

# **Másfél év pandémia Magyarországon: Mérséklődő különbségek a regionális és korszpecifikus többlethalandóságban**

TÓTH G. CSABA

**KRTK-KTI WP – 2022/04**

2022 január

<https://kti.krtk.hu/wp-content/uploads/2022/01/CERSIEWP202204.pdf>

KRTK-KTI Working Papers are distributed for purposes of comment and discussion. They have not been peer-reviewed. The views expressed herein are those of the author(s) and do not necessarily represent the views of the Centre for Economic and Regional Studies. Citation of the working papers should take into account that the results might be preliminary. Materials published in this series may be subject to further publication.

A KRTK-KTI Műhelytanulmányok célja a viták és hozzászólások ösztönzése. Az írások nem mentek keresztül kollegiális lektoráláson. A kifejtett álláspontok a szerző(k) véleményét tükrözik és nem feltétlenül esnek egybe a Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont álláspontjával. A műhelytanulmányokra való hivatkozásnál figyelembe kell venni, hogy azok előzetes eredményeket tartalmazhatnak. A sorozatban megjelent írások további tudományos publikációk tárgyát képezhetik.

## ÖSSZEFOGLALÓ

A koronavírus-járvány első másfél évében 28,4 ezer fővel többen haltak meg Magyarországon, mint ahányan elhunytak volna ebben az időszakban a járvány nélkül. Az így mért többlethalandóság 1,7 ezerrel alacsonyabb, mint a koronavírus áldozataira vonatkozó hivatalos statisztika. Ez részben azzal magyarázható, hogy a koronavírus elleni védekezésnek köszönhetően elmaradt az influenzajárvány, ami korábban átlagosan évente 3 ezer ember halálát okozta. A második hullámhoz képest a harmadik hullámban csökkentek a többlethalandóságban mért különbségek mind a korcsoportok, mind a régiók között. Az előbbi esetében részben az oltási sorrendnek, illetve az elmaradt influenzának köszönhető, hogy jelentősen csökkent a 75 éves és annál idősebbek többlethalálási rátája, miközben a 40-74 éves korosztályé kissé emelkedett. A régiók közül Észak-Magyarországon és Nyugat-Dunántúlon volt a legnagyobb a többlethalandóság, a fővárost is magában foglaló Közép-Magyarországon pedig a legalacsonyabb az országban. A férfiak többlethalandósági rátája a vizsgált másfél év egészében majdnem minden korcsoportban közel kétszer nagyobb volt mint a nőké.

JEL: J11, I10

Kulcsszavak: többlethalandóság, koronavírus-járvány, Lee-Carter, halandóság, NUTS-2,

Tóth G. Csaba

KRTK KTI, Tóth Kálmán u. 4, 1097 Budapest

és

CIAS Fővám tér 8, 1093 Budapest

e-mail: toth.gcsaba@krtk.hu

# **Narrowing gap in regional and age-specific excess mortality in the first year and a half of COVID-19 in Hungary**

CSABA G. TÓTH

## ABSTRACT

In the first year and a half of the pandemic, the excess mortality in Hungary was 28,400, which was 1,700 lower than the official statistics on COVID-19 deaths. This discrepancy can be partly explained by protective measures instated during the COVID-19 pandemic that decreased the intensity of the seasonal flu outbreak, which caused on average 3,000 deaths per year. Compared to the second wave of the COVID-19 pandemic, the third wave showed a reduction in the differences in excess mortality between age groups and regions. The excess mortality rate for people aged 75+ fell significantly in the third wave, partly due to the vaccination schedule and the absence of a normal flu season. For people aged 40–77, the excess mortality rate rose slightly in the third wave. Between regions, excess mortality was highest in Northern Hungary and Western Transdanubia, and much lower in Central Hungary, where the capital is located. The excess mortality rate for men was almost twice as high as that for women in almost all age groups.

JEL codes: J11, I10

Keywords: excess mortality, COVID-19, pandemic, Lee-Carter, mortality, NUTS-2,

# Másfél év pandémia Magyarországon: Mérséklődő különbségek a regionális és korszpecifikus többlethalandóságban

Tóth G. Csaba<sup>1</sup>

## ABSZTRAKT

*A koronavírus-járvány első másfél évében 28,4 ezer fővel többen haltak meg Magyarországon, mint ahányan elhunytak volna ebben az időszakban a járvány nélkül. Az így mért többlethalandóság, amely a járvány halálozási folyamatokra gyakorolt közvetlen hatásai mellett magában foglalja a közvetett hatásokat, 1,7 ezerrel alacsonyabb, mint a koronavírus áldozataira vonatkozó hivatalos statisztika. Ez részben azzal magyarázható, hogy a koronavírus elleni védekezésnek köszönhetően elmaradt az influenzajárvány, ami korábban átlagosan évente 3 ezer ember halálát okozta. A második hullámhoz képest a harmadik hullámban csökkentek a többlethalandóságban mért különbségek mind a korcsoportok, mind a régiók között. Az előbbi esetben részben az oltási sorrendnek, illetve az elmaradt influenzának köszönhető, hogy jelentősen csökkent a 75 éves és annál idősebbek többlethalálozási rátája, miközben a 40-74 éves korosztályé kissé emelkedett. A régiók közül Észak-Magyarországon és Nyugat-Dunántúlon volt a legnagyobb a többlethalandóság, a fővárost is magában foglaló Közép-Magyarországon pedig a legalacsonyabb az országban. A férfiak többlethalandósági rátája a vizsgált másfél év egészében majdnem minden korcsoportban közel kétszer nagyobb volt mint a nőké.*

Kulcsszavak: többlethalandóság, koronavírus-járvány, Lee-Carter, halandóság, NUTS-2.

---

<sup>1</sup> Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont Közgazdaságtudományi Intézete, Corvinus Institute for Advanced Studies (email: toth.gcsaba@krtk.hu)

## BEVEZETŐ

A 2019 végén kitört koronavírus-járvány 2021 szeptemberig világszerte közel 5 millió ember halálát okozta közvetlenül a hivatalos adatforrások összesített adatai szerint.<sup>2</sup> Magyarországon 2020 márciusában jelent meg a vírus, ami azt jelenti, hogy 2021 szeptemberéig másfél év telt el úgy, hogy a járvány jelentősen átalakította életünket, befolyásolta mindennapjainkat.<sup>3</sup> Visszatekintve erre az időszakra, a pandémia egyik fontos sajátossága, hogy időben, illetve földrajzi és életkori eloszlását tekintve is nagyon változó intenzitással érintette a magyar társadalom halandósági folyamatait. A szakirodalom a különböző vírusvariánsokhoz kapcsolódóan a vizsgált időszak alatt három hullámot különböztet meg. Az első viszonylag enyhe volt hazánkban tavaly tavasszal. A 2020 őszen kezdődő második, illetve a 2021 februárjában induló harmadik hullám jelentős volt, és szorosan követték egymást. Az utóbbi kettő időben egybeesett a téli influenzajárvánnyal, amely a koronavírus elleni védekezésnek köszönhetően ezúttal sokkal enyhébb volt a szokásosnál (Friskle *et al.*, 2021; Kung *et al.*, 2021). A fentieken túl a halandósági folyamatokat (kedvező irányba) jelentősen befolyásolta, hogy 2021 elején megkezdődött az oltási program (Vokó *et al.*, 2021), amelynek eredményeképpen szeptember végéig a lakosság közel 60 százaléka kapott oltást.

Kutatásunk célja a 2020 márciusa és a 2021 szeptembere közötti másfél év halandósági folyamatainak elemzése a koronavírus szempontjából. A korábbi évek nem- és korszpecifikus mortalitási folyamatai alapján megbecsüljük, hogy mennyien haltak volna meg Magyarországon a vizsgált időszakban a koronavírus-járvány nélkül, és ezt összevetve a tényleges mortalitással megkapjuk a többlethalandóságot. A többlet halálozások száma mellett használjuk a többlethalandósági rátát is, ami a vonatkozó népesség arányában méri a többlethalandóság nagyságát. E mutatók segítségével feltárjuk, hogy miként változott az egyes korcsoportok, illetve a különböző magyarországi régiók érintettsége a járvány egymást követő hullámaiban. Ezen túlmenően összevetjük a többlethalandóságot a koronavírus áldozataira vonatkozó hivatalos statisztikával<sup>4</sup>, ezáltal kirajzolódik, hogy az említett egyéb tényezők (elmaradt influenzajárvány, oltási program) összességében mennyire változtatták meg a koronavírus mortalitásra gyakorolt hatását.

---

<sup>2</sup> Forrás: [www.ourworldindata.com](http://www.ourworldindata.com)

<sup>3</sup> Lásd bővebben Köllő és Reizer (2021), Mohos *et al.* (2020), Kende *et al.* (2021), Sikos *et al.* (2021), Ferenci (2021), Sulyok *et al.* (2021) és Váradi (munkáit).

<sup>4</sup> <https://koronavirus.gov.hu> Kiadja a Miniszterelnöki Kabinetiroda

Az elmúlt időszakban nagyon sok olyan publikáció látott napvilágot, amely különböző szempontok alapján foglalkozott a pandémia magyarországi halandóságra gyakorolt hatásával. Volt olyan, amely kifejezetten a járvány terjedését (Röst *et al.*, 2020; Pintér *et al.*, 2020), illetve a vakcinák hatékonyságát (Vokó *et al.*, 2021) vizsgálta. Mások a társbetegségek, egyéb halálokok oldaláról (Ostváth *et al.*, 2021; Horváth *et al.*, 2022), a biztosítási szektor szempontjából (Csépai és Kovács, 2021) vagy éppen a történelmi tapasztalatokból kiindulva (Váradí *et al.*, 2020) közelítették meg a kérdést. A fentiekén túl kifejezetten nagy hangsúlyt kapott a járvány földrajzi terjedésének vizsgálata. Ezek között van olyan, amely más országokkal vetette össze a hazai tapasztalatokat (Kovalcsik *et al.*, 2021), a legtöbb ilyen kutatás azonban az országon belüli területi különbségekre helyezte a hangsúlyt (Oroszi *et al.*, 2021; Uzzoli *et al.*, 2021a; Uzzoli *et al.*, 2021b).

A magyarországi többlethalandóság alakulásával is több fontos tanulmányban (Bogos *et al.*, 2021; Karlinsky és Kobak, 2021; Túri és Virág, 2021; Páldy és Bobvos, 2021) foglalkoztak, ám ezekben általában több más országgal, országcsoporttal együtt vizsgálták a magyar tapasztalatokat különböző dimenziók (pl. időbeli lefutás, kormányzati intézkedések) mentén, emiatt alapvetően összesített többlethalandóságot számoltak részletesebb bontások nélkül.

Ez utóbbi témakörhöz kapcsolódik a tanulmányunk, amely több újdonságot is tartalmaz a magyarországi többlethalandóságra vonatkozó szakirodalomban fellelhető megközelítések és eredményekhez képest. Egyrészt igyekszünk mélyebbre ásni és többféle bontásban feltárni a többlethalandóság időbeli alakulását a pandémia első másfél évében. Emiatt szemben a nemzetközi intézetek és kutatócsoportok által publikált, az országok összehasonlítására törekvő többlethalandósági kutatásokkal, amelyek öt korcsoportra (0-14; 15-64; 65-74; 75-84; 85+) bontják a népességet, vizsgálatunkban az országos adatokat a 35 év feletti lakosság esetében ötéves korcsoportonként szerepeltetjük. Másrészt a nemek és korcsoportok közötti eltérések mellett kutatásunkban nagy hangsúlyt fektetünk a regionális többlethalandóság bemutatására. A részletesebb adatok egyrészt pontosabb képet festenek a járvány egyes hullámai közötti különbségekről, másrészt segít jobban megérteni a többlethalandóság és a koronavírus áldozataira vonatkozó hivatalos statisztika közötti eltérések hátterét is.

