Dinámica de la fecundidad según estratos educativos en Argentina (2001-2023): Variaciones de los efectos paridez y tempo. *Fertility Dynamics by Educational Strata in Argentina (2001-2023): Variations in Parity and Tempo Effects.* Víctor Francisco Loyola, Enrique Peláez, Laura Débora Acosta y Joice Melo Vieira. Población & Sociedad [en línea], ISSN 1852-8562, en prensa. Puesto en línea en noviembre de 2026.

Esta obra se publica bajo licencia Creative Commons Atribución - No Comercial CC BY-NC-SA, que permite copiar, reproducir, distribuir, comunicar públicamente la obra y generar obras derivadas, siempre y cuando se cite y reconozca al autor original. No se permite, sin embargo, utilizar la obra con fines comerciales.
https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/



Contacto
poblacionysociedad@humanas.unlpam.edu.ar
https://cerac.unlpam.edu.ar/index.php/pys/index

Población & Sociedad
revista de estudios sociales

Dinámica de la fecundidad según estratos educativos en Argentina (2001-2023): Variaciones de los efectos paridez y tempo

Fertility Dynamics by Educational Strata in Argentina (2001-2023): Variations in Parity and Tempo Effects

Víctor Francisco Loyola
Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, Universidad Nacional de Córdoba, Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad, Argentina. victorfranciscoloyola33@gmail.com

Enrique Peláez
Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, Universidad Nacional de Córdoba, Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad, Argentina. enpelaez@gmail.com

Laura Débora Acosta
Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, Universidad Nacional de Córdoba, Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad, Argentina. laudeac@gmail.com

Joice Melo Vieira
Universidade Estadual de Campinas, Brasil. joicemv@unicamp.br

Resumen

Este estudio analiza el comportamiento de la fecundidad de período según estratos educativos en Argentina (2001-2023), ajustando las distorsiones asociadas a los efectos paridez y tempo. Entre 2001 y 2014, la fecundidad de las mujeres menos escolarizadas presentó una continua sobrestimación por ambos efectos, mientras que las más instruidas registraron subestimación respecto al quantum libre de distorsiones, estimado por medidas ajustadas. Desde 2015 hasta 2023, la acelerada caída de la fecundidad se vinculó tanto a la disminución efectiva del quantum como con una tendencia a la subestimación por dichos efectos en todos los estratos educativos.

Palabras clave: fecundidad; demografía; dinámica poblacional; transición demográfica

Abstract

This study analyzes period fertility patterns by educational level in Argentina (2001–2023), adjusting for distortions associated with parity and tempo effects. Between 2001 and 2014, fertility among women with lower levels of education was consistently overestimated due to both effects, while fertility among more highly educated women was underestimated relative to the distortion-free quantum, as estimated through adjusted measures. From 2015 to 2023, the rapid decline in fertility was linked both to

Recibido: 10/04/2026 - Aceptado: 10/09/2026

an actual decrease in the quantum and to a tendency toward underestimation—driven by these same effects—across all educational strata.

Keywords: fertility; demography; population dynamics; demographic transition

1. Introducción

Tras un período de relativa estabilidad durante los primeros catorce años del siglo XXI, la fecundidad en Argentina presentó un marcado descenso desde 2015 hasta 2023 (Peláez et al., 2022). En estos años, siguiendo una tendencia similar a la de otros países de la región (Cabella et al., 2024), la tasa global de fecundidad (TGF) pasó de aproximadamente 2.4 a menos de 1.5 hijos por mujer (Loyola y Peláez, 2026).

En el marco de la creciente ampliación del acceso a los servicios de salud sexual y reproductiva (Loyola et al., 2025b; Pardo et al., 2025), la evolución de la dinámica reproductiva del período reciente se ha caracterizado por la convergencia en la reducción de la fecundidad entre diferentes estratos educativos (Cabella y Velázquez, 2025), la disminución de los nacidos vivos en los órdenes inferiores (Pardo et al., 2025) y el aplazamiento de la edad media de inicio a la maternidad (Comisión Económica para América Latina y el Caribe —CEPAL—, 2025). En estrecha relación con estos factores, el nivel de la TGF se ha encontrado profundamente subestimado por las distorsiones producidas por los cambios en la estructura de la paridez —efecto paridez— y las variaciones en el calendario reproductivo —efecto tempo— (Loyola y Peláez, 2026).

En línea con ello, a pesar de la relevancia de contar con estimaciones de período libres de los sesgos mencionados en un contexto de postergación y reducción de la fecundidad (Kohler y Ortega, 2004; Bongaarts y Sobotka, 2012), son escasos los trabajos que han estudiado la evolución de la TGF controlando ambos efectos en Argentina y en otros países de la región (Cabella y Pardo, 2016; Loyola y Peláez, 2024, 2026; Miranda Ribeiro et al., 2016; Nathan et al., 2016; Miranda Ribeiro y Garcia, 2024; CEPAL, 2025) y, especialmente, aquellos que introducen una discriminación según niveles de instrucción (Miranda Ribeiro y Garcia, 2013). Por lo tanto, el objetivo de esta investigación es analizar el comportamiento de la fecundidad de período según estratos educativos en Argentina entre 2001 y 2023, ajustando las distorsiones provocadas por los efectos de paridez y tempo.

El aporte central del presente trabajo radica en combinar ajustes por paridez y tempo con desagregación educativa para distinguir sesgos de medición de cambios reales del quantum. Se considera que este tipo de estimaciones entre grupos de escolarización son claves para entender la dinámica actual de la fecundidad de Argentina, como un caso representativo de la región de América Latina y el Caribe (ALyC), en un momento en el que se identifican aceleradas transformaciones en el comportamiento reproductivo de período (Cabella et al., 2024; Cabella y Velázquez, 2025).

2. Antecedentes y marco teórico

2.1. Conceptualización de la fecundidad de período y de las medidas refinadas

El indicador más utilizado para examinar el comportamiento de la fecundidad de período —aquella que se mide en un momento dado— es la TGF (Luy, 2010). Sin embargo, como se conoce desde los hallazgos de Norman Ryder (1964), los indicadores de período, a diferencia de las medidas de tipo longitudinal —que analizan el comportamiento de cohortes reales—, se ven distorsionados por sesgos, como los derivados de las variaciones del calendario reproductivo —efecto tempo— (Sobotka, 2004).

Con base a ello, John Bongaarts y Griffith Feeney (1998) desarrollaron la TGF ajustada al efecto tempo (TGF*), una medida refinada que ofrece una estimación del número de hijos que tendrían las mujeres de una cohorte hipotética al término de su vida reproductiva en ausencia de variaciones en las edades medias a la maternidad (EMM). Uno de los principales supuestos de este indicador es su forma constante en el calendario por edad (*constant-shape assumption*), es decir, que la distribución por edad mantiene su forma mientras cambia el nivel. Los autores señalan que, aunque este principio ha demostrado cumplirse en múltiples casos de estudio, existe la posibilidad de que no se efectivice en determinados momentos de tiempo, especialmente en aquellos en los que la fecundidad cambia demasiado rápido, como en guerras o hambrunas (Bongaarts y Feeney, 2000). Asimismo, vinculada a esta limitación, al ser un indicador construido a partir de tasas no condicionales —donde la población expuesta no se discrimina según paridez—, tiende a magnificar las variaciones del tempo, particularmente en momentos en los que se registran notables cambios en las EMM de orden inferior (Loyola y Peláez, 2024).

En años posteriores, se elaboraron otras medidas refinadas que estuvieron dirigidas a controlar los sesgos derivados de las variaciones en la estructura de la paridez, como la TGF ajustada al efecto paridez (TGFp) y a los efectos paridez y tempo (TGFp*) (Bongaarts y Feeney, 2006). En esta línea, si bien el método de Bongaarts y Feeney (2006) ha mostrado un mejor desempeño en la estimación del quantum en ausencia de distorsiones (particularmente en países europeos), el método de Hans-Peter Kohler y José Antonio Ortega (2002) (PATFR*) también ha sido ampliamente utilizado (Miranda Ribeiro et al., 2016). Este último se destaca por incorporar los cambios en la varianza del calendario reproductivo, así como por controlar los sesgos asociados a la paridez mediante el uso de tablas de fecundidad basadas en tasas condicionales. En estas, la población expuesta se define según el orden de nacimiento previo (i−1), a diferencia del primer enfoque, que se basa en la paridez acumulada con respecto al orden i del numerador (j<i) (Nathan et al., 2016).

La relevancia de ajustar ambos componentes en conjunto radica en dos puntos centrales. Por un lado, permite obtener una aproximación más precisa de la fecundidad de período, debido a que se neutralizan las distorsiones provocadas por ambos efectos (Miranda Ribeiro et al., 2016). Por otro lado, se consigue un mejor ajuste del efecto tempo, en comparación con el que proporciona la TGF*. Esto se debe a que, al incluir tasas de tipo condicional en el cálculo de la TGFp*, se interpreta a cada orden de nacimiento como un evento único, separado y no repetible, evitando que las variaciones de las EMM en los órdenes inferiores se trasladen a las franjas superiores de paridez (Bongaarts y Sobotka, 2012).

El comportamiento de los indicadores ajustados puede interpretarse del siguiente modo: si la TGF presenta un valor más bajo que el de las medidas refinadas, se registra una subestimación de la fecundidad, asociada a variaciones positivas del efecto tempo —postergación de los nacimientos— o negativas del efecto paridez —aumento de la participación de la paridez en los órdenes inferiores—. En contraste, cuando su valor es más alto, se identifica una sobrestimación, vinculada a variaciones negativas del efecto tempo —anticipación de los nacimientos— o positivas del efecto paridez —aumento de la participación de la paridez en los órdenes superiores— (Cabella y Pardo, 2016). En este trabajo, siguiendo a Bongaarts y Feeney (1998), el concepto de quantum se utiliza para referir al nivel de fecundidad que se observaría en ausencia de dichas distorsiones, y no como un sinónimo de la intensidad de la fecundidad de período o cohorte (Bongaarts y Sobotka, 2012).

En línea con ello, resulta importante destacar que la subestimación o sobrestimación que se identificaría a partir del comportamiento de los indicadores ajustados son siempre en relación con un contrafáctico —la intensidad que se visualizaría en ausencia de cambios de calendario y/o distribución por paridez— y no en asociación a la dinámica reproductiva de una cohorte real. En este sentido, es especialmente valioso usar las medidas refinadas para observar qué fenómenos sustantivos del comportamiento de la fecundidad de período reflejan, ya sea cambios en el momento de ocurrencia de los nacimientos o modificaciones en la proporción de mujeres según número de hijos previos.

