BUDAPESTI MŰSZAKI ÉS GAZDASÁGTUDOMÁNYI EGYETEM
TERMÉSZETTUDOMÁNYI KAR
NUKLEÁRIS TECHNIKAI INTÉZET

FEKETE DEZSŐ DOMONKOS
5. FÉLÉVES ENERGETIKAI MÉRNÖK BSC HALLGATÓ

TUDOMÁNYOS DIÁKKÖRI KONFERENCIA DOLGOZAT

Biztonsági rendszereken végzett időszakos tesztek atomerőművek biztonságában játszott szerepének vizsgálata

Témavezetők:

Boros Ildikó
Mesteroktató – BME NTI

Karsa Zoltán
Tudományos főmunkatárs - NUBIKI

Budapest, 2023.

TARTALOMJEGYZÉK

1. Bevezetés 3
2. Nemzetközi kitekintés 5
3. Az alkalmazott összefüggések 11
4. A tesztek kezelése a kockázatmonitor modellekben 14
4.1. A Paksi Atomerőmű kockázatmonitora 14
4.2. A tesztek hatásának számszerűsítése 16
4.3. Az érzékenységvizsgálathoz elvégzett módosítások 20
4.4. A tesztértékesség számítása a Paksi Atomerőmű kockázatmonitorában 24
5. Eredmények 26
5.1. A módosítások hatása a mintamodellben 26
5.2. A paksi modellben elvégzett érzékenységelemzés 30
5.2.1. Az átlagos zónasérülési gyakoriság alakulása 30
5.2.2. A kumulált zónasérülési gyakoriság alakulása 32
5.2.3. A tesztértékességek alakulása 34
6. Összefoglalás 37
7. Felhasznált források 39

Absztrakt

Egy atomerőmű biztonsági rendszereinek elemein, berendezésein időszakosan elvégzett tesztek komoly hatással vannak a nukleáris kockázatra. E hatás a valószínűségi biztonsági elemzés (angolul Probabilistic Safety Asessment, röviden PSA) módszerével vizsgálható és értékelhető. Egy teszt elvégzése után a berendezés használhatatlansága lecsökken a tesztet megelőző időpillanathoz képest. Nem egyértelmű azonban, hogy a teszt elvégzése utáni használhatatlanság matematikai leírása milyen mértékig egyszerűsíthető. Kérdéses, hogy elfogadható megközelítés-e csak időfüggő tagokkal leírni a kockázatot, vagy elengedhetetlen időfüggetlen tagok alkalmazása is.

A munka első lépéseként áttekintettem, hogy a nemzetközi gyakorlatban hol és hogyan foglalkoznak a tesztek kockázatcsökkentő hatásával, milyen célokra és milyen módokon veszik azt figyelembe. Mindezek alapján a kutatásom céljaira összegeztem a tesztek hatásának figyelembevételére alkalmas összefüggéseket.

Jelen kutatás elsődleges célja a tesztek kockázati hatásának vizsgálatára kidolgozott eljárások bemutatása, illetve működőképességének igazolása volt. E célból egy saját készítésű, igen egyszerű eseménylogikai modell felhasználásával kezdtem meg a vizsgálatot. Ebben a modellben a számítások kézzel is könnyedén elvégezhetőek voltak, így a szoftveres eljárások ellenőrizhetővé váltak, továbbá kiválóan alkalmas tesztértékesség vizsgálatok szemléltetésére.

A meghatározott összefüggések felhasználásával módosítottam a tesztelt bázisesemények bemenő adatait, melyeket úgy adtam meg, hogy figyelembe vettem időfüggő, illetve időfüggetlen tagokra vonatkozó paramétereket is.

Érzékenységvizsgálatot végeztem a tesztek hibavalószínűség-csökkentő hatásának elemzésére. A kapott eredményeket kétféle módon értékeltem ki: egyrészt a kumulatív zónasérülési valószínűség alakulása, másrészt a tesztértékességek és az azok alapján kialakuló fontossági sorrend összevetése alapján.

A számításokat elvégeztem a saját egyszerű modellemmel, a Paksi Atomerőmű kockázatmonitor-modelljével és alap-PSA-modelljével is. Az eredmények azt mutatták, hogy míg egy kisebb méretű, mesterséges modellel meghatározott kockázatban jelentősek lehetnek a változások, addig a Paksi Atomerőmű tényleges kockázatmodelljei esetében az időfüggetlen tagok modellbe vétele nem okoz igazán nagy eltérést a kockázat számított értékében.

Köszönetnyilvánítás

Szeretnék köszönetet mondani a témavezetőmnek, Karsa Zoltánnak a kutatás során a rengeteg segítségért, a tudományos munka során adott tanácsokért, rengeteg türelemért. Szeretném megköszönni a NUBIKI Kft.-nek, hogy lehetőséget biztosítottak a projekt TDK dolgozatként történő leadására.

Emellett külön köszönettel tartozok Boros Ildikónak a dolgozat összeállításában és lektorálásában adott segítségéért.

1. BEVEZETÉS

Abból a célból, hogy az erőmű rendszerei és berendezései a karbantartási ciklusok közötti időszakban folyamatosan alkalmasak és képesek legyenek terv szerinti funkcióik ellátására, ellenőrzési programot kell végrehajtani. A próbák célja, hogy igazolják az ellenőrzött berendezés, rendszer üzemképességét, illetve feltárják az esetleges hibákat, és biztosítsák azok kijavítását, megelőzve ezzel az adott berendezés vagy rendszer hibás működését. A technológiai próbák sikeres végrehajtásával megfelelő mélységben ellenőrizhető az atomerőmű rendszereire előírt üzemképességi követelmények maradéktalan teljesülése. Ezen próbák hatása vizsgálható az atomerőművek valószínűségi biztonsági elemzésében (angolul Probabilistic Safety Assessment, röviden PSA). Hatásuk talán a blokkok aktuális, adott időpillanatok konfigurációjára vonatkozó biztonsági elemzésében, vagyis a blokk kockázatmonitor modelljében figyelhető meg a legjobban. Az Egyesült Államokban valószínűségi kockázatelemzés (Probabilistic Risk Assessment, röviden PRA) néven végzik ezen tevékenységeket, mely a PSA-val sokszor szinonimaként kezelhető.

A Paksi Atomerőmű kockázatmonitora figyelembe veszi a készenléti rendszerekhez tartozó, berendezésműködést igazoló tesztek hatását a berendezések rendelkezésre állására. A kockázatmonitor e tulajdonságát korábban felhasználták többek között az üzemeltetési feltételekben és korlátokban rögzített próbaciklusidők felülvizsgálatának támogatására [1], a ciklikus indítási próbák üzem közbeni karbantartás miatti átütemezési stratégiájának megalapozására, továbbá a tesztek kockázatcsökkentő hatásának értékelésére. A teszteknek az erőmű biztonságában játszott fontos szerepe miatt azok kockázati hatását tovább kell vizsgálni a kockázatmonitor segítségével.

A paksi blokkokra kifejlesztetett kockázatmonitor-modell a tesztek kockázatcsökkentő hatását olyan módon veszi figyelembe, hogy egy adott teszt elvégzésekor a teszt által érintett berendezéshibamódok (bázisesemények) bekövetkezésének valószínűségét a minimális értékre (jelenleg zérusra) csökkenti. A nemzetközi gyakorlat nem egységes a téren, hogy a teszteket követően zérus vagy valamilyen fix, a teszt hatása ellenére is maradó hibavalószínűséget indokolt figyelembe venni. A jelen munka első lépéseként a 2.fejezetben áttekintem, hogy a nemzetközi gyakorlatban hol és hogyan foglalkoznak a tesztek kockázatcsökkentő hatásával, milyen célokra és milyen módon veszik azt figyelembe.

Mindezek alapján a 3. fejezetben összegzem a tesztek hatásának figyelembevételére a jelen munka céljaira alkalmas összefüggéseket.

A meghatározott összefüggések felhasználásával módosítom a tesztelt bázisesemények bemenő adatait úgy, hogy azok mindegyikéhez definiálok egy időtől független (maradó) összetevőt is, mely korábban nem szerepelt a modellben. Ennek részletes leírását a 4. fejezet tartalmazza.

Érzékenységvizsgálatot végzek a tesztek hibavalószínűség-csökkentő hatásának különböző módokon történő figyelembevételére, azaz eltérő feltételezésekkel kiértékelem egy blokkon egy adott, a jellemző erőmű-konfigurációkat tartalmazó időszak összes eseményéből adódó kockázatot. Az erre vonatkozó eljárásmódot a 4. fejezet foglalja össze egy egyszerű mintakonfiguráció alapján.

A kapott eredményeket kétféle módon értékelem ki: egyrészt a kumulatív zónasérülési valószínűség alakulása, másrészt a tesztértékességek és az azok alapján kialakuló sorrend összevetése alapján. Az eredmények értékelését a 5. fejezet tartalmazza.

2. NEMZETKÖZI KITEKINTÉS

Az PSA-modellekben, sőt, általában a kockázatmonitorok jelentős részében nem értékelik részletesen a tesztek kockázatcsökkentő hatását. Mára már az átlagos használhatatlanság („nem rendelkezésre állás”) alkalmazása elfogadottá vált a tesztelt berendezések hibamódjára vonatkozóan. Fontos azonban megjegyezni, hogy a teszteknek mind a pillanatnyi, mind pedig a hosszú távú átlagos kockázatra van hatása, amint azt a tesztek hatását figyelembe vevő, a Paksi Atomerőműre készített kockázatmonitor eredményei is mutatják [1]. Az alábbiakban áttekintjük, hogy a nemzetközi gyakorlatban hol és hogyan foglalkoznak a tesztek kockázatcsökkentő hatásával, milyen célokra és milyen módon veszik azt figyelembe.

Az Egyesült Államokban a PSA/PRA módszertanának kiforrottsága ellenére is kihívást jelentett a tesztek szabályozási folyamatba való integrálása. Will I. és munkatársai 2001-es cikkükben ezt az integrációs folyamatot ismertetik [2]. A szabályozás valószínűségi megközelítése a hagyományos determinisztikus megközelítést a biztonsági (kockázati) jelentőség fogalmának bevezetésével javítja és bővíti, amely lehetővé teszi a tervező/üzemeltető számára, hogy a biztonság szempontjából fontos kérdésekre összpontosítson. E kockázati információk pedig felhasználhatók többek között egyes beavatkozások lehetséges időzítéseinek rangsorolására is.