A következő részben értelmezzük, hogy mit mutat a többlethalandóság, mire érdemes használni ezt a mérőszámot, majd áttekintjük a többlethalandóság kiszámításához használt sztochasztikus matematikai modell működését, paramétereit és az alkalmazott feltételezéseket. A harmadik részben ismertetjük az országos többlethalandóság alakulását a teljes népességre, valamint nem- és korszpecifikus bontásban, illetve bemutatjuk a regionális

különbségek alakulását. Ezt követően összevetjük a többlethalandóság alakulását a koronavírus halálos áldozataira vonatkozó hivatalos adatokkal, és elemezzük az eltérések lehetséges okait. A tanulmányt az összefoglalással zárjuk.

## **MIT MUTAT A TÖBBLETHALANDÓSÁG?**

Egy járvány, vírus vagy bármilyen más, az életkilátásokat érdemben befolyásoló esemény mortalitásra gyakorolt hatását érdemes a demográfiai szakirodalomban gyakran használt többlethalandóság alakulásával mérni (Collins *et al.*, 1930; Collins, 1932). Ez a mutató a valódi halálozási folyamatokat egy hipotetikus (tényellentétes) helyzettel hasonlítja össze, amely arra a feltételezésre épül, hogy mi lett volna akkor, ha a vizsgált esemény – esetünkben a koronavírus-járvány – nem következik be. Fontos hangsúlyozni, hogy a mutató egy becslés eredménye, hiszen szükséges hozzá egy prognózis arra vonatkozóan, hogy hányan haltak volna meg Magyarországon a vizsgált másfél évben abban az esetben, ha a halandóság a korábbi évekhez illeszkedő trendek szerint alakult volna. Ezt összevetve a tényleges mortalitási adatokkal megkapjuk a többlethalandóságot.

A mutató két fontos jellemzője közül az egyik, hogy összesítve tartalmaz minden olyan hatást, amely eltéríti a mortalitás alakulását annak korábbi pályájáról (Ackley *et al.*, 2021). Ez a koronavírus-járvány esetében azt jelenti, hogy egyaránt tartalmazza a közvetlen és közvetett, illetve a pozitív és negatív hatásokat. A közvetlen hatások közé soroljuk azokat az eseteket, mikor egy halálozás visszavezethető a koronavírus-fertőzésre, tehát ha valaki a járvány közvetlen egészségkárosító hatása miatt veszti életét. A közvetett hatások spektruma ennél sokkal tágabb (Beaney *et al.*, 2020). Az egészségügyi rendszer túlterheltsége, a válsággal kapcsolatos pszichológiai ártalmak, a halaszthatónak ítélt kórházi műtétek korlátozása csakúgy, mint a fertőzésveszély miatt elhalasztott, vagy végleg megghiúsult orvoslátogatások érdemben növelik az egészségügyi kockázatokat. Mindezen kedvezőtlen következmények hatását mérsékelheti ugyanakkor az egészségügy finanszírozásának növekedése, az általános maszkhasználatnak köszönhető erősebb védelem az influenzával szemben, illetve a különböző balesetek szempontjából kockázatosabb (kültéri) aktivitások korlátozása. Fontos hangsúlyozni, hogy a közvetlen és közvetett hatások közötti választóvonal meglehetősen elmosódott, hiszen nem mindig egyértelmű – különösen a betegség szempontjából leginkább veszélyeztetett idős, illetve krónikus betegek esetében –, hogy kizárólag a koronavírus okoz-e egy-egy halálesetet, vagy más kiváltó tényezők is szerepet játszanak benne (Tóth, 2021a).

Ráadásul, az egyes országok gyakorlata nem egységes abban sem, hogy miként kategorizálják azokat, akik fertőztek ugyan, de más alapbetegségre visszavezethető a haláluk.

A többlethalandóság, mint mérőszám másik fontos sajátossága, hogy a nevével ellentétben valójában nem feltétlenül a többletet, hanem általánosságban az egyenleget méri. A mutató lehet negatív is olyan esetekben (például ilyen Dánia<sup>5</sup>), amikor a vizsgált időszakban a halálozások száma valamilyen okból a korábbi évekhez képest alacsonyabb. A koronavírus-járvány ideje alatt például világszerte kevesebb volt a közlekedési baleset, és kevesebb áldozatot követelt a szezonális influenza is. Mindezek alapján fontos hangsúlyoznunk, hogy a többlethalandóság más mér, mint a koronavírus áldozataira vonatkozó hivatalos statisztika. Az előbbi olyan tényezők hatását is tartalmazza, amelyek közvetve kapcsolódnak ugyan a járványhoz, ám nem köthetők közvetlenül a koronavírus egészségkárosító hatásához és feltehetően nem befolyásolnák a halandósági folyamatokat, abban az esetben, ha nem lenne járvány.

Hazánk esetében a legfontosabb olyan tényező, amely csak közvetve kapcsolódik a koronavírushoz, de jelentősen befolyásolja (csökkenti) a többlethalandóságot, az az elmaradt influenzajárvány. Míg ugyanis a korábbi években, jelentős ingadozások mellett átlagosan 3 ezer áldozata volt a téli hónapokban a szezonális influenzának (Kovács és Pakot, 2020), addig 2020 végén – 2021 elején gyakorlatilag elmaradt Magyarországon az influenzaszezon elsősorban a koronavírus elleni védekezés részeként bevezetett intézkedéseknek (kötelező maszkhasználat, távolságtartás, kijárási tilalom, stb.) köszönhetően. Ez önmagában több ezer ember életét mentette meg, azaz ebben az időszakban ennyivel csökkent a többlethalandóság, miközben a koronavírus áldozataira vonatkozó hivatalos statisztikákban ez természetesen nem jelenik meg.

Míg az elmaradt influenza hatásával kapcsolatban csak becsléseink vannak, addig más területen már a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) adataiban is tükröződik a járvány közvetett hatása (1. ábra). Az ok-okozati összefüggések részletes feltárása természetesen további kutatásokat igényel, az idősorokban megfigyelhető törések azonban megerősítik annak a valószínűségét, hogy van kapcsolat a különböző események között. Miként azzal Osvát és szerzőtársai (2021) részletesen foglalkoztak, az öngyilkosságok száma egy több évtizedre visszanyúló jelentős és fokozatos csökkenés után tavaly 10 százalékkal emelkedett,

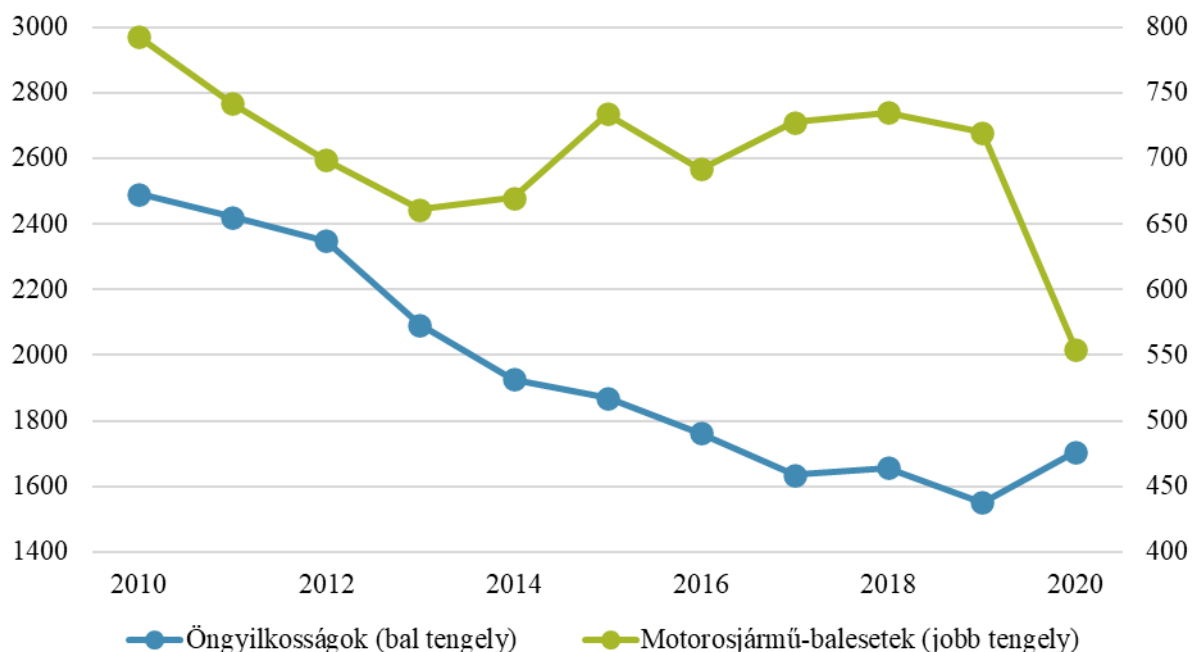
---

<sup>5</sup> (Karlinsky és Kobak, 2021)



míg a motorosjármű-balesetek száma egy évtizednyi stagnálás után 23 százalékkal csökkent 2020-ban.<sup>6</sup>

*1. ábra: A halálozások száma egyes halálokok szerint*



Forrás: KSH

Ezek a hatások mind megjelennek a többlethalandóság számításában, miközben nem érintik a koronavírusban elhunytakra vonatkozó hivatalos statisztikát. Ennek azért van különös jelentősége, mert az összefüggés fordítva is működik. Ha ugyanis kiszámoljuk a többlethalandóságot az elmúlt másfél évre vonatkozóan és ezt összevetjük a koronavírusban elhunytakra vonatkozó hivatalos statisztikával, akkor a különbség tekinthető úgy is, mint a pozitív és negatív közvetett hatások összege.

## ADATOK, MÓDSZERTAN

A KSH rendszeresen közli a heti halálozások számát nemenként és korcsoportonként országosan összesítve, illetve regionális bontásban is. Ahhoz, hogy kiszámoljuk egy adott időszakra a többlethalandóság alakulását, kell egy előrejelzést készítenünk arról, hogy a járvány nélkül, a korábbi évek halandósági folyamatait követve mennyien haltak volna meg a vizsgált időszakban. Az összevethetőség miatt a tényadatok szerkezete meghatározza az előrejelzés struktúráját is. Emiatt szükséges becslést készítenünk egyrészt a heti országos

<sup>6</sup> [https://www.ksh.hu/stadat\\_files/nep/hu/nep0010.html](https://www.ksh.hu/stadat_files/nep/hu/nep0010.html). Letöltés időpontja: 2021.09.28.

mortalitásról nem- és korszpecifikus bontásban, másrészt pedig a halálozások számának régiós szintű heti alakulásáról. Annak érdekében, hogy biztosítsuk a számításaink megalapozottságát, a két előrejelzést külön végezzük el, ami azt jelenti, hogy elkészítjük a halálozási trend előrejelzését egyrészt felülről számítva (aggregált országos adatokon) és alul számítva (regionális adatokon) is. A régiós adatok összegének egyezése az országos adatokkal egyfajta robusztusság-vizsgálatnak is tekinthető.

A halálozási számok heti előrejelzése több lépcsőben történik, amelyek közül az első és legfontosabb az éves nem- és korszpecifikus halandósági ráták előrejelzése egy sztochasztikus matematikai modell felhasználásával (lásd még Vanella *et al.*, 2021). Ehhez mind az országos, mind a regionális szintű vizsgálatunkban a mortalitás előrejelzésében klasszikusnak számító Lee-Carter (1992) modell egy továbbfejlesztett változatát használjuk, amely a Lee-Miller (2001) szerzőpárhoz kötődik<sup>78</sup>.

