

**Kovács Edith\***

# SPECIÁLIS TÖBBVÁLTOZÓS ELOSZLÁSOK MODELLEZÉSE KOPULÁK SEGÍTSÉGÉVEL

**Összefoglaló:** A cikkben bemutatunk egy módszert az együttes eloszlás modellezésére, azzal a feltételezéssel, hogy ismerjük a peremeloszlás-függvényeket. A többváltozós együttes eloszlásfüggvény teljes mértékben jellemzi a valószínűségi változók összefüggésének mértékét, ezért ez együttes eloszlásfüggvény modellezése az összefüggés mérésének a kiinduló pontja.

Egy portfólió kockázatának a modellezésére idáig leggyakrabban a többváltozós Gauss-eloszlás volt használatos, mivel nagyon sok kényelmes tulajdonsággal rendelkezik. A gyakorlat sajnos bebizonyította, hogy nem mindig illeszthető a valós adatokra.

Egydimenziós valószínűségi változók esetében a normális eloszlással való megközelítés nagyon hasznosnak bizonyul, mivel nagyon sokféle eloszlás közelíthető meg bizonyos feltételek mellett a normálissal.

Mint ismeretes sok olyan *nem* normális együttes eloszlás létezik, amelynek a peremeloszlás-függvényei normálisak. Az egyik fő hiányossága a többváltozós normális eloszlásfüggvénynek, hogy az összefüggés az extremitásokban 0. A valós világban, például a pénzügyekben, sok olyan eset van, amikor a nagyon nagy értékek, illetve nagyon kicsi értékek együttesen fokozott valószínűséggel következnek be. Ezeknek a sajátosságoknak a modellezéséhez fogjuk az archimédeszi kopulák fajtájából a Gumbel, Frank és Clayton családokat használni [4], [5].

**Kulcsszavak:** normál eloszlás, kopula, extremitásokban való függőség, archimédeszi kopula.

## Bevezetés

Dolgozatunk célja két olyan valószínűségi változó együttes eloszlásának a modellezése, amelyek extremitásokban való összefüggést mutatnak (a kiugró értékek egyszerre következnek be) és ezek összefüggésének jellemzése.

A gyakorlatból láthattuk, hogy a kockázat-elemzésben nagyon fontos szerepet játszanak az együtt bekövetkező extrém értékek. Ezeknek figyelembevételével kell majd a modellt megszerkeszteni.

A dolgozatban egy *nem* normális együttes eloszlás segítségével modellezünk; a fent említett speciális kívánalmakat figyelembe véve, a kétváltozós együttes-eloszlást úgy, hogy a peremeloszlásokat normálisnak tekintjük. Ehhez felhasználjuk az előző cikkünkben [2] bemutatott Gumbel, Clayton és Frank kopulákat.

---

\* Főiskolai adjunktus, Általános Vállalkozási Főiskola

A: Rövid emlékeztető a kopulákról

### 1. A kopulafüggvény értelmezéséről (röviden)

Egyszerűen fogalmazva [3]: több valószínűségi változóhoz tartozó kopulafüggvény az együttes eloszlásfüggvény és a szimpla valószínűségi változók eloszlásfüggvényeit egyesíti magában. Ahogyan azt már [2] bemutattam, a kopulafüggvény segítségével teljesen leírható kettő vagy több valószínűségi változó statisztikai összefüggésének a mértéke.

A kopulafüggvények felhasználásának két fő iránya:

- Meghatározhatjuk a kopulafüggvényt az együttes eloszlásfüggvény ismeretében. (Az együttes eloszlásfüggvény egyértelműen meghatározza a peremeloszlás-függvényeket. Ezek ismeretében a Sklar tétel [1] alapján konstruálható egyértelműen a kopulafüggvény.)
- A mintából kapott adatok alapján megválasztjuk a megfelelő kopulát, amelyet egyesítünk a peremeloszlás-függvényekkel. Így modellezhetjük a mintának megfelelő együttes eloszlást.