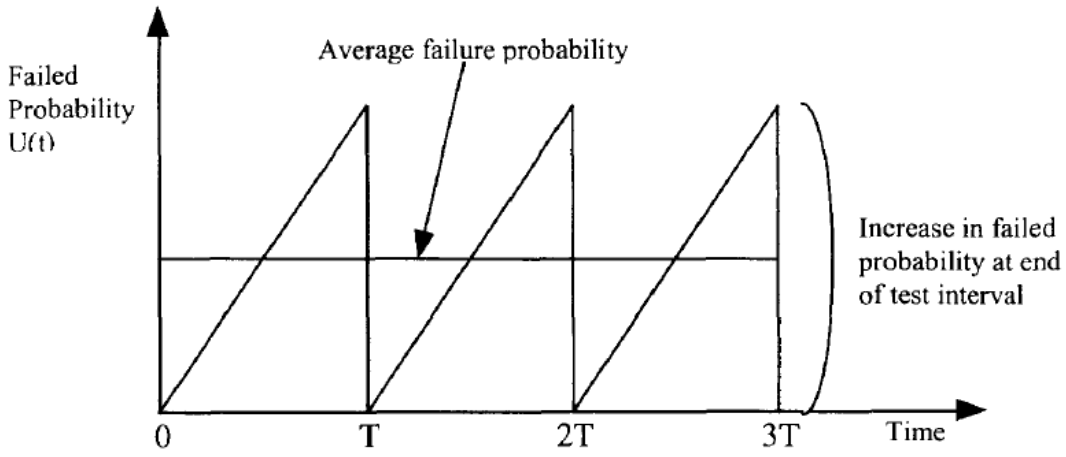
A [2] cikkben ismertetik, hogy egy teszt elvégzése értelemszerűen csökkenti az adott berendezés használhatatlanságát, azaz a berendezés nem rendelkezésre állásának valószínűségét. Azonban a teszt elvégzése időbe telik, és ez idő alatt a berendezést egyes esetekben éppen a teszt elvégezhetősége érdekében üzemképtelenné kell tenni, így a kockázat ez idő alatt megnövekedhet. Ezáltal indokolttá válik a tesztekkel kapcsolatban is a beavatkozások lehetséges időzítéseinek rangsorolása, azaz két teszt elvégzése közötti optimális időtartam meghatározása úgy, hogy a kockázat minimális legyen. Ehhez meg kell határozni a tesztek kockázatcsökkentő hatásának, vagyis egy adott berendezés használhatatlanságának (U) időfüggését az utolsó elvégzett teszt óta eltelt idő (t) és a meghibásodási gyakoriság (λ) függvényében, melyet a következőképpen írhatunk fel [2]:

$$U(t) = 1 - e^{-\lambda \cdot t} \tag{1}$$

A kifejezés λt<0,1 esetén $U(t) \approx \lambda t$ összefüggéssel jól közelíthető, valamint az is belátható, hogy e feltétel mellett a T időtartamra (tesztelési ciklusidő) vett átlagos használhatatlanság (U_{avg}) a következő összefüggéssel határozható meg:

$$U_{avg} = \frac{1}{2} \cdot \lambda \cdot T \tag{2}$$

Az időfüggő és az átlagos használhatatlanságot [2] alapján az 1. ábra illusztrálja.



1. ábra Időfüggő és átlagos használhatatlanság

Szintén az Egyesült Államok vonatkozásában végeztek vizsgálatokat Kim I. és munkatársai. A [3] dokumentum 6. fejezete egy lényegesen összetettebb megközelítést közöl a tesztek hatásának értékelésére. A dokumentum szerinti modell abból indul ki, hogy közvetlenül a tesztek elvégzése után sem nulla a berendezés használhatatlansága. Mindemellett figyelembe veszik a tesztek degradációs hatásait is, azaz azt, hogy minél többször végeznek el tesztet, annál nagyobb eséllyel lesz egy sikeres teszt után is működésképtelen a berendezés. A degradációs folyamatokba beleérthető továbbá a berendezés öregedése is, vagyis a meghibásodási gyakoriság (λ) értéke is változhat. Ennek érdekében az alábbi összefüggés alkalmazását javasolják az (ez esetben q-val jelölt) használhatatlanság meghatározására:

$$q(t) = 1 - e^{\int \lambda(t)dt} \tag{3}$$

A használhatatlanság értéke az elvégzett tesztek számának (n) és az időnek (t) a függvényében általánosságban a következőképpen írható fel:

$$q(n,t) = \rho(n) + \int_{nT}^{nT+t} \lambda(n,t')dt' \tag{4}$$

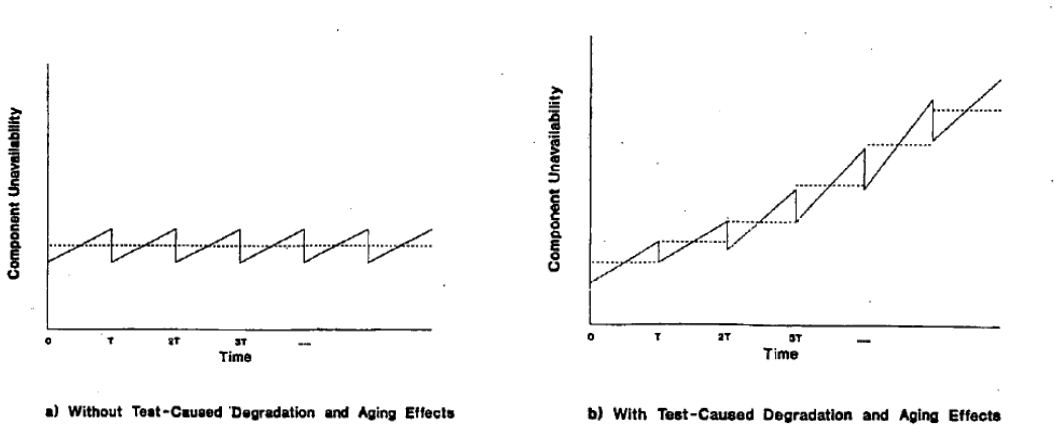
Az összefüggésben *ρ(n)* az n-edik teszt utáni maradóhibák valószínűségét írja le. A tesztek számának, valamint az öregedésnek a hatását figyelmen kívül hagyva a használhatatlanság az alábbi alakra egyszerűsíthető:

$$\mathrm{q}(t) = \rho_0 + \lambda t \tag{5}$$

Ezáltal a használhatatlanság átlagos értéke:

$$q_{avg} = \rho_0 + \frac{\lambda T}{2} \tag{6}$$

Amint látható, itt a használhatatlanság egy állandó (ρ_0) és egy időfüggő tag összegeként jelenik meg. Az egyszerűsített és az összetettebb modellel leírt használhatatlanság időfüggésének különbözőségét [3] alapján a 2. ábra illusztrálja.



2. ábra A használhatatlanság tesztek miatti időfüggésének egyszerűsített, illetve teljesebb leírása

Mankamo T. 1992-es cikkében [4] alapvetően a „meghibásodás esetén leállás vagy továbbüzemelés” kérdéskörének finn megközelítését tárgyalja. A használhatatlanság (ez esetben *d*) időfüggésének leírására szintén a fenti egyszerűsített összefüggést alkalmazzák az alábbi formában:

$$d(t) = q + Lt \tag{7}$$

ahol,

- d a használhatatlanság,
- q a maradó (időfüggetlen) használhatatlanság értéke,
- L a meghibásodási gyakoriság

A cikk a [3]–ban bemutatottakon annyival mutat túl, hogy vizsgálja a közösokúhiba-csoportokhoz tartozó készenléti berendezések hibamódja közös okú hibáinak tesztek miatti

időfüggését. Példaként az A és B berendezés hibamódja közös okú hibájának időfüggésére az alábbi összefüggés alkalmazását javasolja:

$$d_{AB}(t) = y_{2q}q + y_{2L}L\left(t - t_{AB\ legutóbbi\ tesztje}\right) \tag{8}$$

ahol:

- y_{2q} az időtől független rész függőségi paramétere;
- y_{2L} a rejtett készenléti meghibásodási gyakoriságra (L) és az időfüggő részre ($L \cdot t$) vonatkozó függőségi paraméter;
- $t_{\text{AB legutóbbi tesztje}}$ a vonatkozó időponthoz képesti utolsó időpont, amikor valamely komponens tesztelve volt.

Martoteil S. és munkatársai által, spanyol-amerikai kollaborációban készült összeállítás alapvetően a megengedett üzemképtelenségi idők és a tesztelési ciklusidők kockázatszempontú optimalizálásáról szól [5]. A berendezések használhatatlanságát több komponens összegeként értelmezik az alábbiak szerint:

$$q_m = q_T + q_C + q_D \tag{9}$$

ahol:

- q_m a teljes használhatatlanság;
- q_T a két teszt között eltelt időben érvényes átlagos használhatatlanság (lásd korábbiakat);
- q_C a teszt időtartama alatti használhatatlanság (melyre a paksi modell esetében 0 értéket feltételezünk);
- q_D a teszt elvégzése utáni minimális („maradó”) használhatatlanság.

Ezen 3 érték az alábbi képletekkel határozható meg:

$$q_D = (\rho + \lambda T)\frac{D}{T} \tag{10}$$

$$q_c = 0 \tag{11}$$

$$q_T = \rho + \frac{\lambda T}{2} \tag{12}$$

$$q_m = (\rho + \lambda T)\frac{D}{T} + \rho + \frac{\lambda T}{2} \tag{13}$$

ahol:

- T a két teszt között eltelt idő, azaz a tesztelési ciklusidő;
- D a javítási idő;
- ρ az időfüggetlen (maradó) használhatatlanság értéke;

- λ a meghibásodási gyakoriság.

Ez az összefüggés a Paksi Atomerőmű PSA elemzésében használt RiskSpectrum PSA szoftver által is alkalmazott kifejezés elsőrendű sorfejtésével egyenértékű (D = TR, ρ = q):

$$U_{avg} = 1 - \frac{1}{\lambda T}(1-q)\left(1-e^{-\lambda T}\right) + \left(1-(1-q)e^{-\lambda T}\right)\frac{TR}{T} \approx$$

$$\approx q + q\frac{TR}{T} + \lambda TR + \frac{\lambda T}{2} \qquad (14)$$

A fenti összefüggések alkalmazásának alapvető gátja, hogy az időfüggő és időtől független tagok értékét a tapasztalati (statisztikai) adatok feldolgozása során nem választják szét.

Kivételt képez ez alól az ún. T-Book, amelyben közölnek időfüggő (λ) és időtől független (q) adatokat is északi országok atomerőműveire vonatkozóan. A T-Book korai (1985-ös) változatában [6] a kétféle paramétert még eltérő berendezés-hibamódokhoz rendelték. A meghibásodási valószínűségre kétféle értéket becsültek:

- a meghibásodási gyakoriságot (λ), amely annak a valószínűségét írja le, hogy egy alkatrész egységnyi idő alatt meghibásodik (ez vonatkozik a folyamatos és a szakaszos működésű alkatrészekre egyaránt);
- igény esetén bekövetkező meghibásodás valószínűségét (q), amely annak valószínűségét adja meg, hogy egy készenléti komponens nem működik akkor, amikor szükség lenne rá.

Amint az a fentiekből látható, egy adott berendezés egyazon hibamódjára nem becsültek időfüggő és időtől független tagot is, a becsült paraméter a hibamód függvénye. A jelen munka keretében vizsgált tesztelt (készenléti) berendezések hibamódjaira a dokumentum a fentieknek megfelelően csak állandó (igény esetén) hibavalószínűséget ad meg, időfüggő tagot nem.

A T-Book újabb (2000-es) változata [7] már azzal a felismeréssel készült, hogy az időtől független tag (q) értéke nagyban függ attól, hogy mennyi idő telt el a berendezés utolsó működtetése óta, vagyis az nem is tekinthető időtől függetlennek. A komponensek egy adott csoportjához továbbá különböző tesztelési ciklusidővel rendelkező komponensek is tartozhatnak, aminek szintén torzító hatása lehet a becslésre. Az időtől független tag

becsléséhez a működtetési igények számának pontos ismerete szükséges, amely nem minden esetben adott, ugyanakkor a λ_s (készenléti meghibásodási gyakoriság) meghatározásához szükséges készenlétben töltött idő könnyebben becsülhető. Ennek megfelelően az időtől független működési igény szerinti (per demand) meghibásodási valószínűség (q) helyett sok esetben a λ_s paramétert becsülték. A készenlétben töltött idő könnyebb becslése mellett ez esetben igaz az is, hogy a λ_s paraméter nem függ a tesztelési ciklusidőtől, így az eltérő tesztelési ciklusidejű komponensek csoportjára is jobban alkalmazható.