A Lee-Carter-modell (1992) megjelenése új korszakot nyitott a halandóság előrejelzésében. Egyszerűsége és pontossága miatt rövid idő alatt világszerte rendkívül népszerű lett, és hamarosan "a demográfiai szakirodalom vezető statisztikai halandósági modelljévé vált" (Deaton – Paxson, 2004, p. 264). Erőssége abban rejlik, hogy az idősorelemzés számos különböző technikáját alkalmazza a historikus adatokon a halandóság előrejelzéséhez. Az egyes korosztályokhoz tartozó halandósági rátát az alapján prognosztizálja a modell, hogy a tényidőszakban miként viszonyult egymáshoz az adott korosztály és a teljes népesség halandósági rátája. Ezt azt jelenti, hogy a modell alapvetően az évhatás (hosszmetszeti) és az életkorhatás (keresztmetszeti) megragadásával igyekszik megmagyarázni és előrejelzni a halandóság változását. A modell alapja az alábbi egyenlet:

$$\log[m_t(x)] = a(x) + b(x)k_t + \varepsilon_t(x) \quad (1)$$

Az egyenlet bal oldalán áll az  $x$ . életkorhoz tartozó,  $t$ . évi mortalitási ráta logaritmus. A transzformáció részben azért szükséges, mert ez kizárja, hogy negatív legyen a becsült halandósági ráta. A jobb oldalon szereplő  $a(x)$ , az úgynevezett mortalitási alapérték, amely az átlagos logaritmusos halandósági ráták értékeit jelenti az egyes korcsoportokban, így a halandóság életkor szerinti tipikus alakulását jeleníti meg. Ennek megfelelően általánosságban elmondható róla, hogy az újszülöttekre jellemző viszonylag magas érték után rövid idő alatt

---

<sup>7</sup> A modellekről bővebben lást Both *et al.* (2006), Booth és Tickle (2008), Vékás (2017), illetve Tóth (2021b), munkáit.

<sup>8</sup> Az országos előrejelzés esetében a 2010 és 2019 közötti tényidőszak adatai a Human Mortality Database adatbázisból származnak, a regionális előrejelzéshez a Központi Statisztikai Hivatal 1980 és 2019 közötti adatait használtuk.

eléri a minimumát, majd emelkedik a kor előrehaladtával (Vékás, 2016). A mortalitási indexnek is nevezett  $k_t$  az egyetlen időtől függő komponens az (1) egyenletben, és a halandóság időbeli változását jelenti. Általában egy csökkenő sorozat, amely azonban gyakran tartalmaz rövid növekvő szakaszokat (például háborúk idején). Az életkorfüggő érzékenységeként definiálható  $b(x)$  azt mutatja meg, hogy egy adott életkorbeli logaritmikus halandósági ráta mennyivel nő/csökken akkor, ha a mortalitási index ( $k_t$ ) egy időegység alatt egységgel nő/csökken.

A modellben szereplő  $a(x)$  és  $b(x)$  tehát csak az életkortól függ, időben állandó,  $k_t$  nem függ az életkortól csak az időszaktól, míg  $\varepsilon_{x,t}$  függhet a kortól és időtől is. Ez utóbbi hibatag tartalmazza a modell által nem megmagyarázott hatásokat, és azt feltételezzük róla, hogy független, 0 várható értékű, azonos  $\sigma^2 > 0$  varianciájú, normális eloszlású valószínűségi változó. Lee és Carter a következő két feltételt vezette még be a paraméterek egyértelmű meghatározása érdekében:

$$\sum_{x=1}^N b_x = 1 \quad (2)$$

$$\sum_{t=1}^T k_t = 0 \quad (3)$$

A Lee-Carter modell alkalmazása négy szakaszból áll. Az első az egyenlet paramétereinek megbecslése szingulárisérték-felbontással (SVD), ezzel a módszerrel ugyanis megkaphatjuk a halandósági adatokból készült  $M_x$  mátrix legkisebb négyzetekkel vett tetszőleges pontosságú közelítését. Másként fogalmazva ezzel a módszerrel az (1) egyenlet mentén felbontjuk a mortalitási rátát. Ezt követően a kapott  $k_t$  paramétereket kiigazítjuk, hogy a megfigyelt és a modellezett mortalitási ráták minden egyes évben megegyezzenek egymással. A harmadik szakaszban a mortalitási indexet előre vetítjük a jövőbe. Lee és Carter az eredeti cikkükben ARIMA folyamatnak tekintették a mortalitási index idősorát és az adatok alapján az eltolásos véletlen bolyongás modellspecifikációját találták megfelelőnek. Miután előre jeleztük a mortalitási indexet, felhasználva a korábban kapott mortalitási alapértéket, és életkorfüggő érzékenységet, az (1) egyenlet alapján kiszámoljuk a prognosztizált évre a nem- és korszpecifikus mortalitási ráta logaritmusát, illetve ebből magát a mortalitási rátát.

Mivel az éves mortalitási ráta azt mutatja meg, hogy egy adott területen hogyan aránylik az elhunytak száma az ott élő népesség nagyságához, ezért ahhoz hogy megbecsülhessük az elhunytak számát egy adott időszakban, a mortalitási rátát meg kell szorozni az évközi

népességgel. Mind az országos, mind a régiós szintű előrejelzés esetében a KSH publikálta a nem- és korszpecifikus évközi népességszámot 2020-ra, a 2021-es évre pedig úgynevezett továbbvezetéssel számoljuk ki az értéket. Ez azt jelenti, hogy a népesség öregedése mellett figyelembe vesszük a 2020-as év halálozási tényadatait. Az utolsó lépésben az éves gyakoriságú nem- és korszpecifikus halálozási adatokat heti frekvenciájú adatokká alakítjuk át az elmúlt évek halandósági folyamatainak éven belüli lefutását felhasználva. Így megkapjuk korévenként és nemenként a vizsgált másfél évre becsült heti halálozási számot, és ha ezt összevetjük a hasonló bontású tényleges heti halálozási adatokkal, akkor a különbség meghatározza a többlethalandóságot.

Ennek a módszernek két fontos előnye van azzal az egyszerűbb és emiatt igen elterjedt gyakorlattal szemben, amely csak a megelőző néhány év korszoportos halálozási adataihoz, illetve azok valamiféle átlagához méri a heti halálozások számát. Egyrészt így figyelembe tudjuk venni a halandósági helyzet többé-kevésbé folyamatos javulását: a születéskor várható élettartam például 2010 és 2019 között Magyarországon 74,4 évről 76,2 évre emelkedett<sup>9</sup>. A nem és korszpecifikus modell használata abból a szempontból is előnyös, hogy ily módon kezelhető a különböző években születettek számának változása is, ami a Ratkó-korszak miatt különösen jelentős a 65 év körüli korosztály esetében. A 60-64 évesek létszáma például 2019 és 2020 között egy év alatt 695 ezerről 651 ezerre, azaz több mint 6 százalékkal csökkent. A halandósági trendek javulása, illetve az egyes generációk létszámában tapasztalható eltérések olyan sajátosságai a hazai demográfiai folyamatoknak, amelyeket érdemes figyelembe venni a többlethalandóság kiszámítása során.

## **EREDMÉNYEK**

A koronavírus-járvány első magyarországi áldozata 2020. március 16-án hunyt el a hivatalos adatok szerint, ezért a 12. héttől kezdve vizsgáljuk a többlethalandóság alakulását egészen 2021. szeptember közepéig, azaz a 37. hétig. Ez alatt a másfél év alatt modellszámításaink alapján 191,6 ezren haltak volna meg Magyarországon a járvány nélkül, ha a hazai halandósági folyamatok a korábbi évek tapasztalatai mentén alakultak volna. Ezzel szemben a Központi Statisztikai Hivatal heti adatközlései alapján a vizsgált időszakban 220,1 ezer ember vesztette életét. Mindez azt jelenti, hogy a többlethalandóság Magyarországon a pandémia kitörését követő másfél évben 28,4 ezer fő volt, ami a teljes időszakra vonatkoztatva 15 százalékos emelkedést jelent a járvány nélkül becsült halálozási helyzethez képest. A már

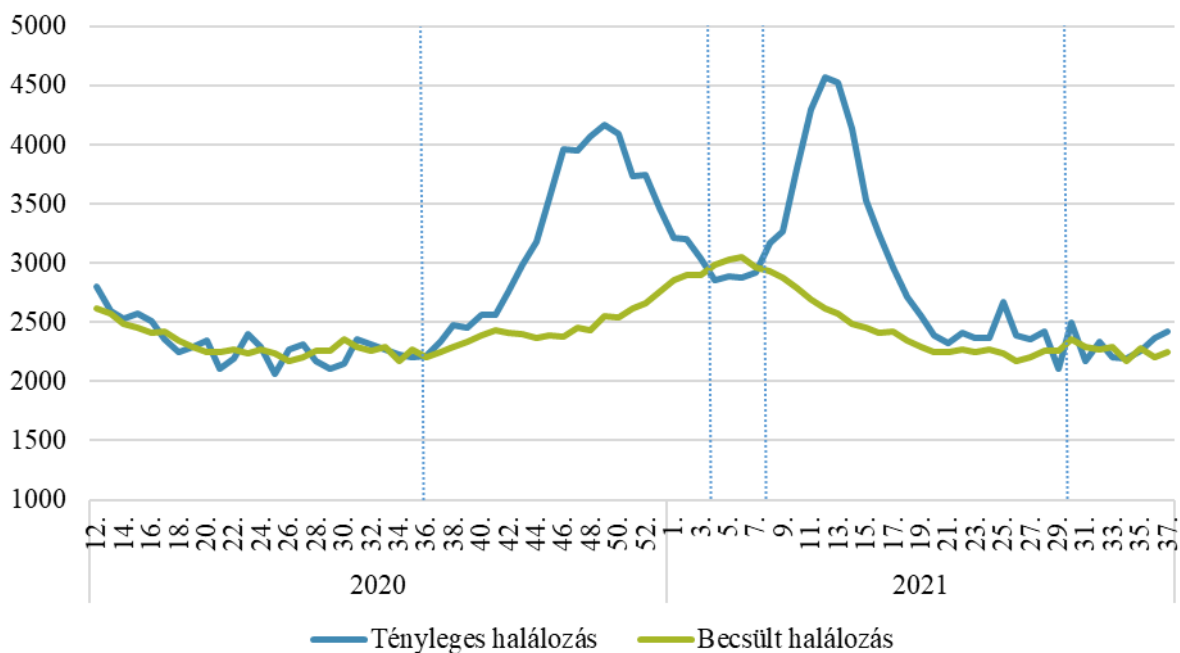
---

<sup>9</sup> Bővebben a magyarországi halandósági folyamatokról lásd Bálint és Kovács (2021)

publikált, magyarországi többlethalálozást (is) számszerűsítő kutatások többsége esetében a vizsgált időszak korábban zárul, ezért nehéz összevetni a kapott eredményeinket a szakirodalommal. Részben megerősíti ugyanakkor a számításainkat, hogy ezen rövidebb periódusok esetében a többlethalandóságra vonatkozó becslésünk nagyságrendileg egyezik a szakirodalomban fellelhető kutatások (Karlinsky és Kobak, 2020; Bogos et al., 2021; Túri és Virág, 2021; Páldy és Bibvos, 2021) eredményével, illetve ahol eltérés van, ott az módszertani okokkal (influenzakezelés, becslési módszertan) magyarázható.<sup>10</sup>

A halandósági folyamatok pontosabb megértése érdekében a vizsgált periódust érdemes a járvány egymást követő hullámaihoz kapcsolódóan több időszakra bontani. Szakaszhatárnak tekintjük azokat az időpontokat, amikor a többlethalandóságban egy hosszantartó emelkedés kezdődik, illetve ha a mutató nulla alá csökken (2. ábra).

**2. ábra: A tényleges és a becsült heti halálozás (fő)**



Forrás: Saját számítás

Ezek alapján a vizsgált másfél évet öt időszakra lehet bontani. Az első és az utolsó periódusban, tehát vírus megjelenéstől kezdve egészen a 35. hétig, illetve 2021-ben a 29. hét és a 37. hét között a becsült és a tényleges halálozás nem tért el érdemben egymástól. Ez azt jelenti, hogy a koronavírus-járvány megjelenéséhez kapcsolódó többlethalandóság kisebb volt, mint a halandósági folyamatokban megfigyelhető volatilitás.