**Definíció 1.1:** Kopulafüggvénynek nevezünk minden olyan függvényt, amely a következő képpen van értelmezve:

$$C : [0;1]^2 \rightarrow [0,1] \text{ és}$$

eleget tesz a következő tulajdonságoknak:

- a)  $\forall u, v \in I \quad C(u, 0) = C(0, v) = 0$   
 b)  $\forall u, v \in I \quad C(u, 1) = u \quad C(1, v) = v$   
 c)  $\forall u_1, u_2, v_1, v_2 \in I; \quad u_1 \leq u_2, v_1 \leq v_2$

$$C(u_2, v_2) - C(u_2, v_1) - C(u_1, v_2) + C(u_1, v_1) \geq 0$$

**Tétel 1.1. (Sklar) [1]:** Ha  $X$  és  $Y$  folytonos valószínűségi változók  $H(x, y)$  együttes eloszlásfüggvénnyel és  $F(x)$  illetve  $G(y)$  peremeloszlás-függvényekkel, akkor létezik egy

$$C : [0; 1]^2 \rightarrow [0; 1]$$

kopulafüggvény, amelyre igaz, hogy

$$\forall u, v \in [0;1] \quad C(u, v) = H(F^{-1}(u), G^{-1}(v)).$$

Fordítva: Ha  $C : [0; 1]^2 \rightarrow [0; 1]$ ,  $C(F(x), G(y))$  egy kopula, akkor létezik egyetlen egy együttes eloszlásfüggvény  $H(x, y)$ ,  $F(x)$  és  $G(y)$  peremeloszlásokkal. Erre teljesül:

$$\forall x, y \in R \quad H(x, y) = C(F(x), G(y))$$

## 2. Az archimédeszi kopulák [5]

**Definíció 2.1:** Azt mondjuk, hogy egy  $C : [0,1]^2 \rightarrow [0,1]$  kopula archimédeszi, ha létezik egy konvex csökkenő függvény  $\phi : ]0,1] \rightarrow R$  a következő két tulajdonsággal:

$$\phi(1) = 0 \text{ és } C_\phi(u, v) = \phi^{-1}(\phi(u) + \phi(v))$$

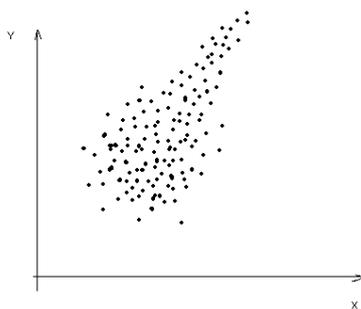
Az archimédeszi kopulafüggvényt egyértelműen meghatározza a  $\phi$  generálófüggvénye [3], [4]. A továbbiakban a következő archimédeszi kopulacsaládokat fogjuk használni:

**1. Gumbel-család (1960)**  $C(u, v) = e^{-\left[(-\ln u)^\alpha + (-\ln v)^\alpha\right]^{\frac{1}{\alpha}}}$ ;  $\alpha \geq 1$ .

$$\phi(v) = (-\ln v)^\alpha$$

Ezt a családot a felső extremitásokban való erős összefüggés jellemezi, mint ez az 1. ábrán látható.

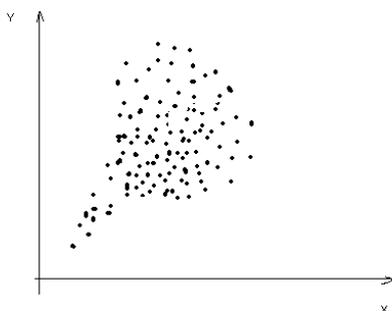
1. ábra



**2. Clayton-család (1978)**  $C(u, v) = \left(u^{-\alpha} + v^{-\alpha} - 1\right)^{-\frac{1}{\alpha}}$ ;  $\alpha \geq 0$ .

$$\phi(v) = v^{-\alpha} - 1$$

Ezt a családot az összefüggés az alsó extremitásokban jellemzi, ahogyan azt a 2. ábra mutatja.

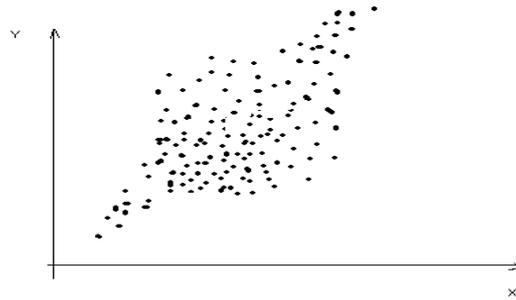


$$3. \text{ Frank család (1978)} \quad C(u, v) = \frac{1}{\alpha} \ln \left( 1 + \frac{(e^{-\alpha u} - 1)(e^{-\alpha v} - 1)}{e^{-\alpha} - 1} \right) \quad \alpha \in R$$

$$\phi(v) = \ln \frac{e^{\alpha v} - 1}{e^{\alpha} - 1}$$

Ez a család szimmetrikusan erős extremitásokban való dependenciát mutat. Ez látható a 3. ábrán.

