

EL IMPACTO DE LOS CONFLICTOS BÉLICOS EN LA MORTALIDAD INFANTIL: UNA ESTIMACIÓN BASADA EN CONTROL SINTÉTICO

THE IMPACT OF ARMED CONFLICTS ON INFANT MORTALITY: AN ESTIMATE BASED ON SYNTHETIC CONTROL

Ibtissame El Ferjani El Ferjani

Departamento de Econometría, Estadística y Economía Aplicada. Universitat de Barcelona. Barcelona, España.

ORCID: <https://orcid.org/0009-0008-9035-9098>

elferjani@ub.edu

(Autor para correspondencia/Corresponding author)

Helena Chuliá Soler

Departamento de Econometría, Estadística y Economía Aplicada. Universitat de Barcelona. Barcelona, España.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5020-0519>

hchulia@ub.edu

Fecha de recepción: 22 julio 2025

Fecha de aceptación: 22 septiembre 2025

RESUMEN

Este estudio analiza el impacto de los conflictos bélicos en la mortalidad infantil, considerando la guerra de Siria como caso de estudio y aplicando el método de control sintético para construir un escenario contrafactual que permita estimar cómo habrían evolucionado las tasas de mortalidad en ausencia del conflicto. Se estudian tres grupos etarios: neonatal, niñez (5–9 años) y adolescencia temprana (10–14 años). A partir de las probabilidades generadas, se aplica un enfoque actuarial sobre una cohorte hipotética con especial énfasis en los años de vida potencialmente perdidos (AVPP). Los resultados muestran un aumento claro de la mortalidad prematura atribuible al conflicto, con mayor intensidad entre los 5 y 9 años, haciendo evidente un impacto desigual según la etapa del desarrollo. En cambio, en el grupo neonatal, el efecto del conflicto sobre la mortalidad resulta más moderado y menos concluyente. En conjunto, se estima una pérdida superior a los 3.360 años de vida potencialmente perdidos, lo que refuerza la idea de que los conflictos bélicos ejercen un efecto negativo sobre la mortalidad infantil.

Palabras clave: Mortalidad infantil, control sintético, conflictos bélicos, años de vida potencialmente perdidos.

ABSTRACT

This study analyses the impact of armed conflicts on infant mortality, considering the Syrian war as a case study and applying the synthetic control method to construct a counterfactual scenario that allows the estimation of how mortality rates would have evolved in the absence of conflict. Three age groups are studied: neonatal, childhood (5–9 years), and early adolescence (10–14 years). Based on the generated probabilities, an actuarial approach is



applied to a hypothetical cohort, with particular emphasis on years of potential life lost (YPLL). The results show a clear increase in premature mortality due to the conflict, with greater intensity among those aged 5 to 9, highlighting an unequal impact according to the stage of development. In contrast, within the neonatal group, the effect of the conflict on mortality appears more moderate and less conclusive. Overall, a loss of more than 3.360 years of potential life lost is estimated, underlining the idea that armed conflicts have a negative effect on infant mortality.

Keywords: Infant mortality, synthetic control, armed conflicts, years of potential life lost.

1. INTRODUCCIÓN

Todos los niños, donde quiera que vivan y cualquiera que sea su situación o circunstancia, tienen derecho a sobrevivir y a prosperar (Unicef, 2025a). Este derecho se ve gravemente amenazado en contextos de conflicto armado, donde los menores son especialmente vulnerables (Jawad *et al.*, 2020). La repercusión de los conflictos bélicos sobre los niños de todo el mundo ha alcanzado niveles alarmantes, convirtiendo 2024 en uno de los peores años jamás registrados por Unicef, tanto por el número de afectados como por la magnitud del impacto en sus vidas. En las zonas de conflicto, la infancia de muchos niños se pierde en la lucha diaria por sobrevivir (Unicef, 2024a).

Se estima que, en la última década, más de dos millones de niños han perdido la vida debido a las consecuencias directas de la guerra, mientras que al menos seis millones han sufrido daños graves. A esta cifra se le suman cientos de miles de menores atrapados en conflictos bélicos, siendo víctimas de violencia sexual, malos tratos, explotación y desplazamientos forzados (Unicef, 2024b). Estas atrocidades no siempre son documentadas, lo que significa que las cifras reales de afectados son aún mayores.

Los conflictos bélicos constituyen uno de los mayores problemas para el desarrollo que enfrenta la comunidad internacional. Más allá del sufrimiento humano, son fuentes de pobreza, desigualdad y estancamiento económico (Unesco, 2011). Además, generan inestabilidad política prolongada, debilitan los sistemas de salud y crean condiciones socioeconómicas y ambientales negativas, lo cual dificulta los esfuerzos para reducir la mortalidad infantil (Jawad *et al.*, 2021). Como consecuencia, se produce un incremento de muertes prematuras y "silenciosas", difíciles de cuantificar y que, en muchos casos, ni siquiera se reflejan en las estadísticas oficiales, lo que dificulta medir con precisión su impacto y comprender en profundidad sus implicaciones (Jawad *et al.*, 2021). En este escenario de destrucción y sufrimiento infantil, el presente estudio explora la siguiente pregunta: ¿cuál es el impacto real y medible de los conflictos bélicos en la mortalidad infantil?

Los menores que viven en zonas de guerra sufren una vulneración sistemática de sus derechos (Ostby & Rustad, 2024; Unicef, 2024a). Su sufrimiento no es un fenómeno aislado, y la falta de estudios sobre la relación entre conflictos y mortalidad infantil contribuye a una brecha de conocimiento que este estudio busca reducir.

Esta falta de estudios es aún más preocupante al considerar la asimetría en la disponibilidad de información. Generalmente, los conflictos se producen en regiones menos desarrolladas, donde la capacidad de recopilación y registro de la información es limitada, mientras que las zonas en paz tienden a tener una mayor capacidad de registro. Esta asimetría, sumada a la ausencia de datos fiables, obstaculiza el análisis en este campo.

En este contexto, este estudio analiza el impacto de la guerra de Siria (2011-Actualidad) sobre la mortalidad infantil, estimando cómo habría evolucionado en ausencia de conflicto. Para ello, se aplica el método de control sintético (Abadie *et al.*, 2010), que permite construir un escenario contrafactual a partir de la combinación ponderada de países no afectados por la guerra. Este enfoque facilita la comparación entre la trayectoria real de Siria y una evolución hipotética bajo condiciones de paz.

El modelo se implementa utilizando un algoritmo iterativo que optimiza la selección de variables y países del grupo de control, mejorando el ajuste preconflicto. La comparación entre la trayectoria simulada y la real observada permitirá estimar el impacto sobre la mortalidad infantil atribuible al conflicto armado. Todos los datos utilizados provienen de la base *Word Development Indicators*, del Banco Mundial.

Con este fin, se construyen tres modelos diferenciados según el grupo de edad: neonatal, niños de entre 5 y 9 años y de entre 10 y 14 años. Esta desagregación por edades permite evaluar si el impacto del conflicto ha afectado de manera desigual según la etapa del desarrollo infantil. Los resultados se complementan con un análisis de tablas de mortalidad simplificadas –tanto reales como simuladas– y con indicadores demográficos y de supervivencia, lo que permite observar con mayor precisión la evolución y estructura de la mortalidad infantil bajo ambos escenarios.

La hipótesis de partida plantea que los conflictos bélicos tienen un impacto negativo en las muertes infantiles, especialmente entre los grupos de menor edad, dada su particular vulnerabilidad en situaciones de crisis prolongada.

Este análisis aporta una doble contribución: por un lado, permite estimar la supervivencia año a año de una cohorte infantil hipotética bajo dos escenarios claramente diferenciados (con y sin conflicto); por otro, demuestra la aplicabilidad del análisis actuarial a partir de datos generados mediante técnicas contrafactuales, abriendo nuevas posibilidades metodológicas en el estudio de la mortalidad en contextos caracterizados por graves limitaciones de información estadística.

La estructura del estudio es la siguiente: en la sección 1 se analiza el caso de Siria y su contexto durante el conflicto, justificando su elección como objeto de estudio y presentando el problema central del análisis. Además, se revisan investigaciones previas sobre el impacto de los conflictos bélicos en la mortalidad infantil, así como estudios en los que se ha aplicado el método de control sintético en distintos contextos. En la sección 2 se describe la metodología utilizada, detallando tanto el funcionamiento del Método de Control Sintético (MCS) como los cálculos actuariales aplicados. En la sección 3 se aplica el MCS, explicando la construcción del grupo sintético, los resultados obtenidos y la evaluación del ajuste. En la sección 4 se presentan los cálculos actuariales, incluyendo la estimación de los años de vida potencialmente perdidos. Finalmente, en la sección 5 se recogen las principales conclusiones del estudio.

1.1 Caso de estudio

La guerra de Siria, también conocida como guerra civil siria, es un conflicto armado iniciado en 2011 tras una serie de protestas contra el gobierno. Estas manifestaciones derivaron rápidamente en enfrentamientos entre las fuerzas gubernamentales y la oposición, incluidos actores armados catalogados como organizaciones terroristas. Con el tiempo, el conflicto adquirió una dimensión internacional, marcada por la participación de potencias nucleares y países de la región. Aunque la intensidad de los combates ha disminuido en algunos frentes, el conflicto persiste en la actualidad, con zonas aún fuera del control estatal y una grave crisis humanitaria en curso.

La elección de Siria como caso de estudio para analizar el impacto de los conflictos armados en la mortalidad infantil se justifica por la magnitud sin precedentes de su crisis humanitaria. El conflicto ha dado lugar al mayor desplazamiento de la población en la historia moderna, con más de 13 millones de personas que requieren asistencia humanitaria (Kešeljjević & Spruk, 2024; Lichtenheld & Schon, 2021) y más de 8,4 millones de niños afectados directa o indirectamente (Unicef, 2025b).

Por otro lado, esta elección no responde únicamente a la magnitud de la tragedia, sino también a cómo este conflicto ha eliminado progresivamente cualquier red de protección para la infancia. En el país, la vida de millones de niños transcurre en condiciones extremas, donde

la violencia, la pobreza, el trabajo infantil y la falta de acceso a la educación no son hechos aislados, sino parte de su realidad cotidiana. En los últimos diez años, un promedio de tres niños han muerto o resultado heridos cada día, mientras que al menos cinco millones siguen expuestos a restos de explosivos de guerra (Unicef, 2025a). Muchos han sido forzados a convertirse en soldados o a asumir responsabilidades de adultos para sostener a sus familias. En este escenario, la mayoría de los niños sirios no puede imaginar un futuro en su propio país (Save the Children, 2021).

Tras catorce años de conflicto, medio millón de personas han perdido la vida, más del 80% de la población vive bajo el umbral de la pobreza (Kešeljević & Spruk, 2024) y se estima que la mitad de los niños sirios han crecido sin haber conocido una realidad distinta al conflicto armado (Save the Children, 2021).

La guerra siria representa, por tanto, un ejemplo de cómo un conflicto prolongado puede destruir los pilares fundamentales de la infancia: el derecho a la vida, a la seguridad, a la salud y a un futuro. En este marco, Siria ofrece un escenario adecuado para aplicar un análisis contrafactual mediante control sintético, que permita cuantificar hasta qué punto la guerra ha condicionado el destino más básico de un ser humano: sobrevivir a la infancia.

Las ilustraciones 1, 2 y 3 ilustran la evolución de las tasas de mortalidad infantil en Siria, desglosadas por grupos de edad. En términos generales, la mortalidad infantil sigue una trayectoria descendente en los años previos a la guerra. Sin embargo, esta tendencia se revierte de forma abrupta en los tres grupos etarios a partir del inicio del conflicto.

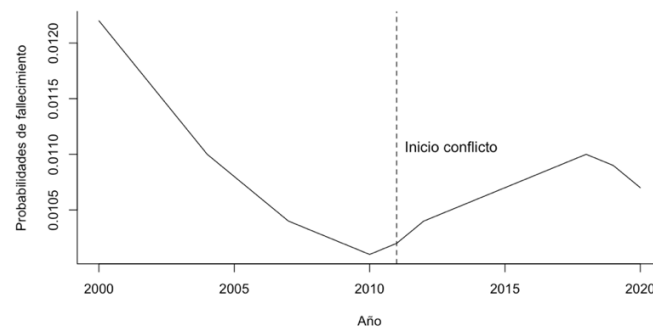


Ilustración 1: Tasas de mortalidad neonatal en Siria (2000-2020). Fuente: Elaboración propia.

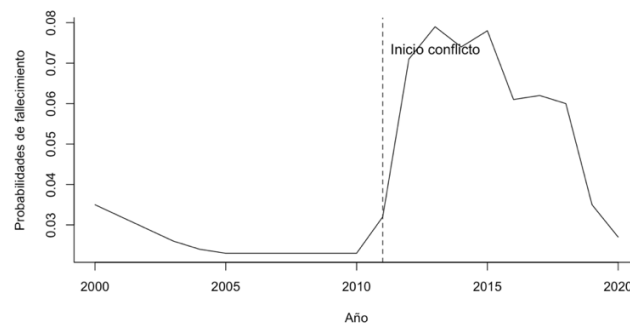


Ilustración 2: Tasas de mortalidad entre los 5 y 9 años en Siria (2000-2020). Fuente: Elaboración propia.

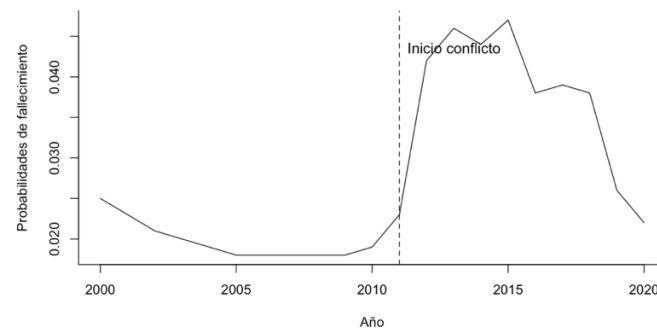


Ilustración 3: Tasas de mortalidad entre los 10 y 14 años en Siria (2000-2020). Fuente: Elaboración propia.

Si este aumento en el número de muertes puede atribuirse al conflicto, entonces Siria muestra cómo una guerra prolongada puede dificultar seriamente el progreso en la supervivencia infantil. Para poder valorar hasta qué punto esta evolución en la mortalidad es directamente atribuible al conflicto, se recurre al método de control sintético.

1.2 Revisión de literatura

La literatura existente muestra que los conflictos armados se asocian con un aumento de los riesgos para la supervivencia infantil en distintos contextos y periodos. Entre los indicadores más utilizados para medir este impacto destacan las tasas de mortalidad, que han servido tanto para orientar la asignación de ayuda como para evaluar programas humanitarios (Guha-Sapir & Panhuis, 2004). A nivel global, estos conflictos provocan un efecto indirecto considerable en la mortalidad de la población civil, siendo los niños los más gravemente afectados (Jawad *et al.*, 2020). Varios estudios se han centrado en el impacto de estos conflictos.