A T-Book [7] szerinti változata már „$q_0+\lambda t$ modell”-nek hívja a tesztelt berendezés-hibamódokra vonatkozó adatbecslést, bár kijelenti, hogy a modell nem feltételezi, hogy a kétféle hibát meg lehet különböztetni a megfigyelt adatokban. A korábban negatívként értékelt körülmény itt már elvárás a komponensek csoportjával szemben, azaz a berendezéscsoportban különböző tesztelési ciklusidejű komponenseknek kell lennie, hogy a q_0 és λ_s között megalapozott kapcsolatot lehessen találni. A dokumentumban a becslés leírása csak a λ_s paraméterre koncentrál, q_0 becslése nem megismerhető.

Összességében megállapítható, hogy a nemzetközileg elismert és elfogadott adatfeldolgozások és adatbázisok közül elsősorban a T-Book foglalkozik a $q_0+\lambda t$ modellel, legalábbis egyéb olyan dokumentum nem került a látókörünkbe, amely ezt a megközelítést tárgyalná. Mindemellett a leírás nem terjed ki az időtől független összetevő becslésére, valamint a modell alkalmazásának feltétele miatt a Paksi Atomerőmű PSA-modelljeiben szereplő adatokra vonatozóan kevéssé alkalmazható.

3. AZ ALKALMAZOTT ÖSSZEFÜGGÉSEK

A 2. fejezetben bemutatott nemzetközi kitekintés tapasztalatai alapján meghatározom a jelen feladat céljaként kitűzött, egy adott készenléti (tesztelt) berendezés meghibásodási adataiban időfüggő és állandó tagot is tartalmazó esethez tartozó összefüggéseket.

A különböző tesztelt berendezések időfüggő használhatatlansága többféleképpen határozható meg. Ennek módja jelentős mértékben függ a felhasználás jellegétől, azaz attól, hogy egy adott erőműben (országban) milyen program szerint, milyen célokra kívánják felhasználni a tesztelt berendezések használhatatlanságának tesztek miatti időfüggését. Alapvetően hasonló alakú kifejezéseket alkalmaznak minden esetben, megkülönböztetve két esetet: (1) a komponenshasználhatatlanság kifejezésében szerepel időtől független paraméter (vagyis még egy sikeres teszt után sem csökken a használhatatlanság zérusra), (2) a használhatatlanságra vonatkozó kifejezés csak időfüggő tagból áll (mely feltételezi, hogy egy tesztet elvégezve a komponens használhatatlansága zérusra csökken).

A használhatatlanság időfüggése alapvetően egy exponenciális függvényként írható le, azonban a függvény kellően alacsony értékű kitevője esetén egyszerűsítésekkel éltem. Megjegyzendő, hogy a paksi blokkok esetében alkalmazott RiskSpectrum PSA program hasonló összefüggést használ, de a szoftver nem linearizál, hanem az exponenciális kifejezéssel számol.

A csak időfüggő tagot tartalmazó kifejezés a legegyszerűbb alakú, ekkor a használhatatlanság (U) időfüggése (t) az alábbi formában adódik:

$$U(t) = 1 - e^{-\lambda t} \approx \lambda t \tag{15}$$

ahol λ a meghibásodási gyakoriság. Kellően kicsi λt érték esetén az összefüggés a $U(t)\approx\lambda t$ formulával jól közelíthető. Utóbbi az exponenciális függvény alábbi sorfejtéséből adódik:

$$e^{x} = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{x^{n}}{n!} = 1 + x + \frac{x^{2}}{2} + \cdots \tag{16}$$

Ezen összefüggésbe x = -λt-t helyettesítve, és feltételezve, hogy a másod-, illetve annál magasabb fokú tagok már elhanyagolhatóan kicsik, adódik is az $U(t)\approx\lambda t$ összefüggés.

Egy teljes T tesztelési időtartamra az átlagos nem rendelkezésre állást (U_{avg}) a következő összefüggéssel határozhatjuk meg:

$$U_{avg} = \frac{1}{T}\int_0^T U(t)dt \tag{17}$$

Az exponenciális alakú kifejezés figyelembevételével az integrálást elvégezve az alábbi kifejezés adódik:

$$U_{avg} = 1 - \frac{1}{\lambda T}\left(1 - e^{-\lambda T}\right) \tag{18}$$

A fenti integrálban az $U(t) \approx \lambda t$ összefüggést behelyettesítve és az integrálást elvégezve (19)-re jutunk:

$$U_{avg} = \frac{\lambda T}{2} \tag{19}$$

Ugyanezt megkaphatjuk a fenti exponenciális kifejezés sorfejtéséből is:

$$\frac{1}{\lambda T}\left(1 - e^{-\lambda T}\right) = \frac{1}{\lambda T}\left(1 - 1 + \lambda T - \frac{(\lambda T)^2}{2} \pm \cdots\right) = 1 - \frac{\lambda T}{2} + \ldots \tag{20}$$

Ha a λ-t tartalmazó legalább másodfokú tagokat ez esetben is elhanyagolhatóan kicsinek tekintjük, majd a sorfejtett és egyszerűsített kifejezést behelyettesítjük az exponenciális összefüggésbe, akkor az átlagos használhatatlanságra szintén a $\frac{\lambda T}{2}$ kifejezés adódik.

A paksi blokkok PSA-jának kiértékelésére alkalmazott RiskSpectrum PSA program az átlagos használhatatlanságokat (átlagos meghibásodási valószínűségeket) összetettebb módon számítja. A tesztelt megbízhatósági modellel jellemzett bázisesemények esetében átlagos javítási idő (TR) is megadható, így a program általánosságban az alábbi összefüggést alkalmazza:

$$U_{avg} = 1 - \frac{1}{\lambda T}\left(1 - e^{-\lambda T}\right) + \left(1 - e^{-\lambda T}\right)\frac{TR}{T} \tag{21}$$

Természetesen ez az exponenciális kifejezés is sorba fejthető az előzőek alapján, ekkor kellően alacsony λT értékek esetén az átlagos használhatatlanság értéke:

$$U_{avg} = \frac{\lambda T}{2} + \lambda TR \tag{22}$$

Az időtől független tagot is tartalmazó leírásban a fentebb ismertetett kifejezések kiegészülnek egy konstans (időtől független) taggal (q) is. Ekkor a (15)-ös kifejezés a következőképpen módosul:

$$U(t) = q + 1 - e^{-\lambda t} \tag{23}$$

λt kellően alacsony értéke esetén a fenti összefüggés a (24)-re egyszerűsödik:

$$U(t) = q + \lambda t \tag{24}$$

Ekkor az átlagos használhatatlanság értéke a fenti integrál felhasználásával (25) szerint adódik:

$$U_{avg} = q + 1 - \frac{1}{\lambda T}\left(1 - e^{-\lambda t}\right) \tag{25}$$

Egyszerűbben pedig (26) szerint írható fel:

$$U_{avg} = \frac{\lambda T}{2} + q \tag{26}$$

A RiskSpectrum jelenleg a (14)-es összefüggés alapján határozza meg a használhatatlanság átlagos értékét, mely a tesztelés időtartamának (TR) elhanyagolásával a (26)-os, q és TR elhanyagolásával pedig (19)-es egyenletre vezet.

Ugyan a Paksi Atomerőmű PSA-elemzésére használt RiskSpectrum program a fentebb bemutatott exponenciális kifejezésekkel számol, nem vétünk nagy hibát a sorfejtett értékek használatával, melyet a későbbiekben be is fogok mutatni. Így dolgozatomban az átlagos használhatatlanság számításakor a (19)-es és (26)-os, míg a pillanatnyi értékek meghatározásához a (15) és (24)-es egyenleteket alkalmaztam.

4. A TESZTEK KEZELÉSE A KOCKÁZATMONITOR MODELLEKBEN

A tesztek hatásának figyelembevétele a paksi blokkok kockázatmonitorában a tesztelési utasítás – bázisesemény összerendeléseken keresztül valósul meg. Egy adott tesztelési utasítás sikeres elvégzésekor a hozzá rendelt bázisesemények valószínűségének időfüggő tagját zérusra kell módosítani a kockázatmonitor modellben. Ezt követően a Paksi Atomerőműre jellemző fenti (15) és (18) egyenletekkel számíthatjuk ki a hibavalószínűséget a teszt óta eltelt idő függvényében, azonban jelen számítások során a korábban már bemutatott sorfejtett kifejezésekkel fogok számolni. Az időfüggő és az időtől független összetevőket a kockázatmonitor-modell alapjául szolgáló RiskSpectrum PSA-ban készített PSA-modellben báziseseményenként, paraméterekkel lehet megadni. Egy tesztelt megbízhatósági modellel jellemzett bázieseményhez a RiskSpectrum PSA programban a következő típusú paraméterek adhatók meg:

- állandó hibavalószínűség;
- meghibásodási gyakoriság;
- átlagos javítási idő;
- tesztelési ciklusidő;
- első teszt ideje.

Nincs szükség az összes paraméter megadására, ugyanakkor a meghibásodási gyakoriságot és a tesztelési ciklusidőt mindenképpen meg kell adni, ennek hiányában a program hibát jelez.

4.1. A Paksi Atomerőmű kockázatmonitora

A Paksi Atomerőmű kockázatmonitorozását jelenleg a RiskSpectrum RiskWatcher programmal végzik, és nem veszik figyelembe az állandó hibavalószínűség és első teszt ideje paramétereket.

Egy adott bázieseményhez tartozóan megadott paraméterek közül a RiskWatcher program nem használja a tesztelési ciklusidőt mint paramétert olyan esetekben, amikor a bázisesemény tesztelési utasításhoz van rendelve. Ilyenkor a RiskWatcher a bázisesemény pillanatnyi, az

adott időponthoz tartozó használhatatlanságát számítja ki, amelyhez az adott báziseseményt érintő utolsó teszt óta eltelt időt (t) használja fel (18) egyenlet szerint.

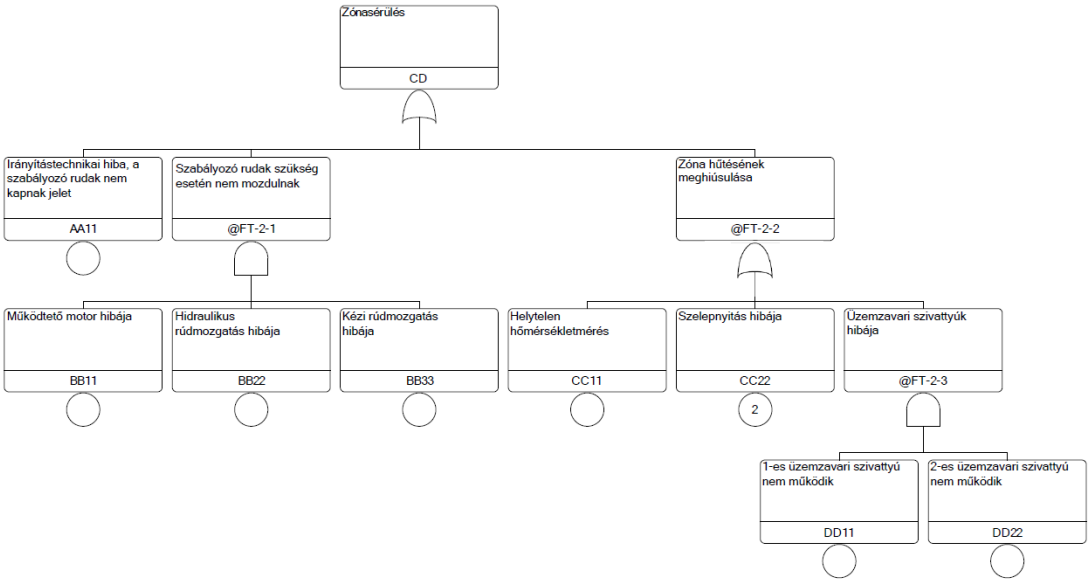
Olyan bázisesemények esetében, amelyek nincsenek tesztelési utasításhoz rendelve, a RiskWatcher program minden időpillanatban az átlagos használhatatlanságot számítja a tesztelési ciklusidő (T) felhasználásával. Következésképpen az ilyen bázisesemények lényegében egy állandó hibavalószínűségű báziseseménnyel azonos módon viselkednek a kockázatmonitorban. Az átlagos használhatatlanságot a RiskWatcher program a (21)-as kifejezés szerint számítja (ha TR nincs megadva, TR=0 érvényes).