Los indicadores ajustados, si bien en determinados contextos pueden aproximarse a la fecundidad de una cohorte no sintética, en ningún caso constituyen sustitutos de dichas medidas, tal como lo advirtieron Bongaarts y Feeney (1998, 2000) en sus aportes pioneros y lo han señalado otros estudios posteriores (Kohler y Philipov, 2001; Sobotka, 2004; Ní Bhrolcháin, 2011). Esto se debe a que estas medidas no pretenden ofrecer una estimación de la descendencia final de la población femenina o siquiera proporcionar una aproximación al comportamiento de la fecundidad futura (Goldstein et al., 2009), sino que su propósito está focalizado en la estimación de la fecundidad de período que se observaría en ausencia de distorsiones (Kohler y Ortega, 2004; Miranda Ribeiro et al., 2016). Por lo tanto, dichas métricas deberían

entenderse como herramientas analíticas y extensiones de la TGF tradicional en la que se asumen determinados supuestos (Cabella y Pardo, 2016), cuyo uso requiere de una adecuada contextualización de las tendencias reproductivas que experimenta la población en un momento dado.

2.2 La transición de la fecundidad en Argentina

La transición de la fecundidad en la mayoría de los países de ALyC inició en la década de 1960 (Cabella y Pardo, 2014). En contraste, en Argentina —así como en Uruguay—, este proceso se desarrolló predominantemente durante la primera mitad del siglo XX (Pantelides, 1992) y, desde 1960 hasta aproximadamente 2001, el nivel de la TGF experimentó una ralentización en su descenso, situándose en torno a 2.5 hijos por mujer para este último año (Sacco y Borges, 2018). Posteriormente, después de una evolución sin grandes variaciones durante los primeros catorce años del siglo XXI (Peláez et al., 2022), se observó un acelerado descenso desde 2015 hasta principios de la década de 2020. En estos años, la TGF se ubicó por debajo del nivel de reemplazo en 2018 y en valores inferiores a 1.5 hijos por mujer en 2023 (CEPAL, 2025), presentando un patrón de baja fecundidad (entre 1.5 y 1.3 hijos por mujer), similar al de otros países de la región, como Chile, Costa Rica y Uruguay (Cabella et al., 2024).

La tendencia observada durante los últimos años se ha relacionado con diversos factores. Entre algunos de ellos, destacan la conjunta disminución de la fecundidad total y adolescente entre diferentes segmentos educativos —registrándose las reducciones más notables entre la población con menor escolarización— (Cabella y Velázquez, 2025); el incremento del uso de los métodos anticonceptivos modernos, impulsado por las políticas públicas que han promovido su cobertura en el siglo XXI (Loyola et al., 2025b); el descenso de las tasas de los primeros y segundos nacidos vivos —sobre todo entre los 10 y 24 años de las mujeres— (Pardo et al., 2025); y el aumento de la edad promedio de inicio a la maternidad (Loyola y Peláez, 2024). Vinculado a estos cambios, el uso de medidas ajustadas a los efectos paridez y tempo sugiere que el nivel de la TGF en los últimos años se ha visto notablemente distorsionado y que el quantum en ausencia de los sesgos mencionados ha presentado un sostenido descenso (Loyola y Peláez, 2026).

La aplicación de indicadores refinados de la fecundidad en los países de ALyC ha sido un recurso poco utilizado, especialmente al momento de examinar su composición según estratos educativos (Miranda Ribeiro y Garcia, 2013). Entre el 2000 y principios de la década de 2010, la literatura y las recientes estimaciones de la CEPAL (2025) señalan que, en el promedio regional de ALyC y en algunos casos particulares de la región —como Argentina, Brasil, Chile y Uruguay—, se comenzó a identificar cierto grado de subestimación en la fecundidad total, especialmente asociada a la postergación de la maternidad (Cabella y Pardo, 2016; Miranda Ribeiro et al., 2016; Loyola y Peláez, 2024). Desde 2015 hasta inicios de la tercera década del siglo XXI, las estimaciones del organismo sugieren que se ha registrado una

intensificación de la distorsión de la TGF por el retraso del calendario reproductivo, especialmente en países con umbrales de baja fecundidad (Miranda Ribeiro y Garcia, 2024; CEPAL, 2025).

En este marco, Loyola y Peláez (2026) indican que la fecundidad total de Argentina experimentó un sostenido incremento de la subestimación de sus valores por la incidencia de los efectos paridez y tempo entre 2015 y 2020 —particularmente del primer sesgo—. En contraste, hacia 2022, los autores sugieren que la TGF* se redujo hasta niveles similares a los de la TGF, producto de la disminución del aplazamiento de la edad promedio a la maternidad, mientras que la TGFp y la TGFp* se mantuvieron en umbrales similares a los avistados hasta el año 2020, como resultado de la persistencia de las distorsiones derivadas de los cambios en la distribución de la paridez. Dicho patrón, en el caso de la TGFp*, también puede ser respaldado por un mejor control del efecto tempo que el proporcionado por la TGF*, derivado de la inclusión de tasas condicionales en su cálculo.

En esta línea, la dinámica mostrada por las EMM de primer y segundo orden (Bathory et al., 2023; Loyola y Peláez, 2024, 2026) podría haber sido un factor clave en el fuerte ascenso que experimentó la TGF* en el período 2015-2020 y en su notable caída en el lapso de 2020-2022. En este sentido, la desagregación de las medidas ajustadas entre órdenes de estudio, se presenta como un aspecto fundamental para evaluar los sesgos procedentes de la *constant-shape assumption* —especialmente en la TGF*—, al interpretar a cada transición reproductiva como un evento independiente, sin que los cambios en el tempo se mezclen entre franjas de nacimiento; sin embargo, son escasos los estudios que aplican tal desagregación en la región (Miranda Ribeiro y Garcia, 2013, 2024; Nathan et al., 2016).

2.3. Fecundidad y educación

La literatura demográfica ha demostrado que existe una correlación negativa entre la educación y la fecundidad (Sobotka et al., 2017). Los enfoques más tradicionales concibieron a la educación como un impulsor del desarrollo y de la transición de la fecundidad, en el pasaje de poblaciones con un régimen reproductivo natural —sin planificación— hacia sociedades caracterizadas por el control de las pautas reproductivas (Caldwell et al., 1985; Vasireddy et al., 2023). Durante la segunda mitad del siglo XX, desde las teorías microeconómicas, esta relación se ha explicado por el efecto sustitución. Desde esta perspectiva, la feminización del mercado laboral, el incremento de los años de escolarización alcanzados y el aumento de los costos de la maternidad, constituyen los principales factores que promueven la postergación de la fecundidad, en un intento por conformar una descendencia con mayor capital humano y mejores oportunidades de subsistencia (Becker, 1974).

Las aproximaciones vinculadas a la teoría de la Segunda Transición Demográfica sostienen que el incremento de la escolarización se asocia con el

auge de los valores postmaterialistas y la priorización de las aspiraciones de autorrealización, lo que contribuye al aplazamiento y reducción de la fecundidad en un contexto en el que los hijos dejan de constituir un componente indispensable en la vida de las personas y pasan a ser un evento que complementa los proyectos individuales (Lesthaeghe, 2010, 2014, 2020).

En esta línea, las perspectivas teóricas más recientes han destacado el papel de las recesiones económicas y de la incertidumbre social como factores que promueven el aplazamiento de la maternidad hacia momentos de mayor previsibilidad —sobre todo entre los segmentos más escolarizados—, tal como se observó durante la pandemia de COVID-19 (Luppi et al., 2020; Aassve et al., 2021). Asimismo, los enfoques alineados con las perspectivas de género subrayan la importancia de la implementación de políticas orientadas a ampliar la cobertura de la salud sexual y reproductiva, dado que este tipo de iniciativas han contribuido a un mayor control de la fecundidad entre las mujeres de diferentes estratos educativos en diversas regiones del mundo (Kreyenfeld y Andersson, 2014; Guzzo y Hayford, 2020).

En la actualidad, si bien en algunos de los países más adelantados en la transición —como los nórdicos— la relación entre escolarización y fecundidad se ha debilitado (Beaujouan et al., 2016; Kim, 2023), en ALyC su estudio continúa siendo relevante (Nathan, 2024). Esto se explica porque el nivel educativo sigue constituyendo un indicador robusto y de amplia disponibilidad estadística para analizar el comportamiento de la fecundidad según segmentos sociales (Miranda Ribeiro y Garcia, 2013), en comparación con otros proxys del estrato socioeconómico, cuya medición es más difícil de captar, como los ingresos y el estatus social (Vasireddy et al., 2023).

La mayoría de los estudios que han analizado esta asociación en ALyC durante los últimos años lo han hecho a partir de indicadores de período (Loyola et al., 2025a; Rios Neto et al., 2018; Sacco y Borges, 2018; Peláez et al., 2022), lo cual expone a las estimaciones a distorsiones derivadas de los efectos de paridez y tempo que afectan de manera diferencial al nivel de fecundidad de cada segmento de escolarización (Rios Neto et al., 2018). Los resultados de Adriana Miranda Ribeiro y Ricardo Garcia (2013), al examinar el caso de Brasil entre 1991 y 2010 mediante la TGF*, muestran que las mujeres con menor instrucción tienden a sobreestimar su fecundidad debido a la anticipación de los nacimientos —observado al menos hasta el año 2000—, mientras que la población con mayor escolarización subestima su nivel como resultado de la postergación de la maternidad.

En estudios más recientes, se ha identificado un patrón de descenso y homogeneización del nivel de fecundidad total y adolescente entre distintos estratos educativos en países de la región (Peláez et al., 2022; CEPAL, 2025), atribuyéndose este marcado descenso de la TGF predominantemente a las variaciones en el nivel de la fecundidad entre grupos de instrucción —efecto tasa—, más que a cambios en la composición educativa de la población femenina —efecto composición— (Cabella y Velázquez, 2025). En este sentido, la literatura resalta la necesidad de analizar la dinámica de la

fecundidad de período controlando las distorsiones originadas por los efectos de paridez y tempo, con el propósito de disponer de mejores estimaciones del comportamiento reproductivo de los grupos sociales (Loyola et al., 2025a).

3. Datos y método

3.1. Enfoque de estudio

El presente estudio cuantitativo de corte descriptivo analizó el comportamiento de la fecundidad de período según estratos educativos en Argentina entre 2001 y 2023, ajustando las distorsiones provocadas por los efectos de paridez y tempo.

