.138183** (.0508908)
Primeros dos mujeres	-.0335926 (.0407129)	.0539821*** (.0104071)	.0543965*** (.0061607)	.0360913*** (.003676)	.0270282*** (.004095)	.0278089*** (.0032769)	.0725755 (.0466536)
Media de Y cat. omitida	.2705	.2198	.2407	.2883	.2759	.2438	.1907
Controles	No	No	No	No	No	No	No
Efectos fijos	No	No	No	No	No	No	No
N	664	11,173	53,084	117,284	68,505	98,417	839
R ²	0.0031	0.0036	0.0030	0.0012	0.0008	0.0008	0.0193

Fuente: elaboración propia en base IIGG, INDEC e IPUMS. Los errores estándar, entre paréntesis, se clusterizan a nivel de distrito de residencia. * significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Referencias

- Alesina, A.; Giuliano, P.; Nunn, N. (2011). Fertility and the Plough. *American Economic Review*, 101(3), 499-503. <https://doi.org/10.1257/aer.101.3.499>
- Angelov, N.; Karimi, A. (2012). Mothers' income recovery after childbearing. Working paper 20, IFAU. <https://www.ifau.se/globalassets/pdf/se/2012/wp12-20-mothers-income-recovery-after-childbearing.pdf>
- Angrist, J.; Evans, W. (1998). Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size. *American Economic Review*, 88(3), 450-477.
- Bailey, M.; Collins, W. (2011). Did Improvements in Household Technology Cause the Baby Boom? Evidence from Electrification, Appliance Diffusion, and the Amish. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(2), 189-217. <https://doi.org/10.1257/mac.3.2.189>
- Cruces, G.; Galiani, S. (2007). Fertility and female labor supply in Latin America: New causal evidence. *Labour Economics*, 14(3), 565-573.
- de Silva, T.; Tenreyro, S. (2017). Population Control Policies and Fertility Convergence. *Journal of Economic Perspectives*, 31(4), 205-228. <https://doi.org/10.1257/jep.31.4.205>
- Fernández, R.; Fogli, A. (2009). Culture: An Empirical Investigation of Beliefs, Work, and Fertility. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1(1), 146-177. <https://doi.org/10.1257/mac.1.1.146>
- González, F.; Dip, J. (2022). The Impact of Educational Assortative Mating on Income Inequality: Evidence from Argentina. *Journal of Population and Social Studies*, 30.
- González, F.; Dip, J. (2022). Whom Is It *Fair* to Subsidise? Evidence from Argentina. *Studies in Microeconomics*. <https://doi.org/10.1177/23210222221105>

González, F.; Santos, M. (2018). Pobreza multidimensional urbana en Argentina: ¿Reducción de las disparidades entre el Norte Grande Argentino y Centro-Cuyo-Sur? (2003-2016). *Cuadernos de Economía*, 39(81). <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.76486>

González, F.; Santos, M.; London, S. (2021). Convergencia y desarrollo en la Argentina urbana (2003-2016). *Regions and Cohesion*, 11(1), <https://doi.org/10.3167/reco.2021.110105>.

Iacovou, M. (2001). Fertility and female labor supply. Working paper 19, Institute for Social and Economic Research.

Instituto de Investigaciones Gino Germani (2015). Microdatos censales 1895. <http://censos1869-1895.sociales.uba.ar/>

Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (2023). Encuesta Permanente de Hogares, microdatos del tercer trimestre de 2022. <https://www.indec.gob.ar/indec/web/Institucional-Indec-BasesDeDatos-1>

Integrated Public Use Microdata Series (2020). International microdata: Version 7.3 [dataset]. Minneapolis Population Center: IPUMS. <https://doi.org/10.18128/D020.V7.3>

Jones, T.; Millington, M.; Price, J. (2023). Changes in Parental Gender Preference in the United States: Evidence from 1850–2019. Working paper. https://www.toddrjones.com/papers/Gender_Preference_most_recent.pdf

La Ferrara, E.; Chong, A.; Duryea, S. (2012). Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4), 1-31. <https://doi.org/10.1257/app.4.4.1>

Maurin, E.; Moschion, J. (2009). The social multiplier and labor market participation of mothers. *American Economic Journal: Applied Economics*, 1(1), 251-272. <https://doi.org/10.1257/app.1.1.251>

Rozenweig, M.; Wolpin, K. (2000). Natural “Natural Experiments” in Economics. *Journal of Economic Literature*, XXXVIII, 827-874.

Tortarolo, D. (2013). Female labor force supply and fertility: Causal evidence for Latin America. *Revista de Economía Política de Buenos Aires*, 13, 27-65.

van de Kaa, D. (1996). Anchored Narratives: The Story and Findings of Half a Century of Research into the Determinants of Fertility. *Population Studies*, 50(3). <https://doi.org/10.1080/0032472031000149546>