A kockázatmonitor-modell alapjául szolgáló PSA-modellekben jelenleg mintegy 11000 tesztelt megbízhatósági modellel jellemzett bázisesemény található, ugyanakkor ezek közül csak kb. 4400 játszik szerepet a kockázatmonitor-modellben is. Ez utóbbiak közül szűk 4000 bázisesemény van legalább egy tesztelési utasításhoz hozzárendelve, és kb. 400 szerepel ugyan a kockázatmonitor-modellben, de azok nincsenek tesztelési utasításhoz rendelve.

Jelenleg nincs olyan tesztelt megbízhatósági modellel jellemzett bázisesemény az alap-PSA-modellben, amelyhez állandó hibavalószínűségű paraméter meg lenne adva. Átlagos javítási idő, mint paraméter a kockázatmonitorban is érintett tesztelt bázisesemények közül csak mintegy 13-hoz van megadva (a teljes PSA-modellben is csak szűk 400 báziseseményhez tartozik átlagos javítási idő).

4.2. A tesztek hatásának számszerűsítése

A tesztek hatásának bemutatásához készítettem egy egyszerűsített hibafa modellt:



3. ábra A minta eseménylogikai modell

A hibafa a RiskSpectrum PSA programban készült, és egy teljesen fiktív eseménylogikai modellt mutat be. A modell szerint a zóna sérülése akkor következhet be, ha a szabályozórudak nem kapnak megfelelő mozgatójelet (AA11 esemény), nem mozdulnak meg szükség esetén (FT-2-1), vagy a zóna hűtése meghiúsul (FT-2-2) helytelen hőmérséklet-mérés (CC11), szelepnyitási hiba (CC22) vagy éppen az üzemzavari szivattyúk hibájának (FT-2-3) nyomán.

A tesztelt báziseseményekre vonatkozóan a mintapéldában kezdetben 2 paramétert adtam meg: a λ meghibásodási gyakoriságot, mely azt mutatja, hogy a teszt elvégzése után egységnyi idővel mekkora valószínűséggel lesz a berendezés használhatatlan (ennek dimenziója [1/óra]), illetve a T tesztintervallumot, mely a két teszt között eltelő időt mutatja ([óra] dimenzióban). Az 3. fejezet tanulságai alapján a használhatatlanság pillanatnyi értéke $U(t) = \lambda t$, míg az átlagos érték $U_{avg} = \frac{\lambda t}{2}$ formában adható meg.

Az egyes báziseseményekhez tartozó paramétereket az 1. táblázatban tüntettem fel.

1. táblázat A bázisesemények paraméterei

Bázisesemény	AA11	BB11	BB22	BB33	CC11	CC22	DD11	DD22
Lambda [1/h]	10^{-5}	10^{-2}	10^{-2}	10^{-2}	$5 \cdot 10^{-6}$	$5 \cdot 10^{-6}$	$9 \cdot 10^{-5}$	$9 \cdot 10^{-5}$
T [h]	100	50	50	50	300	300	168	168

Ezen paraméterek alapján egy *átlagos* (alap) PSA modellben a használhatatlanság átlagértékének figyelembevételével számítható ki a hibafa legfelső eseményének (esetünkben a zónasérülésnek) a valószínűsége.

Ezzel szemben a kockázatmonitor modellben egy adott időpillanatra vonatkozóan adhatjuk meg az egyes bázisesemények esetében a rendelkezésre nem állás valószínűségét, figyelembe véve a tesztelések óta eltelt időt.

Fontos megjegyezni, hogy egy valós modellben (például a Paksi Atomerőmű PSA modelljében) nem csak tesztelt bázisesemények fordulhatnak elő. Ekkor ezen bázisesemények hez általában valamilyen valószínűség-értéket rendelünk. A minta modellben ilyen bázisesemény nem szerepel, ugyanis jelen alfejezet célja a tesztekkel kapcsolatos fogalmak bemutatása.

A tesztelések óta eltelt idő hatásának megértéséhez a fenti egyszerűsített példához definiáltam egy szintén fiktív egyszerű tesztelési utasítás-bázisesemény összerendelést. Ez az összerendelés a 2. táblázatban található.

2. táblázat A tesztelési utasítás-bázisesemény összerendelés

Teszt ID	Test1	Test1	Test2	Test2	Test2	Test3	Test4	Test4
Bázisesemény ID	AA11	CC11	BB11	BB22	BB33	CC22	DD11	DD22

A példámban a „Test1” teszt a jelző és mérőműszerek helyes működését, a „Test2” a szabályozórudak mozgását, a „Test3” a szelepnyitást, a „Test4” pedig a szivattyúk működését vizsgálja.

Egy tetszőleges időpontban elvégzett teszttel az azzal összerendelt bázisesemény használhatatlanságának valószínűsége 0-ra csökken. Ezen hatás vizsgálata lényegesen egyszerűbben elvégezhető a minimálmetszetek alkalmazásával. A minimálmetszet a hibafa elemzés egy eszköze, az alapesemények azon kombinációi, amelyek szükségesek és elégségesek a végesemény (esetünkben CD, Core Damage, azaz zónasérülés) bekövetkezéséhez. Ezen kombinációk pedig megjeleníthetőek táblázatos formában is.

Tekintsünk egy olyan időpillanatot (τ), mikor a legutóbbi teszt óta a 3. táblázatban látható időtartamok teltek el.

3. táblázat A tesztek elvégzése óta eltelt időtartamok

Teszt ID	Test 1	Test2	Test3	Test4
Eltelt idő [h]	50	10	50	100

Ekkor a fentebb meghatározott τ időpillanatban a hibafa alapján a 4. táblázatban látható értékű minimálmetszet értékek adódnak.

4. táblázat A τ időpillanat minimálmetszete

No.	Frequency	%	Event 1	Event 2	Event 3
1.	1,00E-03	48%	BB11	BB22	BB33
2.	5,00E-04	24%	AA11		
3.	2,50E-04	12%	CC11		
4.	2,50E-04	12%	CC22		
5.	8,10E-05	4%	DD11	DD22	

A minimálmetszetben soronként láthatjuk azon bázisesemények listáját, melyek együttes meghibásodása esetén eljuthatunk a hibafa legfelső eseményéhez, esetünkben a zónasérüléshez. Az első sorban a BBXX azonosítójú bázisesemények vannak feltüntetve. Ezen bázisesemények „és” kapuval összekapcsoltak, így a zónasérülés csak a 3 berendezés együttes meghibásodásával következhet be. A vizsgált időpillanatban így a 3 báziseseményre jellemző λt érték szorzataként kaphatjuk a sor „Frequency” (F) értékét, mely példámban az adott bázisesemény-sorozat által meghatározott zónasérülési valószínűséget (gyakoriságot) mutatja. A teljes zónasérülési valószínűség (gyakoriság) az egyes sorok összegeként adódik. Így a fenti példa esetében a zónasérülésre vonatkozóan $F(\tau) = 2{,}081 \cdot 10^{-3}$. A % oszlop azt mutatja, hogy az adott sorban levő események a teljes zónasérülési valószínűséghez (gyakorisághoz) milyen arányban járulnak hozzá.

A példában zavaró lehet a valószínűségek „Frequency”, azaz gyakorisággal történő jelölése, illetve elnevezése. Fontos megjegyezni, hogy jelen mintaesetben valószínűségekkel számolok, azonban a Paksi Atomerőmű kockázatmonitor modelljében a minimálmetszetekben már valóban zónasérülési gyakoriság értékek szerepelnek. A magyarázó példában

próbáltam a paksi szintaktikához minél közelebb maradni, ezért szerepelnek „Frequency” illetve gyakoriság elnevezések, illetve „F” rövidítés.

Egy teszt elvégzése után, amennyiben a teszt össze volt rendelve a minimálmetszetben található bármely báziseseménnyel, az adott bázisesemény sorában lévő „Frequency” érték nullára módosul, az azt megelőző λt értékről. Ez alapján a teszteket az úgynevezett tesztértékességgel tudjuk jellemezni. A tesztértékesség az a szám, mely a teszt elvégzése előtti és a teszt elvégzése utáni szummázott gyakoriságok hányadosaként kapható meg.

Vizsgáljuk meg hogyan módosulnak a minimálmetszet értékei a „Test1” azonosítójú teszt elvégzése után. Ez a teszt az AA11 és a CC11 báziseseményekre van hatással.

5. táblázat A "Test1" elvégzése utáni minimálmetszet

No.	Frequency	%	Event 1	Event 2	Event 3
1.	1,00E-03	75%	BB11	BB22	BB33
2.	2,50E-04	19%	CC22		
3.	8,10E-05	6%	DD11	DD22	
4.	0,00E+00	0%	AA11		
5.	0,00E+00	0%	CC11		

Ekkor a zónasérülés valószínűsége $F_{Test1}(\tau) = 1{,}331 \cdot 10^{-3}$. Vagyis az első teszt értékessége:

$$\text{É}_{Test1} = \frac{F(\tau)}{F_{Test1}(\tau)} = \frac{2{,}081 \cdot 10^{-3}}{1{,}331 \cdot 10^{-3}} = 1{,}563 \tag{27}$$

Ugyanezen megfontolásokkal a másik 3 tesztre vonatkozóan is elvégezhetőek az értékesség-számítások:

$$\text{É}_{Test2} = \frac{F(\tau)}{F_{Test2}(\tau)} = \frac{2{,}081 \cdot 10^{-3}}{1{,}081 \cdot 10^{-3}} = 1{,}925 \tag{28}$$

$$\text{É}_{Test3} = \frac{F(\tau)}{F_{Test3}(\tau)} = \frac{2{,}081 \cdot 10^{-3}}{1{,}831 \cdot 10^{-3}} = 1{,}137 \tag{29}$$

$$\text{É}_{Test4} = \frac{F(\tau)}{F_{Test4}(\tau)} = \frac{2{,}081 \cdot 10^{-3}}{2 \cdot 10^{-3}} = 1{,}0405 \tag{30}$$

Ezek alapján látható, hogy a Paksi Atomerőműben jelenleg is használt $U(t) = \lambda t$ modell alapján a mintamodell kiválasztott időpillanatában a „Test2” azonosítójú teszt elvégzése

járulna hozzá legnagyobb mértékben a zónasérülési valószínűség (gyakoriság) csökkentéséhez, ezzel a teszttel közel a felére csökkenthető ezen szám.

A meghibásodási gyakoriság és a tesztintervallum értékek alapján azonban az egyes báziseseményekre meghatározhatóak az $U_{avg} = \frac{\lambda t}{2}$ összefüggés segítségével az átlagos használhatatlanság értékei, melyek a 6. táblázatban találhatók.