En primera instancia, con el propósito de contextualizar la evolución de la dinámica reproductiva de período, se estimaron TGF y EMM, convencionales y según órdenes de nacimiento de tipo condicional (TGFI, EMMI). Por consiguiente, siguiendo los lineamientos propuestos por los métodos de Bongaarts y Feeney (1998, 2006), se calcularon TGF*, TGFp y TGFp* para el total de la población fértil. Las medidas de período se desagregaron según niveles de instrucción.

Los indicadores según estrato educativo se discriminaron del siguiente modo (Loyola et al., 2025a): 1) Nivel educativo bajo: desde sin instrucción hasta educación primaria completa; 2) Nivel educativo medio: desde educación secundaria incompleta hasta educación secundaria completa; y 3) Nivel educativo alto: desde educación superior (universitaria o no universitaria) incompleta hasta educación de posgrado completa.

3.2. Insumos utilizados para la construcción de los indicadores y calidad de la información

El numerador de los indicadores fueron los nacidos vivos, discriminados por orden de nacimiento, edad quinquenal y nivel educativo de la madre, provistos por la Dirección de Estadísticas e Información de la Salud —DEIS— (Ministerio de Salud, 2025). Los nacidos vivos de 10 a 14 años fueron sumados a los pertenecientes a la franja etaria de 15 a 19 años, dado que, incluso entre las mujeres menos escolarizadas, los nacimientos ocurridos en la adolescencia temprana representaron una distribución cercana al 1 % con respecto al total de casos. El denominador de las tasas fue la población de mujeres en edad fértil, diferenciada por paridez (j), edad quinquenal y nivel educativo, obtenida de los Censos Nacionales de Población, Hogares y Viviendas de 2001, 2010 y 2022, proporcionados por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC, 2001, 2010, 2022).

Dado que los microdatos se trabajaron en franjas quinquenales, los indicadores agregados de fecundidad se ponderaron por 5.

El procesamiento de los microdatos de nacidos vivos se llevó a cabo a partir del software SPSS 25.0 y el de la población de mujeres en edad fértil mediante Redatam.

La población expuesta, según paridez, edad y nivel educativo, se estimó para cada año intercensal al 1° de julio (incluyendo el año 2023), mediante funciones de crecimiento exponencial. Si bien la metodología del *golden census* de la Human Fertility Database (Jasilioniene et al., 2015) permite reconstruir la población por paridez a partir de información censal consistente (Cabella et al., 2024), la extensión de dicho enfoque a una estructura que incorpora simultáneamente el nivel educativo —como tercera variable en un cruce tradicionalmente aplicado por edad y paridez— requiere de supuestos adicionales y datos complementarios que exceden el alcance del protocolo tradicional. Asimismo, tampoco se recurrió a las proyecciones del INDEC (2025), dado que estas solo se desagregan por edad. En este contexto, se considera que la interpolación exponencial, si bien implica asumir cierta estabilidad en la distribución por paridez y nivel educativo entre los años intercensales —aspecto clave en períodos con grandes cambios en la dinámica reproductiva o en eventos coyunturales, como la pandemia de COVID-19—, constituye una estrategia metodológica que es adecuada para construir los denominadores de las tasas en este contexto.

Al evaluar la calidad del numerador, en el período 2001-2010, el porcentaje de nacidos vivos sin especificación según la edad de la madre fue del 1.33 % y del 0.57 % según el orden de nacimiento, mientras que en el período 2011–2023 estos valores fueron de 0.86 % y 1.79 %, respectivamente. En cuanto a los casos sin especificación por estratos educativos, su proporción osciló entre el 2 % y el 3 % en 2001-2010 y entre el 4 % y el 6 % en 2011-2023. Dentro de los segmentos educativos, en ambos períodos (2001-2010 y 2011-2023), todos los grupos de escolarización registraron una distribución de casos no especificados por edad que osciló entre el 1 % y 2 % y por orden de nacimiento en torno al 1 %.

Tras evaluar la calidad de las estadísticas vitales, se aplicó una imputación proporcional de los casos no especificados según nivel educativo entre los nacidos vivos conocidos de cada grupo de instrucción. Luego, sobre el total de mujeres en edad fértil y de cada segmento de escolarización, los casos ignorados se distribuyeron proporcionalmente según edad de la madre y orden de nacimiento. Ambos prorrateos se realizaron mediante distribuciones de tabla cuadrada.

Dicho procedimiento implicó considerar que los ignorados se distribuyeron de manera aleatoria entre los casos conocidos. No obstante, resulta importante subrayar que existe la posibilidad de que los casos con nivel educativo no especificado no se distribuyan aleatoriamente, sino que presenten sesgos asociados a edad, jurisdicción, calidad del registro, tipo de establecimiento u otras características sociales.

Por último, debido a que en el año 2005 los nacidos vivos de 6°+ orden registraron una frecuencia de casos poco consistente con la identificada en el resto de los años —subestimación de casos en los 15-24 años, y sobrestimación en el resto de las franjas etarias—, se corrigieron sus cifras a partir de un promedio de los años 2004 y 2006.

En relación con los denominadores de las tasas, el Censo Nacional de 2001 presentó un nivel de omisión de 2.8 % para el total de la población y para la población de mujeres del 2.2 % (INDEC, 2005). Por su parte, el Censo Nacional de 2010 registró un nivel de omisión del 1.99% para ambos sexos y de 1.55% en la población de mujeres (De la Mota, 2015). En última instancia, el Censo de 2022 evidenció un nivel de omisión del 0.5 % para el total de la población y un sobrerregistro del 1.1 % entre las mujeres (INDEC, 2025).

Adicionalmente, se subraya que los censos de 2001 y 2010 se realizaron bajo la modalidad de censo de hecho —población censada en el lugar donde pasó la noche previa al censo—, mientras que el Censo Nacional de 2022 adoptó la modalidad de censo de derecho —población censada según su lugar de residencia habitual—.

3.3. Procedimiento de cálculo de los indicadores

La TGF se calculó a partir de las tasas de fecundidad no condicionales por orden de nacimiento y edad en el año t, $f_{i(a,t)}$, definidas como la relación entre los nacidos vivos de orden i y edad a y la población femenina en edad fértil a cada edad a. Inicialmente, mediante la suma de las $f_{i(a,t)}$ se obtuvieron las TGF no condicionales por orden (TGFi), y posteriormente, a partir de su adición se construyó la TGF de un año (t):

$$f_i(a,t) = \frac{N_i(a,t)}{P^f(a,t)}$$

$$TGF_i(t) = 5 \cdot \sum_a f_i(a,t)$$

$$TGF(t) = \sum_i TGF_i(t)$$

La EMM se calculó de manera análoga: primero se estimó la EMM por orden de nacimiento (EMMi), y luego, mediante un promedio ponderado por las TGFi, se obtuvo la EMM de un año (t).

$$EMM_i(t) = \frac{\sum_a a \cdot f_i(a,t)}{\sum_a f_i(a,t)}$$

$$EMM(t) = \frac{\sum_i TGF_i(t) \cdot EMM_i(t)}{\sum_i TGF_i(t)}$$

Por consiguiente, se calcularon la TGF y la EMM por orden de nacimiento condicional (TGFI y EMMI). Para ello, inicialmente se construyeron tasas condicionales por orden de nacimiento y edad en el año t, $p_{i(a,t)}$, definidas como el cociente entre el número de nacidos vivos de orden i y edad a y la población femenina por paridez acumulada y edad correspondiente expuesta al riesgo de tener un nacimiento de orden i, es decir, mujeres con paridez j<i

y edad a. Las TGFI se obtuvieron sumando las $p_{i(a,t)}$, y las EMMI se calcularon como el cociente entre la suma de las $p_{i(a,t)}$ —ponderadas por la edad de cada intervalo— y la TGFI correspondiente.

$$p_{i(a,t)} = \frac{N_{i(a,t)}}{\sum_{j<i} P^{f}_{j(a,t)}}$$

$$TGF_I(t) = 5 \cdot \sum_a p_i(a,t)$$

$$EMM_I(t) = \frac{\sum_a a \cdot p_i(a,t)}{\sum_a p_i(a,t)}$$

Para estimar la TGF*, se calculó la tasa de cambio anual de la edad promedio a la maternidad (ri), donde ri fue el resultado de la diferencia entre EMMi entre dos momentos de tiempo (t), dividido por dos. Luego, cada TGFi se relacionó entre su respectivo factor de ajuste (1-ri), obteniéndose las TGFi ajustadas al efecto tempo (TGF_i^*). Finalmente, al sumar las TGF_i^*, se obtuvo la TGF* para un año (t):

$$r_i(t) = \frac{EMM_i(t) - EMM_i(t-1)}{2}$$

$$TGF_i^*(t) = \frac{TGF_i(t)}{1 - r_i(t)}$$

$$TGF^*(t) = \sum_i TGF_i^*(t)$$

En la siguiente instancia, mediante la adición de las TGFI convertidas en probabilidades ajustadas, inicialmente, se obtuvo la TGFp según órdenes de nacimiento ($TGFp_i$) y, posterior a su sumatoria entre órdenes, su versión agregada:

$$TGFp_i(t) = 1 - \exp\left(-5 \cdot \sum_a p_i(a,t)\right)$$

$$TGFp(t) = \sum_i TGFp_i(t)$$

Por último, para estimar la TGFp*, primero se calculó la probabilidad exponencial de la relación entre las TGFI y las tasas de cambio anual de las EMMi (1-ri) en cada momento t, obteniendo las tasas ajustadas a ambos efectos entre órdenes de nacimiento ($TGFp_i^*$). Luego, se sumaron dichas tasas, obteniéndose así la TGFp* para un año (t):

$$TGFp_i^*(t) = 1 - \exp\left(-5 \cdot \sum_a \left(\frac{p_i(a,t)}{1 - r_i(t)}\right)\right)$$

$$TGFp^*(t) = \sum_i TGFp_i^*(t)$$

Bongaarts y Tomáš Sobotka (2012) recomiendan estimar ri a partir de la diferencia entre dos momentos adyacentes a t (es decir, t+1 y t-1). Sin embargo, debido al pronunciado incremento que experimentaron las EMM en Argentina entre 2015 y 2023, se optó por calcular ri entre los momentos t y t-1. Esto se realizó con el propósito de ajustar las oscilaciones del indicador en el contexto de retraso de la fecundidad que se experimenta en Argentina desde mediados de la década de 2010 (Loyola y Peláez, 2024).