DeJong *et al.* (2017) documentan un aumento en la mortalidad infantil y en menores de cinco años en la población siria durante el conflicto civil (2011-2015), aunque no cuantifican con exactitud este efecto. De forma complementaria, en la investigación de Guha-Sapir & Panhuis (2004) se encuentra un mayor riesgo relativo de muerte para los niños mayores de 5 años en contextos de conflicto, sin especificar el tipo exacto de mortalidad.

Estos resultados se alinean con los de Jawad *et al.* (2020; 2021), quienes realizan estudios en 193 y 181 países respectivamente, entre 1990 y 2019. Sus estudios muestran que los conflictos bélicos se asocian con un aumento considerable en las tasas de mortalidad neonatal, infantil, materna y de menores de cinco años. En particular, Jawad *et al.* (2021) estiman un incremento de 2,8 muertes por cada mil nacimientos vivos. En la misma línea, Lindskog (2016), en su investigación sobre la República Democrática del Congo, concluye que la mortalidad infantil, –tanto neonatal como post-neonatal– se incrementa en un 10% durante los periodos de conflicto, debido principalmente al deterioro de las condiciones de vida de los lactantes.

Por otro lado, algunos autores han centrado su atención en la evolución de la mortalidad tras el fin de los conflictos. Es el caso de Joshi (2015), quien estudia 73 países postconflicto entre 1989 y 2012 y encuentra que la firma de acuerdos de paz está asociada con una disminución en las tasas de mortalidad infantil.

La literatura revisada utiliza distintas metodologías para analizar el impacto de los conflictos en la mortalidad. La revisión sistemática es uno de los enfoques más utilizados, como en DeJong *et al.* (2017), quienes analizan investigaciones previas para identificar patrones globales. Por su parte, Jawad *et al.* (2020; 2021) aplican modelos de regresión de panel sobre datos longitudinales de múltiples países, mientras que Joshi (2015) utiliza modelos de correlación multivariada con efectos fijos en series temporales transversales para analizar la evolución de la mortalidad antes y después de los acuerdos de paz. Para estimaciones causales, destacan métodos como el control sintético y las diferencias en diferencias: Masset

(2022) compara regiones afectadas y no afectadas por el conflicto en el norte de Malí mediante un control sintético, y Minoiu & Shemyakina (2014) aplican diferencias en diferencias, aprovechando la variación temporal y espacial entre cohortes de nacimiento para evaluar el impacto del conflicto sobre la salud infantil.

El método de control sintético puede ser utilizado en varios contextos para evaluar los efectos que ocurren tras un acontecimiento, política o intervención. Autores como Abadie *et al.* (2010) aplican este método para estudiar los efectos de programas de control del tabaco en California, mientras que Thom (2022) lo utiliza para analizar cómo han variado las tasas de suicidio como consecuencia de la introducción de un impuesto estatal destinado a financiar programas de salud mental. De manera similar, estudios como el de Bonander (2017) evalúan las políticas dirigidas a reducir las muertes por sobredosis de drogas opiáceas, mientras que Buggs *et al.* (2021) utilizan el control sintético para analizar un programa de intervención contra la violencia. Además, investigaciones realizadas en el Reino Unido, como las de Kreif *et al.* (2015), utilizan este enfoque para evaluar la mortalidad hospitalaria, y Tian *et al.* (2023) lo aplican para estudiar los efectos de las intervenciones no farmacológicas durante la pandemia de COVID-19.

Asimismo, el control sintético también ha sido utilizado en estudios sobre la mortalidad infantil en países en desarrollo, como Olper *et al.* (2018), quienes analizan los efectos que la liberalización comercial tiene sobre este indicador, y en Weiss *et al.* (2022), que utilizan el método para estimar el impacto del financiamiento para programas de salud materna e infantil en la mortalidad infantil.

La literatura revisada muestra que, aunque existen estudios sobre el impacto de los conflictos armados en la mortalidad, persisten las dificultades para cuantificar con precisión este efecto debido a la falta de datos completos y a la variabilidad de los contextos geográficos y temporales. A pesar de la variedad de metodologías utilizadas, los resultados siguen siendo poco precisos, lo que resalta la necesidad de más investigación para estimar y entender mejor el impacto de los conflictos armados sobre la mortalidad (Guha-Sapir & Panhuis, 2004).

2. METODOLOGÍA

Esta sección presenta los enfoques metodológicos utilizados para analizar el impacto del conflicto sobre la mortalidad infantil. En primer lugar, se detalla el procedimiento de aplicación del control sintético y posteriormente se introduce una aproximación actuarial orientada a interpretar los resultados obtenidos, incorporando indicadores demográficos y de supervivencia.

La combinación de ambas metodologías permite abordar el fenómeno estudiado desde una doble dimensión: comparativa, al contrastar la trayectoria real con la simulada, y estructural, al analizar las implicaciones del conflicto sobre la dinámica de la mortalidad.

2.1 Método del control sintético (MCS)

El método de control sintético, propuesto por Abadie & Gardeazabal (2003) y formalizado por Abadie *et al.* (2010), permite estimar el efecto de los conflictos bélicos sobre la mortalidad infantil construyendo una unidad de control artificial a partir de una combinación ponderada de países no afectados por la guerra. Esta unidad sintética reproduce las características fundamentales del país en conflicto antes del inicio del conflicto y permite proyectar cómo habría evolucionado la mortalidad infantil en un escenario de paz. Al comparar esta evolución contrafactual con la trayectoria real observada, se obtiene una estimación del impacto sobre la mortalidad infantil. Este método es descrito como la innovación más importante en la literatura de evaluación de políticas en los últimos 15 años (Athey & Imbens, 2017).

2.1.1 Aspectos formales

Considérese que se observan $j = 1, \dots, J + 1$ países para los periodos $t = 1, \dots, T$. Sin pérdida de

generalidad, se asume que solo la primera unidad está expuesta a la intervención, es decir, el primer país ($j = 1$) es Siria, que es el país afectado por el conflicto bélico. El *donor pool* (grupo de donantes o grupo de control), definido como el conjunto de países que pueden servir para comparar con Siria, está formado por los países $j = 2, \dots, J + 1$, los cuales no fueron afectados por la guerra.

Se asume también que los datos abarcan T años. El inicio del conflicto se sitúa en T_0 , lo que define un periodo pre-conflicto que abarca los años 2002 a 2010 ($t \leq T_0$) y un periodo post-conflicto comprendido entre 2011 y 2020 ($t > T_0$). Se decide establecer el final en 2020, aunque la guerra siga en curso, para asegurar que los datos disponibles sean consistentes y completos hasta ese año.

Los $k \times 1$ vectores $X_1, X_2, \dots, X_{J+1}$, contienen los valores de los predictores para cada uno de los países $j = 1, \dots, J + 1$. Estos predictores son variables que pueden influir en la mortalidad infantil, como el acceso a servicios de salud o el nivel económico. Esta información se organiza en la matriz X_0 de dimensión $k \times J$, donde $X_0 = [X_2 \dots X_{J+1}]$.

Se definen dos resultados potenciales: Y_{it}^N representa el resultado contrafactual, es decir, la mortalidad infantil que se habría observado en Siria en ausencia del conflicto y Y_{it}^I denota el resultado real observado durante el conflicto (2011-2020).

El resultado observado en el país i en el momento t se expresa como:

$$Y_{it} = Y_{it}^N + \alpha_{it} D_{it} \quad (1)$$

donde $\alpha_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N$ es el efecto del conflicto para el país i en el momento t y D_{it} es una variable indicadora que toma valor 1 cuando el país i está expuesto al conflicto en el periodo t y 0 cuando no lo está. Dado que solo Siria ($i = 1$) está expuesta al conflicto y esto solo ocurre después del periodo T_0 ($1 \leq T_0 \leq T$), se tiene que:

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } i = 1 \text{ y } t > T_0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases} \quad (2)$$

Por lo tanto, se busca estimar $(\alpha_{i,T_0+1}, \dots, \alpha_{i,T})$. Formalmente, este efecto del conflicto sobre las tasas de mortalidad infantil para el país i en el momento $t > T_0$ se define como la diferencia entre el resultado con conflicto y el resultado sin conflicto:

$$\alpha_{1t} = Y_{1t}^I - Y_{1t}^N \quad (3)$$

Este cálculo se realiza para los periodos $t = T_0 + 1, T_0 + 2, \dots, T$, donde T_0 es el último año del periodo pre-conflicto (año 2010) y T corresponde al último año del periodo post-conflicto.

Tal como se evidencia en la ecuación (3), dado que Y_{1t}^I es observable, para estimar α_{1t} solo hay que estimar Y_{1t}^N , el cual sigue el siguiente modelo de factores:

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta_t Z_i + \lambda_t \mu_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

donde δ_t es un factor común desconocido con cargas factoriales constantes a través de las unidades, Z_i es un vector $r \times 1$ de las covariables observables en el país i , θ_t es un vector $1 \times r$ de parámetros desconocidos, λ_t es un vector $1 \times F$ de factores comunes no observados, μ_i un vector $1 \times F$ de coeficientes latentes desconocidos y ϵ_{it} son perturbaciones transitorias no observables con media cero.

Este modelo de factores permite estimar cómo habrían evolucionado las tasas de mortalidad infantil en Siria en ausencia de conflicto. Dado que este valor no es directamente observable, se recurre a su aproximación combinando los patrones comunes identificados en el *donor pool*, es decir, en el conjunto de países donantes no afectados por la guerra.

Para construir la unidad de control sintético se define un vector $J \times 1$ de pesos $W = (w_2, \dots, w_{J+1})'$

tal que $w_j \geq 0$ para $j = 2, \dots, J+1$ y $w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$. Cada W representa un promedio ponderado de unidades de control y , por lo tanto, una posible unidad de control sintético. Abadie & Gardeazabal (2003) y Abadie *et al.* (2010) proponen elegir los pesos de forma que la unidad de control sintético resultante se asemeje lo máximo posible a Siria antes del conflicto.

El valor de la variable de resultado para cada control sintético, indexado por el conjunto de pesos W , se define como $\hat{Y}_{1t}^N$, donde este último representa el índice de mortalidad infantil de Siria sintética:

$$\hat{Y}_{1t}^N = \sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt} = \delta_t + \theta_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j Z_j + \lambda_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{J+1} w_j \epsilon_{jt}, \quad (5)$$

Considérese que existen $(w_2^*, \dots, w_{J+1}^*)$ tales que:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j1} = Y_{11}, \quad \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j2} = Y_{12}, \dots, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jT_0} = Y_{1T_0} \quad (6)$$

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Z_j = Z_1 \quad (7)$$

Abadie *et al.* (2010) demuestran que si $\sum_{t=1}^{T_0} \lambda_t' \lambda_t$ es no singular, se cumple:

$$Y_{1t}^N - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} = \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_t \left(\sum_{n=1}^{T_0} \lambda_n' \lambda_n \right)^{-1} \lambda_s' (\epsilon_{js} - \epsilon_{1s}) - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* (\epsilon_{jt} - \epsilon_{1t}) \quad (8)$$

Demuestran además que, bajo condiciones estándar, la media del lado derecho de la ecuación (8) estará cerca de cero si el número de periodos previos al conflicto es grande en relación con la magnitud de los choques transitorios. Esto sugiere utilizar, para el periodo $t \in \{T_0 + 1, \dots, T\}$, la siguiente ecuación como estimador de α_{1t} :

$$\hat{\alpha}_{1t} = Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} = Y_{1t} - \hat{Y}_{1t}^N \quad (9)$$

En la práctica, no siempre existen conjuntos que cumplan exactamente las condiciones $\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \bar{Y}_j^{K_1} = \bar{Y}_1^{K_1} \dots \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \bar{Y}_j^{K_M} = \bar{Y}_1^{K_M}$ y $\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* U_j = U_1$. Esto es debido a que las características de que la unidad tratada $(U_1, \bar{Y}_1^{K_1}, \dots, \bar{Y}_1^{K_M})$ están fuera del envolvente convexo de las características de las unidades de control $\{(U_2, \bar{Y}_2^{K_1}, \dots, \bar{Y}_2^{K_M}), \dots, (U_{J+1}, \bar{Y}_{J+1}^{K_1}, \dots, \bar{Y}_{J+1}^{K_M})\}$. En estos casos, los pesos se eligen de manera que las condiciones de identidad se cumplan aproximadamente. Debido a la transparencia del método, se puede verificar fácilmente cuánto de similar es un control sintético específico en comparación con la unidad tratada.

Asimismo, es importante señalar que la ecuación (4) constituye una extensión del modelo de diferencias en diferencias (efectos fijos), donde este último puede derivarse al asumir que λ_t permanece constante para todo t . En otras palabras, el modelo de diferencias en diferencias hace posible la existencia de factores de confusión no observables, aunque los limita a ser invariables en el tiempo para que puedan ser eliminados mediante la aplicación de diferencias temporales. Esta limitación no está presente en el modelo de factores expuesto en esta sección. Por lo tanto, la aplicación de diferencias temporales no elimina los factores de confusión no observados (μ_j). Sin embargo, un control sintético que satisfaga las condiciones $\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Z_j = Z_1$ y $\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \mu_j = \mu_1$, ofrece un estimador no sesgado

de Y_{it}^N .

2.1.2 Implementación del método

En este estudio se implementa el MCS en R Studio, utilizando el paquete *Synth*, desarrollado por Abadie *et al.* (2011).

La variable resultado de interés se observa durante T periodos para Siria (Y_{it}) y para los países no afectados (Y_{jt}). El vector $(T_0 \times 1)$ de pre-conflicto $K = (k_1, \dots, k_{T_0})'$ define una combinación lineal de los resultados preconflicto:

$$\hat{Y}_i^k = \sum_{s=1}^{T_0} k_s Y_{is} \quad (10)$$

Para implementar el estimador de control sintético numéricamente, es necesario definir una distancia entre la unidad de control sintético y la unidad tratada. Para hacerlo, las características de Siria se combinan en el vector $X_1 = (U_1', Y_1^{K_1}, \dots, Y_1^{K_M})'$. Análogamente, las características de las unidades de control (otros países similares sin conflictos bélicos) se recogen en la matriz X_0 , cuya j -ésima columna $(U_j', Y_j^{K_1}, \dots, Y_j^{K_M})'$ contiene las características del país de control j en cada uno de los periodos.

Dado que el número total de características consideradas es $K = r + M$, donde r es el número de características y M el número de periodos considerados, la función *synth* selecciona el vector de pesos W^* que minimiza la distancia ponderada entre X_1 (los valores de los predictores para Siria real) y $X_0 W$ (los valores de los predictores para Siria sintética, obtenidos como la combinación ponderada de los países del grupo donante). En concreto, con la función *synth* se resuelve W^* que minimiza:

$$\|X_1 - X_0 W\|_V = \sqrt{(X_1 - X_0 W)' V (X_1 - X_0 W)} \quad (11)$$

donde V se define como una matriz simétrica y semidefinida positiva de tamaño $K \times K$. La matriz V se introduce para permitir diferentes pesos a las variables en X_0 y X_1 , dependiendo de su poder predictivo sobre el resultado (la mortalidad infantil). Una elección óptima de V asigna pesos que minimizan el error cuadrático medio del estimador de control sintético, es decir, la esperanza de $(Y_1 - Y_0 W^*)'(Y_1 - Y_0 W^*)$.