6. táblázat Az átlagos használhatatlansági értékek

Bázisesemény ID	AA11	BB11	BB22	BB33	CC11	CC22	DD11	DD22
$U_{átlag}$	$5 \cdot 10^{-4}$	0,25	0,25	0,25	$7{,}5 \cdot 10^{-4}$	$7{,}5 \cdot 10^{-4}$	$7{,}56 \cdot 10^{-3}$	$7{,}56 \cdot 10^{-3}$

Az átlagos zónasérülési gyakoriság ezen értékekből számítható a 4. táblázat minimálmetszete alapján. Ennek értéke $F_{avg} = 1{,}77 \cdot 10^{-2}$. Emellett τ és τ' időpontok között a kumulált zónasérülési gyakoriság a (31)-es egyenlet alapján számítható.

$$F_{kumulált}(\tau - \tau') = \int_{\tau}^{\tau'} F(t)dt \tag{31}$$

A dolgozatomban a tesztek hatását a kumulált zónasérülési gyakoriságon, az átlagos zónasérülési gyakoriságon és a tesztértékességen keresztül vizsgáltam.

4.3. Az érzékenységvizsgálathoz elvégzett módosítások

Ahogyan azt a 4.1 alfejezetben már említettem, a Paksi Atomerőmű blokkjainak PSA-modelljeiben a használhatatlanság számításához jelenleg nincsenek időtől független tagok specifikálva, így a használhatatlanság a (15)-ös és (19)-es összefüggések alapján számítható.

Célom annak vizsgálata volt, hogy az időfüggetlen tagok modellbe vétele milyen hatással van a korábban már bemutatott kockázati mérőszámok (tesztértékesség, kumulált zónasérülési gyakoriság és átlagos zónasérülési gyakoriság) alakulására.

A modellbeli tesztelt berendezés-hibamódok adatainak időtől független tagokkal történő kiegészítése azonban nem magától értetődő feladat. A 2. fejezetben ismertetett T-Book

[6] egy elvi módszert ad meg mind az időtől független tagok (q), mind pedig a meghibásodási gyakoriságok (λ_s) kiszámítására korábbi adatok, megtörtént események feldolgozása alapján, vagyis a paksi adatok felülvizsgálatával elviekben e paraméterek meghatározhatóak. Mindemellett egyrészt az adatok felülvizsgálata rendkívül munkaigényes, ami túlmutat a jelen feladat keretein, másrészt pedig a legutóbbi adatfrissítés során szándékosan nem alkalmazták a T-Bookban szereplő $q+\lambda t$ modellt, ugyanis az időtől független tag (q) becslésére vonatkozóan nem ad iránymutatást a [6] dokumentum, ráadásul a $q+\lambda t$ modell alkalmazásának feltételei csak korlátozottan teljesülnek a paksi PSA-modellben (pl. a berendezéscsoportok nem úgy épülnek fel, hogy különböző tesztelési ciklusidejű komponensek legyenek benne).

Így a paksi PSA-modellekben szereplő adatok felülvizsgálata helyett az időtől független tag paraméteres vizsgálatát végeztem el. Ehhez a PSA-modellekben szereplő tesztelt megbízhatósági modellel jellemzett bázisesemények paramétereit úgy módosítottam, hogy a használhatatlanság átlagos értéke ne változzon, de jelenjen meg bennük időtől független összetevő is. A használhatatlanság átlagértékének változatlanul hagyása gyakorlatilag azt jelenti, hogy az összegzett átlagos eredmény változatlan, csak az összetevők módosulnak. Ezáltal az alap-PSA-modell kiértékelésének eredménye azonos marad, míg a kockázatmonitorban jól követhetővé válik a módosítás hatása.

A paraméteres érzékenységvizsgálat megvalósíthatósága érdekében először az alap-PSA-modellekben szereplő összes tesztelt bázisesemény mindegyike esetében definiálni kellett egy állandó hibavalószínűséget mint paramétert (q), amely az időtől független tag szerepét tölti be a vizsgálatban. Az időtől független paraméterek azonosítóit a bázisesemények azonosítójával megegyezően vettem fel. A paraméterek definiálását követően azokat hozzá kellett rendelni a megfelelő báziseseményekhez. Az érzékenységvizsgálat keretében az időtől független tag (q) értékére többféle értéket is felvettem. Ezen értékeket a báziseseményekhez tartozó átlagos használhatatlanságértékek bizonyos arányában határoztam meg, a bázisesemény átlagos használhatatlanság értékét ennek megfelelően egy „c” arányszámmal szoroztam meg. Vizsgáltam azokat az eseteket, ha az átlagérték 20%-a, 40%-a, 60%-a, 80%-a, illetve 100%-a az időtől független összetevő, ennek megfelelően a *c* paraméter értékére rendre 0,2, 0,4, 0,6, 0,8, illetve 1,0 értékeket vettem fel. Fontos

megjegyezni, hogy az utolsó esetben (100%, c = 1,0) a használhatatlanság teljes mértékben csak időtől független tagból áll, az időfüggő tag értéke zérus.

Annak érdekében, hogy a bázisesemények átlagértéke ne változzon, természetesen a vonatkozó meghibásodási gyakoriság (λ) mint paraméter értékét is módosítani (csökkenteni) kellett. Azt feltételezve, hogy az átlagos használhatatlanság minden esetben számítható az egyszerűsített összefüggéssel ($\lambda T < 0{,}1$), a PSA-modellben az időtől független tag nélküli átlagos használhatatlanság értéke (19) szerint számítható.

Mindemellett az időtől független összetevőt is tartalmazó használhatatlanság számítása (14) alapján a (32)-es egyenlet szerint lehetséges.

$$U_{avg} = q + q\frac{TR}{T} + \lambda' TR + \frac{\lambda' T}{2} \tag{32}$$

ahol q az időfüggetlen paraméter, λ' a módosuló meghibásodási gyakoriság.

Figyelembe véve, hogy a modellben a bázisesemények túlnyomó többsége nem tartalmaz javítási időt (TR) mint paramétert, az időtől független összetevő kiszámítása (33) szerint egyszerűsíthető.

$$q = cU_{avg} = c\frac{\lambda t}{2} \tag{33}$$

ahol λ az eredeti meghibásodási gyakoriság.

Így a megváltozott meghibásodási gyakoriság a (34) egyenlet alapján számítható, kihasználva, hogy a két esetben az átlagos használhatatlanságnak meg kell egyeznie.

$$\frac{\lambda T}{2} = c\frac{\lambda T}{2} + \frac{\lambda' T}{2} \rightarrow \lambda' = (1-c)\lambda \tag{34}$$

Minden bázisesemény esetében a fentiek szerint jártam el. Az egységes kezelésmód amiatt okozott kismértékű pontatlanságot az eredményekben, mert azon esetekben, ahol a javítási idő (TR) mint paraméter is meg volt adva a modellben, ott más összefüggés szerint kellett volna számolni. A modellben vannak bázisesemények, amelyek ugyanazon meghibásodási gyakoriságot leíró paraméterrel vannak jellemezve, ugyanakkor azok közül valamelyikhez meg van adva javítási idő, míg máshoz nincs. Ilyen esetekben új meghibásodási gyakoriságokat, mint paramétereket kellene definiálni a modellben, ami nagyon

időigényes és összetett modellmódosításnak számít, így attól eltekintettem. Ezáltal az eredeti modellel számított eredményekhez képest várhatóak eltérések a módosítások során annak ellenére, hogy az átlagos használhatatlanság értékén nem változtattam. Ezen eltérések mértékének értékeléséhez az alábbiakban a javítási idő (*TR*) paramétert is tartalmazó báziseseményekhez tartozóan meghatározom az új λ' meghibásodási gyakoriságra vonatkozó pontosabb összefüggést a (35)-ös összefüggésben.

$$\frac{\lambda T}{2} + \lambda TR = c\left(\frac{\lambda T}{2} + \lambda TR\right)\left(1 + \frac{TR}{T}\right) + \lambda'\left(TR + \frac{T}{2}\right) \rightarrow$$
$$\rightarrow \left(\frac{\lambda T}{2} + \lambda TR\right)\left[1 - c\left(1 + \frac{TR}{T}\right)\right] = \lambda'\left(TR + \frac{T}{2}\right) \rightarrow$$
$$\rightarrow \left[1 - c\left(1 + \frac{TR}{T}\right)\right]\lambda = \lambda' \qquad (35)$$

Látható, hogy *TR/T* hányados mértéke befolyásolja az eltérés mértékét.

A teljesség kedvéért esetenként kiszámítottam az új λ' meghibásodási gyakoriság pontos értékét, amihez a (36)-os összefüggést kell megoldani minden báziseseményre.

$$1 - \frac{1}{\lambda T}\left(1 - e^{-\lambda T}\right) + \left(1 - e^{-\lambda T}\right)\frac{TR}{T} =$$

$$= 1 - \frac{1}{\lambda' T}(1 - q)\left(1 - e^{\lambda' T}\right) + \left[1 - (1 - q)e^{\lambda' T}\right]\frac{TR}{T} \qquad (36)$$

, ahol

$$q = c\left(1 - \frac{1}{\lambda T}\left(1 - e^{-\lambda T}\right) + \left(1 - e^{-\lambda T}\right)\frac{TR}{T}\right) \qquad (37)$$

Az egyenlet analitikusan nem oldható meg, λ' a fenti összefüggés(ek) segítségével iterálva határozható meg, amihez az Excel Solver bővítményét, illetve egy Excel-makróban írt ciklust alkalmaztam. Az iteráció kezdeti értékéül az $(1-c)\lambda=\lambda'$ összefüggés által kapott értéket adtamuk meg. A legtöbb bázisesemény esetében az iteráció elvégzését követően is ez az érték adódott legközelebb a megoldáshoz. Néhány esetben adódott csak eltérés az iteráció eredményeképp az egyszerű összefüggéssel számított értékekhez képest, de azokban az esetekben is legfeljebb 1%-os eltéréseket tapasztaltam.

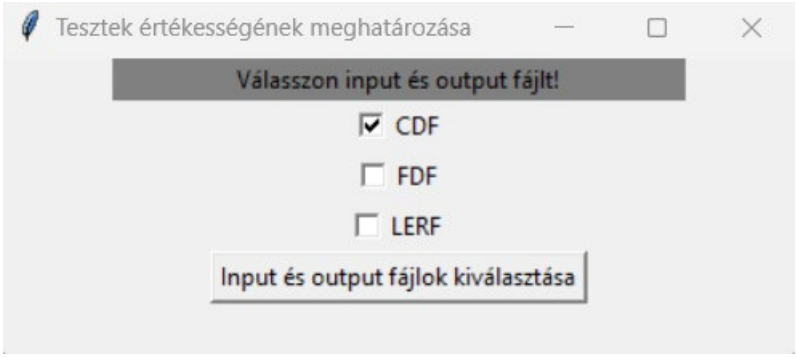
Mindezek alapján az egyszerűsített összefüggéssel számított λ' értékeket elfogadhatónak ítéltem, és a PSA-modellben a meghibásodási gyakoriságokat, mint paraméterértékeket egységesen az $(1-c)\lambda=\lambda'$ összefüggés alapján módosítottam, az időfüggetlen tagot pedig $q = c\frac{\lambda t}{2}$ szerint.

4.4. A tesztértékesség számítása a Paksi Atomerőmű kockázatmonitorában

Az előző alfejezetekben bemutattam a tesztértékesség számítását egy egyszerű modellen keresztül, illetve bemutattam, hogy elméletben milyen változásokat okozhat a használhatatlanság matematikai modelljének megváltoztatása.