En particular, Loyola (2025) señala que, tanto en Argentina como en las regiones del Noroeste (NOA) y Noreste (NEA) y sus provincias, la aplicación del método tradicional de Bongaarts y Feeney (1998) por diferencia de momentos adyacentes a t (t+1 y t-1) para el año 2019 puede conducir a cifras inconsistentes de la TGF*. Según el autor, el indicador en las regiones y sus provincias durante dicho año alcanza valores cercanos a 3.5 hijos por mujer bajo la aplicación de este enfoque, un alza de la fecundidad que potencialmente puede ser aún más pronunciada en Argentina entre grupos con diferentes grados de escolarización. Con base en ello, el presente trabajo sigue una variante del enfoque estándar de ri (Loyola y Peláez, 2026), con el propósito de matizar los sesgos derivados del efecto tempo en un contexto en el que se identifica una fuerte postergación de la maternidad.

Si bien estos ajustes pueden introducir distorsiones menores, es poco probable que afecten sustancialmente las tendencias principales observadas, particularmente dada la consistencia de los resultados entre indicadores y estratos educativos.

4. Resultados

En la Figura 1, se presenta la evolución de la TGF y EMM según estratos educativos de Argentina entre 2001 y 2023. Entre 2001 y 2014, se aprecia que el total de la población en edad fértil casi no presenta variaciones en la TGF —ligera reducción— y la EMM —leve aumento—. Durante este período, los estratos educativos registran trayectorias diferenciadas, con aumentos de la TGF y descensos de la EMM entre las mujeres con nivel educativo bajo y medio, en contraste con una reducción de la fecundidad y un retraso del calendario reproductivo entre la población más escolarizada.

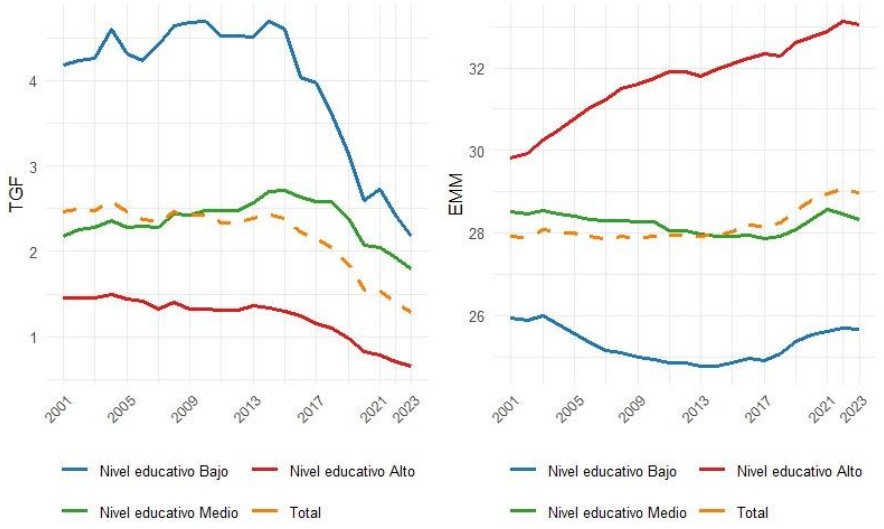
El análisis por orden de nacimiento presentado en las Figuras A1 y A2 del Anexo permite observar que estas tendencias agregadas responden a dinámicas diferenciadas según el orden de nacimiento, particularmente en los primeros nacimientos.

Desde 2015 hasta 2023, se aprecia una pronunciada disminución de la TGF (47 %) y aumento de la EMM (3 %) en el total de mujeres, donde los umbrales de los indicadores se ubican en 1.3 hijos por mujer y 29 años, respectivamente. Esta tendencia se reproduce en los tres estratos educativos, visualizándose las variaciones más pronunciadas de la fecundidad total y del calendario reproductivo entre los niveles educativos bajo y alto.

En consonancia con lo anterior, el análisis por orden de nacimiento confirma que el marcado descenso reciente de la fecundidad y el aumento de las EMMI se concentran principalmente en los nacimientos de primer y segundo orden, con variaciones especialmente notables entre la población con menor y mayor escolarización.

Los patrones observados en la Figura 1, entre los que se destacan la caída de la fecundidad y el aplazamiento del calendario en los estratos extremos del gradiente de instrucción desde 2015, constituyen el contexto para evaluar en qué medida la TGF convencional refleja modificaciones efectivas de su nivel (quantum) o distorsiones asociadas a los efectos paridez y tempo.

Figura 1. Tasa global de fecundidad y edad media a la maternidad según nivel educativo en Argentina (2001-2023)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la Dirección de Estadísticas de Información de la Salud (Ministerio de Salud, 2025) y el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC, 2001, 2010, 2022).

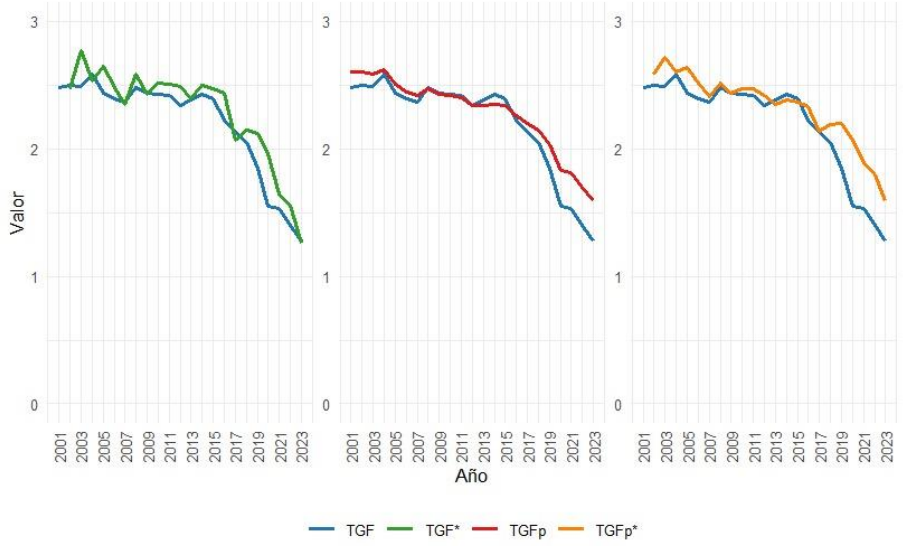
En la Figura 2, se presenta la evolución de las TGF, TGF*, TGFp y TGFp* en Argentina entre 2001 y 2023. En primer lugar, se observa que entre 2001 y 2014 el nivel de la fecundidad total se encuentra subestimado durante la mayoría de los años debido a variaciones positivas del efecto tempo y a la incidencia conjunta de los efectos de paridez y tempo. En contraste, el efecto

paridez aislado subestima de manera más moderada a la TGF hasta 2007 y en los siguientes años sobrestima su nivel.

Entre 2015 y 2020, la TGF registra una intensificación de la subestimación de su valor asociada a la incidencia de los efectos de paridez y tempo, tanto de forma individual como conjunta, la cual tiende a acentuarse a medida que transcurren los años. Las distorsiones alcanzan su máxima expresión durante este período, particularmente cuando ambos efectos son considerados conjuntamente**.** En los años posteriores y hasta 2023, se observa que la TGF* tiende a reducirse hasta situarse ligeramente por debajo de la TGF. En contraste, la TGFp y la TGFp*, si bien muestran ligeros descensos, mantienen en 2023 niveles cercanos a los observados hasta 2020.

En línea con lo mencionado, la Figura 2 permite identificar que, desde mediados de la década de 2010 en adelante, la caída de la fecundidad agregada puede relacionarse tanto con una disminución efectiva del quantum, como con una acentuación de la subestimación de la TGF por ambos sesgos —siendo el efecto paridez el más sustantivo a partir de 2020—.

Figura 2. Tasa global de fecundidad convencional y ajustada al efecto tempo, al efecto paridez y a ambos efectos en Argentina (2001-2023)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la Dirección de Estadísticas de Información de la Salud (Ministerio de Salud, 2025) y el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC, 2001, 2010, 2022).

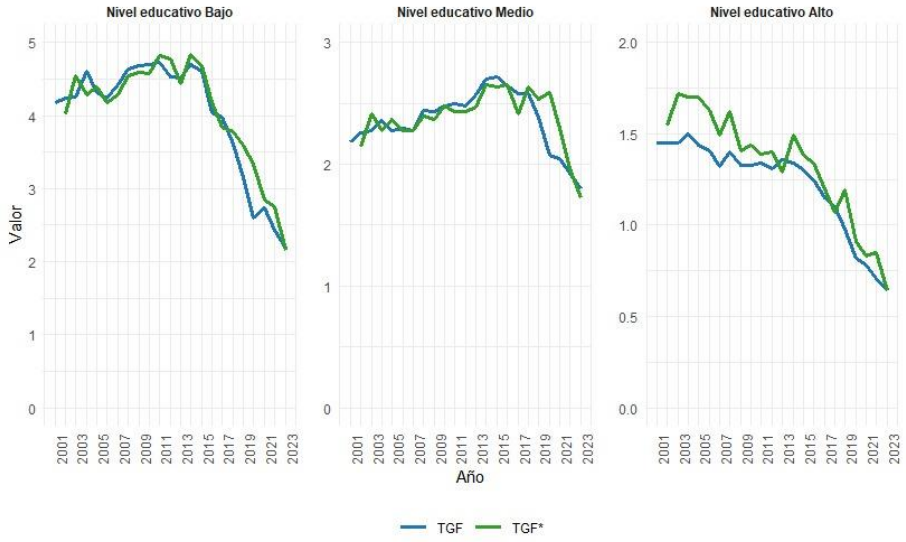
En la Figura 3, se presenta la evolución de las TGF y TGF* según estratos educativos en Argentina entre 2001 y 2023. Entre 2001 y 2014, se observa que la TGF tiende a transitar desde un patrón de sobrestimación hacia uno de subestimación de la fecundidad a medida que aumenta el nivel de escolarización. De este modo, mientras el estrato bajo tiende a sobrestimar su nivel de fecundidad cuando se considera el efecto tempo, el estrato alto

presenta predominantemente una subestimación, y el estrato medio ocupa una posición intermedia y más variable.

Entre 2015 y 2020, los tres estratos educativos exhiben un patrón de subestimación del nivel de fecundidad que tiende a intensificarse con el paso del tiempo. La subestimación se vuelve especialmente evidente en los tres grupos, aunque con magnitudes diferenciadas, lo que indica una creciente incidencia de la postergación de los nacimientos sobre la fecundidad observada. En los siguientes años, la TGF* registra una continua reducción en los tres grupos educativos (como la TGF), lo que sugiere un continuo descenso del quantum —individualmente ajustado por dicho sesgo— acompañado de una reducción del efecto tempo.