Siguiendo la metodología propuesta por Abadie & Gardezabal (2003) y Abadie *et al.* (2010), se utiliza un procedimiento basado en datos para determinar V . Este método, implementado por defecto en la función *synth* (a menos que se especifique *custom.V*), consiste en seleccionar una matriz V^* dentro del conjunto de matrices definidas positivas y diagonales. La finalidad de esta selección es encontrar el mínimo error cuadrático medio de la predicción (MSPE, por sus siglas en inglés) para la mortalidad infantil en el periodo previo al conflicto. Considerando Z_1 como el vector de la variable resultado para la unidad tratada, Z_0 como la matriz análoga para los controles en los periodos pre-conflicto, y T_p (con $1 \leq T_p \leq T_0$) como el número de periodos previos al conflicto para minimizar el MSPE, se busca V^* tal que:

$$\arg \min_{V \in \mathcal{V}} (Z_1 - Z_0 W^*(V))' (Z_1 - Z_0 W^*(V)) \quad (12)$$

donde $\mathcal{V}$ representa el conjunto de todas las matrices diagonales y definidas positivas. Los pesos para el control sintético están dados por W^* . La función *synth* resuelve un problema de optimización anidada que minimiza la ecuación (12) para $W^*(v)$ dado por la ecuación (11).

2.1.3 Inferencia

Abadie *et al.* (2010) introducen un método de inferencia para el control sintético basado en permutaciones. La idea central es evaluar la significación del efecto del conflicto comparándolo con efectos placebo estimados para otras unidades del grupo de control. El

proceso, en su forma más simple para un solo caso tratado, consiste en simular iterativamente el conflicto aplicándolo a cada unidad de control, estimando un efecto placebo en cada simulación. A partir de las simulaciones, se construye una distribución que incluye el efecto estimado para la unidad y todos los efectos placebo simulados. Si el efecto real observado es significativamente grande o pequeño en comparación con esta distribución de efectos placebo, se considera que el efecto del conflicto es significativo.

2.2 Análisis actuarial

A partir de los resultados obtenidos mediante el método de control sintético, se desarrolla una aproximación actuarial orientada a interpretar con mayor profundidad las diferencias entre el escenario observado y el contrafactual. Este enfoque ofrece una lectura alternativa de los resultados, centrada en la evolución de una cohorte infantil hipotética. El desarrollo se estructura en torno a una serie de funciones actuariales clásicas (Ayuso *et al.*, 2007), adaptadas al tramo etario comprendido entre los 5 y 14 años.

- **Función cohorte**

La función cohorte describe la evolución del tamaño de un grupo de individuos nacidos en el mismo momento, a medida que transcurren los años. Permite estudiar cómo se reduce progresivamente dicho grupo como consecuencia de los fallecimientos que se producen en cada intervalo de edad. Dado que se parte de una cohorte cerrada, es decir, un grupo que no admite nuevas incorporaciones a ninguna de las edades, la función l_x es necesariamente decreciente.

En este contexto, la función l_x representa el número de individuos que permanecen con vida entre las edades x y $x + 1$. Se calcula como:

$$l_{x+1} = l_x \cdot (1 - q_x) = l_x - d_x \quad (13)$$

donde q_x es la probabilidad de que un individuo de edad x fallezca antes de alcanzar la edad $x + 1$ y d_x es el número de fallecimientos producidos entre las edades x y $x + 1$.

- **Número de muertes por edad**

El número de muertes producidas entre las edades x y $x + 1$ se representa mediante la función d_x , definida como:

$$d_x = l_x \cdot q_x = l_x - l_{x+1} \quad (14)$$

Este valor indica cuántos individuos del grupo con edad exacta x fallecen antes de cumplir los $x + 1$ años. Bajo el supuesto de cohorte cerrada, todos los descensos en l_x se atribuyen a defunciones.

- **Función censal de supervivencia**

El valor L_x representa el número promedio de individuos vivos durante el intervalo de edad comprendido entre x y $x + 1$. En términos prácticos, se interpreta como el tamaño medio del grupo que permanece con vida a lo largo de ese tramo de edad.

$$L_x = \int_0^1 l_{x+t} dt \quad (15)$$

En la práctica, la cohorte (l_x) solo se construye para los valores enteros positivos, por lo que deben utilizarse procedimientos aproximados para el cálculo de L_x . La forma más sencilla de discretizar implica suponer que se trabaja con una distribución uniforme para los fallecimientos dentro del año, como es el caso.

Bajo esta suposición, se considera:

$$l_{x+t} = l_x - (l_x - l_{x+1})t = l_x - t \cdot d_x \quad (16)$$

lo que lleva a:

$$L_x = \int_0^1 (l_x - t \cdot d_x) dt = l_x - \frac{d_x}{2} = l_x - \frac{l_x - l_{x+1}}{2} = \frac{l_x + l_{x+1}}{2} \quad (17)$$

Este resultado expresa la función censal de supervivencia como la media aritmética del valor tomado por el número de supervivientes a las edades x y $x + 1$.

- **Cantidad de existencia**

La cantidad de existencia, denotada como T_x , se define como la agregación del número total de años que viven los individuos de edad x , desde esa edad hasta que el grupo desaparece. En términos continuos, se expresa como:

$$T_x = \int_0^{w-x} l_{x+t} dt \quad (18)$$

Donde w representa la edad máxima considerada para el seguimiento de la cohorte. Dada la expresión (15), la cantidad de existencia puede reescribirse como la suma de los valores de L_x correspondientes a los años restantes hasta la extinción del grupo:

$$\begin{aligned} T_x &= \int_0^1 l_{x+t} dt + \int_1^2 l_{x+t} dt + \dots + \int_{w-x-1}^{w-x} l_{x+t} dt \\ T_x &= L_x + L_{x+1} + \dots + L_{w-1} = \sum_{t=0}^{w-x-1} L_{x+t} \end{aligned} \quad (19)$$

Si se asume una distribución uniforme de las muertes a lo largo del año:

$$\begin{aligned} T_x &= \sum_{t=0}^{w-x-1} L_{x+t} = \sum_{t=0}^{w-x-1} \frac{1}{2} (l_{x+t} + l_{x+t+1}) \\ T_x &= \frac{1}{2} \left[\sum_{t=0}^{w-x-1} l_{x+t} + \sum_{t=0}^{w-x-1} l_{x+t+1} \right] \\ T_x &= \frac{1}{2} \left[l_x + \sum_{t=1}^{w-x-1} l_{x+t} + \sum_{t=1}^{w-x} l_{x+t} \right] = \frac{1}{2} \left[l_x + 2 \sum_{t=1}^{w-x-1} l_{x+t} \right] \\ T_x &= \frac{1}{2} l_x + \sum_{t=1}^{w-x-1} l_{x+t} \end{aligned} \quad (20)$$

En el caso del presente análisis, el intervalo considerado va desde los 5 hasta los 14 años, por lo que el valor de w en esta formulación debe sustituirse por 14 y el valor mínimo de x es 5. Así, T_x abarca únicamente el total de años de vida esperados entre la edad actual y 14.

Esta restricción responde, por un lado, al enfoque específico del análisis, centrado en la infancia, y por otro, a la limitada disponibilidad de datos más allá de esa edad en contextos de conflicto armado, donde los sistemas de registro estadístico presentan graves deficiencias.

- **Vida media temporal**

La vida media temporal se define como el número de años que se espera que viva una persona de edad x entre x y $x + n$, bajo el supuesto de que los años vividos por el conjunto del grupo se distribuyen equitativamente entre todos sus efectivos.

Incorporando la hipótesis de uniformidad intraanual de las defunciones, la vida media temporal puede expresarse como:

$${}_n\bar{e}_x = \frac{T_x - T_{x+n}}{l_x} \quad (21)$$

donde T_x representa la cantidad de existencia a la edad x y l_x es el número de individuos vivos al comienzo de esa edad.

- **Años de vida potencialmente perdidos**

Con el fin de cuantificar el impacto del conflicto en términos de mortalidad prematura, se adapta la metodología de los Años de Vida Potencialmente Perdidos (AVPP) al marco específico del análisis. A diferencia de su aplicación convencional, que suele utilizar umbrales de 70 u 80 años para estimar la pérdida de vida respecto a una expectativa completa, en este caso se opta por un umbral de 14 años, que corresponde al límite del periodo de observación. Bajo esta lógica, cada defunción entre los 5 y 14 años se pondera según la cantidad de años que le restaban al individuo hasta alcanzar dicho umbral.

Esta propuesta se inscribe dentro del marco teórico planteado por Arriaga (1996), quien define los Años de Vida Perdidos (AVP) como el número de años adicionales que deberían haber vivido las personas que fallecen. Su estimación se basa en tres supuestos fundamentales: el primero establece que la mortalidad debería ser nula entre dos edades determinadas, por lo que quienes fallecen dentro del intervalo analizado habrían alcanzado la edad superior del mismo; el segundo asume que quienes no fallecen en una determinada edad deberían haber vivido, en promedio, lo mismo que el resto de la población que sobrevive a esa edad; y el tercero supone que quienes no mueren habrían vivido hasta alcanzar la esperanza de vida total de la población. En este estudio se adopta únicamente el primer supuesto y se acota el cálculo al umbral de 14 años, en consonancia con los límites del seguimiento de la cohorte.

Ahora bien, teniendo en cuenta estos tres marcos teóricos, es posible comprender con mayor claridad el concepto de Años de Vida Potencialmente Perdidos, que reflejan cuántos años no ha vivido un individuo a causa de una muerte temprana, en comparación con los años que podrían haberse vivido dentro del periodo observado. Así, el indicador permite dimensionar la magnitud de la pérdida de vida en edades tempranas provocada por el conflicto.

El cálculo de los AVPP parte de la formulación general del indicador, expresada como:

$$AVPP = \sum_{x=0}^L d_x \cdot (L - x) \quad (22)$$

donde d_x representa el número de defunciones observadas a la edad x , L es el límite superior del intervalo de análisis, y x recorre el conjunto de edades incluidas. Esta expresión permite estimar el total de años no vividos por quienes fallecen antes de alcanzar dicha edad límite, suponiendo que, en ausencia de muerte prematura, habrían vivido hasta los L años.

En este estudio, al restringir el análisis entre los 5 y los 14 años, la expresión adaptada se define como:

$$AVPP = \sum_{x=5}^{14} d_x \cdot (14 - x)^1 \quad (23)$$

donde $(14 - x)$ indica los años de vida no vividos por quienes fallecen antes de alcanzar la edad límite del análisis.

Este cálculo se realiza tanto para el escenario con conflicto como para el escenario en paz. La diferencia entre ambos valores permite estimar el impacto neto del conflicto sobre la pérdida acumulada de vida infantil:

$$\Delta AVPP = AVPP_{conflicto} - AVPP_{sin\ conflicto} \quad (24)$$

3. IMPLEMENTACIÓN Y CONFIGURACIÓN DEL MCS

3.1 Países donantes y variables explicativas

Antes de aplicar el modelo, es necesario definir el conjunto de países donantes y las variables explicativas que permitirán construir una Siria sintética comparable. La implementación se realiza mediante el paquete *Synth*, que requiere datos balanceados para asegurar que las unidades de control y de tratamiento sean comparables a lo largo del periodo considerado. Por este motivo, se excluyen aquellos países que, a pesar de presentar similitudes con Siria, no disponen de un conjunto de datos completo para todo el intervalo analizado.

El MCS presenta ciertas limitaciones que deben ser consideradas (véase Abadie, 2021). Incluso cuando se logra construir una trayectoria sintética que replica adecuadamente el caso estudiado, pueden surgir sesgos de interpolación si el modelo de factores no se ajusta correctamente en todo el conjunto de países seleccionados. Para minimizar este riesgo y mejorar la validez del contrafactual, se ha restringido el grupo de donantes a un subconjunto homogéneo, elegido inicialmente mediante criterios cualitativos y mejorado posteriormente mediante un procedimiento cuantitativo.

En la primera etapa, se identifican como unidades de control aquellos países con características socioeconómica y demográficas similares a las de Siria en el periodo previo al conflicto, siempre que no hubieran atravesado conflictos armados durante el periodo de análisis. Esta selección permite construir un escenario contrafactual que represente una evolución en un contexto de paz. No obstante, esta identificación no resulta sencilla: en algunos contextos, la extensión de los conflictos impide encontrar zonas no afectadas; en otros, sus efectos colaterales alcanzan a regiones vecinas, lo que dificulta su uso como comparación válida (Masset, 2022).

De los países incluidos cualitativamente en esta fase inicial, cinco se encuentran en el norte de África (Marruecos, Argelia, Túnez, Libia y Egipto), cuatro en Oriente Próximo (Jordania, Líbano, Irak y Yemen) y uno en la región del Cáucaso (Armenia) (véase ilustración 4).

¹ Según el supuesto de mortalidad nula entre edades expuesto en Arraiga (1996).

Ilustración 4: Países del grupo de control (donor pool). Fuente: Elaboración propia.

En la segunda fase de selección cuantitativa, se implementa un algoritmo iterativo de optimización que consiste en iteraciones sucesivas sobre modelos que representan todas las combinaciones posibles de variables explicativas. Una vez aplicado, se evalúa la calidad de ajuste de cada modelo en función de la minimización del error de ajuste de las covariables y del error cuadrático medio en el periodo preconflicto. Este procedimiento se aplica por separado a cada variable resultado, ya que las combinaciones óptimas de variables explicativas y de países donantes pueden variar en función del indicador de interés. Es importante destacar que esta preselección es independiente del proceso de asignación de ponderaciones del MCS propiamente dicho.

Por otro lado, las variables de control se han seleccionado en función de la literatura previa que establece su relación con la mortalidad infantil. La elección de estos indicadores se basa en la comparación de una serie de factores macroeconómicos que, según estudios previos, influyen de manera directa en la mortalidad infantil. Estos factores se agrupan principalmente en tres dominios: condiciones socioeconómicas, acceso a la atención sanitaria y características materno-infantiles.

Adicionalmente, se reconoce que la construcción del control sintético puede ser sensible a la elección de predictores, por lo que conviene tratarlos con cautela. No puede asumirse que todas las variables mantengan la misma relación con la mortalidad infantil; es plausible que las asociadas a características materno-infantiles estén más estrechamente vinculadas en los grupos de edad más vulnerables, en particular, en los neonatos y los niños de hasta 5 años, cuya supervivencia depende en mayor medida de la madre. En situaciones de guerra, la afectación a las madres puede trasladarse de forma indirecta a los hijos en estas etapas tempranas, incrementando su vulnerabilidad, a diferencia de lo que podría ocurrir en grupos de mayor edad, donde los niños presentan un cierto grado de autonomía.

En la tabla 1 se muestran los indicadores seleccionados junto con los autores que respaldan su inclusión.