<sup>10</sup> A többlethalandósági mutató érzékenységéről lásd Nepomuceno és szerzőtársai (2021) munkáját.

A világjárvány második hulláma a tavalyi év 36. hetében érte el Magyarországot és 2021. 3. hetéig tartott. Ebben az időszakban a járvány megjelenése nélkül 52,5 ezer fő hunyt volna el, ezzel szemben ténylegesen 67,7 ezer fő vesztette életét. Ez azt jelenti, hogy a második hullám alatt a többlethalandóság Magyarországon 15,2 ezer fő volt, ami 29 százalékos növekedést jelent a halandóság becsült alakulásához képest.

Ezt követően négy héten keresztül negatív volt a többlethalandóság, ami azt jelenti, hogy a közvetett (negatív és pozitív) hatások együttesen ellensúlyozták a közvetlen hatásokat. Ez elsősorban azzal magyarázható, hogy a járvány elleni védekezés részeként bevezetett intézkedések (kötelező maszkviselés, lezárások, stb.) eredményeképpen az influenzajárványt is sikerült visszaszorítani. Mivel a korábbi években átlagosan 3 ezer halálos áldozatot követelt az influenza, azt feltételezhetjük, hogy ez a halandósági előrejelzésünkben is nagyjából ekkora súllyal szerepelt, így az influenzajárvány elmaradása nagyságrendileg ennyivel csökkentette a többlethalandóságot.

A világjárvány harmadik hulláma a 8. héttől kezdve terelte ismét a pozitív tartományba a többlethalandóságot, amely egészen a 28. hétig tartott. Ez alatt az időszak alatt 51,1 ezer ember halt volna meg Magyarországon a járvány megjelenése nélkül, ténylegesen azonban 64,5 ezer ember hunyt el. A járvány harmadik hullámában tehát a többlethalandóság 13,4 ezer fő volt, ami 26 százalékos növekedésnek felel meg.

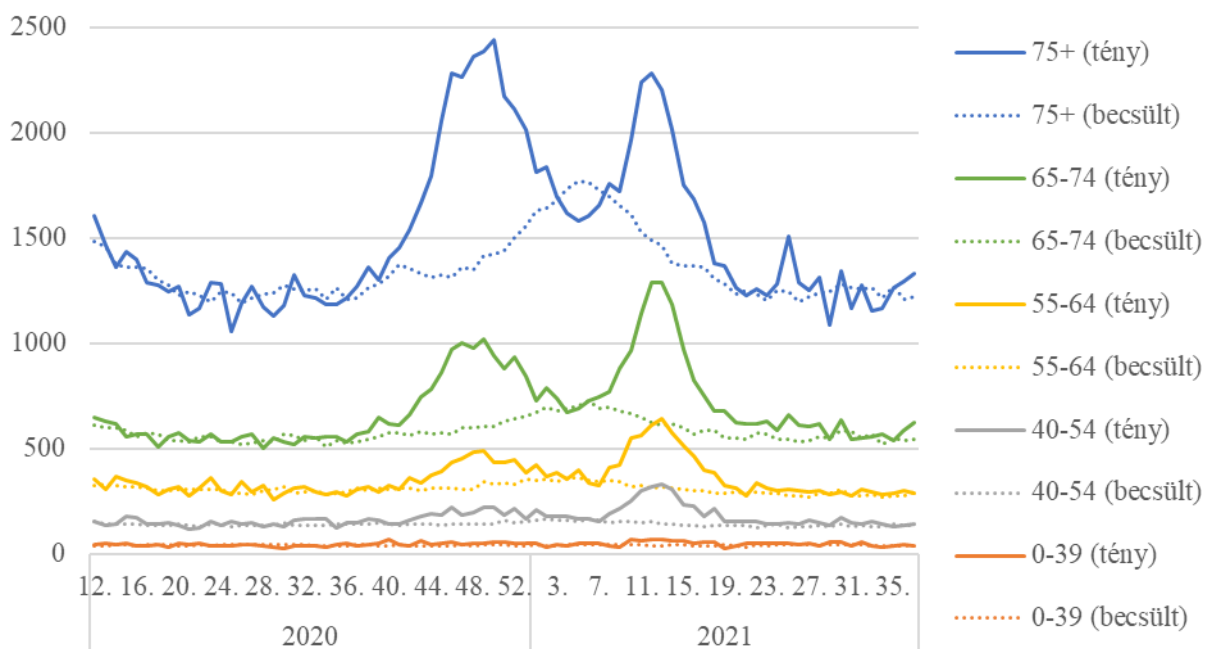
A többlethalandóság másfél éves alakulása azt jelzi, hogy a koronavírus-járvány második és a harmadik hullámának nagyon jelentős hatása volt a hazai halandósági folyamatokra. Miközben mindkettő 21 héten keresztül tartotta markánsan pozitív tartományban a mutatót, a második hullám mind az áldozatok számát, mind a halálozások számának százalékos növekedését tekintve túlszárnyalta a harmadik hullámot. A többlethalálozás közel kétezer fős heti maximuma a harmadik hullámban ugyanakkor harmadával múlta felül a második hullám csúcspontját, ami arra utal, hogy a járvány hatása koncentráltabb volt a harmadik hullámban.

## **KORSPECIFIKUS KÜLÖNBSÉGEK**

A koronavírus-járvány alatt megfigyelt többlethalandóság nagyon eltérően érinti az egyes korcsoportokat: az idősebb korosztályt sokkal inkább, mint a fiatalabbakat. Vizsgálatunkban arra keressük a választ, hogy ezt a mintázatot mennyire változtatta meg az újabb variánsok megjelenése, az oltóanyag folyamatos elterjedése, illetve olyan egyéb tényezők hatása, mint az influenzajárvány már említett elmaradása.

Első lépésben arra keressük a választ, hogy a többlethalandóságon belül miként alakult az egyes csoportok súlya. A vizsgált másfél év alatt a 65 év felettek aránya 77 százalék volt a többlethalandóságon belül, a 40 és 64 év közöttieké 22 százalék, a fiatalabbaké 1 százalék. Az egyes korosztályok aránya ugyanakkor jelentős módosult a harmadik hullámban a másodikhoz képest. Ez a 75 éves és annál idősebbek esetében a leglátványosabb: arányuk a többlethalandóságon belül a második hullámban 60 százalék volt, ami a harmadik hullámra 37 százalékra csökkent. Miközben a legidősebbek aránya jelentősen mérséklődött, a legfiatalabbaké alig emelkedett. A 40 éves vagy annál fiatalabbak aránya a többlethalandóságon belül a második hullámban 1 százalék volt, ami a harmadik hullámra 1,5 százalékra nőtt. Mindez azt jelenti, hogy a középső korosztályok aránya érdemben növekedett, míg a második hullámban a teljes többlethalandóságon belül a 40-74 évesek aránya 39 százalék volt, addig ez a harmadik hullámban 62 százalékra emelkedett (3. ábra).

### 3. ábra: A tényleges és a becsült heti halálozás korcsoportonként (fő)

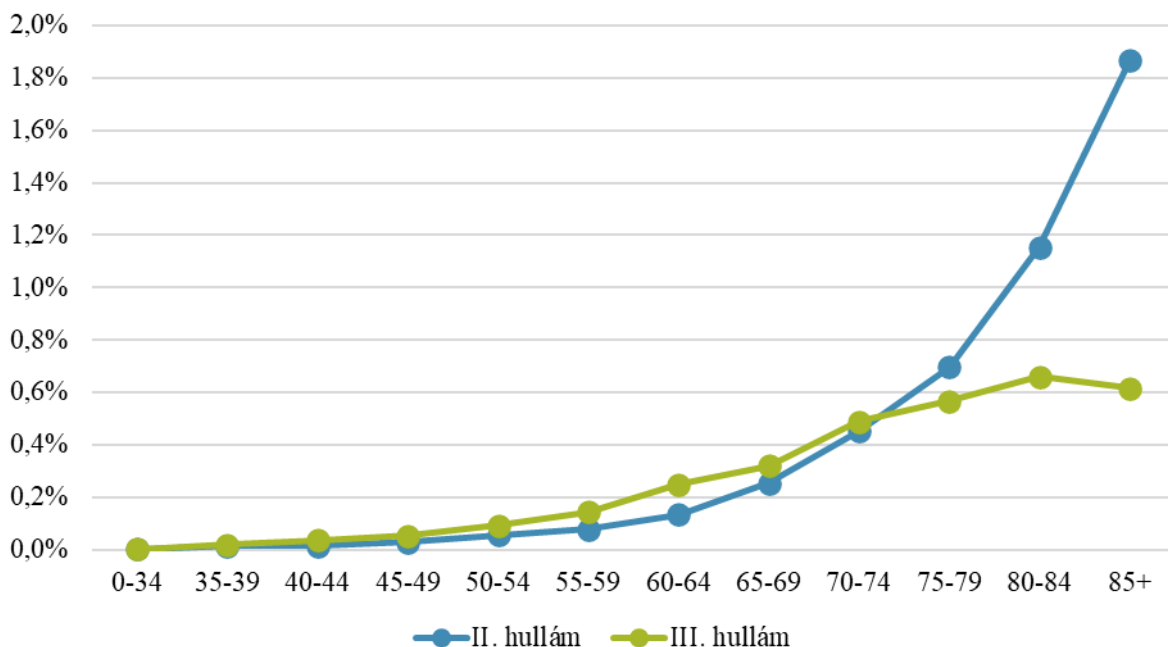


Forrás: Saját számítás

A többlethalandóság korcsoport alapú dekompozíciója abba az irányba mutat, hogy a járvány második és a harmadik hulláma igen eltérően érintette az egyes korosztályok tagjait. E jelenséget pontosabban meg tudjuk ragadni, ha a többlethalandóságot súlyozzuk az egyes korcsoportok évközi népességével (4. ábra). A többlethalandósági ráta azt mutatja meg, hogy egy adott korcsoportban tartozó 100 főből hányan veszítették életüket. A legidősebb (85+) korosztály esetében ez a mutató 1,9-ről 0,6-ra azaz több mint 1 százalékponttal csökkent a harmadik hullámban a másodikhoz képest, és ugyan kisebb mértékben (0,5 és 0,1

százalékponttal), de mérséklődött a mutató a 80-84 éves, illetve a 75-79 éves korosztály esetében is. Ezzel szemben a 40 és 74 év közöttiek esetében összességében 0,05 százalékpontos emelkedés figyelhető meg, ami a 60-64 évesek körében volt a legnagyobb (0,1 százalékpont). A 40 éves és annál fiatalabbak körében a többlethalandósági ráta nem érte el az egy tízezreléket sem és ez nem is emelkedett érdemben. Az említett folyamatok eredményeképpen a harmadik hullámra egyrészt jelentősen csökkent az egyes korcsoportok mortalitási rátájában mért különbségek, másrészt a 85 éves és idősebb esetében megfordult az életkor és a többlethalandósági ráta közötti pozitív kapcsolat, hiszen e korcsoportban már kisebb volt a mutató, mint a 80-84 évesek körében.

**4. ábra: Többlethalandósági ráta korcsoportonként**



Forrás: Saját számítás

Az egyes korcsoportok többlethalandósági rátájának változása több különböző, akár ellentétes irányú folyamatra vezethető vissza, amelyek részletes feltárása túlmutat ennek az írásnak a keretein. Néhány tényezőt azonban érdemes kiemelni, amelyek biztosan hozzájárultak a mutató változásához. A legfontosabb az oltások megjelenése (Vokó *et al.*, 2021). A januárban indult oltási programban ugyanis néhány kiemelt szakmától eltekintve először az idősebbek jelentkeztek és fokozatosan nyitották meg a lehetőséget az egyre fiatalabb korosztályok előtt. Ehhez képest valószínűleg kisebb, de nem elhanyagolható a hatása az influenza elleni sikeres védekezésnek, az életek ily módon történő megmentése (ami negatív többlethalandóságot jelent) szinte kizárólag a legidősebb korosztály halandósági mutatóit javította. Mindezekon túl az is szerepet játszott az idősebbek többlethalandósági rátájának



javulásában, hogy az egészségügyi szempontból legrosszabb állapotban lévők egy jelentős része életét veszítette a második hullámban, így érdemben csökkent a sérülékeny csoportok létszáma a harmadik hullámra.