La tendencia observada en la Figura 3 muestra que el ajuste del efecto tempo contribuye a comprender la dinámica entre niveles educativos. Sin embargo, el control aislado de dicho sesgo hace cuestionar su validez metodológica durante años particulares en los que se identifican fuertes variaciones (Bongaarts y Sobotka, 2012), destacándose, por ejemplo, la fuerte caída que presenta la TGF* entre 2020 y 2023.

Figura 3. Tasa global de fecundidad convencional y ajustada al efecto tempo según nivel educativo en Argentina (2001-2023)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la Dirección de Estadísticas de Información de la Salud (Ministerio de Salud, 2025) y el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC, 2001, 2010, 2022).

En la Figura 4, se presenta la evolución de las TGF y TGFp según nivel educativo en Argentina entre 2001 y 2023. El patrón exhibido por la TGF y la TGFp es similar al observado en el caso de la TGF y la TGF*, caracterizado por una transición desde la sobrestimación hacia la subestimación de la fecundidad conforme la población presenta una mayor instrucción, aunque

con diferencias relativas más pronunciadas en la variación entre los indicadores en los estratos extremos que en la Figura 2.

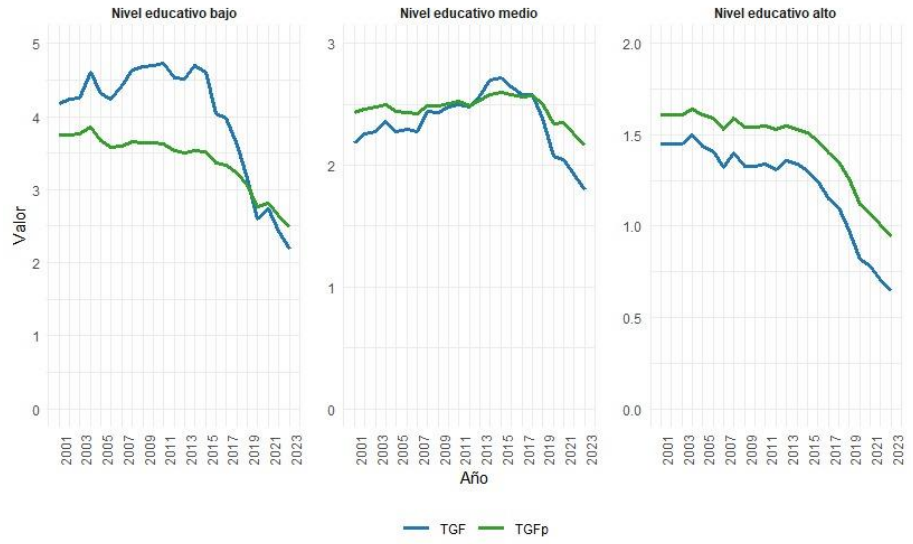
En el estrato educativo bajo, la TGF sobrestima a la fecundidad durante buena parte del período inicial, aunque esta diferencia se reduce progresivamente hasta identificarse un patrón de subestimación hacia el final del lapso examinado.

Por su parte, el estrato medio presenta nuevamente una trayectoria intermedia y más variable, con alternancia entre períodos de sobrestimación y subestimación hasta registrar una subestimación de la TGF.

En el estrato educativo alto, a lo largo de todo el período 2001-2023, se identifica un sostenido aumento de la subestimación del nivel de la fecundidad total asociada a distorsiones provocadas por la incidencia negativa del efecto paridez. La magnitud de esta diferencia se amplía de manera sostenida, alcanzando en 2023 una brecha cercana al 31 % de nacimientos faltantes que deprimen artificialmente —subestimación— a la TGF.

En consecuencia, la Figura 4 muestra que las distorsiones asociadas al efecto paridez presentan una diferenciación educativa particularmente marcada, con una creciente subestimación entre las mujeres de mayor escolarización desde el inicio hasta el final del lapso estudiado.

Figura 4. Tasa global de fecundidad convencional y ajustada al efecto paridez según nivel educativo en Argentina (2001-2023)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la Dirección de Estadísticas de Información de la Salud (Ministerio de Salud, 2025) y el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC, 2001, 2010, 2022).

En la Figura 5, se presenta la evolución de las TGF y la TGFp* según nivel educativo en Argentina entre 2001 y 2023. La tendencia exhibida por ambos

indicadores en los tres estratos analizados es prácticamente idéntica a la observada en el caso de la Figura 4 —tendencia a la sobrestimación entre la población con menor escolarización y a la subestimación a medida que se registra una mayor instrucción—, aunque con diferencias ligeramente más pronunciadas entre ambas medidas (TGF y TGFp*).

En este sentido, la población con baja instrucción presenta valores de la TGF entre un 10 % y un 30 % superiores a los de la TGFp* entre 2001 y 2018. A partir de 2019, el patrón se invierte y la TGF pasa a subestimar la fecundidad cuando ambos efectos son controlados. Entre 2015 y 2023, el quantum ajustado disminuye un 29 %.

El estrato medio presenta una trayectoria intermedia, aunque desde 2018 predomina nuevamente la subestimación y el quantum ajustado registra una reducción del 16 % entre 2015 y 2023.

Por último, en el estrato educativo alto se evidencia un incremento sostenido de la subestimación de la fecundidad total, con diferencias relativas entre la TGF y la TGFp* que oscilan entre un 9 % y un 33 % entre 2001 y 2023. La distorsión que desinfla al nivel de la TGF alcanza su máxima expresión al final del período y se acompaña de una reducción del 41 % del quantum entre 2015 y 2023.

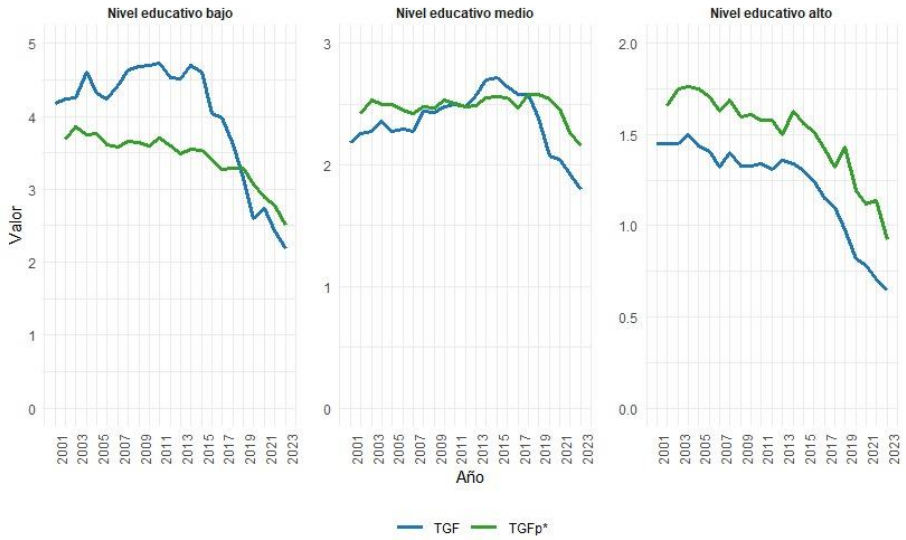
Los hallazgos plasmados en la Figura 5 se posicionan entre los más relevantes de esta investigación. El ajuste simultáneo de los efectos paridez y tempo muestra que, desde mediados de la década de 2010, los tres estratos educativos convergen hacia una tendencia caracterizada por la subestimación de la TGF. Dicho patrón se ve acompañado de una sostenida disminución del quantum ajustado por ambos sesgos, que tiende a ser especialmente marcada en los estratos extremos del gradiente educativo. Por lo tanto, el descenso reciente de la fecundidad argentina combina una reducción del quantum con transformaciones en el calendario reproductivo y en la composición por paridez que subestiman a la intensidad no ajustada del fenómeno.

5. Discusión

Esta investigación analizó el comportamiento de la fecundidad de período según estratos educativos en Argentina entre 2001 y 2023, utilizando medidas refinadas para ajustar los efectos paridez y tempo. Los hallazgos principales del estudio evidencian que el acelerado descenso de la fecundidad registrado desde 2015 se caracteriza por una reducción efectiva del quantum y por una creciente subestimación de la TGF convencional asociada a los efectos paridez y tempo, identificándose una convergencia de dichos patrones entre grupos educativos —potencialmente asociados a mecanismos diferenciados—.

Concretamente, al ajustar conjuntamente ambos efectos mediante la TGFp* (véase Figura 5), se observó que las TGF de mujeres con mayor nivel educativo tendieron a subestimar la fecundidad, en tanto que las TGF de la población con menor nivel de instrucción sobrestimaron la fecundidad desde 2001 hasta 2017, para luego registrar una sostenida subestimación en los años posteriores. Entre 2015 y 2023, las disminuciones más notables del quantum se registraron en los extremos del gradiente educativo, con una disminución del 29 % en el estrato bajo y del 41 % en el alto.

Figura 5. Tasa global de fecundidad convencional y ajustada al efecto paridez y tempo según nivel educativo en Argentina (2001-2023)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la Dirección de Estadísticas de Información de la Salud (Ministerio de Salud, 2025) y el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC, 2001, 2010, 2022).

En el grupo educativo bajo, la caída del quantum estuvo inicialmente sesgada por el aumento de las TGFI y la disminución de las EMMI en los órdenes inferiores y, desde 2017, por el descenso de la fecundidad y la postergación del calendario reproductivo en dichos órdenes de nacimiento. En este sentido, se estima que, durante la primera década de este siglo, la caída de la fecundidad en el estrato educativo bajo podría estar vinculada con la reducción de los nacimientos en los órdenes superiores, fenómeno observado en otros países de la región (Cabella y Pardo, 2016); mientras que, desde mediados de la segunda década, la disminución del quantum podría interpretarse en relación con una reducción de la fecundidad adolescente, reflejada en el descenso de los órdenes inferiores (Peláez et al., 2022; Loyola y Peláez, 2026).

En contraste, en el grupo educativo alto, la reducción del quantum se vio alterada por la disminución de la fecundidad y el aumento de la edad media

entre los nacimientos de primer orden hasta 2014 y, en los años siguientes, por el descenso de las TGFI y el incremento de las EMMI entre los nacimientos de primer y segundo orden. Esta dinámica muestra que, desde principios del siglo XXI, las mujeres con mayor escolarización ya mostraban indicios de encontrarse en una *postponement transition* — proceso caracterizado por la postergación de la fecundidad, sobre todo de los nacimientos de primer orden— (Sobotka, 2004), tendencia que se intensificó durante los últimos siete años del período estudiado.