A Paksi Atomerőmű kockázatmonitor modelljében azonban lényegesen nagyobb hibafák, és tízezres nagyságrendű sorokból álló minimálmetszetek, valamint közel százezer tesztelési utasítás-bázisesemény összerendelés áll elő. Ezek kézi elemzése lehetetlen feladat. Ezen probléma megoldására írtam egy saját programot Python programozási nyelvben. A program 4 különböző inputot vár: a tesztelési utasítás - bázisesemény összerendelést egy Excel táblázatban, a kockázatmonitorból kinyert minimálmetszetet szintén egy Excel táblázatban, a korábban C-vel jelölt maradó hiba és az átlagos használhatatlanság értékének arányát, továbbá az is megadható, hogy milyen végeredményre kívánjuk a számítást folytatni. Ez utóbbi azonban az első szintű PSA elemzésekben nem használt funkció, ugyanis a paksi modellben csak a zónasérülésre vizsgálódtunk, mint végeredményre.

A program rendelkezik egy vizuális megjelenítéssel, ahol jelölőnégyzetekkel lehet kiválasztani az elemezni kívánt végeredményeket (ez a 4. ábrán látható).



4. ábra A program kezelőfelülete

A fenti példában a zónasérülési gyakoriság (Core Damage Frequency - CDF) a, a fűtőelem sérülési gyakoriság (Fuel Damage Frequency - FDF) és a korai nagy kibocsátás gyakoriság (Large Early Release Frequency - LERF) lenne számítható, azonban a munkának csak a zónasérülési gyakoriság vizsgálata képezte részét. A megfelelő végeredmény kiválasztása után lehetőség van az input és output fájlok kiválasztására. A tesztelési utasítás – bázisesemény összerendelés, illetve a minimálmetszet egy fájltallózó segítségével nyitható meg, a program a .xls és .xlsx formátumú fájlokat is képes kezelni. Az output fájl egy Excel tábla, mely az összes tesztelési utasításhoz tartozó tesztértékességet tartalmazza, az értékesség szerint csökkenő sorrendben.

A program működése nem bonyolult, a 4.2 és 4.3 alfejezetben bemutatott lépéseket végzi el automatizálva. Először a tesztelési utasítás-bázisesemény összerendelés alapján az összes tesztelési utasításhoz egy tömb formájában hozzárendeli a báziseseményeket.

Ez után a minimálmetszetet az Excel alapján egy mátrixszá alakítja. Amennyiben a minimálmetszet Excel táblájában tizedesvesszőket alkalmaztak, úgy azokat pontra módosítja, ugyanis a Python csak a tizedespontot képes kezelni. Ez után a teljes zónasérülési gyakoriságot a minimálmetszet „Frequency” oszlopa alapján számítja ki.

Ez után a program egymásba ágyazott ciklusokkal végignézi, hogy az adott tesztelési utasítás a minimálmetszet mely sorában van jelen. Itt pedig elvégzi a sorhoz tartozó „Frequency” érték módosítását a korábban már ismertetett módon. A ciklusok végeztével minden tesztelési utasításra kiszámítja a tesztértékességet, majd ezeket értékesség szerint sorba rendezve egy Excel fájlba írja ki a program.

5. EREDMÉNYEK

A számításokat elvégeztem a mintamodellen, illetve a Paksi Atomerőmű kockázatmonitorában. A mintamodellen elvégzett számítások elsődleges célja a módszerek bemutatása, melyekkel a paksi modellben számoltam.

5.1. A módosítások hatása a mintamodellben

A módosításokat elvégeztem a mintamodellen is, prezentálva mi is történik a Paksi Atomerőmű kockázatmonitorában. Ennek érdekében az átlagos használhatatlanságot változatlanul hagyva minden báziseseményhez definiáltam időfüggetlen tagot. A 5.1. fejezet alapján ezt az átlagos használhatatlanság c konstansszorosaként definiáltam. Ebben a példában legyen a c konstans értéke 0,4, és 0,8 melyeket most önkényesen választottam.
Így a 6. táblázat alapján a 7. táblázatban tüntettem fel az időfüggetlen paraméterek értékét (30) alapján, míg a 8. táblázatban megadtam a meghibásodási gyakoriságok módosított értékeit.

7. táblázat Az időfüggetlen tagok értékei

Bázisesemény ID	**AA11**	**BB11**	**BB22**	**BB33**	**CC11**	**CC22**	**DD11**	**DD22**
Időfüggetlen tag	$2 \cdot 10^{-4}$	10^{-1}	10^{-1}	10^{-1}	$3 \cdot 10^{-4}$	$3 \cdot 10^{-4}$	$3{,}02 \cdot 10^{-3}$	$3{,}02 \cdot 10^{-3}$

(31) alapján a módosuló meghibásodási gyakoriság értékek a 9. táblázatban láthatóak.

8. táblázat A módosuló meghibásodási gyakoriságok

Bázisesemény ID	**AA11**	**BB11**	**BB22**	**BB33**	**CC11**	**CC22**	**DD11**	**DD22**
Meghibásodási gyakoriság	$6 \cdot 10^{-6}$	$6 \cdot 10^{-3}$	$6 \cdot 10^{-3}$	$6 \cdot 10^{-3}$	$3 \cdot 10^{-6}$	$3 \cdot 10^{-6}$	$5{,}4 \cdot 10^{-5}$	$5{,}4 \cdot 10^{-5}$

Vizsgáljuk ugyanazt az időpillanatot, melyet az eredeti esetben, vagyis a tesztek elvégzése óta eltelt idő maradjon változatlan. Az így kapott minimálmetszet a 10. táblázatban látható. (Ekkor a minimálmetszet paraméterei a 4.1 fejezetben bemutatott módszerekkel számíthatóak.)

9. táblázat A maradó tagokkal kiegészített minimálmetszet

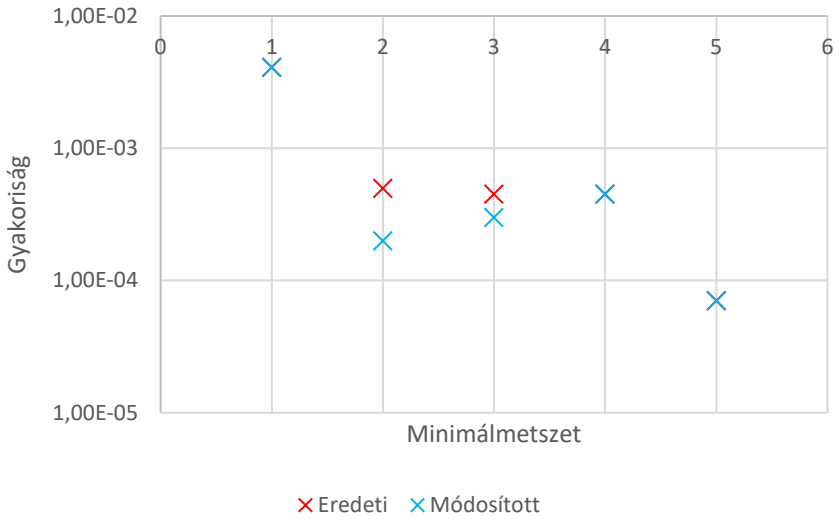
No.	Frequency	%	Event 1	Event 2	Event 3
1.	4,10E-03	74%	BB11	BB22	BB33
2.	5,00E-04	9%	AA11		
3.	4,50E-04	8%	CC11		
4.	4,50E-04	8%	CC22		
5.	7,06E-05	1%	DD11	DD22	

A 4. táblázattal összevetve az így kapott minimálmetszetet, láthatóak a modell változása miatti különbségek. Az összes kockázat ebben a speciális esetben $F_{0,4} = 5{,}57 \cdot 10^{-3}$ -ra nő, mely a kockázatmonitor modellben több, mint 2-szeres növekményt jelent. A minimálmetszetben az események sorrendje nem változott, azonban a paraméterek megfelelő kiválasztása esetén ez is elképzelhető.

Vizsgáljuk meg mi történik a „Test1” azonosítójú teszt újbóli elvégzésekor. Ekkor a minimálmetszet a 10. táblázat szerint módosul.

10. táblázat A teszt elvégzése utáni minimálmetszet a módosított modellben

No.	Frequency	%	Event 1	Event 2	Event 3
1.	4,10E-03	80%	BB11	BB22	BB33
2.	2,00E-04	4%	AA11		
3.	3,00E-04	6%	CC11		
4.	4,50E-04	9%	CC22		
5.	7,06E-05	1%	DD11	DD22	



5. ábra A minimálmetszetek gyakoriság („Frequency”) értékének módosulása egy teszt elvégzésével

Látható, hogy a teszt a második és harmadik sorra volt hatással, itt lecsökkent a „Frequency” értéke. Ekkor az új zónasérülési valószínűség $F_{Test1} = 5{,}13 \cdot 10^{-3}$. A korábban már ismertetett összefüggések segítségével számíthatóak a tesztértékességek:

$$É_{Test1} = \frac{F_{0,4}}{F_{Test1}} = \frac{5{,}57 \cdot 10^{-3}}{5{,}13 \cdot 10^{-3}} = 1{,}086 \tag{38}$$

A többi tesztelési utasításra újfent a fentivel hasonló módon számítható a módosuló minimálmetszet, az így kapott tesztértékességek:

$$É_{Test2} = \frac{F_{0,4}}{F_{Test2}} = \frac{5{,}57 \cdot 10^{-3}}{2{,}48 \cdot 10^{-3}} = 2{,}246 \tag{39}$$

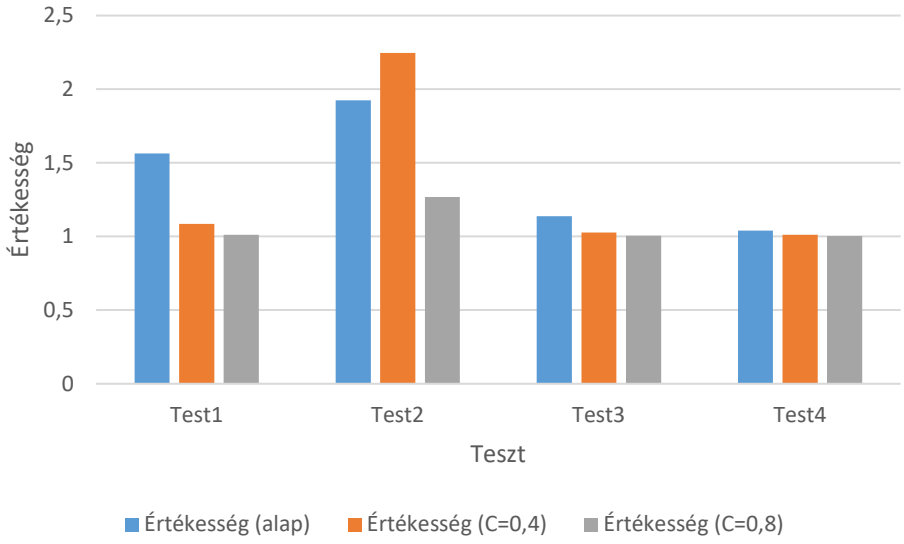
$$É_{Test3} = \frac{F_{0,4}}{F_{Test3}} = \frac{5{,}57 \cdot 10^{-3}}{5{,}43 \cdot 10^{-3}} = 1{,}026 \tag{40}$$

$$É_{Test4} = \frac{F_{0,4}}{F_{Test4}} = \frac{5{,}57 \cdot 10^{-3}}{5{,}51 \cdot 10^{-3}} = 1{,}011 \tag{41}$$

A két esetben kapott tesztértékességek összevethetők a 11. táblázat alapján.