## FÉRFIAK ÉS NŐK TÖBBLETHALANDÓSÁGA

Az életkor szerepe mellett általában kisebb hangsúlyt kap a nők és a férfiak többlethalandósága közötti különbségek vizsgálata. Az elhunytak száma alapján nem látszik jelentős eltérés: a vizsgált másfél év alatt a nők körében a többlethalandóság 13 114 fő (46,2%) a férfiak esetében 15 296 fő (53,8%) volt. Mindezek alapján azonban téves lenne levonni azt a következtetést, hogy nagyjából ugyanakkora mindkét nem érintettsége, hiszen a koronavírus által leginkább veszélyeztetett időskorúak körében jóval nagyobb a nők, mint a férfiak aránya. A már említett különbség a nők és a férfiak között a születéskor várható élettartamban azt eredményezi, hogy a 85 éves és annál idősebbek körében a nők aránya 73 százalék (a teljes népességben 52 százalék), tehát az arányuk jóval nagyobb a leginkább veszélyeztetett korosztályokban.

Ennek kezelése érdekében a következőkben korcsoportonként hasonlítjuk össze a férfiak és a nők többlethalandósági rátáját (5. ábra). Legfontosabb eredményünk, hogy ha a két hullámot együtt vizsgáljuk, akkor a férfiak és a nők többlethalandósági rátájának hányadosa a teljes élethosszon keresztül kettő körül ingadozik és e mutatók átlaga is éppen kettő. Ez azt jelenti, hogy az azonos korcsoportba tartozó nőkhöz képest a férfiak esetében kétszer nagyobb valószínűségű volt a többlethalandósági kockázat a vizsgált másfél évben.

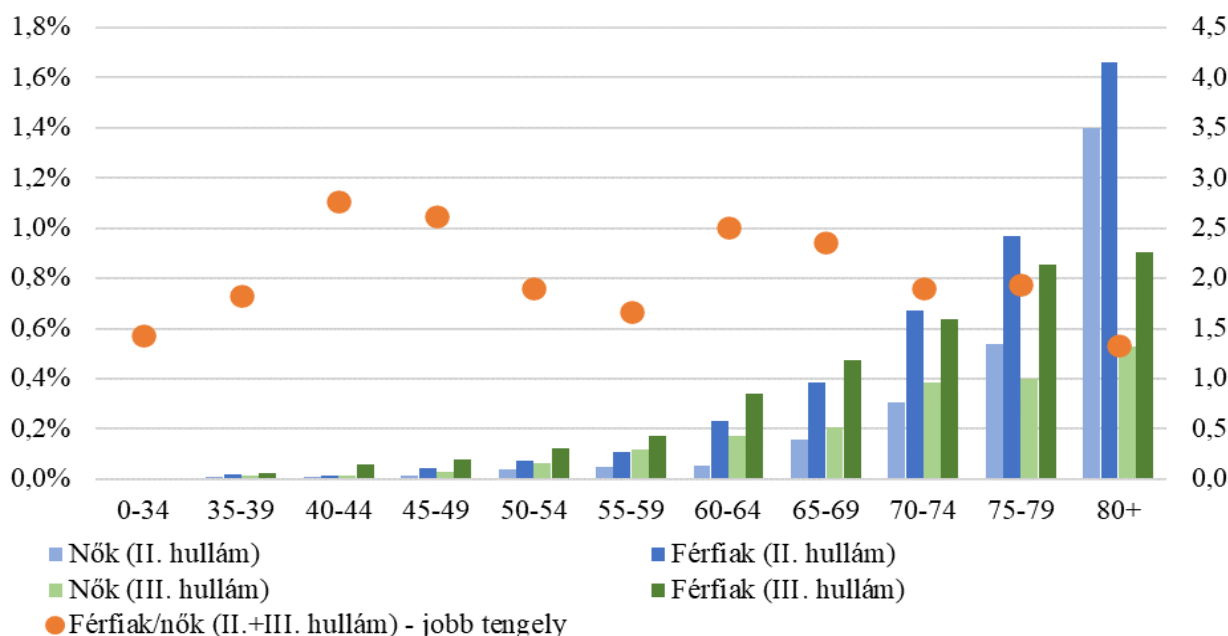
Eredményeink egyrészt igazodnak a szakirodalom (Kontopantelis *et. al.*, 2020; Modig *et al.*, 2021) megállapításaihoz, hiszen nagyon sok országban haladta meg kisebb-nagyobb mértékben a férfiak többlethalandósága a nőkéét.<sup>11</sup> A különbségeket tekintve ugyanakkor az általunk találtak is abba az irányba mutatnak, hogy legalábbis Európán belül lehetséges, hogy van némi regionális mintázata ennek a jelenségnek. Islam és szerzőtársai (2021) ugyanis több környező ország, például Lengyelország, Csehország, Szlovákia és Szlovénia esetében is azt találták, hogy jelentősen nagyobb volt 2020-ban a korszpecifikus többletmortalitás a férfiak esetében, mint a nők körében. Ezzel szemben több nyugat-európai államban, például

---

<sup>11</sup> Nielsen és szerzőtársai (2021) 27 országra vonatkozó és a pandémia előtti időszakot is vizsgáló kutatásuk eredményeképpen ugyanakkor arra a következtetésre jutottak, hogy függetlenül a járvány sajátosságaitól, a nők és férfiak halandósági folyamatai közötti különbségek okozzák a többlethalandóságban mért eltérést.

Dániában, Norvégiában, Görögországban, Portugáliában és Németországban kisebb volt, vagy akár nem is volt eltérés e téren a két nem között.

**5. ábra: Többlethalandósági ráta nemenként és korcsoportonként a második és a harmadik hullámban**



Forrás: Saját számítás

A kétszeres különbség a nők és a férfiak között igaz külön-külön is a második és a harmadik hullámra, az életcikluson belül azonban már felfedezhető némi különbség. A 80 évesnél idősebbek esetében ugyanis a második hullámban 1,2 volt az eltérés, ami a harmadik hullámra 1,7-re emelkedett. Tekintve, hogy a külföldi kutatások alapján általánosságban a nők azok, akik inkább elutasítják az oltást (Zintel *et al.*, 2021; Kricorian *et al.*, 2021), a férfiak és nők többlethalandósági rátája közötti különbség növekedését valószínűleg más irányban érdemes keresni.

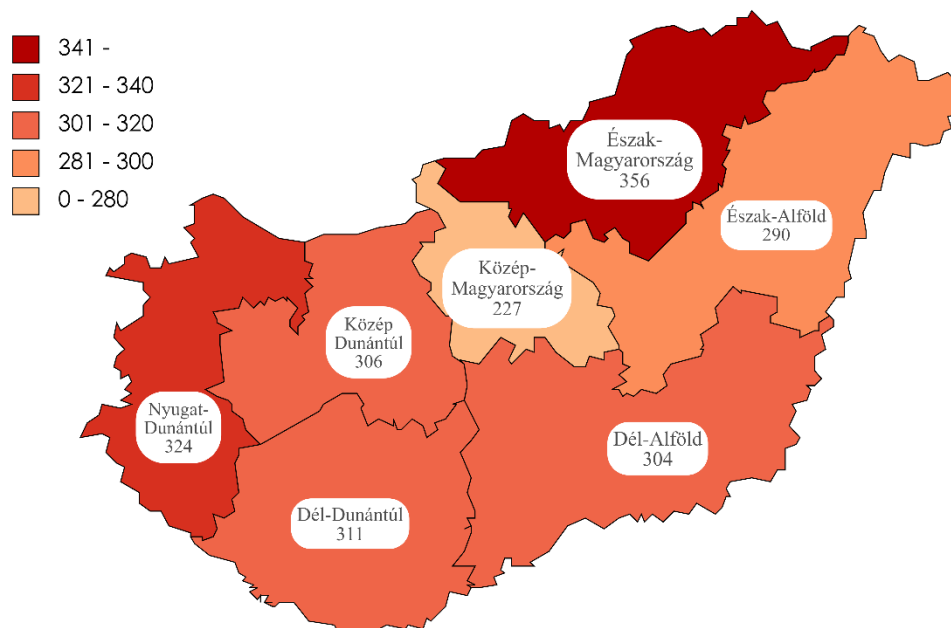
## REGIONÁLIS TÖBBLETHALANDÓSÁG

A koronavírus-járvány elleni védekezés szempontjából az egyik legfontosabb kérdés, hogy mely tényezők befolyásolják a járvány terjedését, illetve hogy ezek a mechanizmusok miként változnak a pandémia egyes szakaszaiban. Ehhez nagyon fontos kiindulópont a járvány földrajzi jellemzőinek feltérképezése (Oroszi *et al.*, 2021, Uzzoli *et al.*, 2021a). Ebben a tanulmányunkban regionális szintű (NUTS-2) elemzésre támaszkodunk, ami azt jelenti, hogy viszonylag kevés, de nagy földrajzi egységekkel dolgozunk. Ezzel egyrészt minimalizáljuk az

olyan típusú adminisztratív sajátosságok torzító hatását, amikor az elhalálozás helye eltér a lakóhelytől. Másrészt könnyebben kezelhető és értelmezhető mennyiségű eredményt kapunk a járvány intenzitásának országon belüli eloszlásáról, mintha kisebb területi egységeket vizsgálnánk. Mindemellett fontos megjegyezni, hogy a járvány terjedésének pontosabb megértéséhez szükségesek az alacsonyabb közigazgatási szintek (megyei, kistérségi, települési) vizsgálata is, hiszen az aggregált adatok elfedhetnek fontos összefüggéseket.

Mivel a vizsgált másfél évben a többlethalandóság alapvetően a második és a harmadik hullámra koncentrálódott, ezért az előző részekhez hasonlóan a regionális elemzésnél is erre a két periódusra helyezzük a hangsúlyt. Miközben az országos többlethalálozás közel negyede a Budapestet és Pest megyét magában foglaló Közép-Magyarország<sup>12</sup> régióhoz köthető, és ez alapján azt lehetne mondani, hogy itt volt a legintenzívebb a járvány, a népességarányos mutató ezzel éppen ellentétes helyzetet jelez (6. ábra).

**6. ábra: A 100 ezer főre jutó többlethalandóság együtt a második és harmadik hullám alatt**



Forrás: Saját számítás

A 100 ezer főre jutó többlethalandósági ráta Észak-Magyarországon (356) volt a legmagasabb, ezen kívül még Nyugat-Dunántúlon (324) volt érdemben nagyobb a

<sup>12</sup> A statisztikai célú NUTS2 besorolás alapján 2018-tól Budapest és Pest megye két külön egység. Tekintve azonban hogy sok agglomerációban élők dolgozik a fővárosban és az ő mozgásuk különösen fontos egy epidemiológiai vizsgálatban, ezért a két térséget jelen kutatásunkban a 2018-as előtti besorolást követve egy régióként (Közép-Magyarország) kezeljük.

többlethalandóság, mint az ország többi részén. Dél-Dunántúlon (311), Közép-Dunántúlon (306) és Dél-Alföldön (304) nagyjából hasonló intenzív volt a járvány, némileg nagyobb mint Észak-Alföldön (290), ahol az országos átlagnak (287) megfelelő volt a helyzet. Az ország többi részéhez képest sokkal kisebb volt a járvány mortalitásra gyakorolt hatása a Közép-Magyarország régióban (227), ahol a többlethalálozás nem érte el az országos átlag 80 százalékát sem.