Por consiguiente, se aprecia que los sesgos provocados por el efecto paridez (Figura 4) generaron mayores distorsiones en la TGF en comparación con el efecto tempo (Figura 3), especialmente en los estratos educativos bajo y alto. Este patrón sugiere que el control del efecto paridez debe incorporarse en la construcción de medidas refinadas tanto para analizar de manera aislada las distorsiones asociadas a dicho efecto como para evaluarlas de forma conjunta con los sesgos provocados por las modificaciones del efecto tempo (CEPAL, 2025). En este sentido, la consideración conjunta de ambos efectos permite obtener una aproximación más completa al quantum de período e identificar que sesgo genera mayores distorsiones en la intensidad de la fecundidad.

La disminución simultánea de la TGFp* entre los diferentes estratos educativos en Argentina coincide con los hallazgos de estudios recientes realizados en diversos países de la región (Nathan, 2024; Cabella y Velázquez, 2025; Loyola et al., 2025a). Si bien la reducción del quantum libre de distorsiones apreciada en este trabajo no fue tan pronunciada como la disminución de la TGF identificada en los antecedentes de otros casos en ALyC (Peláez et al., 2022; CEPAL, 2025), los resultados evidencian que en la actualidad se registra un proceso de convergencia de la fecundidad entre las mujeres provenientes de diferentes segmentos de instrucción.

Conforme a ello, resulta importante subrayar que dicha homogeneización de las pautas reproductivas refiere a la intensidad de la fecundidad de período ajustada y en ningún caso a una estimación de la fecundidad completa de una cohorte real (Bongaarts y Feeney, 2000), incluso si dicho valor eventualmente puede acercarse al de la descendencia final (Ní Bhrolcháin, 2011; Bongaarts y Sobotka, 2012). Este punto resulta relevante de destacar para evitar interpretaciones equivocadas sobre el alcance de las medidas ajustadas. Si bien estos indicadores son especialmente útiles en escenarios de fuertes cambios en la dinámica reproductiva, constituyen extensiones de la TGF en las que se asumen determinados supuestos destinados a captar y corregir modificaciones asociadas al calendario o a la distribución de la paridez (Cabella y Pardo, 2016).

Por consiguiente, resulta importante subrayar que, en línea con los planteos de Arnstein Aassve et al. (2021) sobre las hipótesis de la fecundidad en el contexto de la pandemia, la TGF del estrato educativo bajo presentó un ligero aumento entre 2020 y 2021, mientras que el segmento de mayor nivel educativo evidenció una sostenida disminución en estos años. No obstante, al

despojar la TGF de los sesgos asociados a los efectos de paridez y tempo, se observó que los tres segmentos de escolarización experimentaron un continuo descenso. En relación con ello, se plantea que los cambios visualizados en el comportamiento del quantum durante la pandemia fueron similares para todos los grupos de instrucción y no presentaron grandes variaciones con respecto a la dinámica que venían mostrando en el período reciente —desde 2015—, así como se observó en otros países de ALyC y Europa (Sobotka et al., 2023; Castro Torres et al., 2024; Ribotta et al., 2024).

En línea con los enfoques teóricos actuales asociados a la reducción de las desigualdades y las perspectivas de género (Guzzo y Hayford, 2020; Hellstrand et al., 2020), se plantea como hipótesis que el acelerado descenso que registró el quantum del estrato educativo bajo podría estar vinculado con la implementación de políticas sobre salud sexual y reproductiva que han impulsado el aumento de la cobertura de los métodos modernos de planificación familiar —como los implantes subdérmicos— (Rustoyburu, 2020; Pardo et al., 2025). Este patrón puede relacionarse con aquellas iniciativas recientes que han promovido un mayor control de las pautas reproductivas en las edades más tempranas del período fértil, tales como el Plan Nacional de Prevención del Embarazo no Intencional en la Adolescencia (Plan ENIA) puesto en marcha en 2017 y la introducción de los implantes subdérmicos en el Programa Médico Obligatorio desde 2019 (Loyola et al., 2025b). No obstante, esta interpretación debe entenderse como una hipótesis compatible con los patrones observados, dado que el diseño del estudio no permite identificar el efecto específico de estas políticas sobre la fecundidad.

En contraste, se especula el descenso de la TGFp* observado entre las mujeres con mayor nivel educativo se asocia con el desplazamiento de la edad media de inicio a la maternidad hacia momentos del curso de vida caracterizados por una mayor previsibilidad social. Esta interpretación se asocia con los estudios centrados en la incertidumbre y las recesiones —como la pandemia de COVID-19—, como explicación del retraso de la fecundidad (Luppi et al., 2020; Alderotti et al., 2021; Comolli y Vignoli, 2021).

De manera similar a lo observado en países postindustrializados, se considera que los patrones identificados entre la población más escolarizada pueden ser discutidos a partir de las interpretaciones desarrolladas en el marco de la Segunda Transición Demográfica, fenómeno en el que el aplazamiento del primer hijo se explica por la expansión de los valores postmaterialistas, donde las personas priorizan sus objetivos individuales por encima de la conformación de modelos familiares tradicionales (Lesthaeghe, 2014). Desde esta perspectiva, se plantea (desde el terreno hipotético) que estos procesos podrían estar influenciados por el descenso y el aplazamiento del inicio de la maternidad, en línea con las dificultades para conciliar la realización de proyectos familiares, laborales y educativos de manera simultánea (Lesthaeghe, 2020; Vasireddy et al., 2023).

Entre las principales limitaciones de este trabajo, se destaca que la información sobre la población en edad fértil proviene de los censos de 2001,

2010 y 2022, por lo que los datos de los años intercensales fueron estimados mediante funciones de crecimiento exponencial. Esto supone una continuidad en las tendencias de educación, paridez y edad, generando ligeros sesgos en las tasas de fecundidad por órdenes de nacimiento. Se recurrió a este trayecto metodológico dado que la aplicación del método del *golden census* resultaba poco consistente, considerando que su extensión para tres variables superaba los supuestos del protocolo estándar —tradicionalmente empleado para cruces por edad y paridez—, y que no se disponía de proyecciones del INDEC según paridez y nivel educativo. Por otro lado, la doble imputación de casos no especificados —inicialmente, por nivel educativo y, posteriormente, por edad de la madre y orden de nacimiento— y la corrección de nacidos vivos de órdenes altos —realizada en 2005— podrían introducir distorsiones menores en las tasas. En el caso particular del primer aspecto, se asume que el prorrateo sigue una distribución aleatoria entre los casos conocidos; por lo que, dicho supuesto se vuelve más exigente al aplicar la imputación conjunta de tres variables —educación, orden y edad—.

Por otra parte, para armonizar la categorización de los segmentos de instrucción de los censos y de las estadísticas vitales —que difieren en el momento de referencia y ligeramente en la clasificación del logro educativo—, se adoptó la distribución de nivel de escolarización empleada por Loyola et al. (2025a). Debe contemplarse, que esta opción puede complejizar la comparación con antecedentes que ocupan otras categorizaciones. Por último, la modalidad de censo varió entre 2001 y 2010 —censos de hecho— y 2022 —censo de derecho—, lo que podría influir ligeramente en la comparabilidad de los denominadores en el tiempo. En relación con ello, las dos primeras rondas pueden subestimar o sobrestimar la presencia de mujeres en edad fértil debido a desplazamientos temporales durante la realización de los censos, mientras que la ronda 2022 podría estabilizar al denominador en comparación con el resto de los censos, al vincular directamente la historia reproductiva con la residencia habitual.

Los hallazgos de este estudio tienen varias implicancias para la política pública. En primer lugar, la evidencia de una marcada subestimación de la fecundidad sugiere que los indicadores convencionales pueden conducir a interpretaciones erróneas del comportamiento reproductivo, particularmente en contextos de rápido aplazamiento. Esto resalta la necesidad de incorporar indicadores ajustados en los sistemas de monitoreo demográfico, especialmente tomando en cuenta que los estudios que han introducido medidas refinadas en países de la región durante la última década son escasos y mayormente focalizados para años previos a la caída identificada desde 2015 (Cabella y Pardo, 2016; Nathan et al., 2016; Dujarric Bermúdez, 2019), destacándose solo algunos aportes recientes, tales como el de Miranda Ribeiro y Garcia (2024) en Brasil y los de Loyola y Peláez (2024, 2026) en Argentina —ambos a escala regional—.

En segundo lugar, la convergencia observada en la fecundidad entre los estratos educativos, junto con una caída más pronunciada del quantum en los

extremos, sugiere que podrían estar operando distintos mecanismos de manera simultánea. En este sentido, y en línea con la literatura previa, se hipotetiza que, entre las mujeres con menor nivel educativo, la reducción podría estar asociada a un mayor acceso a servicios de salud reproductiva y a políticas de planificación familiar. Entre las mujeres con mayor nivel educativo, el aplazamiento de la maternidad y las restricciones vinculadas a conciliar el trabajo y con la vida familiar pueden estar desempeñando un papel determinante.

Por último, estos resultados subrayan la importancia de diseñar respuestas de política diferenciadas que consideren tanto las desigualdades estructurales como las dinámicas del curso de vida, particularmente en ámbitos como la salud sexual y reproductiva, los sistemas de cuidado y las condiciones del mercado laboral. Sin embargo, estas dimensiones y planteos deben entenderse como factores de contexto relevantes para la interpretación de los patrones observados, más que como relaciones causales. Asimismo, dichos planteos entre grupos de escolarización deben ser interpretados con cautela, dado que la relación entre educación y fecundidad se encuentra afectada por problemas de endogeneidad, lo que sugiere que dichas tendencias pueden no responder a patrones de asociación directa y estar influenciados por otros diversos componentes (Alzúa y Velázquez, 2017).