11. táblázat Az alap és a módosított modellben kapott tesztértékességek

Teszt	Értékesség (alap)	Értékesség (C=0,4)	Értékesség (C=0,8)
Test1	1,563	1,086	1,012
Test2	1,925	2,246	1,269
Test3	1,137	1,026	1,004
Test4	1,0405	1,011	1,002



6. ábra A kapott értékességek a C konstans 3 értéke esetén

Alapvetően látszik az, hogy minél nagyobb az időfüggetlen tag, úgy csökken a tesztértékesség. Azonban lehetséges olyan szcenárió, hogy az időfüggő tagok csökkenésének ellenére, az adott teszt értékessége nő. Ez annak tudható be, hogy a teszteket nem egyszerre végzik el, így a módosított modellben állhatnak fenn olyan helyzetek, ahol a maradó tag növelésével a tesztértékesség is nő. Ez történt a „Test2" azonosítójú tesztelési utasítással is a fenti példában. Emellett olyan lehetőségek is előállhatnak, ahol a tesztek értékesség szerinti sorba állítása módosul. Vagyis a módosított modellben nem annak a tesztnek az elvégzése járul hozzá a legnagyobb mértékben a kockázat csökkentéséhez, mint ahogyan az az eredeti modellben történt.

Természetesen, amennyiben elhagyjuk az időfüggő tagokat és a maradó használhatatlansági valószínűség az átlagos értékkel egyezik meg, úgy a tesztértékességről nem beszélhetünk, hiszen ekkor a tesztek hatása nem értelmezhető.

Az zónasérülési gyakoriság természetesen a módosítások hatására nem változhat, ugyanis az átlagos értékek esetünkben állandóak. A kumulált zónasérülési gyakoriságot pedig nem vizsgáltam jelen modellre

5.2. A paksi modellben elvégzett érzékenységelemzés

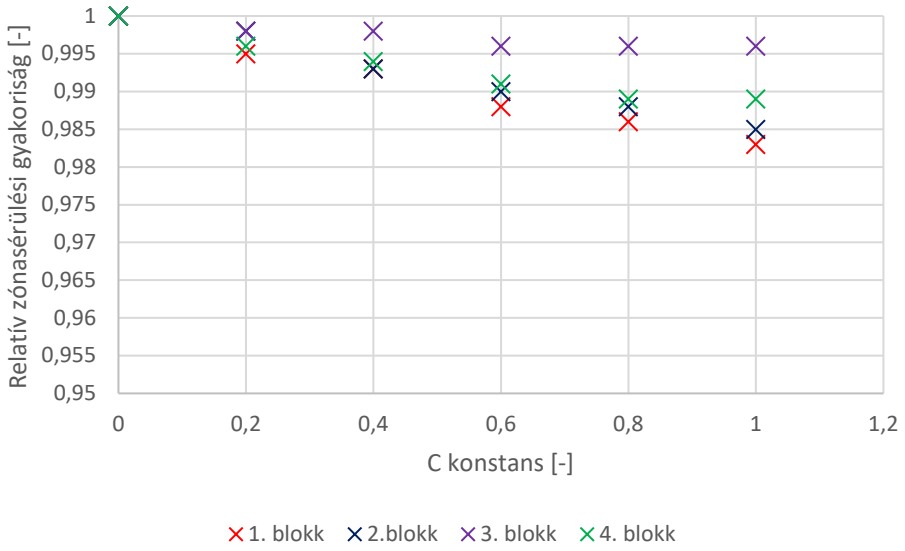
5.2.1. AZ ÁTLAGOS ZÓNASÉRÜLÉSI GYAKORISÁG ALAKULÁSA

A kutatás során minden blokk alap-PSA-modellje mellett öt újabb modellt hoztam létre a *c* paraméter egyes kijelölt értékeinek megfelelően. Az újonnan létrehozott PSA-modelleket a paramétermódosítások ellenőrzése érdekében kiértékeltem. A kiértékeléseket a RiskSpectrum programban futtattam, a mintamodellen bemutatott átlagos zónasérülési gyakoriság számításával ekvivalens módon. A használhatatlanság átlagos értéke elméletben nem változott, így a futtatások végeredményének sem kellene számottevően változni.

Dolgozatom célja elsődlegesen nem a Paksi Atomerőmű adatainak közlése, így konkrét zónasérülési gyakoriság értékeket nem mutatok be. Mind a 4 reaktorblokk változtatás nélküli zónasérülési gyakoriságát 1-nek véve, a modellben történő módosítások utáni zónasérülés gyakoriság alaphelyzethez képesti relatív értékét mutatom be a 7. táblázatban.

12. táblázat Átlagos zónasérülési valószínűség a c paraméter értékének függvényében

Blokk	**Alap-érték**	***c* paraméter értéke**					**Legnagyobb eltérés [%]**
		0,2	**0,4**	**0,6**	**0,8**	**1**	
1	1,00	0,995	0,993	0,988	0,986	9,83	1,7
2	1,00	0,998	0,993	0,99	0,988	0,985	1,6
3	1,00	0,998	0,998	0,996	0,996	0,996	0,4
4	1,00	0,996	0,994	0,991	0,989	0,989	1,1



7. ábra A C konstanssal módosuló relatív zónasérülési gyakoriság értékek

A táblázat utolsó oszlopa arról tanúskodik, hogy a legnagyobb eltérés az alap-PSA-modellel számolt eredményekhez képest valamennyi blokkot tekintve legfeljebb 1,6% volt, amely igen alacsony értékű hibának számít. Ezáltal megállapítható, hogy a modellek módosítása megfelelően történt. Az eltérés két okra vezethető vissza: egyrészt (bár a λT szorzat elég kicsi) a sorfejtés egyszerűsítése hordoz valamekkora hibát magában, másrészt néhány báziseseménynél az új λ' paraméter számításánál figyelmen kívül hagytuk a javítási időt, mint paramétert a modellben. Ez a két hatás összességében az alapmodellhez képest alacsonyabb értékeket eredményez, amelynek okát az alábbiakban tárgyaljuk.

Legyen adott a (38)-as összefüggés.

$$\lambda' = \left(1 - c\left(1 + \frac{TR}{T}\right)\right)\lambda \tag{42}$$

Minden esetben $TR = 0$ feltételezésével számítottuk a λ' paraméterértékét. Azokban az esetekben, amikor $TR \neq 0$, $TR/T > 0$ miatt λ' valós értéke kisebb, mint az általunk egyszerűsítetten számított érték és ez a különbség a c paraméter növelésével egyre nő. Ezáltal némileg nagyobb λ értékeket adtunk meg a modellben, mint amennyivel az átlagos használhatatlanság állandó lenne, ami az eredményeket növeli, de a sorfejtés egyszerűsítéséből adódó hiba ezt ellensúlyozza, és alacsonyabb értékek adódnak.

Az átlagos PSA modellben lefuttatott számítások alapján tehát nincsenek szignifikáns változások, a módosításokkal tehát releváns eredményeket kaphatunk a kockázatmonitorban elvégzett számításokra.

5.2.2. A KUMULÁLT ZÓNASÉRÜLÉSI GYAKORISÁG ALAKULÁSA

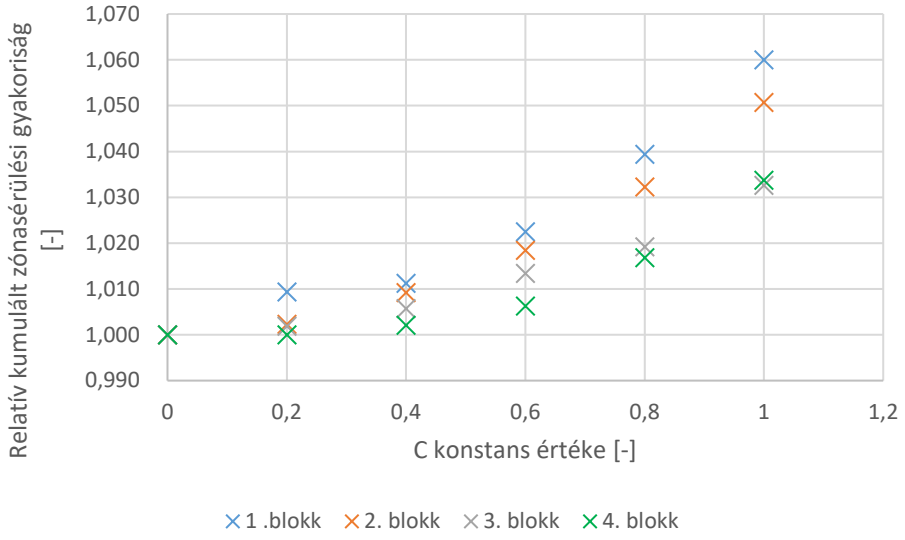
A kumulált zónasérülési gyakoriságot a vizsgálat során 2021. 07. 01 és 2023. 01. 01. időpontok között vizsgáltam névleges teljesítményű és leállási üzemállapotokra. Ezt mind a 4 paksi blokkra elvégeztem a módosított kockázatmonitor modellek segítségével. Az így kapott eredmények a 13. és 14. táblázatokban, továbbá a 8. és 9. ábrákon láthatóak. A kumulált zónasérülési gyakoriság értékeket újra relatív egységben adtam meg, ahol az alap modellben vett értéket vettem 1-nek minden blokk esetében.

13. táblázat A relatív kumulált zónasérülési gyakoriságok

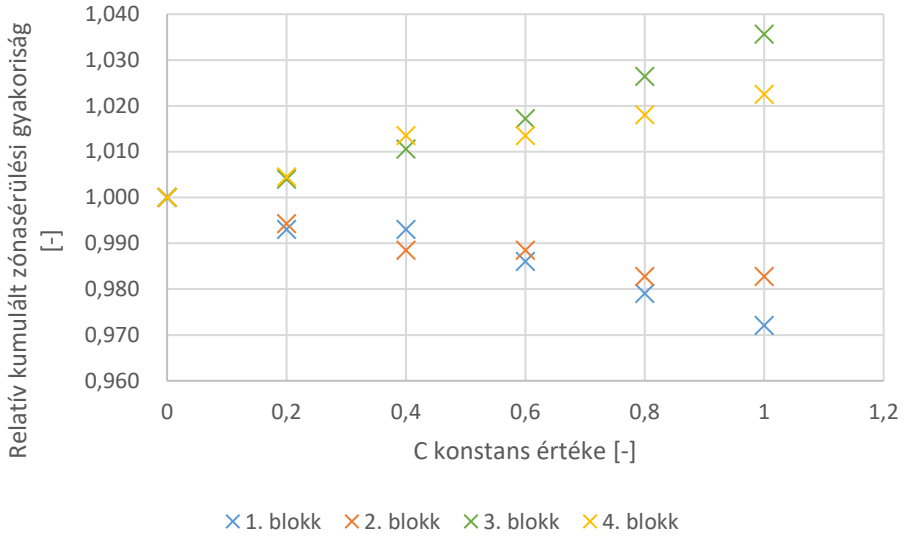
Blokk	**Alap-érték**	***c* paraméter értéke**					**Legnagyobb eltérés [%]**
		0,2	**0,4**	**0,6**	**0,8**	**1**	
1	1,000	1,009	1,011	1,023	1,039	1,060	6
2	1,000	1,002	1,009	1,018	1,032	1,051	5,1
3	1,000	1,002	1,006	1,013	1,019	1,033	3,3
4	1,000	1,000	1,002	1,006	1,017	1,034	3,4

14. táblázat A relatív kumulált zónasérülési gyakoriságok leállási üzemállapotokban

Blokk	**Alap-érték**	***c* paraméter értéke**					**Legnagyobb eltérés [%]**
		0,2	**0,4**	**0,6**	**0,8**	**1**	
1	1,000	0,993	0,993	0,986	0,979	0,972	2,8
2	1,000	0,994	0,989	0,989	0,983	0,983	1,7
3	1,000	1,004	1,011	1,017	1,026	1,036	3,6
4	1,000	1,005	1,014	1,014	1,018	1,023	2,3



8. ábra A kumulált zónasérülési gyakoriság névleges teljesítményű üzemállapotban



9. ábra A kumulált zónasérülési gyakoriság leállási üzemállapotokban

A táblázatok tanúsága szerint a teljesítményüzemi értékek minden esetben a *c* paraméter növelésével a vártnak megfelelően növekednek, hiszen a tesztek eltoltsága (a teszteket nem egyszerre, hanem időben egymástól eltolva végzik el) miatti kockázatcsökkentő hatás az időfüggő tag csökkenésével csökken. A leállási üzemállapotokban az 1. és 2. blokk esetében folyamatos csökkenés, míg a 3. és 4. blokk esetében folyamatos növekedés volt tapasztalható a *c* paraméter növelése esetén. Ennek oka az, hogy a leállási üzemállapotokban a teszteket nem feltétlenül eltolva végzik, hiszen bizonyos teszteket (pl. blokkindítási próbák) egymáshoz viszonylag közel, ugyanabban az üzemállapotban, akár közvetlenül egymás után is végezhetnek. Fontos kiemelni, hogy az egyes blokkokra

vonatkozóan a *c* paraméter változásával az eredmény változása monoton, ami az eredmények hihetőségét növeli.