Indicador general	Autores	Indicador específico
Educación Materna	Badari <i>et al.</i> (1991) Butz <i>et al.</i> (1984) Maia <i>et al.</i> (2020) Morelos (1996) Orischak <i>et al.</i> (2022) Souza <i>et al.</i> (1999)	Logro educativo, al menos, completado primaria, mujeres Tasa de alfabetización en mujeres jóvenes (% mujeres entre 15-24) Años esperados de escolarización, mujeres
Atención prenatal	Dube <i>et al.</i> (2013) Maia <i>et al.</i> (2020) Kiross <i>et al.</i> (2021) Orischak <i>et al.</i> (2022) Souza <i>et al.</i> (1999)	Cobertura de atención prenatal – Al menos una visita (%)
Estatus económico	Badari <i>et al.</i> (1991) Butz <i>et al.</i> (1984) Khadka <i>et al.</i> (2015) Morelos (1996) Souza <i>et al.</i> (1999)	Renta Nacional Bruta (RNB) per cápita Producto Interior Bruto (PIB) per cápita Ingreso Nacional Bruto (ING) per cápita
Acceso al suministro de agua	Morelos (1996)	Productividad del agua, total (PIB en US\$ por metro cúbico de extracción total de agua)
Características maternas	Badari <i>et al.</i> (1991) Butz <i>et al.</i> (1984) Dube <i>et al.</i> (2013) Maia <i>et al.</i> (2020)	Tasa de fertilidad (total de nacimientos por mujer) Riesgo de muerte materna a lo largo de la vida (%) Tasa de mortalidad materna
Acceso a salud pública	Khadka <i>et al.</i> (2015) Kiross <i>et al.</i> (2021)	Índice de cobertura de servicios de salud para la cobertura sanitaria universal (UHC) Gasto corriente en salud (% del PIB) Personas que utilizan al menos servicios básicos de saneamiento (% de la población)
Factores biológicos	Maia <i>et al.</i> (2020)	Crecimiento de la población (% anual) Esperanza de vida al nacer, total (años) Prevalencia de desnutrición (% de la población)

Tabla 1: Indicadores macroeconómicos correlacionados con la mortalidad infantil. Fuente: Elaboración propia.

Dado que se requiere trabajar con datos completos, algunos indicadores de la tabla 1 se han excluido al no estar disponibles para todo el periodo (2002-2020) ni para todos los países incluidos en el análisis. Atendiendo a los estudios previos, se han considerado diez variables finales:

En primer lugar, siguiendo los trabajos de Badari *et al.* (1991), Butz *et al.* (1984), Khadka *et al.* (2015), Morelos (1996) y Souza *et al.* (1999), se incorporan los siguientes indicadores socioeconómicos: ingreso nacional bruto (INB) per cápita y producto interior bruto (PIB) per cápita.

Por otro lado, de acuerdo con Badari *et al.* (1991), Butz *et al.* (1984), Dube *et al.* (2013) y Maia *et al.* (2020), se incluyen los siguientes indicadores asociados a las características materno-infantiles y factores biológicos: tasa de mortalidad materna, riesgo de muerte materna a lo largo de la vida (%), esperanza de vida al nacer, total (años), crecimiento de la población (% anual) y prevalencia de desnutrición (% de la población).

Finalmente, los indicadores vinculados a la atención sanitaria y al suministro de agua se han seleccionado siguiendo a Khadka *et al.* (2015), Kiross *et al.* (2021) y Morelos (1996): gasto corriente en salud (% del PIB), personas que utilizan al menos servicios básicos de saneamiento (% de la población) y productividad del agua, total (PIB en US por metro cúbico de extracción total de agua).

En la tabla A1 en Anexo se ofrece un resumen descriptivo de las variables consideradas a lo largo del periodo analizado.

3.2 Estimación de los modelos

El MCS utilizado en este estudio sigue la propuesta de Abadie & Gardeazabal (2003) y las extensiones desarrolladas por Abadie *et al.* (2010,2021). El modelo se basa en la selección de la matriz de pesos (V) a partir de la cual se determina un conjunto de ponderaciones para las unidades de control ($W(V)$) que minimicen el MSPE durante el periodo pre-conflicto (τ_0). El objetivo es encontrar una combinación de las unidades de control que mejor repliquen la trayectoria de Siria antes del conflicto, asumiendo que una buena predicción en el pasado se traduce en un mejor contrafactual en el periodo post-conflicto.

La selección de los grupos etarios a analizar se basa tanto en criterios demográficos como en la disponibilidad y calidad de los datos. Se analizan tres tramos de edad: la mortalidad neonatal (primeros 28 días de vida), la mortalidad infantil media (de 5 a 9 años) y la adolescencia temprana (de 10 a 14 años). Esta segmentación permite captar mejor las posibles diferencias en los patrones de impacto del conflicto según el momento de desarrollo infantil, ya que cada etapa está asociada a factores de riesgo distintos. Se ha optado por excluir el grupo de menores de 5 años por falta de consistencia en los datos y a las dificultades metodológicas para obtener un ajuste fiable en los modelos aplicados.

Se parte de un conjunto inicial de once países: Siria como unidad tratada y diez países seleccionados cualitativamente como posibles unidades de control (Argelia, Armenia, Egipto, Irak, Jordania, Líbano, Túnez, Libia, Marruecos y Yemen). El panel abarca dieciocho periodos de tiempo (2002-2020), de los cuales ocho corresponden al periodo pre-conflicto (2002-2010). La muestra se inicia en 2002 con el objetivo de captar de forma estable las condiciones socioeconómicas de Siria antes del estallido del conflicto. Dado que se estima un modelo independiente para cada variable de resultado, tanto el subconjunto final de países donantes como las combinaciones de variables explicativas pueden variar entre modelos.

Modelo A: Probabilidad de muerte entre los 10 y 14 años

En el primer modelo se analiza la probabilidad de muerte de niños entre las edades de 10 y 14 años, expresada por cada mil niños, si se les aplicaran las tasas de mortalidad específicas por edad del año indicado.

La Ilustración 5 muestra la evolución del número de muertes en Siria frente al promedio simple de los países del grupo de control. Se observa que, antes del inicio del conflicto en 2011, las tendencias eran claramente distintas: Siria presentaba niveles más bajos, mientras que el promedio de países mantenía niveles más altos y estables. Tras 2011, la mortalidad en Siria aumenta de forma abrupta y sostenida, superando ampliamente al promedio del grupo de control. En el pico del conflicto, el número de muertes en Siria llegó a ser más de un 99,47 % superior al del promedio. Esta diferencia muestra que el promedio simple no constituye una buena referencia para evaluar el impacto del conflicto sobre la mortalidad.

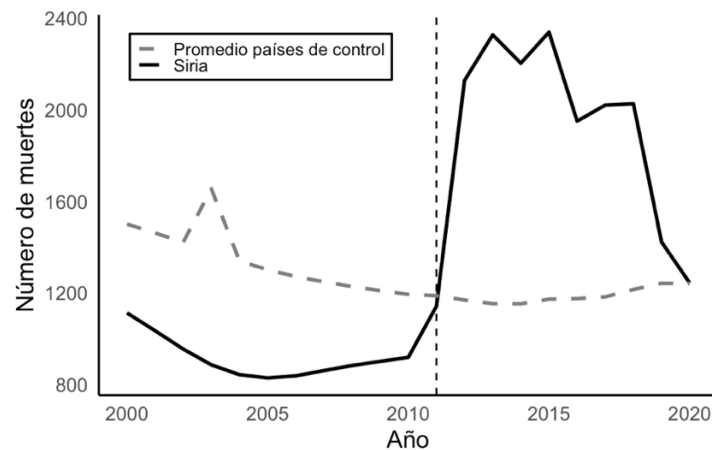


Ilustración 5: Número de niños/as fallecidos con edades comprendidas entre 10-14 años y promedio simple de los países de control. Fuente: Elaboración propia

En el caso de este primer modelo, en la iteración 213 el algoritmo identifica como óptima la combinación formada por todos los países seleccionados cuantitativamente, descritos en la sección 3.1, junto con las variables: tasa de mortalidad materna, esperanza de vida al nacer, riesgo de muerte materna, PIB per cápita, prevalencia de desnutrición, acceso a servicios básicos de saneamiento, productividad del agua e INB per cápita.

Para aplicar el MCS es necesario establecer las matrices M_1 , M_0 , Z_1 y Z_0 que se utilizan en la creación de la unidad de control sintético. En este modelo, las matrices vienen dadas por:

- M_1 : vector de dimensión 8×1 de regresores para Siria.
- M_0 : vector de dimensión 8×10 de regresores para los 10 países en el grupo de control.
- Z_1 : vector de dimensión 8×1 que contiene las probabilidades de fallecimiento pre-conflicto en Siria.
- Z_0 : matriz de dimensión 8×10 que contiene las probabilidades de fallecimiento pre-conflicto para los 10 países en el grupo de control.

Estas matrices permiten resolver el problema de minimización que define el MCS, encontrando los pesos óptimos W^* que minimizan la distancia entre la trayectoria de Siria y la combinación ponderada de los países control. Como se ha mencionado en la sección 3.1, se construye una Siria sintética como combinación convexa de los países que presentan mayor similitud con Siria en términos de los predictores, en comparación con el simple promedio de los países del grupo de control, que no constituye una referencia válida para el análisis. El método selecciona de forma automática solo la información más relevante, asignando peso cero a las variables o unidades que no mejoran el ajuste. Es importante señalar que los pesos nulos no implican irrelevancia absoluta, sino que dichas variables o países no aportan valor añadido en la combinación óptima.

La tabla 2 muestra que el control sintético logra aproximarse bastante bien a varias de las características observadas en Siria antes del conflicto, especialmente en predictores relacionados con salud, nutrición y crecimiento demográfico. No obstante, existen discrepancias notables en algunas variables específicas, lo que sugiere que la calidad del ajuste previo no es homogénea en todos los predictores.

Variables	Siria		Promedio de controles
	Real	Sintética	
Tasa de mortalidad materna	22,727	45,184	86,491
Esperanza de vida al nacer	72,552	70,556	70,722
Riesgo de muerte materna	0,087	0,155	84,686
PIB per cápita	1.842,642	1.957,882	3.318,305
Prevalencia de desnutrición	6,067	6,258	9,246
Acceso a servicios básicos de saneamiento	89,804	94,631	82,104
Productividad del agua	1,955	13,959	13,664
INB per cápita (2002–2010)	1.638,889	1.910,537	3.184,111

Tabla 2: Características de Siria y Siria sintética. Fuente: Elaboración propia.

Por otro lado, el modelo asigna peso solo a cinco de las ocho variables, descartando aquellas que no contribuyen a mejorar el ajuste en el periodo pre-conflicto. Destaca el peso asignado a la prevalencia de desnutrición y al PIB per cápita.

Variables	Pesos v
Tasa de mortalidad materna	0,055
Esperanza de vida al nacer	0,029
Riesgo de muerte materna	0
PIB per cápita	0,159
Prevalencia de desnutrición	0,528
Acceso a servicios básicos de saneamiento	0
Productividad del agua	0
INB per cápita (2002–2010)	0,0229

Tabla 3: Pesos asignados a cada variable para construir Siria sintética. Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 4 se muestran las ponderaciones de cada país del grupo de control seleccionadas. Éstas indican que la tasa de mortalidad pre-conflicto se reproduce principalmente a partir de los niveles observados en Egipto, Jordania y Armenia. Al resto de países del grupo de control se les asigna un peso nulo. Estos valores se corresponden con las ponderaciones W^* explicadas en la sección 2.1 .

Países	Pesos w
Argelia	0
Armenia	0,111
Egipto	0,515
Irak	0
Jordania	0,374
Líbano	0
Túnez	0
Libia	0
Marruecos	0
Yemen	0

Tabla 4: Pesos asignados a los distintos países control para construir Siria sintética. Fuente: Elaboración propia.

La Ilustración 6 muestra la probabilidad de fallecimiento entre los 10 y 14 años y su versión

sintética estimada en el modelo A. Hasta 2010, ambas líneas siguen una trayectoria muy similar y estable, lo que indica que el modelo sintético replica bien la evolución real de Siria antes del conflicto. No obstante, a partir del 2011 se observa una separación clara y marcada: la probabilidad de fallecimiento en Siria real aumenta bruscamente, mientras que la Siria sintética sigue una tendencia descendente.

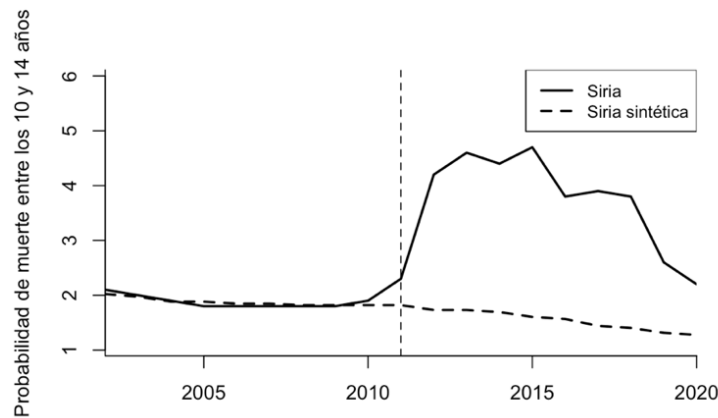


Ilustración 6: Probabilidad de muerte expresada en tanto por mil a las edades de 10-14 años en Siria y Siria sintética. Fuente: Elaboración propia.

La estimación del efecto del conflicto se obtiene a partir de la diferencia entre las probabilidades de muerte observadas en Siria y las estimadas para su versión sintética. La Ilustración 7 muestra estas brechas, que reflejan la magnitud del impacto del conflicto sobre la mortalidad.

Se observa que, hasta 2010, la brecha se mantiene muy cercana a cero, lo cual indica que antes del conflicto no hay diferencias significativas entre Siria y Siria sintética. A mediados de 2011, la brecha se vuelve positiva y se mantiene elevada durante varios años, alcanzando valores cercanos a 5 muertes por cada mil niños. Esto indica que, tras el inicio del conflicto, la probabilidad de muerte entre los 10 y 14 años en Siria ha sido más alta que la que se habría esperado en ausencia de conflicto. Hacia el final del periodo analizado, esta brecha se reduce, pero sigue siendo positiva, indicando que el impacto persiste, pero en menor magnitud.

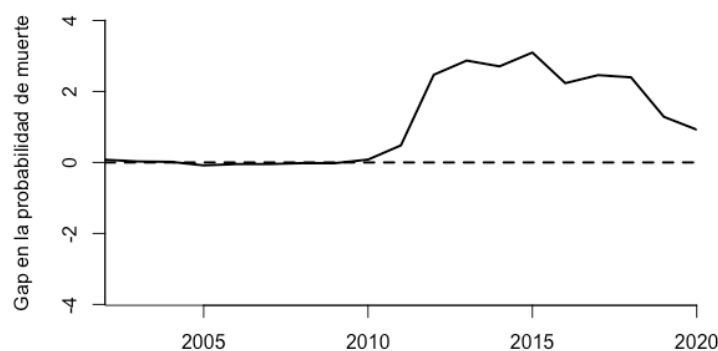


Ilustración 7: Brecha entre Siria y Siria sintética. Fuente: Elaboración propia.