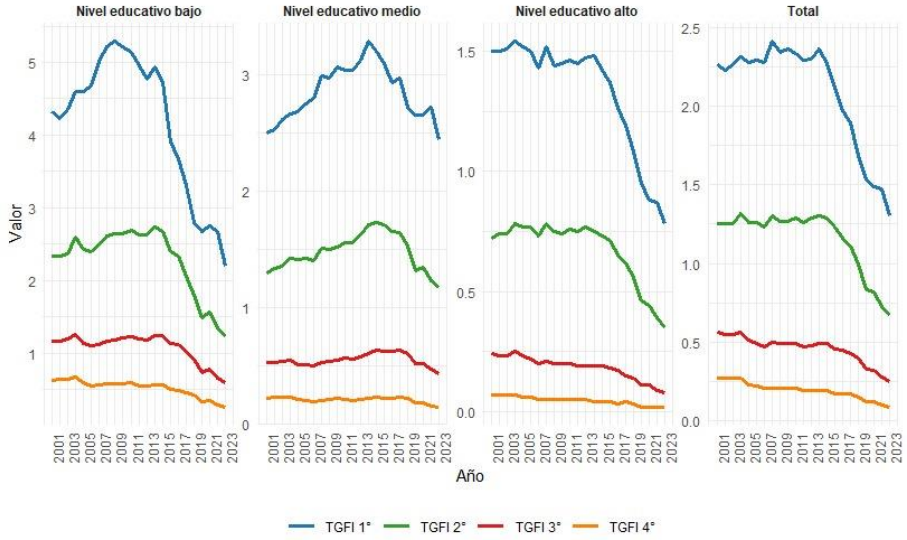
En futuros estudios, sería importante profundizar estos resultados mediante el análisis del quantum según órdenes de nacimiento, particularmente para evaluar la posible recuperación de nacimientos aplazados en los órdenes inferiores (Cabella et al., 2024), así como para matizar los sesgos de la *constant-shape assumption* (especialmente para la TGF*) (Bongaarts y Sobotka, 2012). Del mismo modo, la incorporación de indicadores longitudinales permitiría contrastar las tendencias de período con la fecundidad de cohorte y evaluar con mayor precisión la posible convergencia entre ambas dimensiones de medición (Rios Neto et al., 2018; Binstock y Cabella, 2021). Finalmente, enfoques como el propuesto por Joshua Goldstein y Thomas Cassidy (2014) permitirían distinguir con mayor precisión entre aplazamientos de período y de cohorte. En línea con lo mencionado, la aplicación de dichos trayectos metodológicos desde una perspectiva comparada entre países de ALyC resulta especialmente relevante para identificar tendencias similares y heterogéneas en la región en un contexto de grandes cambios, caracterizados por las implicancias que la maternidad tiene en la actualidad para los trayectos vitales de las personas (Lesthaeghe, 2020; CEPAL, 2025).

En conclusión, este trabajo muestra que el marcado descenso reciente de la fecundidad argentina combina una reducción efectiva del quantum con una creciente subestimación de la TGF convencional por distorsiones desprendidas de los efectos paridez y tempo, con tendencias diferenciadas según estratos educativos. En línea con ello, el proceso de convergencia del quantum y de la subestimación por incidencia de ambos sesgos puede responder a componentes diferenciados: por un lado, la reducción de la

fecundidad adolescente en sectores menos escolarizados por acceso a la anticoncepción moderna, y por el otro, la consolidación de la postergación reproductiva en los sectores más instruidos. Este escenario posiciona a la TGFp* como una herramienta relevante para el estudio actual de la dinámica de la fecundidad presente y el diseño de políticas públicas de población.

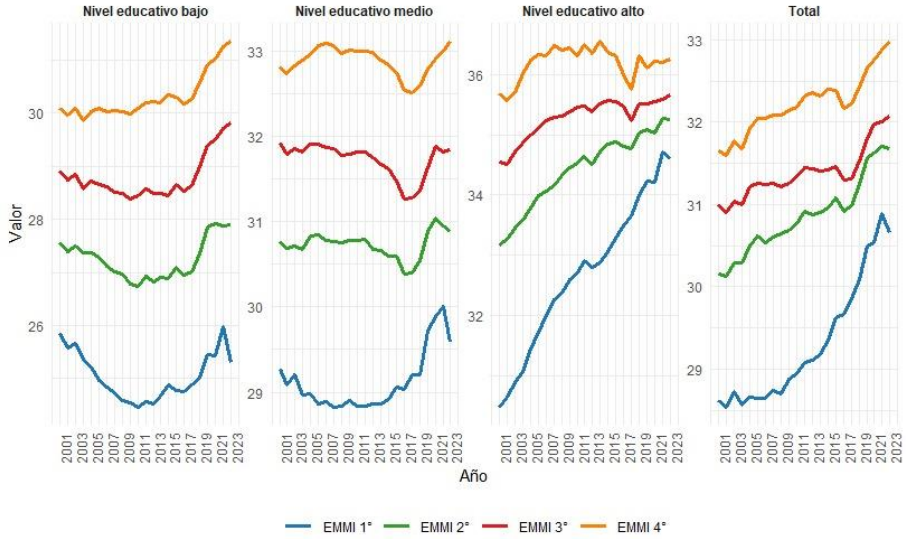
Anexo

Figura 1A. Tasa global de fecundidad según nivel educativo y órdenes de nacimiento en Argentina (2001-2023)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la Dirección de Estadísticas de Información de la Salud (Ministerio de Salud, 2025) y el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC, 2001, 2010, 2022).

Figura 2A. Edad media a la maternidad según nivel educativo y órdenes de nacimiento en Argentina (2001-2023)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la Dirección de Estadísticas de Información de la Salud (Ministerio de Salud, 2025) y el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC, 2001, 2010, 2022).

Referencias

Aassve, A., Le Moglie, M. y Mencarini, L. (2021). Trust and fertility in uncertain times. *Population Studies*, *75*(1), 16–36. https://doi.org/10.1080/00324728.2020.1742927

Alderotti, G., Vignoli, D., Matysiak, A. y Mencarini, L. (2021). Employment instability and fertility in Europe: A meta-analysis. *Demography*, *58*(3), 871–900. https://doi.org/10.1215/00703370-9164737

Alzúa, M. L. y Velázquez, C. (2017). El efecto de la educación en la fecundidad adolescente: Evidencia causal para Argentina. *IZA Journal of Development and Migration*, *7*, 1-23. https://doi.org/10.1186/s40176-017-0100-8

Bathory, M. F., Muhafra, S. y Grushka, C. (4-6 de octubre de 2023). *El descenso de la fecundidad en Argentina 2010-2021. Cuantificación y contexto* [ponencia]. XVII Jornadas Argentinas de Estudios de Población - IV Congreso Internacional de Población del Cono Sur, Asociación de Estudios de Población de la Argentina. Cafayate, Salta, Argentina. https://www.aacademica.org/xvii.jornadas.aepa/2.pdf

Beaujouan, E., Brzozowska, Z. y Zeman, K. (2016). The limited effect of increasing educational attainment on childlessness trends in twentieth-century Europe, women born 1916–65. *Population Studies, 70*(3), 275–291. https://doi.org/10.1080/00324728.2016.1206210

Becker, G. S. (1974). A theory of social interactions. *Journal of Political Economy*, *82*(6), 1063–1093. https://doi.org/10.1086/260265

Binstock, G. y Cabella, W. (2021). Las mujeres que terminan su vida reproductiva sin hijos: Evolución reciente en América Latina y el Caribe (1980–2010). *Población & Sociedad*, *28*(1), 32–52. https://doi.org/10.19137/pys-2021-280103

Bongaarts, J. y Feeney, G. (1998). On the quantum and tempo of fertility. *Population and Development Review*, *24*(2), 271–291. https://doi.org/10.2307/2807974

Bongaarts, J. y Feeney, G. (2000). On the quantum and tempo of fertility: Reply. *Population and Development Review*, *26*(3), 560–564. https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2000.00560.x

Bongaarts, J. y Feeney, G. (2006). The quantum and tempo of life-cycle events. *Vienna Yearbook of Population Research*, *4*, 115–151. https://www.jstor.org/stable/23025480

Bongaarts, J. y Sobotka, T. (2012). A demographic explanation for the recent rise in European fertility. *Population and Development Review, 38*(1), 83–120. https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2012.00473.x

Cabella, W. y Pardo, I. (2014). Hacia un régimen de baja fecundidad en América Latina y el Caribe (1990–2015). En S. Cavenaghi y W. Cabella (Eds.), *Comportamiento reproductivo y fecundidad en América Latina: Una agenda inconclusa* (pp. 13–31). Asociación Latinoamericana de Población. https://acortar.link/I5bKs4

Cabella, W. y Pardo, I. (2016). ¿Es hora de usar indicadores refinados para estudiar la fecundidad en América Latina? *Revista Brasileira de Estudos de População*, *33*(3), 475-493. https://doi.org/10.20947/S0102-30982016c0002

Cabella, W. y Velázquez, C. (2025). The recent decline to very low fertility levels by education in five Latin American countries (2010–2022). *Journal of Population Research*, *42*, 1-33. https://doi.org/10.1007/s12546-025-09406-w

Cabella, W., Soto, M. F., Pardo, I. y Pedetti, G. (2024). The big decline. *Demographic Research, 50*, 443–456. https://doi.org/10.4054/DemRes.2024.50.16

Caldwell, J. C., Reddy, P. H. y Caldwell, P. (1985). Educational transition in rural South India. *Population and Development Review*, *11*(1), 29–51. https://doi.org/10.2307/1973377

Castro Torres, A. F., Acosta, E., Pardo, I., Sacco, N. y Urdinola, B. P. (2024). Diverging reproductive outcomes by maternal education during the Covid-19 pandemic across Brazilian and Colombian regions. *Population, Space and Place*, *30*(1) 1-18. https://doi.org/10.1002/psp.2735

Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2025). *América Latina y el Caribe ante la baja fecundidad: Tendencias y dinámicas emergentes*. https://www.cepal.org/es/publicaciones/82932-observatorio-demografico-2025-america-latina-caribe-la-baja-fecundidad

Comolli, C. L. y Vignoli, D. (2021). Spreading uncertainty, shrinking birth rates: A natural experiment for Italy. *European Sociological Review*, *37*(4), 555–570. https://doi.org/10.1093/esr/jcab001

de la Mota, L. (16–18 de septiembre de 2015). *Evaluación de cobertura y calidad del Censo 2010: La evaluación demográfica* [ponencia]. XIII Jornadas Argentinas de Estudios de Población. Asociación de Estudios de Población de la Argentina, Salta, Argentina. https://www.aacademica.org/xiiijornadasaepa/38.pdf

Dujarric Bermúdez, G. M. (2019). El rol de la posposición en el nivel de la fecundidad. Cuba, 1999-2016. *Novedades en Población*, *15*(30), 156-163. https://revistas.uh.cu/novpob/article/view/562?articlesBySimilarityPage=1

Guzzo, K. B. y Hayford, S. R. (2020). Pathways to parenthood in social and family contexts: A decade in review. *Journal of Marriage and Family*, *82*(1), 117–144. https://doi.org/10.1111/jomf.12618

Goldstein, J. R. y Cassidy, T. (2014). A cohort model of fertility postponement. *Demography*, *51*(5), 1797–1819. https://doi.org/10.1007/s13524-014-0332-7

Goldstein, J. R., Sobotka, T. y Jasilioniene, A. (2009). The end of "lowest-low" fertility? *Population and Development Review*, *35*(4), 663–699. https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2009.00304.x