Legjobb tudomásunk szerint olyan vizsgálatot nem publikáltak még előttünk, amelyben regionális szinten számoltak magyarországi többlethalandóságot, a járvány áldozataira vonatkozó hivatalos statisztikát azonban mások is vizsgálták már földrajzi dimenzióban. Közülük leginkább Uzzoli és szerzőtársainak (2021a) munkája kapcsolódik a miénkhez, és bár rövidebb időszakot vizsgáltak, az eredményeink egy irányba mutatnak. Ők megyei és kistérségi adatok vizsgálata alapján azt találták, hogy miközben a fertőzöttséget tekintve Nyugat-Dunántúlon volt a legintenzívebb a járvány 2020 március és 2021 február között, addig a halálozás tekintetében Észak-Magyarországon volt a legrosszabb a helyzet ugyanebben az időszakban. Ez utóbbi régióban tehát az országos átlagnál több volt a fertőzöttekre vetített halálozások száma. Mindez arra utal, hogy Észak-Magyarországon sokkal inkább a fertőzöttek egészségi állapota, illetve a megfelelő egészségügyi ellátás hiánya miatt volt magas a többlethalandóság és kevésbé a fertőzöttek száma okozta, ezzel szemben Nyugat-Dunántúlon inkább ez utóbbi járult hozzá a magas többlethalandósághoz.<sup>13 14</sup>

A földrajzi mintázat mellett legalább olyan fontos annak időbeli változása is, márpedig a régiók közötti különbségek jelentősen csökkentek a második és a harmadik hullám között (7. ábra). A legnagyobb és a legalacsonyabb többlethalandóságú régió között 1,9-szeres volt a különbség a második hullámban, míg a harmadik hullámra ez 1,3-ra csökkent. Míg a téli hullámban volt olyan régió, ahol az országos átlag kevesebb mint 70, máshol több mint 130 százaléka volt a népességárányos többlethalandóság, azaz jelentős volt a különbség, addig tavasszal sehol nem volt az országos átlag 90 százaléka alatt vagy 120 százaléka felett a többlethalandóság.

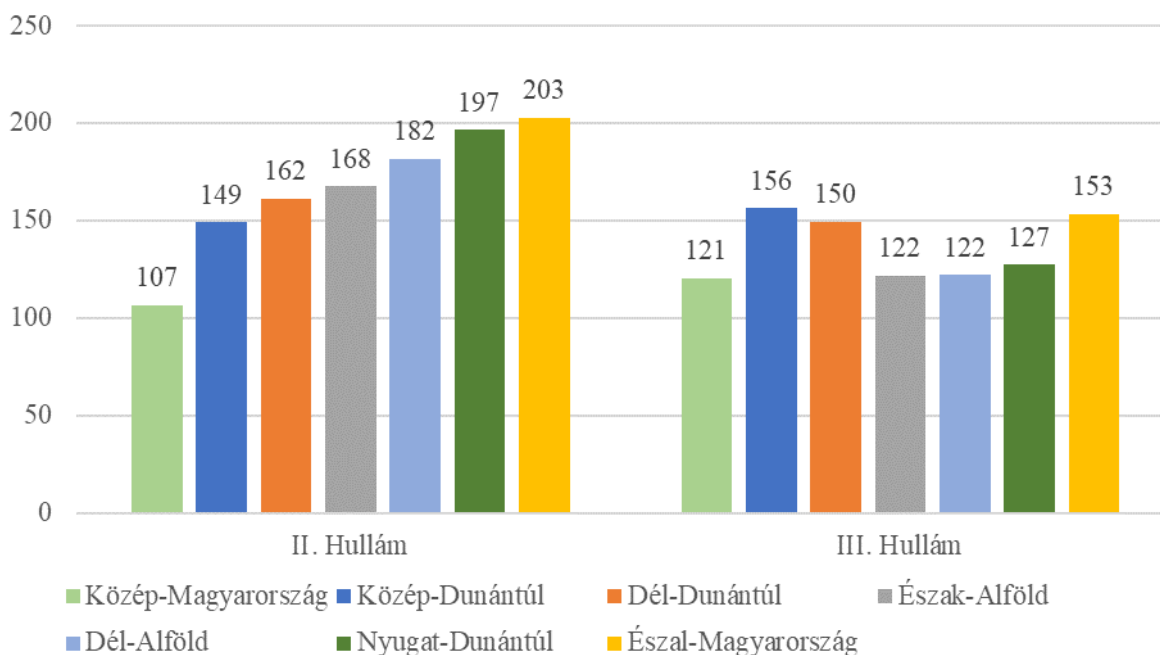
---

<sup>13</sup> Mindez illeszkedik Oroszi és szerzőtársainak (2021) eredményeihez is.

<sup>14</sup> Bár a közösségek korszerkezete befolyásolja a járvány hatását, a többlethalandóságban mért regionális különbségeket önmagában nem képes megmagyarázni az egyes régiók eltérő demográfiai helyzete. A 65 éven felüliek aránya ugyan Észak-Alföldön a legalacsonyabb, és itt a többi régióhoz képest viszonylag kicsi volt a többlethalandóság, ám az idősek aránya Magyarországon messze a dél-alföldi és a dél-dunántúli térségben a legnagyobb, ahol viszont nem volt kiugróan nagy a többlethalandóság. Bővebben lásd Obádovics – Tóth (2021).

Mindez azt jelzi, hogy — regionális szinten legalábbis — jelentősen mérséklődtek a különbségek a második és a harmadik hullám között, ami részben illeszkedik Kovalcsik és szerzőtársai (2021) megállapításaihoz. Ők az első és a második hullám közötti változásokat vizsgálták kilenc közép-európai országban és azt találták, hogy a járvány kitörésétől távolodva csökkentek a területi különbségek.

**7. ábra: A 100 ezer főre jutó többlethalandóság a második és harmadik hullám alatt**



Forrás: Saját számítás

## A TÖBBLETHALANDÓSÁG ÉS A HIVATALOS STATISZTIKA

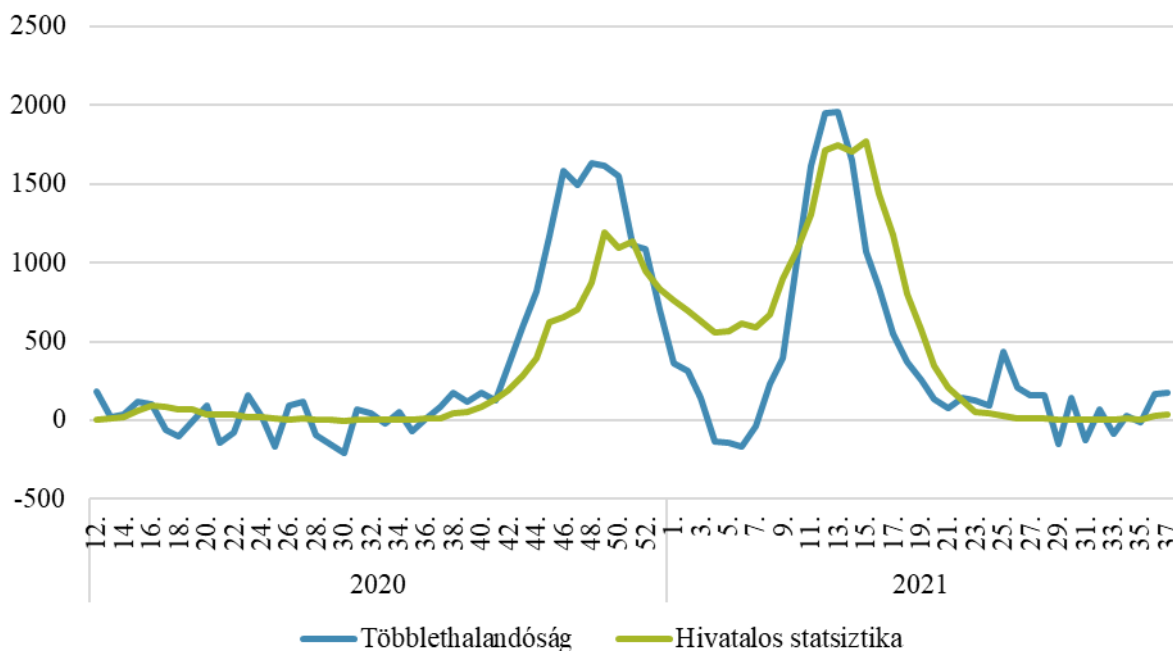
Miként azt a bevezető részben részletesen kifejtettük, a többlethalandóság mást mér, mint a koronavírus áldozataira vonatkozó hivatalos statisztika. Utóbbi a járvány mortalitásra gyakorolt közvetlen hatását számszerűsíti, előbbi viszont ezen túlmenően tartalmazza a közvetett pozitív és negatív hatásokat is. Mindemellett a két mutató összevetéséből több tanulság is levonható. Tekintve, hogy a legtöbb ország tapasztalatai szerint legalábbis az első másfél évben a járvány mortalitásra gyakorolt hatásában a közvetlen hatások domináltak, ha a többlethalandóság jelentősen nagyobb, különösen ha sokszorosa a koronavírus áldozataira vonatkozó hivatalos statisztikának, akkor az rávilágíthat az adott ország haláloki statisztikájának módszertani sajátosságaira<sup>15</sup>. Mivel egy haláleset háttérben egyszerre több

<sup>15</sup> Karlinsky és Kobak (2021) összehasonlító elemzése alapján a többlethalandóság és a koronavírusban elhunytak hivatalos számának hányadosa az EU-s tagállamok kétharmadában 0,5 és 1,5 között van,

tényező is állhat, és így a valóságban sem egyértelmű azonosítani a legfőbb tényezőt, ez önmagában nem feltétlenül jelent problémát, különösen ha transzparens az erre vonatkozó gyakorlat. A nemzetközi összehasonlítások esetében viszont már gondot okozhat, ha nagyon eltérő módszertan alapján döntenek arról, hogy az adott időszakban elhunytak közül ki az, aki közvetlenül a járvány miatt vesztette életét és ki az, aki nem. Ez az egyik ok, ami miatt érdemes összevetni a többlethalandóságot az elhunytakra vonatkozó hivatalos statisztikával.

Az összehasonlítás másik célja is ehhez kapcsolódik, illetve hasonló megközelítésből táplálkozik. A két statisztika közötti különbség ugyanis segít feltérképezni a közvetett pozitív és negatív hatások együttes nagyságát. Minél inkább eltávolodunk időben a járvány kitörésétől, annál nagyobb lesz ennek a jelentősége. Feltehető ugyanis, hogy az egészségügy túlterheltsége, az elhalasztott műtétek, illetve az elmaradt orvos-beteg találkozások egyaránt csökkentik egy-egy halálos betegség időben történő diagnosztizálásának és megfelelő kezelésének valószínűségét, ami növelheti a koronavírus-járványhoz közvetetten köthető halálesetek számát.

**8. ábra: A többlethalandóság és a koronavírusban elhunytak hivatalos számának alakulása**



Forrás: Saját számítás, koronavirus.gov.hu

miközben a mutató Oroszországban 4,5, Egyiptomban 13,1, Fehéroroszországban 14,5, Üzbegisztánban 31,5, Tádzsikisztánban pedig 100.

A vizsgált másfél évben azaz 2020. 12. hetétől kezdően 2021. 37. hetéig bezárólag 30,1 ezer ember hunyt el koronavírusban a hivatalos adatközlés<sup>16</sup> alapján. Ez a szám mintegy 1,7 ezer fővel, nagyjából 6 százalékkal nagyobb, mint az azonos időszakra vonatkozó többlethalandóság (28,4 ezer fő). Az eltérés nem jelentős, az előjele azonban első ránézésre ellentétes az intuíciónkkal, hiszen azt jelzi, hogy a közvetett pozitív és negatív hatások együttesen csökkentették a halálozások számát. Tekintve azonban, hogy a már említett influenzajárvány elmaradása a korábbi évek tapasztalatai alapján nagyjából 3 ezer fővel csökkentette a halálozások számát, ez megmagyarázza, hogy miért kisebb a többlethalandóság, mint a járvány áldozataira vonatkozó hivatalos statisztika.