La magnitud y persistencia de estas diferencias indican que el conflicto no solo ha interrumpido la tendencia descendente previa, sino que ha generado un exceso de mortalidad que no puede atribuirse a variaciones normales ni a factores compartidos con los grupos de control.

Esta conclusión se ve reforzada por los resultados del modelo: antes del conflicto, Siria sintética logra imitar muy bien el comportamiento real observado, con un error medio prácticamente nulo ($MSPE = 0,0028$), lo que muestra que la comparación con el contrafactual

es fiable. No obstante, después del inicio del conflicto, el error aumenta de forma considerable ($MSPE = 2,6734$), reflejando un desvío claro y sostenido respecto a lo que habría ocurrido en condiciones de paz.

	MSPE
Pre-conflicto	0,0028053
TOTAL	5,077023
Post-conflicto	2,673446

*Tabla 5: Medidas de error pre y post-conflicto.
Fuente: Elaboración propia.*

Modelo B: Probabilidad de muerte entre los 5 y 9 años

Una vez analizado el grupo de mayor edad, se procede a estudiar la cohorte intermedia, correspondiente a los niños de entre 5 y 9 años. Este segundo análisis permite comprobar si el impacto del conflicto armado sobre la mortalidad infantil presenta diferencias significativas respecto al grupo anterior.

En este caso, en la iteración 738 el algoritmo ha identificado como óptima la combinación formada por los siguientes países: Argelia, Egipto, Irak, Jordania, Líbano, Libia, Marruecos y Yemen. Juntamente, las variables seleccionadas han sido: riesgo de mortalidad materna, prevalencia de desnutrición, esperanza de vida al nacer, acceso a servicios básicos de saneamiento, productividad del agua, gasto corriente en salud, tasa de mortalidad materna e INB per cápita.

En este modelo, las matrices vienen dadas por:

- M_1 : vector de dimensión 7×1 de regresores para Siria.
- M_0 : vector de dimensión 7×8 de regresores para los 8 países en el grupo de control.
- Z_1 : vector de dimensión 8×1 que contiene las probabilidades de fallecimiento pre-conflicto en Siria.
- Z_0 : matriz de dimensión 8×8 que contiene las probabilidades de fallecimiento pre-conflicto para los 8 países en el grupo de control.

En general, como muestra la tabla 6, el control sintético consigue aproximar en buena medida la trayectoria previa al conflicto, ofreciendo valores más próximos a los observados en Siria que los promedios simples de la muestra de países donantes. No obstante, se observan discrepancias relevantes en algunas dimensiones específicas, por ejemplo, en las relacionadas con características materno-infantiles. Estas diferencias pueden interpretarse como posibles señales de características estructurales propias de Siria que no han sido completamente captadas por las variables incluidas en el modelo.

Variables	Siria		Promedio de controles
	Real	Sintética	
Tasa de mortalidad materna	21,1	46,66	91,40
Prevalencia de desnutrición	6,05	5,55	9,54
Esperanza de vida al nacer	72,82	69,86	70,49
Riesgo de muerte materna	0,08	47,82	109,19
Acceso a servicios de saneamiento	88,85	90,16	79,18
Productividad del agua	1,56	7,51	13,49
Gasto corriente en salud	4,65	5,01	5,34
INB per cápita	1.510,91	2.448,59	3.128,18

Tabla 6: Características de Siria y Siria sintética. Fuente: Elaboración propia.

A diferencia del primero modelo, este asigna peso a todas las variables, destacando especialmente el gasto en salud, la esperanza de vida al nacer y la productividad del agua, que presentan la mayor contribución al ajuste.

Variables	Pesos v
Tasa de mortalidad materna	0,095
Prevalencia de desnutrición	0,080
Esperanza de vida al nacer	0,174
Riesgo de muerte materna	0,006
Acceso a servicios de saneamiento	0,097
Productividad del agua	0,199
Gasto corriente en salud	0,344
INB per cápita	0,005

Tabla 7: Pesos asignados a cada variable para construir Siria sintética. Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 8 se muestran que, para la construcción del país sintético, la tasa pre-conflicto se reproduce principalmente a partir de Argelia, Egipto, Líbano y Libia.

Países	Pesos w
Argelia	0,128
Egipto	0,722
Irak	0
Jordania	0
Líbano	0,059
Libia	0,089
Marruecos	0,001
Yemen	0

Tabla 8: Pesos asignados a los distintos países control para construir Siria sintética. Fuente: Elaboración propia.

En la Ilustración 8 se muestra la probabilidad de muerte entre los 5 y 9 años y su versión sintética estimada en el modelo. Antes del inicio del conflicto, las curvas de Siria y Siria sintética presentan trayectorias con una evolución prácticamente coincidente, con una probabilidad cercana a 0,25%. Tras el inicio del conflicto, Siria experimenta un aumento exponencial en la probabilidad de fallecimiento, alcanzando valores superiores al 0,8% en los años posteriores, mientras que Siria sintética mantiene una tendencia estable y descendente por debajo del 0,3% de probabilidad.

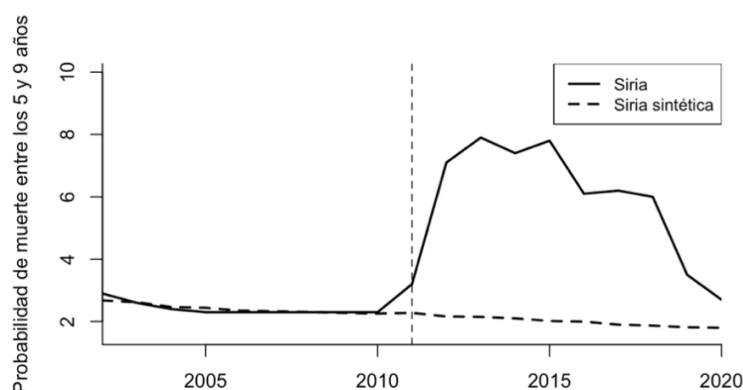


Ilustración 8: Probabilidad de muerte expresada en tanto por mil a las edades de 5-9 años en Siria y Siria sintética. Fuente: Elaboración propia

Este cambio se refleja también en la brecha entre ambas series (véase Ilustración 9): a partir del 2012 la brecha alcanza las 6 muertes adicionales por cada mil niños y no vuelve a reducirse de manera significativa hasta el final del periodo analizado. Estos resultados confirman el impacto sostenido del conflicto sobre la mortalidad en este grupo etario.

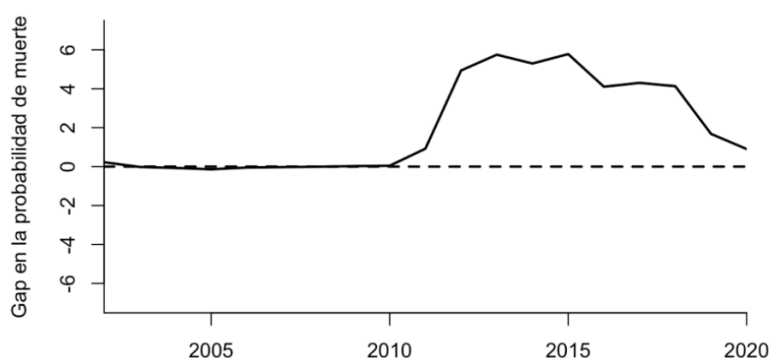


Ilustración 9: Brecha entre Siria y Siria sintética. Fuente: Elaboración propia

El contraste entre las trayectorias observadas y sintéticas tras el inicio del conflicto muestra una alteración sustancial en la evolución de la mortalidad infantil. Mientras que el modelo logra reproducir con una alta precisión la tendencia previa al 2011, el aumento posterior en el error de predicción ($MSPE=17,579$) muestra una ruptura respecto al escenario estimado en ausencia de conflicto. Este desfase acumulado a lo largo del tiempo refleja la disrupción provocada por el conflicto en la supervivencia infantil en esta franja de edad.

	MSPE
Pre-conflicto	0,0089654
TOTAL	9,256787
Post-conflicto	17,57983

Tabla 9: Medidas de error pre y post-conflicto.
Fuente: Elaboración propia.

1. Modelo C: Probabilidad de muerte neonatal.

El tercer y último grupo por analizar corresponde a la mortalidad neonatal, definida como el número de recién nacidos que mueren antes de cumplir los 28 días de vida, por cada mil nacidos vivos en un año determinado. Se busca determinar si los efectos del conflicto son más intensos en los primeros momentos del desarrollo.

En este caso, en la iteración 593 el algoritmo identifica como óptima la combinación formada por Argelia, Armenia, Irak, Jordania, Líbano, Libia, Marruecos y Yemen, mientras que las variables seleccionadas son la tasa de mortalidad materna, prevalencia de desnutrición, esperanza de vida al nacer, acceso a servicios básicos de saneamiento, riesgo de mortalidad materna, productividad del agua, PIB per cápita e INB per cápita.

En este modelo, las matrices vienen dadas por:

- M_1 : vector de dimensión 8×1 de regresores para Siria.
- M_0 : vector de dimensión 8×8 de regresores para los 8 países en el grupo de control.
- Z_1 : vector de dimensión 8×1 que contiene las probabilidades de fallecimiento s pre-intervención en Siria.
- Z_0 : matriz de dimensión 8×8 que contiene las probabilidades de fallecimiento pre-intervención para los 8 países en el grupo de control.

El modelo no reproduce con la misma precisión todas las variables previas al conflicto. En algunos indicadores el ajuste es bastante cercano, mientras que en otros se observan discrepancias importantes, como en los relacionados con características maternas y en los indicadores económicos.

Variables	Siria		Promedio de controles
	Real	Sintética	
Tasa de mortalidad materna	21,1	57,609	90,438
Prevalencia de desnutrición	6,05	6,418	10,195
Esperanza de vida al nacer	72,818	72,295	71,051
Acceso a servicios de saneamiento	88,857	88,518	78,667
Riesgo de muerte materna	0,101	390,545	98,249
Productividad del agua	1,555	13,604	13,412
PIB per cápita	1.718,982	7.071,929	3.308,595
INB per cápita	1.510,909	6.791,754	3.173,75

Tabla 10: Características de Siria y Siria sintética. Fuente: Elaboración propia.

Por otro lado, la prevalencia de desnutrición destaca como el predictor más relevante seguido con menor importancia por el acceso a servicios de saneamiento y la esperanza de vida al nacer.

Variables	Pesos v
Tasa de mortalidad materna	0,022
Prevalencia de desnutrición	0,739
Esperanza de vida al nacer	0,083
Acceso a servicios de saneamiento	0,147
Riesgo de muerte materna	0
Productividad del agua	0,009
Gasto corriente en salud	0
INB per cápita	0,001

Tabla 11: Pesos asignados a cada variable para construir Siria sintética. Fuente: Elaboración propia.

En este tercer modelo, la construcción de Siria sintética se basa en Libia, que aporta el peso más elevado (0,732) seguida a distancia por Líbano y Armenia, con contribuciones menores.

Países	Pesos w
Argelia	0,006
Armenia	0,124
Irak	0
Jordania	0
Líbano	0,136
Libia	0,732
Marruecos	0,001
Yemen	0

Tabla 12: Pesos asignados a los distintos países control para construir Siria sintética. Fuente: Elaboración propia.

Antes del inicio del conflicto, la muerte neonatal en Siria muestra una trayectoria descendente. Con el inicio del conflicto, empieza a mostrar un ligero aumento (véase ilustración 10). En contraste, Siria sintética también asciende levemente, pero se mantiene por debajo de las 10,5 muertes, generando una brecha visible, aunque moderada.

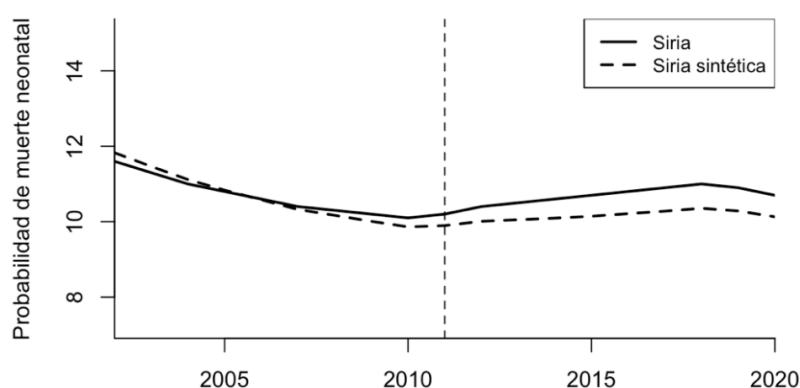


Ilustración 10: Número de muertes neonatales por cada mil nacimientos vivos en Siria y Siria sintética. Fuente: Elaboración propia.

Durante el periodo pre-conflicto, las brechas entre Siria y su contrafactual aumentan de forma gradual, partiendo de una leve subestimación en 2002 hasta llegar a una sobreestimación en 2010 (véase ilustración 11). Tras el inicio del conflicto, la brecha sigue creciendo de forma sostenida. Estas diferencias sugieren que el conflicto ha interrumpido el descenso de la mortalidad neonatal, aunque el impacto ha sido menor que en los grupos de edad anteriores.

El valor del MSPE post-conflicto se mantiene en niveles bajos, especialmente en comparación con los otros grupos etarios. Esto indica que, si bien el conflicto ha afectado negativamente a la evolución de la mortalidad neonatal, la desviación respecto al escenario contrafactual ha sido relativamente contenida.

	MSPE
Pre-conflicto	0,0235235
TOTAL	0,1621095
Post-conflicto	0,2868368

Tabla 13: Medidas de error pre y post-conflicto. Fuente: Elaboración propia.

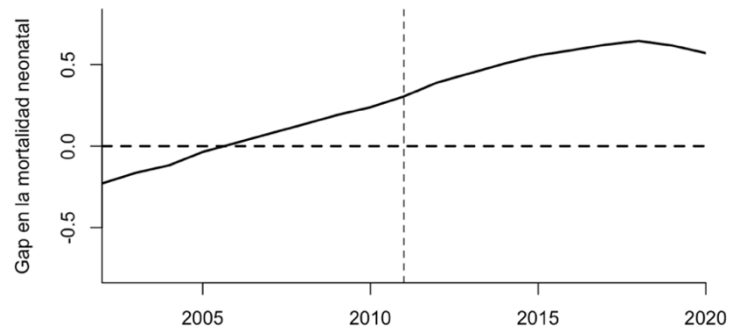


Ilustración 11: Brecha entre Siria y Siria sintética. Fuente: Elaboración propia.

3.2 Inferencia: pruebas placebo

Los métodos de inferencia presentados en este apartado están basados en los trabajos de Abadie *et al.* (2010) y (2015). El razonamiento de Abadie *et al.* (2010) consiste en realizar reordenamiento dentro del conjunto de países que conforman el grupo de control, aplicando artificialmente el conflicto a cada uno de ellos y contrastando los resultados con los observados en el país que realmente ha sido afectado por el conflicto.