Hellstrand, J., Nisén, J. y Myrskylä, M. (2020). All-time low period fertility in Finland: Demographic drivers, tempo effects, and cohort implications. *Population Studies*, *74*(3), 315–329. https://doi.org/10.1080/00324728.2020.1750677

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2001). *Censo nacional de población, hogares y viviendas 2001*. INDEC. https://www.indec.gob.ar/indec/web/Nivel4-Tema-2-41-134

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2005). *Metodologías aplicadas para estimar la cobertura de población en el Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas de 2001* [Serie Análisis Demográfico n.º 32]. https://biblioteca.indec.gob.ar/bases/minde/4si20_32.pdf

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2010). *Censo nacional de población, hogares y viviendas 2010*. https://www.indec.gob.ar/indec/web/Nivel4-Tema-2-41-135

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2022). *Censo nacional de población, hogares y viviendas 2022*. https://www.indec.gob.ar/indec/web/Nivel4-Tema-2-41-165

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2025). *Estimaciones y proyecciones de población, por sexo y edad: Total del país años 2022-2040* [Serie Análisis Demográfico n.º 39]. https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/publicaciones/proyecciones_nacionales_2022_2040.pdf

Instituto Nacional de Estadística y Censos (2025). *Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2022: Estimaciones y proyecciones de población, por sexo y edad. Total del país. Años 2022–2040* [Serie Análisis Demográfico n.º 40]. https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/publicaciones/proyecciones_nacionales_2022_2040.pdf

Jasilioniene, A., Jdanov, D. A., Sobotka, T., Andreev, E. M., Zeman, K. y Shkolnikov, V. M. (2015). *Methods protocol for the Human Fertility Database*. Max Planck Institute for Demographic Research; Vienna Institute of Demography. https://www.humanfertility.org/docs/methods.pdf

Kim, J. (2023). Female education and its impact on fertility. *IZA World of Labor*, (228), 1-12. https://doi.org/10.15185/izawol.228.v2

Kohler, H. P. y Ortega, J. A. (2002). Tempo-adjusted period parity progression measures, fertility postponement and completed cohort fertility. *Demographic research*, *6*, 91-144. https://www.demographic-research.org/articles/volume/6/6

Kohler, H. P. y Ortega, J. A. (2004). Old insights and new approaches: Fertility analysis and tempo adjustment in the age-parity model. *Vienna Yearbook of Population Research*, 57–89. https://doi.org/10.1553/populationyearbook2004s57

Kohler, H.-P. y Philipov, D. (2001). Variance effects in the Bongaarts-Feeney formula. *Demography*, *38*(1), 1–16. https://doi.org/10.1353/dem.2001.0004

Kreyenfeld, M. y Andersson, G. (2014). Socioeconomic differences in the unemployment and fertility nexus: Evidence from Denmark and Germany. *Advances in Life Course Research*, *21*, 59–73. https://doi.org/10.1016/j.alcr.2014.01.007

Lesthaeghe, R. (2010). The unfolding story of the second demographic transition. *Population and Development Review*, *36*(2), 211–251. https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2010.00328.x

Lesthaeghe, R. (2014). The second demographic transition: A concise overview of its development. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *111*(51), 18112–18115. https://doi.org/10.1073/pnas.1420441111

Lesthaeghe, R. (2020). The second demographic transition, 1986–2020: Sub-replacement fertility and rising cohabitation—a global update. *Genus*, *76*(1), 1–38. https://doi.org/10.1186/s41118-020-00077-4

Loyola, V. F. (2025). *Una aproximación al estudio de la fecundidad y el calendario reproductivo en el Norte argentino entre 2001 y 2022* [tesis de maestría]. Universidad Nacional de Córdoba, Centro de Estudios Avanzados, Argentina. https://rdu.unc.edu.ar/items/4cd4a749-abe9-4162-8e02-5b6e232a9894

Loyola, V. F. y Peláez, E. (2024). El comportamiento de la fecundidad en las regiones de Argentina entre 2010 y 2021: Cambios en el calendario reproductivo de las poblaciones. *Población y Salud en Mesoamérica*, *22*(1), 1-22. https://doi.org/10.15517/psm.v22i1.59207

Loyola, V. F. y Peláez, E. (2026). Evolución de los efectos paridez y tempo en Argentina entre 2001 y 2022: El caso de las regiones pampeana y norte argentino. *SaberEs*, *17*(2), 157–176. https://saberes.unr.edu.ar/index.php/revista/article/view/300

Loyola, V., Peláez, E. y Acosta, L. D. (2025a). Fecundidad y educación en Argentina: El caso de las regiones noroeste argentino y pampeana entre 2010 y 2022. *Revista Brasileira de Estudos de População*, *42*, 1-27. https://doi.org/10.20947/S0102-3098a0303

Loyola, V. F., Peláez, E. y Acosta, L. D. (2025b). Variaciones en el uso de métodos anticonceptivos en mujeres de las regiones de Argentina según estrato socioeconómico durante la segunda década del siglo XXI. *Población y Salud en Mesoamérica*, *23*(1), 1-28. https://revistas.ucr.ac.cr/index.php/rpsm/article/view/3274

Luppi, F., Arpino, B. y Rosina, A. (2020). The impact of COVID-19 on fertility plans in Italy, Germany, France, Spain, and the United Kingdom. *Demographic Research*, *43*, 1399–1412. https://doi.org/10.4054/DemRes.2020.43.47

Luy, M. (2010). Paradigm shift in demography? Editorial to the special issue "Tempo effects in demographic period indicators". *Comparative Population Studies*, *35*(3), 409–414. https://doi.org/10.12765/CPoS-2010-10

Ministerio de Salud. (2025). *Estadísticas vitales*. Dirección de Estadísticas e Información en Salud.

Miranda Ribeiro, A. y Garcia, R. A. (2013). Transition or transitions? Analyzing the fertility decline in Brazil in the light of educational levels. *Revista Latinoamericana de Población*, *7*(13), 91–106. https://doi.org/10.31406/relap2013.v7.i2.n13.4

Miranda Ribeiro, A. y Garcia, R. A. (2024). Uso de dados do SINASC na análise do adiamento da fecundidade no Brasil. *Cadernos de Estudos Sociais*, *39*(1), 1-12. https://doi.org/10.33148/CESV39n1(2024)2224

Miranda Ribeiro, A. D., Rios Neto, E. L. G. y Garcia, R. A. (2016). Anticipación y postergación de los nacimientos en la transición de la fecundidad en el Brasil. *Notas de Población*, (103), 29–43. https://repositorio.cepal.org/entities/publication/939918bb-2056-4b89-a747-2bd391610ac4

Nathan, M., Pardo, I. y Cabella, W. (2016). Diverging patterns of fertility decline in Uruguay. *Demographic Research*, *34*, 563–586. https://doi.org/10.4054/DemRes.2016.34.20

Ní Bhrolcháin, M. (2011). Tempo and the TFR. *Demography*, *48*(3), 841–861. https://doi.org/10.1007/s13524-011-0033-4

Nathan, M. (2024). La expansión educativa en la Argentina, Chile y el Uruguay y su incidencia en la edad al primer nacimiento. *Notas de Población*, (118), 41–71. https://www.cepal.org/es/publicaciones/80554-la-expansion-educativa-la-argentina-chile-uruguay-su-incidencia-la-edad-al

Pantelides, E. A. (1992). Más de un siglo de fecundidad en la Argentina: Su evolución desde 1869. *Notas de Población*, (56), 87–106. https://t.ly/HVb2C

Pardo, I., Sacco, N., Acosta, E. y Castro, A. (2025). Descenso de la fecundidad a niveles bajos y extremadamente bajos en América Latina. *Population Research and Policy Review*, *44*(1), 1-10. https://doi.org/10.1007/s11113-024-09934-y

Peláez, E., Cuesta, C. D. L., Pastorino, L. A., Trincheri, T. M. y Viganó, A. (2022). La fecundidad en Argentina a inicios del siglo XXI: ¿El fin de la meseta? El papel de la educación en los cambios. *Revista Brasileira de Estudos de População*, *39*, 1-22. https://doi.org/10.20947/S0102-3098a0224

Ribotta, B. S., Peláez, E., Acosta, L. D., Andreozzi, L., González, L. M., Vanoli Faustinelli, L. G. y Piancatelli, M. (2024). ¿"Ni muy muy ni tan tan"?: Situación y evolución de la natalidad de la provincia de Córdoba (Argentina) en el contexto de la pandemia de COVID-19. *Notas de Población*, *51*(118), 73–90. https://doi.org/10.18356/16810333-51-118-5

Rios Neto, E. L., Miranda Ribeiro, A. y Miranda Ribeiro, P. (2018). Fertility differentials by education in Brazil: From the conclusion of fertility to the onset of postponement transition. *Population and Development Review*, *44*(3), 489–517. https://doi.org/10.1111/padr.12165

Rustoyburu, C. (2020). Embarazo en la adolescencia, medicalización y derechos reproductivos en Argentina: Un análisis del Plan Nacional de Prevención del Embarazo No Intencional en la Adolescencia. En J. Moreno Pérez y M.-P. Martínez Fabre (Eds.), *Amores ilícitos: Desigualdad, diversidad y filiación* (pp. 124–135). Universidad Miguel Hernández. http://hdl.handle.net/11336/150483

Ryder, N. B. (1964). The process of demographic transition. *Demography*, *1*(1), 74–82. https://doi.org/10.1007/BF03208446

Sacco, N. y Borges, G. (2018). ¿Converge la fecundidad en Brasil y Argentina? Un enfoque desde las desigualdades. *Revista Brasileira de Estudos de População*, *35*(1), 1-29. https://doi.org/10.20947/S0102-3098a0039

Sobotka, T. (2004). Is lowest-low fertility in Europe explained by the postponement of childbearing? *Population and Development Review*, *30*(2), 195–220. https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2004.010_1.x

Sobotka, T., Beaujouan, É. y Van Bavel, J. (2017). Introduction: education and fertility in low-fertility settings. *Vienna Yearbook of Population Research*, *15*, 1–16. https://doi.org/10.1553/populationyearbook2017s001

Sobotka, T., Zeman, K., Jasilioniene, A., Winkler-Dworak, M., Brzozowska, Z., Alustiza-Galarza, A., Németh, L. y Jdanov, D. (2023). Pandemic roller-coaster? Birth trends in higher-income countries during the COVID-19 pandemic. *Population and Development Review*, *50*(1), 23-58. https://doi.org/10.1111/padr.12544

Vasireddy, S., Berrington, A., Kuang, B. y Kulu, H. (2023). Education and fertility: A review of recent research in Europe. *Comparative Population Studies*, *48*, 553-588. https://doi.org/10.12765/CPoS-2023-21