Az összesített adatok mellett érdemes megvizsgálni a két mutató időbeli alakulását is, e téren ugyanis kirajzolódik néhány különbség (8. ábra). Az egyik fontos eltérés, hogy a második hullám elején a többlethalandóság korábban kezdett emelkedni és magasabb szinten tetőzött, mint a hivatalos statisztika. Ez egyrészt összefügghet azzal, hogy a kórházi kapacitásokat átcsoportosították a járvány elleni védekezés szolgálatába, emiatt sokan maradhettek ellátás nélkül. Másrészt viszont az egészségügyi ellátórendszer rendszer túlterheltségével kapcsolatos magyarázatok mellett nem zárhatjuk ki azt sem, hogy átmenetileg adminisztratív problémák is nehezítették a halálokok regisztrációt, ezért távolodott el egymástól a két mutató.

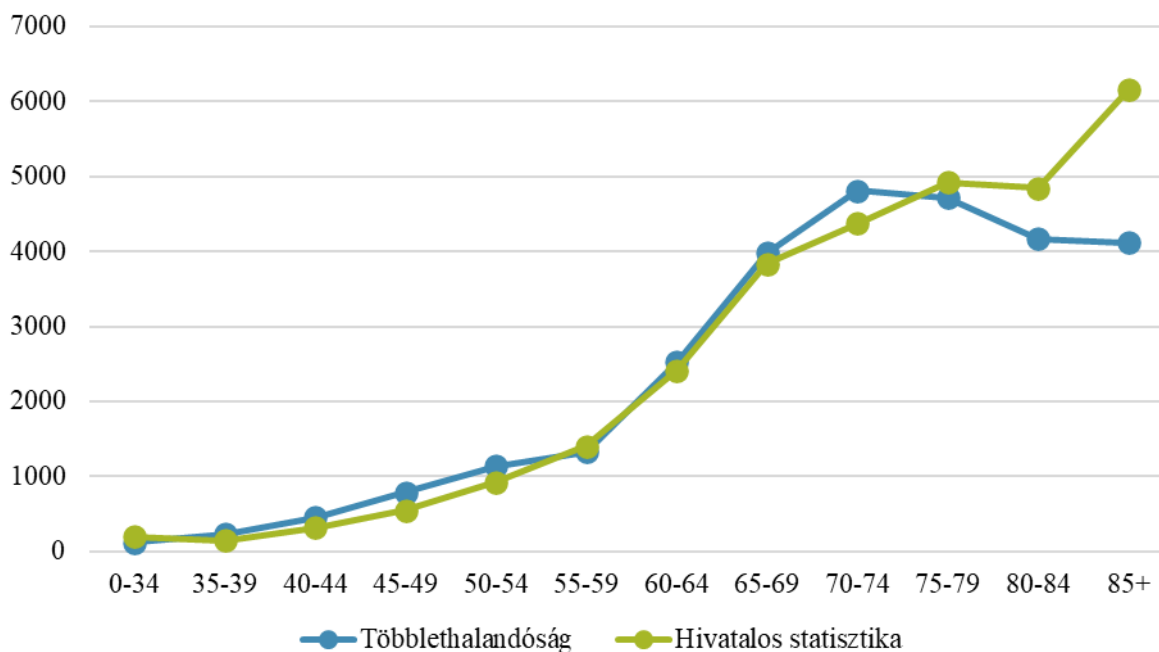
Eltérés figyelhető meg a két hullám között is, amikor a hivatalos statisztika alapján némileg ugyan csökkent a koronavírus halálos áldozatainak a száma, ám még ebben az időszakban is hetente több mint 500-an veszítették életüket. Ezzel szemben a többlethalandóság visszaesése olyan jelentős volt, hogy a mutató több héten keresztül is a negatív tartományban maradt. Ez a néhány hét egybeesik az influenzajárvány legintenzívebb időszakával. Emiatt érthető, hogy az elmaradt influenza, mint közvetett hatás csökkentette a többlethalandóságot, ám a nem érintette a hivatalos statisztikát.

Mindezt megerősíti az is, ha korcsoportonként hasonlítjuk össze a többlethalandóságot és a hivatalos statisztikát (9. ábra). A 35-40-es korcsoporttól kezdve ugyanis a 70-74-es korcsoportig bezárólag általában vagy megegyezik a két mutató, vagy a többlethalálozás enyhén felülmúlja a hivatalos statisztikát. Ha összegezzük a statisztikákat a 75 éven aluliakra, akkor azt kapjuk, hogy a többlethalálozás összességében 9 százalékkal (1,2 ezerrel) meghaladja a koronavírusban elhunytak hivatalos számát.

---

<sup>16</sup> <https://koronavirus.gov.hu/>

**9. ábra: A többlethalandóság és a koronavírusban elhunytak hivatalos száma korcsoportonként a vizsgált másfél év alatt**



Forrás: Saját-számítás, koronavirus.gov.hu<sup>17</sup>

A kapcsolat azonban a legidősebb korosztályok esetében megfordul: a 75-79-es korcsoport esetében még kicsi a különbség, az ennél idősebben körében viszont már jelentősen nagyobb a koronavírusban elhunytak hivatalos száma, mint a korcsoportához tartozó többlethalandóság. Mivel a szezonális influenza a legidősebb korosztályt érinti, így a korcsoportos bontás is megerősíti, hogy alapvetően az influenzajárvány elmaradására miatt kisebb némileg a többlethalandóság mint a koronavírus áldozataira vonatkozó hivatalos statisztika.

## ÖSSZEFOGALÁS

Egy-egy járvány halandóságra gyakorolt hatásának vizsgálata során jelentős információt tartalmaz a többlethalandóság alakulása. E mutató ugyanis nem csak azokat a halálozásokat tartalmazza, amelyek közvetlenül köthetőek a járványhoz, hanem a közvetett hatásokat is. Ezek között vannak olyan tényezők, amelyek növelik a halandóságot (pl. az egészségügy túlterheltsége), mások viszont csökkenthetik azt (kevesebb közlekedési baleset, elmaradt influenzajárvány).

<sup>17</sup> Köszönettel tartozunk az atlatszo.hu szerkesztőségének, amely a kutatásunk számára felhasználhatóvá tette és rendelkezésünkre bocsátotta a koronavirus.gov.hu oldalon található adattömeget.



A koronavírus-járvány 2020 márciusában ért el Magyarországra és a következő másfél évben 15 százalékkal többen haltak meg, mint ahányan elhunytak volna becslésünk szerint ebben az időszakban a járvány nélkül. A többlethalandóság nagysága 28,4 ezer fő volt, ami 1,7 ezerrel kisebb, mint a járvány áldozatainak hivatalos száma. Ez feltehetően azzal magyarázható, hogy a vírus ellen védekezés részeként bevezetett korlátozó intézkedések eredményeképpen szinte teljesen elmaradt 2020-21 telén az influenzaszézon, amely a korábbi években átlagosan 3000 fő halálát okozta.

A koronavírus-járvány első hulláma viszonylag enyhe volt Magyarországon a második hullám ezzel szemben nagyjából 15 ezer, a harmadik hullám pedig 13 ezer áldozatot követelt. Noha nagyságrendileg nem nagy az eltérés, az egyes korcsoportok érintettsége tekintetében jelentős különbség rajzolódik ki. Részben az oltási programnak, részben a már említett elmaradt influenzának köszönhetően a legidősebbek többlethalandósági rátája jelentősen csökkent a másodikhöz képest a harmadik hullámban. Olyannyira, hogy utóbbi esetében megtört a pozitív kapcsolat az életkor és a többlethalandósági ráta között, a 85 éves és idősebbek körében ekkor már kisebb volt a mutató, mint a 80-84 éves korosztály esetében. Ezzel párhuzamosan a 40 és 74 év közöttiek körében enyhén emelkedett a többlethalandósági ráta, míg a fiatalabbak esetében nem változott érdemben a mutató. Mindez azt jelenti, hogy a harmadik hullámra mérséklődtek a többletmortalitási rátában mért különbségek az egyes korosztályok között. A vizsgált másfél év egészére igaz, hogy noha az áldozatok között alig volt nagyobb a férfiak aránya (54%), a korszpecifikus vizsgálatból az derül ki, hogy szinte minden korcsoportban közel kétszer nagyobb volt körükben a többlethalandóság, mint a nők esetében.

A földrajzi régiók közül Észak-Magyarországon és Nyugat-Dunántúlon volt a legnagyobb a többlethalandóság, míg a mutató a Budapestet is magában foglaló Közép-Magyarország régióban jóval alacsonyabb volt, mint az ország más részein. A regionális többlethalandóságra vonatkozó számításaink azt jelzik, hogy a területi különbségek jelentősen csökkentek a harmadik hullámban a másodikhöz képest.

## IRODALOMJEGYZÉK:

- Ackley, C. A., Lundberg, D. J., Ma, L., Elo, I. T., Preston, S. H. and Stokes, A. C. (2021), County-Level Estimates of Excess Mortality Associated with COVID-19 in the United States. *MedRxiv*, 2021.04.23.21255564.  
<https://doi.org/10.1101/2021.04.23.21255564>
- Bálint, L., and Kovács, K. (2021), Mortality. In Monostori, J., Óri, P., and Spéder, Zs. (Eds.), *Demographic Portrait of Hungary 2018*, Budapest: Hungarian Demographic Research Institute, pp. 151–178.  
<https://demografia.hu/en/publicationsonline/index.php/demographicportrait/article/view/956>
- Beaney, T., Clarke, J. M., Jain, V., Golestaneh, A. K., Lyons, G., Salman, D. and Majeed, A. (2020), Excess mortality: the gold standard in measuring the impact of COVID-19 worldwide? *Journal of the Royal Society of Medicine*, 113(9), pp. 329–334.  
<https://doi.org/10.1177/0141076820956802>
- Bogos, K., Kiss, Z., Kerpel Fronius, A., Temesi, G., Elek, J., Madurka, I., Cselkó, Z., Csányi, P., Abonyi-Tóth, Z., Rokszin, G., Barcza, Z. and Moldvay, J. (2021), Different Trends in Excess Mortality in a Central European Country Compared to Main European Regions in the Year of the COVID-19 Pandemic (2020): a Hungarian Analysis. *Pathology and Oncology Research*, 27(1609774), 1609774.  
<https://doi.org/10.3389/pore.2021.1609774>
- Booth, H., Hyndman, R. J., Tickle, L. and de Jong, P. (2006), Lee-Carter mortality forecasting: A multi-country comparison of variants and extensions. *Demographic Research*, 15(9), pp. 289-310.  
<https://doi.org/10.4054/demres.2006.15.9>
- Booth, H. and Tickle, L. (2008), Mortality Modelling and Forecasting: a Review of Methods. *Annals of Actuarial Science*, 3(1–2), pp. 3–43.  
<https://doi.org/10.1017/s1748499500000440>
- Collins, S. D. (1932), Excess Mortality from Causes Other than Influenza and Pneumonia during Influenza Epidemics. *Public Health Reports (1896-1970)*, 47(46), pp. 2159-2179.  
<https://doi.org/10.2307/4580606>
- Collins, S. D., Frost, W. H., Gover, M. and Sydenstricker, E. (1930), Mortality from Influenza and Pneumonia in 50 Large Cities of the United States, 1910-1929. *Public Health*