Si el efecto estimado para Siria es significativamente mayor que los efectos estimados para estas unidades placebo, entonces se tiene más confianza que el efecto encontrado para Siria es real y no producto de la casualidad o características pre-conflicto.

En la siguiente sección se muestra visualmente los efectos del conflicto estimados placebo para los tres modelos. Las líneas grises representan la diferencia entre las trayectorias reales y sintéticas de unidades de control no tratadas, simulando la aplicación del conflicto en el mismo periodo que Siria, mientras que la línea morada corresponde a Siria.

En la Ilustración 12 se presentan los resultados de las pruebas placebo correspondientes al modelo A, que analiza el impacto sobre la probabilidad de fallecimiento entre los 10 y 14 años. Siria muestra un incremento considerable y sostenido en la diferencia respecto a su control sintético a partir del inicio del conflicto.

Si bien algunas unidades placebo también presentan desviaciones respecto a cero, en varios casos estas desviaciones ya son visibles antes del comienzo de la guerra, lo que sugiere que se trata de trayectorias atípicas, no relacionadas con el conflicto simulado. En cambio, la trayectoria de Siria antes del conflicto se ajusta razonablemente a la de su contrafactual, y es solo tras el inicio de la guerra cuando se produce una separación clara y sostenida.

Estos resultados refuerzan la idea de que el aumento en la probabilidad de fallecimiento en este grupo etario constituye un resultado inusual, poco atribuible al azar o factores no modelizados, demostrando que la guerra ha tenido un impacto significativo en la mortalidad infantil en esta cohorte.

La Ilustración 13, correspondiente al modelo B, muestra resultados coherentes con los del modelo A, y puede interpretarse de forma análoga.

La Ilustración 14 muestra las pruebas placebo para el modelo C, correspondiente a la mortalidad neonatal. Si bien la trayectoria de Siria muestra un aumento gradual tras 2011, su ajuste post-conflicto no es completamente estable. Al comparar con las unidades placebo, se observa una variabilidad considerable, con algunas mostrando aumentos post-conflicto similares o incluso mayores. Dadas estas condiciones, no se puede afirmar con un alto grado de confianza que el aumento en la mortalidad neonatal en Siria se deba exclusivamente a la guerra. Es posible que tendencias preexistentes o factores no modelizados contribuyan al efecto observado. Aunque el gráfico sugiere un posible impacto negativo del conflicto, no es tan concluyente como en el caso de los modelos A y B, y la magnitud atribuible directamente

al conflicto es difícil de determinar con exactitud.

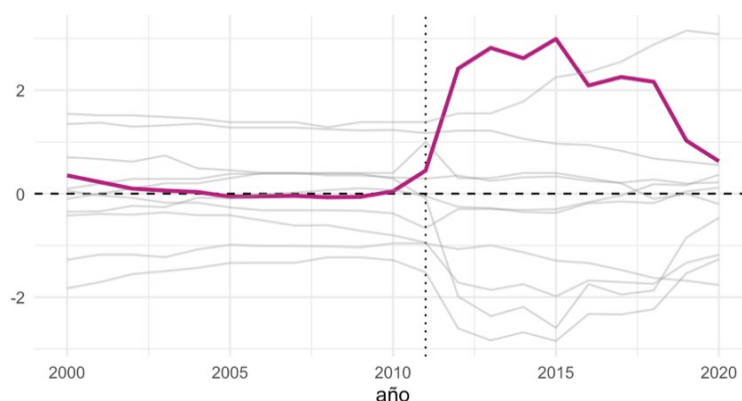


Ilustración 12: Pruebas placebo modelo A. Fuente: Elaboración propia.

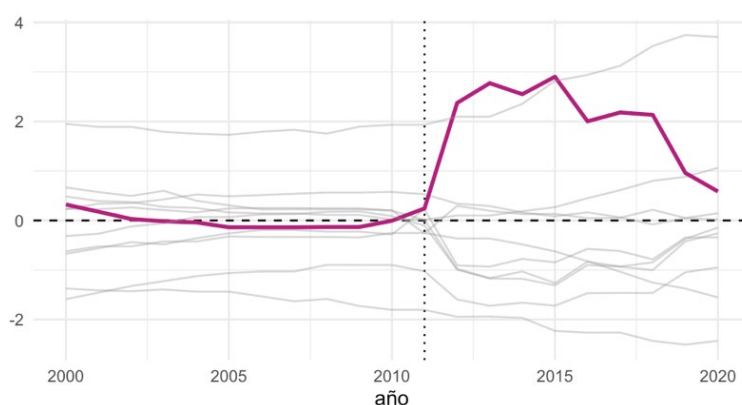


Ilustración 13: Pruebas placebo modelo B. Fuente: Elaboración propia.

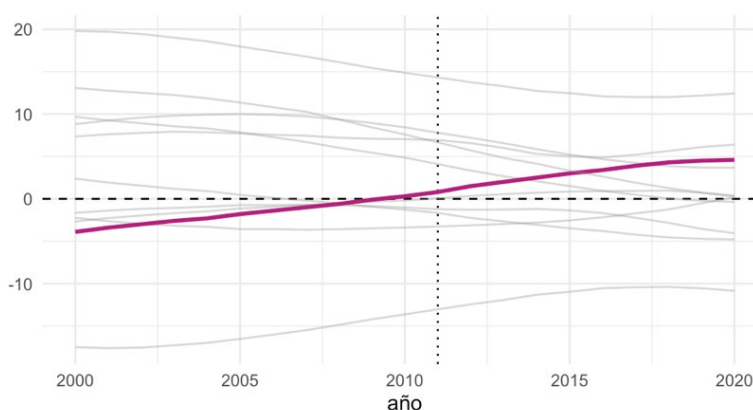


Ilustración 14: Pruebas placebo modelo C. Fuente: Elaboración propia.

3.3 Comparación entre modelos

La comparación entre los tres modelos indica que el impacto del conflicto sobre la mortalidad infantil en Siria no es uniforme a lo largo de las distintas etapas del desarrollo, sino que presenta una clara heterogeneidad etaria tanto en magnitud como en persistencia temporal.

El modelo correspondiente al grupo de edad 10-14 años (modelo A) consigue una buena réplica de la trayectoria pre-conflicto con solo tres países con peso positivo y cinco variables explicativas seleccionadas, destacando especialmente el peso asignado a la prevalencia de desnutrición. En contraste, el grupo de edad 5-9 (modelo B) requiere un mayor número de

países donantes con peso positivo (cinco en total) y una mayor diversificación en las variables explicativas, asignando peso a las ocho incluidas. El modelo neonatal (Modelo C), por su parte, utiliza seis variables, pero distribuye el peso de manera más concentrada, asignando un 73% a Libia en la construcción del país sintético, lo que indica una menor dispersión en la composición del contrafactual.

En términos de ajuste pre-conflicto, los tres modelos presentan un error cuadrático medio bajo, aunque el más preciso es el del grupo 10-14 años ($MSPE = 0,0028$). El grupo de edad 5-9 años presenta la brecha más pronunciada, con una diferencia máxima cercana a 5 muertes adicionales por cada 1000 niños y un error cuadrático medio post-conflicto de 17,57, el más elevado entre los tres modelos. El modelo de mortalidad neonatal, aunque muestra un impacto negativo del conflicto, registra una brecha de menor magnitud y un $MSPE$ post-conflicto notablemente más bajo (0,28), lo que indica que la desviación respecto al escenario contrafactual ha sido relativamente contenida.

4. APLICACIÓN ACTUARIAL

Al comparar las probabilidades de fallecimiento observadas con las simuladas mediante el MCS, es posible cuantificar el impacto de la guerra sobre la mortalidad infantil. Esta comparación constituye la base del presente apartado, en el que se plantea utilizar dichas probabilidades (reales y sintéticas) como insumo para el estudio de la supervivencia de una cohorte. En el análisis que sigue no se considera el grupo neonatal, ya que se ha demostrado que el impacto del conflicto sobre dicha franja de edad es leve y no puede atribuirse de forma directa a la guerra.

Con carácter ilustrativo, se define una cohorte inicial compuesta por 100.000 niños con edad exacta de cinco años en 2011, coincidiendo con el inicio del conflicto. A partir de dicha edad, se analiza su evolución anual hasta los catorce años, abarcando así los tramos etarios 5-9 y 10-14. La evolución se estima por separado bajo dos escenarios: el escenario real y el contrafactual. Esta aproximación permite cuantificar, en términos actuariales, la pérdida de vidas atribuible al conflicto dentro de una cohorte concreta, y representa una aportación metodológica original al integrar cálculos actuariales con resultados obtenidos mediante un control sintético.

Dado que los datos disponibles se presentan por tramos quinquenales de edad, es necesaria su desagregación para realizar un seguimiento anual. Para ello, se adopta el supuesto de uniformidad en la distribución de la mortalidad dentro de cada intervalo, asignando a cada edad simple una quinta parte de la probabilidad de fallecimiento correspondiente al tramo. Esta hipótesis, aunque simplificadora, permite mantener la coherencia interna del análisis sin introducir sesgos adicionales derivados de suposiciones arbitrarias y resulta adecuada dada la limitada disponibilidad de datos por edad exacta en contextos de guerra. Además, su aplicación se justifica en este caso porque se refiere a edades a partir de los 5 años, un rango en el que los patrones de mortalidad tienden a ser relativamente homogéneos y estables entre edades contiguas. En cambio, no sería apropiado aplicar este supuesto en tramos correspondientes a edades más tempranas -como de 0 a 5 años- donde la mortalidad varía de forma considerable entre edades simples, especialmente durante el primer año de vida. Aunque la hipótesis no permite capturar posibles diferencias intra-tramo, representa una solución metodológicamente razonable y proporcionada a las limitaciones de los datos disponibles.

La tabla 14 muestra las probabilidades de fallecimiento correspondientes a los grupos de edad 5-9 y 10-14 años, tanto en el escenario observado como en el contrafactual. En general, se observa una mayor mortalidad en el escenario real, especialmente acentuada en los primeros años del conflicto. Las diferencias varían en magnitud según el tramo y el año, reflejando una evolución no lineal del impacto del conflicto sobre la mortalidad infantil.

Cabe señalar que la anualización de estas probabilidades, si bien es una práctica estándar en la metodología actuarial, presupone una uniformidad en la incidencia del riesgo a lo largo del periodo. Esta asunción puede no capturar la complejidad real del conflicto, cuya intensidad

no es constante. Parte de las oscilaciones entre el modelo y la realidad se explican en parte porque la guerra atraviesa fases de mayor o menor violencia, lo que provoca que en ciertos periodos las desviaciones sean más pronunciadas.

En 2013 se registra la probabilidad de fallecimiento más elevada del periodo, con un valor de 0,0079. Aunque esta cifra pueda parecer baja, implica que fallecen aproximadamente 8 niños por cada mil. Para ponerlo en contexto, en un país en situación de estabilidad como España, esa misma tasa en 2013 fue de 0,4 niños fallecidos por cada 1.000.

Año	Siria Real		Siria Sintética	
	5-9 años	10-14 años	5-9 años	10-14 años
2011	0,0032	0,0023	0,0023	0,0018
2012	0,0071	0,0042	0,0022	0,0017
2013	0,0079	0,0046	0,0021	0,0018
2014	0,0074	0,0044	0,0021	0,0017
2015	0,0078	0,0047	0,0022	0,0018
2016	0,0061	0,0038	0,0020	0,0017
2017	0,0062	0,0039	0,0019	0,0017
2018	0,0060	0,0038	0,0019	0,0016
2019	0,0035	0,0026	0,0018	0,0016
2020	0,0027	0,0022	0,0017	0,0017

Tabla 14: Probabilidades de fallecimiento por tramos reales y sintéticas. Fuente: Elaboración propia.

A partir de las probabilidades de fallecimiento por tramos de edad recogidas en la tabla 14, se desagregan los valores conforme al supuesto de uniformidad previamente descrito. Este paso permite asignar una probabilidad de fallecimiento a cada edad simple comprendida entre los cinco y catorce años, lo que hace posible aplicar el análisis actuarial a lo largo del periodo considerado.

Una vez obtenidas las probabilidades desagregadas, estas se utilizan para calcular la evolución de una cohorte hipotética compuesta por 100.000 niños con cinco años cumplidos en el 2011. Se construyen dos tablas –una para el escenario real y otra para el sintético– en las que se recoge la dinámica de la cohorte.

En las tablas 15 y 16, correspondientes al escenario real y contrafactual respectivamente, se utiliza la notación habitual en demografía y análisis actuarial: el número de personas vivas al inicio de cada edad x se representa como l_x ; el número de fallecimientos a dicha edad, como d_x ; y la probabilidad de fallecimiento entre la edad x y $x + 1$, como q_x (véase sección 2.2 para mayor detalle).

El procedimiento se aplica de forma iterativa. En primer lugar, se calcula cuántos niños fallecen a los cinco años aplicando la probabilidad correspondiente sobre el total del colectivo inicial. El número de supervivientes resultante se traslada al año siguiente, y sobre esa nueva cifra se aplica la probabilidad correspondiente a la edad alcanzada. A partir de 2016, cuando el colectivo cumple los nueve años, se pasa a utilizar el conjunto de probabilidades correspondiente al tramo de edades comprendidas entre los 9 y 14 años. Este procedimiento se repite de forma consecutiva hasta que el colectivo inicial cumple los 14 años en el año 2020.

En el escenario real se observa un salto en la probabilidad de fallecimiento entre 2011 y 2012. Esta variación, más que duplicada, puede interpretarse como el impacto inmediato del primer año de conflicto. A partir de ahí, las probabilidades de fallecimiento se mantienen en niveles elevados durante varios años, con un patrón irregular que alterna subidas y bajadas, hasta alcanzar valores progresivamente más bajos a partir de 2016. Como se ha visto en la sección

3.2, el impacto del conflicto es especialmente intenso en el primer grupo de edad (5-9 años), lo que podría explicar la tendencia descendente a partir de ese momento: en 2016, la cohorte pasa al segundo tramo de edad, y con ello es posible que disminuya su vulnerabilidad directa frente a las consecuencias del conflicto. En contraposición, el escenario sintético presenta una evolución mucho más regular. Las probabilidades de fallecimiento descienden lentamente hasta estabilizarse en 2017.

Por otro lado, el número de niños fallecidos (d_x) por año es sistemáticamente más elevado en el caso de Siria real. A lo largo del periodo 2011-2020, las muertes anuales en este escenario oscilan entre 64 y de 157, mientras que en la Siria sintética los valores se mantienen entre los 33-46 fallecimientos. Esta diferencia año tras año refleja un exceso de mortalidad. En total el número de muertes adicionales en el escenario real supera las 600 en el conjunto del periodo analizado.

Año	SIRIA REAL			
	Edad	q_x	l_x	d_x
No lo 2011	5	0,00064	100.000	64
2012	6	0,00142	99.94	141,90
2013	7	0,00158	99.794,09	157,67
2014	8	0,00148	99.636,42	147,46
2015	9	0,00156	99.488,95	155,20
2016	10	0,00076	99.333,75	75,49
2017	11	0,00078	99.258,26	77,42
2018	12	0,00076	99.180,84	75,37
2019	13	0,00052	99.105,46	51,53
2020	14	0,00044	99.053,92	43,58

Tabla 15: Probabilidades de fallecimiento desagregadas y evolución de la cohorte inicial en Siria real. Fuente: Elaboración propia.