A teljesítményüzemi, illetve leállási üzemállapotokból származó kumulatív zónasérülési valószínűségek különválasztásával a legnagyobb eltérés az időtől független tag bevezetésének hatására az az 1. blokk teljesítményüzemére adódott, értéke 6%. Ezen a blokkon a leállási üzemállapotok *c* paraméter növekedésének hatására történő kockázatcsökkenés mérsékelte a teljes kumulatív kockázatértékekben meglévő maximális eltérés mértékét. Összességében megállapítható, hogy a különböző feltételezésekkel elvégzett számítások alapján adódó 6%-os kumulatív zónasérülési valószínűség növekménye mérsékeltnek (alacsonynak) tekinthető, nem követeli a megbízhatósági adatok felülvizsgálatát, azaz a tesztelt bázisesemények esetében időtől független összetevő bevezetését.

5.2.3. A TESZTÉRTÉKESSÉGEK ALAKULÁSA

A tesztértékességet a korábbi fejezetekben tárgyalt módon vizsgáltam mind a 4 blokkra vonatkozóan 8-8 időpontot kiválasztva, a C konstans 0, 0,4 és 0,8 értékeire vizsgálódva. A 8 választott időpontban szerepeltek névleges teljesítményű és leállási üzemállapotok is. A tesztértékességek összehasonlítását pedig úgy végeztem el, hogy csak azon tesztekre számítottam értékességeket, melyeket valóban elvégeznek az adott üzemállapotban. Dolgozatomnak nem képezi részét a tesztértékességek részletes elemzése, így csak az 1. blokk vonatkozásában mutatok be egy névleges teljesítményű és egy leállási üzemállapotra jellemző tesztértékesség-karakterisztikát. A kapott eredmények a 15. és 16. táblázatokban láthatóak.

15. táblázat A névleges teljesítményű üzemállapot értékességei

	C = 0,0		**C = 0,4**		**C = 0,8**	
ID	**Értékesség**	**Ssz.**	**Értékesség**	**Ssz.**	**Értékesség**	**Ssz.**
10TVMGT	1,0404	1	1,0208	1	1,0061	1
10RR01GT	1,0071	2	1,0032	16	1,0009	19
10RR02GT	1,0067	3	1,0029	18	1,0008	21
10ZÜHRYGT	1,0052	4	1,0109	2	1,0057	2
10ZÜHRXGT	1,0046	5	1,0105	4	1,0056	4
10ZÜHRWGT	1,0045	6	1,0105	3	1,0056	3
20TVMGT	1,0033	7	1,0019	20	1,0006	22
20RR01GT	1,0033	8	1,0018	22	1,0006	25

16. táblázat A 19-es (leállási) üzemállapothoz tartozó tesztértékességek

	C = 0,0		C = 0,4		C = 0,8	
ID	**Értékesség**	**Ssz.**	**Értékesség**	**Ssz.**	**Értékesség**	**Ssz.**
10RVRYVTBIGT	1,0208	1	1,2309	1	1,1145	1
10RVRXVTBIGT	1,0208	2	1,2309	2	1,1145	2
10RVRWVTBIGT	1,0208	3	1,2309	3	1,1145	3
10RVRXTSBIGT	1,0208	4	1,2269	4	1,1127	4
10RVRWTSBIGT	1,0208	5	1,2269	5	1,1127	5
10RVRYTSBIGT	1,0208	6	1,2269	6	1,1127	6
10TRGT	1,0208	7	1,2269	7	1,1127	7
10YLIP1GT	1,0000	8	1,0027	8	1,0014	12
10XLIP1GT	1,0000	9	1,0027	9	1,0015	10
10YLIP2GT	1,0000	10	1,0027	10	1,0017	8
10XLIP2GT	1,0000	11	1,0027	11	1,0015	11

A táblázatokban a Ssz. (Ssz. – sorszám) oszlop mindig azt jelenti, hogy az adott C konstanssal elvégzett kiértékelés során az adott teszt hányadik legértékesebb tesztnek bizonyult. A két fenti táblázat jól mutatja a többi számításra jellemző karakterisztikákat.

Általánosan jellemző, hogy a leállási üzemállapotokban a tesztértékességek sorrendjében alig tapasztalható változás. A leállási üzemállapotok esetében felléptek olyan szcenáriók is, ahol a C 0,0 értéke esetén a teszt értékessége 1,0, míg C=0,4 esetén nagyobb, mint 1. Ennek oka az, hogy a RiskSpectrum program minimálmetszet generálásakor nincsen lehetőség az összes metszet megjelenítésére. A módosítás hatására azonban vannak olyan metszetek, melyek fentebb kerülnek, így pedig belefférnek a programban meghatározott limitbe. Azonban látható, hogy ezen bázisesemények értékessége a többihez képest nagyon kicsi.

A névleges teljesítményű üzemállapotok esetében általánosságban az volt jellemző, hogy az első minden C érték esetében ugyanaz, azonban utána akár nagyobb különbségek is megjelennek, ahogyan az a 15. táblázatban is látható. Azonban az alapmodellben 10 legértékesebb és a módosított modellek 10 legértékesebb tesztje között több átfedés is volt. Emellett a különböző eseteknél azon tesztek sorszámában voltak számottevő különbségek, melyek értékessége már alapvetően közel volt 1-hez. A 17. táblázat az egyes blokkra

vonatkozó névleges teljesítményű üzemállapotot mutatja egy másik időpontra vonatkozóan.

17. táblázat Egy másik névleges teljesítményű üzemállapot értékességei

	C = 0,0		C = 0,4		C = 0,8	
ID	**Értékesség**	**Ssz.**	**Értékesség**	**Ssz.**	**Értékesség**	**Ssz.**
10YLIP1GT	1,1072	1	1,0887	1	1,0318	3
10XLIP1GT	1,1058	2	1,0645	4	1,0213	4
10ZÜHRXGT	1,0984	3	1,0832	3	1,0327	2
10ZÜHRYGT	1,0627	4	1,0880	2	1,0405	1
10QD01GT	1,0617	5	1,0336	8	1,0105	8
10QD01DJGT	1,0617	6	1,0336	9	1,0105	9
10QD02GT	1,0597	7	1,0356	6	1,0119	6
10QD02DJGT	1,0597	8	1,0356	7	1,0119	7
10RVRXVGT	1,0401	9	1,0267	10	1,0091	12
10RVRYVGT	1,0388	10	1,0505	5	1,0207	5

Látható, hogy ebben az esetben a tesztek fontossági sorrendje sokkal kisebb mértékben torzul, mint a 15. táblázatban mutatott esetben, mindezek mellett ebben az esetben látható, hogy a tesztek értékessége nagyobb.

6. ÖSSZEFOGLALÁS

A dolgozat keretében érzékenységvizsgálatot végeztem a tesztek hibavalószínűség-csökkentő hatásának különböző módokon történő figyelembevételére, azaz eltérő feltételezésekkel kiértékeltem minden blokkon egy adott, a jellemző erőmű-konfigurációkat tartalmazó időszak összes eseményéből adódó kockázatot. Fontos megjegyezni, hogy a tesztelt megbízhatósági modellű bázisesemények esetében egységesen, ugyanolyan arányban bontottam fel a használhatatlanság értékét időfüggő és időtől független összetevőkre. Amennyiben lehetőség nyílna az egyes komponensek esetében egyedileg meghatározni az időfüggő és az időtől független hibaösszetevőt, akkor indokolt lenne további vizsgálatokat végezni az alábbiakban leírt következtetések érvényességének ellenőrzése érdekében.

A kapott eredményeket kétféleképpen értékeltem ki: egyrészt a kumulatív zónasérülési valószínűség alakulása, másrészt a tesztértékességek és az azok szerint adódó tesztsorrend összevetése alapján:

- A különböző feltételezésekkel elvégzett számításokból származó kumulatív zónasérülési valószínűségek közötti legnagyobb eltérés a teljes vizsgált időszakra vonatkozóan 6%-nak adódott, amely mérsékeltnek (alacsonynak) tekinthető.
- A tesztértékesség szerint sorrendezett tesztek vizsgálata alapján megállapítható volt, hogy a tesztek sorrendje nem minden esetben egyezett meg teljesen a különböző feltételezések figyelembevételekor. Mindemellett az első (hozzávetőlegesen) tíz legértékesebb teszt köre jó egyezést mutatott az egyes esetekben, és az alapesetben legértékesebb teszt minden elemzési esetben is a tíz legértékesebb teszt egyikének adódott. Ezek alapján az általam írt tesztértékesség-számító program eredményeit felhasználók hasonló javaslatokat kapnak a tesztek elvégzésére vonatkozóan az egyes elemzési esetekben.

Összességében megállapítható, hogy az egyes elemzési esetekből adódó eredmények közötti eltérés mértéke nem számít jelentősnek, így nem feltétlenül szükséges a tesztelt komponensek megbízhatósági adatainak felülvizsgálata a Paksi Atomerőmű PSA-modelljében, azaz időtől független meghibásodási összetevők bevezetése (mellyel az átlagos

használhatatlanságértékek továbbra is közel állandóak maradnának). A jelenlegi modell az időtől független tag nélkül is teljes mértékben alkalmas a kockázat monitorozására.

7. FELHASZNÁLT FORRÁSOK

[1] “Tesztek kockázati hatásának további vizsgálatai a kockázatmonitorban. Egy adott konfigurációban a tesztek kockázatcsökkentő hatásának értékelése,” 2022.

[2] I. B. Wall, A. J. J. Haugh, and D. H. Woiuege ’, “RECENT APPLICATIONS OF PSA FOR MANAGING NUCLEAR POWER PLANT SAFETY,” 2001.

[3] I. S. Kim, S. Martorell, W. E. Vesely, and P. K. Samanta, “NUREG/CR-5775 ‘Quantitative Evaluation of Surveillance Test Intervals Including Test-Caused Risks.’”

[4] T. Mankamo, “Operational decision alternatives in failure situations of standby safety systems-development of probabilistic approach and PC program TeReLCO,” 1992.

[5] S. A. Martoreil, V. G. Serradeilt, and P. K. Samanta, “Improving allowed outage time and surveillance test interval requirements: a study of their interactions using probabilistic methods,” 1995.

[6] “Reliability Data Book (T-Book): Reliability Data of Components in Swedish Nuclear Power Plants,” 1985.

[7] “T-Book (2000) Reliability Data of Components in Nordic Nuclear Power Plants,” 2000.