- Reports (1896-1970)*, 45(39), pp. 2277-2383  
<https://doi.org/10.2307/4579795>
- Csépai, O. and Kovács, E. (2021), Koronavírus-járvány adatok és biztosítási hatások elemzése. *Biztosítás És Kockázat*, 8(3–4), pp. 24–43.  
<https://doi.org/10.18530/bk.2021.3-4.24>
- Deaton, A. and Paxson, C. (2004), Mortality, Income, and Income Inequality over Time in Britain and the United States. In: Wise A. D. (eds.), *Perspectives in the Economics of Aging*, Chicago Scholarship Online, pp. 247–286.  
<https://doi.org/10.7208/chicago/9780226903286.003.0007>
- Ferenci, T. (2021), Different approaches to quantify years of life lost from COVID-19. *European Journal of Epidemiology*, 36(6), pp. 589–597.  
<https://doi.org/10.1007/s10654-021-00774-0>
- Fricke, L. M., Glöckner, S., Dreier, M. and Lange, B. (2021), Impact of non-pharmaceutical interventions targeted at COVID-19 pandemic on influenza burden – a systematic review. *Journal of Infection*, 82(1), pp. 1–35.  
<https://doi.org/10.1016/j.jinf.2020.11.039>
- Horváth, R. A., Sütő, Z., Cséke, B., Schranz, D., Darnai, G., Kovács, N., Janszky, I. and Janszky, J. (2022), Epilepsy is overrepresented among young people who died from COVID-19: Analysis of nationwide mortality data in Hungary. *Seizure*, 94, pp. 136–141.  
<https://doi.org/10.1016/j.seizure.2021.11.013>
- Islam, N., Shkolnikov, V. M., Acosta, R. J., Klimkin, I., Kawachi, I., Irizarry, R. A., Alicandro, G., Khunti, K., Yates, T., Jdanov, D. A., White, M., Lewington, S. and Lacey, B. (2021), Excess deaths associated with covid-19 pandemic in 2020: Age and sex disaggregated time series analysis in 29 high income countries. *The BMJ*, 373 :n1137  
<https://doi.org/10.1136/bmj.n1137>
- Karlinsky, A. and Kobak, D. (2021), Tracking excess mortality across countries during the covid-19 pandemic with the world mortality dataset. *ELife*, 10.  
<https://doi.org/10.7554/eLife.69336>
- Kende, Á., Messing, V. and Fejes, J. B. (2021), Hátrányos helyzetű tanulók digitális oktatása a koronavírus okozta iskolabezárás idején. *Iskolakultúra*, 31(2), pp. 76–97.  
<https://doi.org/10.14232/iskkult.2021.02.76>
- Kontopantelis, E., Mamas, M. A., Deanfield, J., Asaria, M. and Doran, T. (2020), Excess mortality in England and Wales during the first wave of the COVID-19 pandemic.

- Journal of Epidemiology and Community Health*, 75, pp. 213–223.  
<https://doi.org/10.1136/jech-2020-214764>
- Kovács, K. and Pakot, L. (2020), Influenzához kapcsolódó halálozás 2009/2010 és 2016/2017 között Magyarországon. *Orvosi Hetilap*, 161(23), 962–970.  
<https://doi.org/10.1556/650.2020.31725>
- Kovalesik, T., Boros, L. and Pál, V. (2021), A COVID-19-járvány első két hullámának területisége Közép-Európában. *Területi Statisztika*, 61(3), pp. 263–290.  
<https://doi.org/10.15196/TS610301>
- Köllő, J. and Reizer, B. (2021), The impact of the first wave of the COVID-19 pandemic on employment and firm revenues in Hungary. *Acta Oeconomica*, 71(S1), pp. 93–117.  
<https://doi.org/10.1556/032.2021.00031>
- Kricorian, K., Civen, R. and Equils, O. (2021), COVID-19 vaccine hesitancy: misinformation and perceptions of vaccine safety. *Human Vaccines and Immunotherapeutics*.  
<https://doi.org/10.1080/21645515.2021.1950504>
- Kung, S., Doppen, M., Black, M., Hills, T. and Kearns, N. (2021), Reduced mortality in New Zealand during the COVID-19 pandemic. *The Lancet*, 397(10268), pp. 25.  
[https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(20\)32647-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)32647-7)
- Lee, R. C. and Miller, T. (2001), Evaluating the performance of the Lee-Carter method for forecasting mortality. *Demography*, 38(4), pp. 537–549.  
<https://doi.org/10.2307/3088317>
- Lee, R. D. and Carter, L. R. (1992), Modeling and Forecasting U. S. Mortality. *Journal of the American Statistical Association*, 87(419), pp. 659-671.  
<https://doi.org/10.2307/2290201>
- Modig, K., Ahlbom, A. and Ebeling, M. (2021), Excess mortality from COVID-19: weekly excess death rates by age and sex for Sweden and its most affected region. *European Journal of Public Health*, 31(1), pp. 17–22.  
<https://doi.org/10.1093/eurpub/ckaa218>
- Mohos, A., Mester, L., Barabás, K., Nagyvári, P. and Kelemen, O. (2020), Orvos-beteg kommunikációs gyakorlat szimulált pácienssel a koronavírus-járvány idején. (A COVID-19-pandémia orvosszakmai kérdései). *Orvosi Hetilap*, 161(33), 1355–1362.  
<https://doi.org/10.1556/650.2020.31930>
- Nepomuceno, M. R., Klimkin, I., Jdanov, D. A., Alustiza Galarza, A. and Shkolnikov, V. (2021), Sensitivity of excess mortality due to the COVID-19 pandemic to the choice of the mortality index, method, reference period, and the time unit of the death series.

- MedRxiv*, 2021.07.20.21260869.  
<https://doi.org/10.1101/2021.07.20.21260869>
- Nielsen, J., Nørgaard, S. K., Lanzieri, G., Vestergaard, L. S. and Moelbak, K. (2021), Sex-differences in COVID-19 associated excess mortality is not exceptional for the COVID-19 pandemic. *Scientific Reports*, 11(1), pp. 1–9.  
<https://doi.org/10.1038/s41598-021-00213-w>
- Obádovics, C. and Tóth, C. G. (2021), A népesség szerkezete és jövője. In Spéder, Z., Óri, P. and Monostori J. (Eds.), *Demográfiai Portré 2021*, Budapest: KSH Népeségtudományi Kutatóintézet, pp. 251–275.
- Oroszi, B., Juhász, A., Nagy, C., Horváth, J. K., McKee, M. and Ádány, R. (2021), Unequal burden of COVID-19 in Hungary: A geographical and socioeconomic analysis of the second wave of the pandemic. In *BMJ Global Health*, 6:e006427.  
<https://doi.org/10.1136/bmjgh-2021-006427>
- Osváth, P., Bálint, L., Németh, A., Kapitány, B., Rihmer, Z. and Döme, P. (2021), A magyarországi öngyilkossági halálozás változásai a COVID-19-járvány első évében. *Orvosi Hetilap*, 162(41), pp. 1631–1636.  
<https://doi.org/10.1556/650.2021.32346>
- Páldy, A. and Bobvos, J. (2021), Többlethalálozás Európában 2020.10. és 2021.18. hét között az EuroMOMO hálózat alapján. *Egészségtudomány*, 65(2), pp. 4–18.  
<https://doi.org/10.29179/egtud.2021.2.4-18>
- Pinter, G., Felde, I., Mosavi, A., Ghamisi, P. and Gloaguen, R. (2020), COVID-19 pandemic prediction for Hungary; A hybrid machine learning approach. *Mathematics*, 8(6) 890, pp1-20.  
<https://doi.org/10.3390/math8060890>
- Röst, G., Bartha, F. A., Bogyá, N., Boldog, P., Dénes, A., Ferenci, T., J. Horváth, K., Juhász, A., Nagy, C., Tekeli, T., Vizi, Z. and Oroszi, B. (2020), Early phase of the COVID-19 outbreak in hungary and post-lockdown scenarios. *Viruses*, 12(7), 708, pp. 1-30.  
<https://doi.org/10.3390/v12070708>
- Sikos, T. T., Papp, V. and Kovács, A. (2021), A hazai vásárlói magatartás változása a COVID-19-járvány első hullámában. *Területi Statisztika*, 61(2), pp. 135–152.  
<https://doi.org/10.15196/TS610201>
- Sulyok, M., Ferenci, T. and Walker, M. (2021), Google Trends Data and COVID-19 in Europe: Correlations and model enhancement are European wide. *Transboundary and*

- Emerging Diseases*, 68(4), pp. 2610–2615.  
<https://doi.org/10.1111/tbed.13887>
- Tóth, C. G. (2021), Többlethalandóság a koronavírus-járvány miatt Magyarországon 2020-ban. *KORFA*, 2, pp. 2–5.  
<https://demografia.hu/kiadvanyokonline/index.php/korfa/issue/view/586>
- Tóth, C. G. (2021), Multi-population models to handle mortality crises in forecasting mortality: A case study from Hungary. *Society and Economy*, 43(2), pp. 128–146.  
<https://doi.org/10.1556/204.2021.00007>
- Túri, G. and Virág, A. (2021), Experiences and Lessons Learned from COVID-19 Pandemic Management in South Korea and the V4 Countries. *Tropical Medicine and Infectious Disease*, 6(4), 201. pp. 1-21.  
<https://doi.org/10.3390/tropicalmed6040201>
- Uzzoli, A., Kovács, S. Z., Fábrián, A., Páger, B. and Szabó, T. (2021), Spatial Analysis of the COVID-19 Pandemic in Hungary: Changing Epidemic Waves in Time and Space. *REGION*, 8(2), pp. 147–165.  
<https://doi.org/10.18335/region.v8i2.343>
- Uzzoli, A., Kovács, S. Z., Páger, B. and Szabó, T. (2021), A hazai COVID–19-járványhullámok területi különbségei Szerzők: *Területi Statisztika*, 61(3), pp. 291–319.  
<https://doi.org/10.15196/TS610302>
- Vanella, P., Basellini, U. and Lange, B. (2021), Assessing excess mortality in times of pandemics based on principal component analysis of weekly mortality data—the case of COVID-19. *Genus*, 77(16), pp.1-36  
<https://doi.org/10.1186/s41118-021-00123-9>
- Váradi, A., Ferenci, T. and Falus, A. (2020), The coronavirus-induced COVID-19 pandemic: Previous experiences and scientific evidences at the end of March, 2020. *Orvosi Hetilap*, 161(17), pp. 644–651.  
<https://doi.org/10.1556/650.2020.31830>
- Váradi, B. (2020), Policy responses to the coronavirus pandemic in Hungary during the first half of 2020. In Fazekas, K, Elek P.and Hajdu T. (Eds.), *The Hungarian Labour Market 2020*, Budapest: Centre for Economic and Regional Studies, Institute for Economics, pp. 204–210.  
[https://kti.krtk.hu/wp-content/uploads/2021/06/hlm2020\\_infocus9\\_1.pdf](https://kti.krtk.hu/wp-content/uploads/2021/06/hlm2020_infocus9_1.pdf)

- Vékás, P. (2017), Nyugdíjcélú életjáradékok élettartam-kockázata az általánosított korcsoport-időszak-kohorsz modellkeretben. *Statisztikai Szemle*, 95(2), pp. 139–165.  
<https://doi.org/10.20311/stat2017.02.hu0139>
- Vékás, P. (2016), *Az élettartam-kockázat modellezése*. Budapest: Budapest Corvinus Egyetem.  
<http://unipub.lib.uni-corvinus.hu/4112/>
- Vokó, Z., Kiss, Z., Surján, G., Surján, O., Barcza, Z., Pályi, B., Formanek-Balku, E., Molnár, G. A., Herczeg, R., Gyenesei, A., Miseta, A., Kollár, L., Wittmann, I., Müller, C. and Kásler, M. (2021), Nationwide effectiveness of five SARS-CoV-2 vaccines in Hungary - The HUN-VE study. *Clinical Microbiology and Infection*.  
<https://doi.org/10.1016/j.cmi.2021.11.011>
- Zintel, S., Flock, C., Arbogast, A. L., Forster, A., von Wagner, C. and Sieverding, M. (2021), Gender Differences in the Intention to Get Vaccinated against COVID-19 - a Systematic Review and Meta-Analysis. *Available at SSRN 3803323*.  
<http://dx.doi.org/10.2139/BÁLINTssrn.3803323>