Año	SIRIA SINTÉTICA			
	Edad	q_x	l_x	d_x
2011	5	0,00046	100.000	45,58
2012	6	0,00043	99.954,42	43,22
2013	7	0,00043	99.911,20	42,94
2014	8	0,00042	99.868,26	42,02
2015	9	0,00040	99.826,23	40,31
2016	10	0,00035	99.785,92	34,39
2017	11	0,00033	99.751,54	33,30
2018	12	0,00034	99.718,24	33,80
2019	13	0,00033	99.684,44	32,68
2020	14	0,00033	99.651,76	33,16

Tabla 16: Probabilidades de fallecimiento desagregadas y evolución de la cohorte inicial en Siria sintética. Fuente: Elaboración propia.

La trayectoria de la cohorte analizada muestra que las diferencias entre ambos escenarios no son únicamente atribuibles a un momento puntual, sino que se manifiestan de forma persistente a lo largo de toda la evolución etaria.

El saldo acumulado de muertes tiene su reflejo directo en los valores de L_x – tamaño medio del grupo que permanece con vida durante cada intervalo etario –, que son consistentemente

menores en la cohorte de Siria real. Esta diferencia, que parte de apenas 9 individuos en la edad 5, se incrementa progresivamente hasta los 600 individuos de diferencia en edad 14. Este valor refleja que, en promedio, durante el año en el que los niños cumplen 14, hay 600 menos en Siria real como consecuencia del conflicto bélico, lo que es coherente con el exceso acumulado de fallecimientos observado en d_x .

El indicador T_x , que representa el total de años que se espera que viva la cohorte desde cada edad hasta los 14 años, permite capturar de forma acumulada el impacto del conflicto. A los 5 años, los niños de Siria real sumaban en conjunto 994.292,86 años de vida por vivir hasta los 14 años, frente a los 997.961,30 que se habrían esperado en ausencia de guerra. Esta diferencia de 3.668,44 años refleja una merma significativa en el potencial de vida de la cohorte como consecuencia del aumento de la mortalidad asociado a este conflicto.

Por otro lado, el indicador ${}_n\bar{e}_x$, correspondiente a la esperanza de vida restante desde cada edad hasta los 14 años, ofrece una imagen clara del deterioro de las condiciones de supervivencia. Al observar los valores correspondientes a 2011, se observa que un niño de 5 años en la Siria real tenía una esperanza de vida de 8,95 años hasta los 14, mientras que su homólogo en el escenario sin conflicto alcanza los 8,98 años. Considerando que la duración máxima posible desde esa edad es de 9 años, incluso en ausencia de conflicto existe una pérdida estructural de 0,02 años vinculada a condiciones preexistentes como la pobreza o la falta de acceso a servicios básicos. Sin embargo, en el escenario real, la pérdida asciende a 0,05 años, más del doble.

La diferencia entre ambos escenarios se mantiene relativamente constante durante la mayor parte del periodo analizado. Desde la edad 5 hasta aproximadamente la edad 12, la esperanza de vida en Siria real es sistemáticamente entre 0,02 y 0,03 años inferior a la del escenario sin conflicto. Aunque la diferencia entre ambos escenarios puede parecer moderada (equivalente a unos 7-11 días de vida por niño, a lo largo del periodo máximo de 9 años), su relevancia se hace patente cuando se considera que se aplica sobre una cohorte de 100.000 niños. En este caso, se estima que el total de días que se espera que no se vivan en esta cohorte oscila entre 730.000 y 1.095.000 días.

Año	SIRIA REAL			
	Edad	L_x	T_x	${}_n\bar{e}_x$
2011	5	99.968	994.292,86	8,95
2012	6	99.865,05	894.324,86	7,95
2013	7	99.715,25	794.459,82	6,97
2014	8	99.562,69	694.744,56	5,98
2015	9	99.411,35	595.181,88	4,99
2016	10	99.296,00	495.770,52	3,99
2017	11	99.219,55	396.474,52	2,99
2018	12	99.143,15	297.254,97	1,99
2019	13	99.079,69	198.111,82	0,99
2020	14	99.032,13	99.032,13	0

Tabla 17: Funciones censales de supervivencia, cantidad de existencia y esperanza de vida truncada en Siria real. Fuente: Elaboración propia.

Año	SIRIA SINTÉTICA			
	Edad	L_x	T_x	$n \bar{e}_x$
2011	5	99.977,21	997.961,30	8,983
2012	6	99.932,81	897.984,09	7,98
2013	7	99.889,73	798.051,28	6,99
2014	8	99.847,25	698.161,56	5,99
2015	9	99.806,08	598.314,31	4,99
2016	10	99.768,73	498.508,23	3,99
2017	11	99.734,89	398.739,50	2,99
2018	12	99.701,34	299.004,61	1,99
2019	13	99.668,10	199.303,27	0,99
2020	14	99.635,18	99.635,18	0

Tabla 18: Funciones censales de supervivencia, cantidad de existencia y esperanza de vida truncada en Siria sintética. Fuente: Elaboración propia.

4.1 Años de vida potencialmente perdidos

Tras estimar la esperanza de vida infantil, que refleja cuántos años se esperaba que viviera un niño en promedio antes de conocer su destino, resulta pertinente calcular cuántos años de vida realmente se han perdido. A diferencia del enfoque ex-ante de la esperanza de vida, los AVPP adoptan una perspectiva retrospectiva, mostrando cuántos de esos años esperados no llegaron finalmente a vivirse.

Los resultados muestran una pérdida sustancial de años de vida infantil incluso en ausencia de conflicto (véase tabla 19). En este escenario, la cohorte pierde un total de 1.847,99 años de vida. Esta cifra, aunque considerablemente inferior a la del escenario real, no es despreciable. Refleja las limitaciones estructurales previas al conflicto: pobreza, acceso desigual a servicios de salud, y otros factores sociales y sanitarios que ya generaban mortalidad infantil incluso en tiempos de paz.

Sin embargo, en contraste con el escenario real, la misma cohorte pierde 5.212,31 años de vida, lo que supone un incremento de 3.360 años de vida truncada atribuible directamente al conflicto. Esta cifra multiplica por 2,8 la pérdida estimada en ausencia de conflicto. A diferencia de muertes adultas, este número de años no vividos supone una pérdida desproporcionada del potencial vital y humano, ya que se produce cuando la trayectoria biográfica apenas se ha iniciado.

La mayor parte de esta carga se concentra en las edades más tempranas: más del 70% de los AVPP se producen entre los 5 y los 8 años. Esto sugiere que el conflicto ha afectado de forma más intensa a los niños más pequeños, posiblemente debido a su mayor fragilidad biológica, su dependencia del entorno familiar o su menor capacidad de respuesta ante condiciones adversas. El impacto no se distribuye de forma uniforme: la diferencia entre escenarios disminuye conforme avanza la edad, lo que indica que los más pequeños no solo son los más expuestos, sino también quienes sufren las interrupciones vitales más severas. Este patrón refuerza la idea de que el conflicto ha interrumpido de forma precoz y desproporcionada las trayectorias de vida infantil, dejando una huella especialmente intensa en los primeros años de desarrollo.

Es importante subrayar que estos resultados se basan en una cohorte hipotética de 100.000 niños nacidos en un año concreto y seguidos a lo largo de una única década. En la realidad, el conflicto ha afectado a muchas más cohortes simultáneamente, en distintos tramos de edad, durante varios años. Cada grupo de edad infantil ha experimentado su propia trayectoria de exposición al conflicto, con distintas formas y niveles de vulnerabilidad. Por tanto, las cifras aquí presentadas representan solo una fracción del impacto total: si se sumaran los AVPP de todas las cohortes infantiles expuestas al conflicto entre 2011 y 2020,

el volumen acumulado de AVPP sería exponencialmente mayor². Los datos disponibles no permiten cuantificar la totalidad del daño demográfico, pero sí ofrecen una estimación conservadora del impacto del conflicto en una cohorte determinada, ilustrando con claridad cómo la guerra ha recortado las trayectorias vitales de miles de niños.

Ahora bien, la interpretación derivada del AVPP se basa en un supuesto particularmente fuerte, formulado por Arriaga (véase sección 2.2), según el cual no debería existir mortalidad entre dos edades concretas. Esta hipótesis, aunque útil desde el punto de vista analítico, dista de capturar con fidelidad la dinámica real de la mortalidad. Como alternativa, puede estimarse el indicador ajustando la fórmula a partir de distribuciones de mortalidad observadas en países con perfiles demográficos similares, lo que permitiría aproximar el cálculo a una representación más realista del impacto acumulado en la mortalidad infantil.

Año	Edad	AVPP Siria real	AVPP Siria sintética
2011	5	576	410,22
2012	6	1.135,27	345,76
2013	7	1.103,72	300,59
2014	8	884,77	252,15
2015	9	776,014	201,55
2016	10	301,97	137,54
2017	11	232,26	99,89
2018	12	150,75	67,61
2019	13	51,53	32,68
2020	14	0	0
TOTAL		5.212,31	1.847,99

Tabla 19: Años de vida potencialmente perdidos para el total de la cohorte en Siria real y Siria sintética. Fuente: Elaboración propia.

Por último, debe tenerse en cuenta que los datos disponibles probablemente no reflejen la magnitud total del fenómeno. En contextos de guerra, la capacidad institucional para registrar nacimientos y defunciones se ve gravemente afectada, lo que conlleva un alto riesgo de infraregistro. Es decir, muchas muertes infantiles pueden no haber sido documentadas, especialmente en zonas de difícil acceso. Cabe suponer, por tanto, que el impacto real sobre los años de vida potencialmente perdidos y sobre todos los demás indicadores podría ser incluso mayor que el estimado en este análisis. En consecuencia, estas cifras deben interpretarse como una estimación conservadora, que aun así evidencia con claridad las graves consecuencias demográficas del conflicto sobre la infancia.

5. CONCLUSIONES

El presente estudio cuantifica el impacto del conflicto bélico sirio sobre la mortalidad infantil en tres etapas diferenciadas del desarrollo: neonatal, niñez (5-9 años) y adolescencia temprana (10-14 años). Los resultados muestran con claridad que la guerra ha interrumpido tendencias descendentes previas y ha provocado un aumento significativo de muertes infantiles que no puede explicarse por factores estructurales o aleatorios.

² Es importante señalar que, si bien el indicador AVPP puede recordar al T_x (suma de funciones censales de supervivencia) su enfoque es distinto. Mientras que T_x estima los años que aún restan por vivir a los individuos que sobreviven a una determinada edad, el AVPP se centra exclusivamente en quienes han fallecido, valorando cuántos años potenciales han dejado de vivir. Es decir, uno refleja la vida futura esperada en términos agregados, el otro la vida truncada por muertes prematuras.

El efecto más pronunciado se observa entre los niños de 5 a 9 años, grupo que presenta el mayor desajuste con respecto al escenario contrafactual. Esta cohorte muestra un aumento sostenido en las probabilidades de fallecimiento, reflejo de su alta exposición a riesgos derivados de la guerra. En contraste, en la mortalidad neonatal, el impacto atribuible directamente al conflicto es más moderado y menos concluyente.

Con el fin de dimensionar mejor este impacto, se ha aplicado un análisis actuarial sobre una cohorte hipotética de 100.000 niños de cinco años al inicio del conflicto. Los resultados muestran una pérdida agregada de más de 3.360 años de vida potencialmente perdidos atribuibles directamente al conflicto. Debe recordarse que este análisis se limita a una única cohorte, por lo que el impacto real –considerando todas las generaciones infantiles y la alta probabilidad de infraregistro en contextos bélicos– podría ser considerablemente mayor al estimado. La franja neonatal queda fuera de esta estimación, en coherencia con los resultados previos.

Estos resultados permiten confirmar la hipótesis inicial del estudio: los conflictos bélicos ejercen un efecto negativo significativo sobre la mortalidad infantil, especialmente en etapas intermedias del desarrollo.

Metodológicamente, este estudio demuestra la utilidad del control sintético como herramienta eficaz para estimar efectos causales en contextos donde no es posible aplicar diseños experimentales. También pone en relieve sus limitaciones, especialmente la dependencia de datos fiables y la sensibilidad a la elección de variables y unidades de control. Futuras investigaciones podrían centrarse en replicar este análisis en otros países afectados por conflictos, así como extender el enfoque a cohortes de mayor edad, si los datos lo permiten. También sería de interés analizar diferencias por sexo o territorio e incorporar modelos de supervivencia más flexibles que reflejen mejor la dinámica real de la mortalidad en contextos bélicos. Asimismo, sería relevante avanzar hacia la cuantificación económica del impacto del conflicto, lo que permitiría dimensionar no solo las consecuencias demográficas y sanitarias sino también los costes sociales asociados.

Más allá de los resultados cuantitativos, este estudio muestra una realidad más profunda: el conflicto armado no solo eleva la mortalidad infantil, sino que debilita las posibilidades de futuro de toda una generación. Las trayectorias vitales de miles de niños sirios han sido truncadas, no por el curso natural de la vida, sino por la violencia y la precariedad derivadas del conflicto bélico. Medir estos efectos es el primer paso hacia el reconocimiento, la reparación y, sobre todo, la prevención futura. La infancia siria –como tantas otras atrapadas en conflictos bélicos– representa una generación marcada por la vulneración de derechos, cuyas consecuencias comprometen no solo su presente, sino también cualquier expectativa de futuro digno.

6. REFERENCIAS

- Abadie, A. (2021). Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects. *Journal of Economic Literature*, 59(2), 391-425. <https://doi.org/10.1257/jel.20191450>
- Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2010). Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's Tobacco Control Program. *Journal of the American Statistical Association*, 105(490), 493-505. <https://doi.org/10.1198/jasa.2009.ap08746>
- Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2011). Synth: An R package for synthetic control methods in comparative case studies. *Journal of Statistical Software*, 42, 1-17. <https://doi.org/10.18637/jss.v042.i13>

- Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country. *American Economic Review*, 93(1), 112–132. <https://doi.org/10.1257/000282803321455188>
- Arriaga, E. E. (1996). Los años de vida perdidos: su utilización para medir el nivel y cambio de la mortalidad. *Notas de Población*, 24(63), 7–38. <https://hdl.handle.net/11362/12508>
- Athey, S., & Imbens, G. W. (2017). The state of applied econometrics: Causality and policy evaluation. *Journal of Economic Perspectives*, 31(2), 3–32. <https://doi.org/10.1257/jep.31.2.3>
- Ayuso, M., Corrales, H., Guillén, M., Pérez-Marín, A. M., & Rojo, J. L. (2007). Estadística actuarial vida. *Publicacions i Edicions de la Universitat de Barcelona*
- Badari, V. S., Gopal, Y. S., & Devaramani, S. C. (1991). Infant mortality, its components and correlates: findings from a longitudinal study in rural Karnataka, India. *Genus*, 89–108.
- Bonander, C. (2017). Compared with what? Estimating the effects of injury prevention policies using the synthetic control method. *Injury Prevention*, 24(1), 45–50. <https://doi.org/10.1136/injuryprev-2017-042360>
- Buggs, S., Webster, D., & Crifasi, C. (2021). Using synthetic control methodology to estimate effects of a Cure Violence intervention in Baltimore, Maryland. *Injury Prevention*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1136/injuryprev-2020-044056>
- Butz, W. P., Habicht, J. P., & DaVanzo, J. (1984). Environmental factors in the relationship between breastfeeding and infant mortality: The role of sanitation and water in Malaysia. *American Journal of Epidemiology*, 119(4), 516–525. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.aje.a113769>
- DeJong, J., Ghattas, H., Bashour, H., Mourtada, R., Akik, C., & Reese-Masterson, A. (2017). Reproductive, maternal, neonatal and child health in conflict: A case study on Syria using Countdown indicators. *BMJ Global Health*. <https://doi.org/10.1136/bmjgh-2017-000302>
- Dube, L., Taha, M., & Asefa, H. (2013). Determinants of infant mortality in community of Gilgel Gibe Field Research Center, Southwest Ethiopia: A matched case control study. *BMC Public Health*, 13, 401. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-13-401>
- Guha-Sapir, D., & Panhuis, W. V. (2004). Conflict-related mortality: An analysis of 37 datasets. *Disasters*, 28(4), 418–428. <https://doi.org/10.1111/j.0361-3666.2004.00267.x>
- Jawad, M., Hone, T., Vamos, E., Roderick, P., Sullivan, R., & Millett, C. (2020). Estimating indirect mortality impacts of armed conflict in civilian populations: Panel regression analyses of 193 countries, 1990–2017. *BMC Medicine*, 18, 348. <https://doi.org/10.1186/s12916-020-01708-5>
- Jawad, M., Hone, T., Vamos, E., Cetorelli, V., & Millett, C. (2021). Implications of armed conflict for maternal and child health: A regression analysis of data from 181 countries for 2000–2019. *PLOS Medicine*, 18(9), e1003810. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1003810>
- Morelos, J. (1996) "[State of Mexico, Analysis of Some Determinants of Infant and Child Mortality in the Urban Environment, 1990]." *Estudios Sociológicos*.

- Joshi, M. (2015). Comprehensive peace agreement implementation and reduction in neonatal, infant and under-5 mortality rates in post-armed conflict states, 1989–2012. *BMC International Health and Human Rights*, 15, 27. <https://doi.org/10.1186/s12914-015-0066-7>
- Khadka, K. B., Lieberman, L. S., Giedraitis, V., Bhatta, L., & Pandey, G. (2015). The socio-economic determinants of infant mortality in Nepal: Analysis of Nepal Demographic Health Survey, 2011. *BMC Pediatrics*, 15, 152. <https://doi.org/10.1186/s12887-015-0468-7>
- Kešeljević, A., & Spruk, R. (2024). Estimating the effects of Syrian civil war. *Empirical Economics*, 66(2), 671–703. <https://doi.org/10.1007/s00181-023-02470-2>
- Kiross, G. T., Chojenta, C., Barker, D., & Loxton, D. (2021). Individual-, household- and community-level determinants of infant mortality in Ethiopia. *PLOS ONE*, 16(3), e0248501. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0248501>
- Kreif, N., Grieve, R., Hangartner, D., Turner, A., Nikolova, S., & Sutton, M. (2015). Examination of the synthetic control method for evaluating health policies with multiple treated units. *Health Economics*, 25(12), 1514–1528. <https://doi.org/10.1002/hec.3258>
- Lichtenheld, A. G., & Schon, J. (2021). The consequences of internal displacement on civil war violence: Evidence from Syria. *Political Geography*, 86, 102346. <https://doi.org/10.1016/j.polgeo.2021.102346>
- Lindskog, E. E. (2016). The effect of war on infant mortality in the Democratic Republic of Congo. *BMC Public Health*, 16, 1059. <https://doi.org/10.1186/s12889-016-3685-6>
- Maia, L. T. S., Souza, W. V., & Mendes, A. D. (2020). Individual and contextual determinants of infant mortality in Brazilian state capitals: A multilevel approach. *Cadernos de Saúde Pública*, 36(3), e00057519. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00057519>
- Masset, E. (2022). Conflict and child mortality in Mali: A synthetic control analysis. *Population and Development Review*, 48(4), 1035–1062. <https://doi.org/10.1111/padr.12523>
- Minoiu, C., & Shemyakina, O. N. (2014). Armed conflict, household victimization, and child health in Côte d'Ivoire. *Journal of Development Economics*, 108, 237–255. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2014.03.003>
- Olper, A., Curzi, D., & Swinnen, J. (2018). Trade liberalization and child mortality: A synthetic control method. *World Development*, 110, 394–410. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.05.034>
- Orischak, M., Fru, D. N., Kelly, E., & DeFranco, E. A. (2022). Social determinants of infant mortality amongst births to non-Hispanic Black women. *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 226(1S), S706. <https://doi.org/10.1016/j.ajog.2021.11.1164>
- Ostby, G., & Rustad, S. A. (2024). 473 million Children Live in Conflict Zones. *PRIO Blogs*. <https://blogs.prio.org/2024/10/473-million-children-live-in-conflict-zones/>
- Save the Children. (2021). 10 años de guerra en Siria: el 86% de los niños y niñas refugiados sirios no quiere regresar a su país. <https://www.savethechildren.es/notasprensa/10-anos-de-guerra-en-siria-el-86-de-los-ninos-y-ninas-refugiados-sirios-no-quiere>
- Souza, A. C. T. D., Cufino, E., Peterson, K. E., Gardner, J., Amaral, M. I. V. D., & Ascherio, A. (1999). Variations in infant mortality rates among municipalities in the State of

- Ceará, Northeast Brazil: An ecological analysis. *International Journal of Epidemiology*, 28(2), 267–273. <https://doi.org/10.1093/ije/28.2.267>
- Thom, M. (2022). Can additional funding improve mental health outcomes? Evidence from a synthetic control analysis of California's Millionaire Tax. *PLOS ONE*, 17(7), e0271063. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0271063>
- Tian, W., Lee, S., & Panchenko, V. (2023). Synthetic controls with multiple outcomes: Estimating the effects of non-pharmaceutical interventions in the COVID-19 pandemic. *UNSW Economics Working Paper No. 2023-05*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4409610>
- UNESCO. (2011). Una crisis encubierta: conflictos armados y educación. *Informe de Seguimiento de la Educación para Todos en el Mundo*. <https://www.unesco.org/gem-report/es/hidden-crisis-armed-conflict-and-education>
- UNICEF España. (2024a). La infancia sufre cada vez más los efectos de los conflictos armados. <https://www.unicef.es/noticia/la-infancia-sufre-cada-vez-mas-los-efectos-de-los-conflictos-armados>
- UNICEF España. (2024b). Semana del Desarme: las consecuencias de los conflictos armados en los niños. <https://www.unicef.es/noticia/semana-del-desarme-las-consecuencias-de-los-conflictos-armados-en-los-ninos>
- UNICEF. (2025a). *La inmunización y los conflictos*. <https://www.unicef.org/es/inmunizacion/inmunizacion-y-conflictos>
- UNICEF (2025b). *Crisis de Siria: 8,4 millones de niños necesitan ayuda humanitaria*. <https://www.unicef.es/noticia/crisis-de-siria-84-millones-de-ninos-necesitan-ayuda-humanitaria>
- Weiss, W., Piya, B., Andrus, A., Ahsan, K., & Cohen, R. (2022). Estimating the impact of donor programs on child mortality in low- and middle-income countries: A synthetic control analysis of child health programs funded by the United States Agency for International Development. *Population Health Metrics*, 19, 3. <https://doi.org/10.1186/s12963-021-00278-9>

ANEXO

		Argelia	Armenia	Egipto	Iraq	Jordania	Libia	Líbano	Marruecos	Siria	Túnez	Yemen
Gasto corriente en salud	media	4,65	8,30	4,78	3,44	8,04	4,19	8,17	4,82	3,87	5,71	5,23
	Desv. Est.	1,18	2,32	0,40	0,78	0,88	1,33	1,04	0,57	0,63	0,64	0,48
	min	3,12	4,20	4,15	2,49	6,98	2,24	7	3,69	2,53	4,81	4,25
	mediana	4,83	9,13	4,77	3,16	7,91	3,97	7,92	4,99	3,78	5,61	5,20
	max	6,33	12,24	5,51	5,76	9,57	7,11	10,83	5,59	5,12	7,05	5,99
PIB per cápita	media	4.122,67	2.789,07	2.187,72	3.857,91	3.190,91	8.963,44	6.492,95	2.794,15	1.473,36	3.576,49	881,26
	Desv. Est.	1.385,16	1.332,45	872,86	1.899,28	1.049,80	2.900,44	1.841,18	689,76	685,95	730,26	317,22
	min	1.772,93	593,45	991,26	817,89	1.570,61	3.718,29	3.986,84	1.499,11	572,36	2.199,04	487,14
	mediana	4.424,99	3.349,55	2.395,10	4.334,42	3.718,47	8.926,42	7.090,85	3.140,86	1.186,83	3.628,10	811,17
	max	6.094,69	4.597,23	3.511,11	6.650,35	4.311,22	1.4975,89	9.174,54	3.508,10	2.952,14	4.458,98	1.430,16
INB per cápita	media	3.997,14	2.832,38	2.103,81	3.721,43	3.104,76	8.688,57	6.350,95	2.770	1.356,19	3.477,62	804,90
	Desv. Est.	1.411,58	1.371,87	773,17	1.901,07	969,49	2.599,86	1.703,45	685,72	583,51	722,15	255,66
	min	1.600	630	1.120	790	1.590	5.150	3.670	1.550	720	2.150	380
	mediana	4.440	3.360	2.200	4.390	3.510	8.540	6.620	3.150	1.150	3.700	780
	max	6.030	4.650	3.200	6.620	4.190	13.310	8.700	3.510	2.600	4.310	1.250
Esperanza de vida al nacer	media	73,71	73,82	69,18	67,50	74,05	71,70	76,84	70,73	70,07	74,26	66,10
	Desv. Est.	1,53	1,08	1,12	2,39	1,44	0,82	1,43	2,38	3,48	0,84	1,51
	min	70,58	72,82	67,33	64,03	71,93	69,95	73,90	66,79	63,27	72,60	62,76
	mediana	73,87	73,17	69,08	68,09	73,80	71,79	77,26	70,82	71,74	74,44	66,57
	max	75,68	76,22	71,21	71,25	76,87	73,15	78,31	74,25	73,54	75,60	68
Riesgo de muerte materna	media	0,24	0,04	0,11	0,46	0,17	0,19	0,04	0,38	0,08	0,09	0,85
	Desv. Est.	0,02	0,01	0,04	0,13	0,04	0,02	0,01	0,17	0,02	0,01	0,28
	min	0,21	0,03	0,05	0,22	0,10	0,15	0,03	0,18	0,05	0,08	0,62
	mediana	0,23	0,04	0,11	0,48	0,17	0,19	0,03	0,36	0,07	0,09	0,70



	max	0,30	0,06	0,19	0,70	0,25	0,23	0,06	0,73	0,13	0,11	1,49
		Argelia	Armenia	Egipto	Iraq	Jordania	Libia	Líbano	Marruecos	Siria	Túnez	Yemen
Tasa de mortalidad materna	media	87,38	30,09	33,85	104,47	47,61	70,57	17	151,81	22,90	45,04	162,14
	Desv. Est.	12,87	5,66	10,22	21,95	7,62	4,25	3,65	61,05	3,16	5,71	35,38
	min	73	23	19	63	35	65	13	79	19	37	131
	mediana	83	29	32	107	48	70	15	140	23	44	144
	max	123	43	53	146	61	81	27	271	31	56	241
Crecimiento de la población	media	1,75	-0,31	2,02	2,75	3,43	1,42	1,39	1,26	1,24	1,02	3,05
	Desv. Est.	0,27	0,50	0,16	1,19	2,30	1,33	3,29	0,11	3,17	0,10	0,104
	min	1,32	-0,69	1,62	-0,78	1,41	-2,61	-3,21	1,02	-6,65	0,83	2,87
	mediana	1,84	-0,41	2,03	2,96	2,25	1,92	1,54	1,32	2,38	1,02	3,04
	max	2,05	1,68	2,30	4,72	9,53	2,12	9,99	1,40	6,16	1,189	3,25
Prevalencia de desnutrición	media	4,47	8,51	5,74	16,57	7,62	6,44	7,24	4,61	10,47	3,6	29,59
	Desv. Est.	1,85	8,59	0,70	1,84	2,70	2,09	2,03	0,69	7,21	0,46	6,79
	min	2,50	2,50	4,80	13,70	5,20	3,20	4	3,50	5,20	2,70	22,20
	mediana	4,10	2,70	5,50	16,40	6,40	6,60	7,10	4,80	7,30	3,60	25,70
	max	7,50	25,90	6,90	20,60	15,80	11	10,60	5,90	29,60	4,20	42
Servicios básicos de saneamiento	media	86,18	90,79	94,36	83,52	97,97	91,39	87,51	77,77	91,09	86,83	49,64
	Desv. Est.	0,78	2,31	1,94	9,74	0,51	0,62	7,72	6,02	1,88	6,55	2,71
	min	84,48	86,95	91,23	70,50	97,13	90,31	76,92	67,66	88,43	76,51	45,24
	mediana	86,30	90,88	94,36	82,96	97,97	91,45	87,39	77,91	91,10	86,81	49,75
	max	87,18	93,93	97,52	98,49	98,73	92,11	99,20	87,25	94,30	97,43	54,11
Productividad del agua	media	20,81	3,30	4,10	2,90	36,49	12,30	26,82	8,04	1,62	12,34	13,66
	Desv. Est.	0,750	0,65	0,86	1,35	7,08	2,89	3,19	2,61	0,48	1,05	2,46
	min	19,47	2,11	3,15	0,99	24,65	7,44	20,26	4,23	1,09	10,33	9,64
	mediana	21,10	3,32	3,91	2,54	38,19	12,78	27,98	8,60	1,37	12,80	13,68
	max	21,80	4,49	5,66	5,69	44,53	16,33	31,05	11,69	2,51	13,60	17,68

Tabla A1: Estadísticos descriptivos (media, desviación estándar, mínimo, mediana y máximo) de los indicadores considerados: gasto corriente

en salud (% del PIB), PIB per cápita, INB per cápita, esperanza de vida al nacer (años), riesgo de muerte materna a lo largo de la vida (% de mujeres), tasa de mortalidad materna (número de muertes maternas por cada 100.000 nacidos vivos), crecimiento de la población (% anual), prevalencia de desnutrición (% de la población), población con acceso a servicios básicos de saneamiento (% de la población) y productividad del agua (PIB en US\$ por metro cúbico de extracción total de agua). *Fuente:* Elaboración propia.