3. ábra



### 3. Extremitásokban való dependencia (összefüggés):

- *Felső* extremitásokban való összefüggés, akkor létezik, ha a következő határérték pozitív (vagyis a nagy „kilógó” értékek egyszerre következnek be):

$$\lambda_{upper} = \lim_{\substack{u \rightarrow 1 \\ u < 1}} P(Y \geq G^{-1}(u) / X \geq F^{-1}(u))$$

- *Alsó* extremitásokban való összefüggés akkor van, ha a következő határérték pozitív (vagyis a kicsi „kilógó” értékek egyszerre következnek be):

$$\lambda_{lower} = \lim_{\substack{u \rightarrow 0 \\ u > 0}} P(Y \leq G^{-1}(u) / X \leq F^{-1}(u))$$

### Megjegyzések:

- A Gauss-eloszlásnak, amelyhez tartozó korreláció kisebb mint 1 nulla az alsó extremitásokban való dependenciája, úgyszintén a felső extremitásokban való dependenciája.
- Az extremitásokban való összefüggés a kopulán múlik és nem a peremeloszlásokon, ezért a kopulát kell megfelelően megválasztani.

## B: Egy speciális együttes eloszlásnak megfelelő kopula modellezése

A továbbiakban abból indulunk ki, hogy  $X$  és  $Y$   $N(\mu_1, \sigma_1)$  illetve  $N(\mu_2, \sigma_2)$  normál eloszlású valószínűségi változók.

Az alapötlet a következő: modellezni fogjuk numerikusan a mintának megfelelő kopulát, szem előtt tartva az extrémításokban való összefüggés típusát. Ennek érdekében a fent bemutatott három kopula-családot fogjuk használni.

Tegyük föl, hogy van egy  $n$  darab  $(x_i, y_i)$  párból álló mintánk. Ezekhez hozzárendeljük a megfelelő  $u$  és  $v$  értékeket az alábbi képletek szerint:

1.

$X$	$Y$	$u = F(x) = \Phi\left(\frac{x - \mu_1}{\sigma_1}\right)$	$v = G(y) = \Phi\left(\frac{y - \mu_2}{\sigma_2}\right)$
$x_1$	$y_1$	$u_1$	$v_1$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
$x_n$	$y_n$	$u_n$	$v_n$

2. Kiszámoljuk az empirikus Kendall-mutatókat:

$$\tau = \frac{c - d}{c + d},$$

ahol  $c$  = a mintában lévő konkordáns párok számossága (azok a párok az  $\{(x_i, y_i); (x_j, y_j)\}$  párok számossága amelyekre igaz, hogy  $(x_i - x_j) \cdot (y_i - y_j) > 0$ ),

$d$  = diszkordáns párok számossága (azok a párok az  $\{(x_i, y_i); (x_j, y_j)\}$  párok számossága, amelyekre igaz, hogy  $(x_i - x_j) \cdot (y_i - y_j) < 0$ ).

3. Kiszámoljuk az  $\alpha$  paramétert, amely a Kendall-féle empirikus mutatónak a függvénye.

Kiválasztjuk az adott kopula családból a megfelelő kopulát.

Gumbel	Clayton	Frank
$\alpha = \frac{1}{1 - \tau}; \alpha \in (0, \infty)$	$\alpha = \frac{2\tau}{1 - \tau} \quad \alpha \in [0, \infty)$	$\tau = 1 + \frac{4 \cdot D_1(\alpha) - 1}{\alpha}$ where $D_1 = \int_0^\alpha \frac{t}{\alpha(e^t - 1)} dt$ $\alpha \in \mathbb{R}$

4.  $\alpha$  ismeretében megállapítjuk a generáló függvényt

Gumbel	Clayton	Frank
$\phi(v) = (-\ln v)^\alpha$	$\phi(v) = x^{-\alpha} - 1$	$\phi(v) = \ln \frac{e^{\alpha x} - 1}{e^x - 1}$

5. Felhasználva az első lépésben kiszámított  $u$  és  $v$  értékeket, most kiszámoljuk a kiválasztott kopula\* generáló függvényének a  $\phi(u)$  és  $\phi(v)$  értékeit:

$\phi(u_1)$	$\phi(v_1)$
$\vdots$	$\vdots$
$\phi(u_n)$	$\phi(v_n)$

6. Az ötödik lépés nyomán kiszámolhatjuk a kopula diszkrét pontokban felvett értékeit.

Gumbel	Clayton	Frank
$C(u_i, v_i) = e^{-\left[(-\ln u_i)^\alpha + (-\ln v_i)^\alpha\right] \frac{1}{\alpha}}$ ; $\alpha \geq 1$	$C(u_i, v_i) = \left(u_i^{-\alpha} + v_i^{-\alpha} - 1\right)^{\frac{-1}{\alpha}}$ ; $\alpha \geq 0$	$C(u_i, v_i) = \frac{1}{\alpha} \ln \left(1 + \frac{(e^{-\alpha u_i} - 1)(e^{\alpha v_i} - 1)}{e^{-\alpha} - 1}\right)$ $\alpha \in R$
$i = 1 \dots n$		

7. Kiszámoljuk ugyanezekben az  $(u_i, v_i)$  diszkrét pontokon, a függetlenségi kopula által felvett értékeket:  $\Pi(u_i, v_i) = u_i \cdot v_i$ .

8. Kiszámoljuk ugyanezekben az  $(u_i, v_i)$  diszkrét pontokon, a maximális kopula értékeit  $M(u_i, v_i)$ , illetve  $W(u_i, v_i)$  értékeket.

9. Bevezetünk egy mutatót, amellyel az összefüggés mértékét fogjuk jellemezni.

Ehhez a következő jelöléseket lesznek szükségesek:

- Jelölje  $A_i = C(u_i, v_i) - \Pi(u_i, v_i)$ .
- Jelölje  $\delta_i = \begin{cases} 1 & \text{ha } A_i > 0 \\ 0 & \text{különben} \end{cases}$  és  $\bar{\delta}_i = \begin{cases} 1 & \text{ha } A_i < 0 \\ 0 & \text{különben} \end{cases}$

\* A Genest, Mac Kay 1993 elmélete és [8] alapján

Az alapötlet az, hogy számszerűsítsük a modellezett kopula  $C(u,v)$  és a függetlenségi kopula közötti eltérést. Ehhez használhatjuk például a az eltérések négyzetének összegét a mintából származtatott pontokon:  $\sum_{i=1}^n (C(u_i, v_i) - \Pi(u_i, v_i))^2$ . Minél közelebb áll ez az összeg a nullához, annál közelebb áll a változók kapcsolata a függetlenséghez. A probléma, abból adódhat, hogy ennek a számnak nincsen számszerű felsőhatára.

Tudjuk, hogy minden kopula a minimális és a maximális kopula közé esik, ebből kifolyólag pedig minden  $(u_i, v_i)$  pontban számolhatunk egy maximális eltérést:

- Ha a  $C(u,v)$  kopula a függetlenségi kopula fölött halad, akkor a maximális eltérést az  $(u_i, v_i)$  pontban a  $M(u_i, v_i) - \Pi(u_i, v_i)$  adja.
- Ha a kopula a  $C(u,v)$  kopula a függetlenségi kopula alatt halad el akkor a maximális eltérés az  $(u_i, v_i)$  pontban a  $\Pi(u_i, v_i) - W(u_i, v_i)$  adja.

A probléma az, hogy előfordulhat, hogy egy kopula metszheti a függetlenségi kopulát, emiatt pedig megváltoztathatja a függetlenségi kopulához képest a pozícióját. A dolgozat végén található ábrákon bemutatjuk az általunk konstruált kopula és a függetlenségi kopula közötti eltéréseket [a Clayton (CG), Gumbel (CG), Frank (CF)] különböző  $\alpha$  értékekre. Ha az eltérések pozitív irányban rajzolódtak ki, akkor az általunk konstruált kopula van fölül (4, 5, 6. ábrák), ha pedig negatív irányban rajzolódnak ki, akkor az általunk konstruált kopula halad el a függetlenségi kopula alatt (7, 8. ábrák), de előfordul, hogy negatív tartományból pozitívba vált át, vagy fordítva. Ilyen esetekben pedig valahol metszi a függetlenségi kopulát, így megváltoztatva a hozzá viszonyított relatív pozícióját.

Ezen sajátosságok figyelembevételével bevezetjük a következő mutatót:

$$\hat{\sigma}_{XY} = \frac{\sum_{i=1}^n (C(u_i, v_i) - \Pi(u_i, v_i))^2}{\sum_{i=1}^n [\delta_i (M(u_i, v_i) - C(u_i, v_i))^2] + \sum_{i=1}^n [\bar{\delta}_i (C(u_i, v_i) - W(u_i, v_i))^2]} .$$

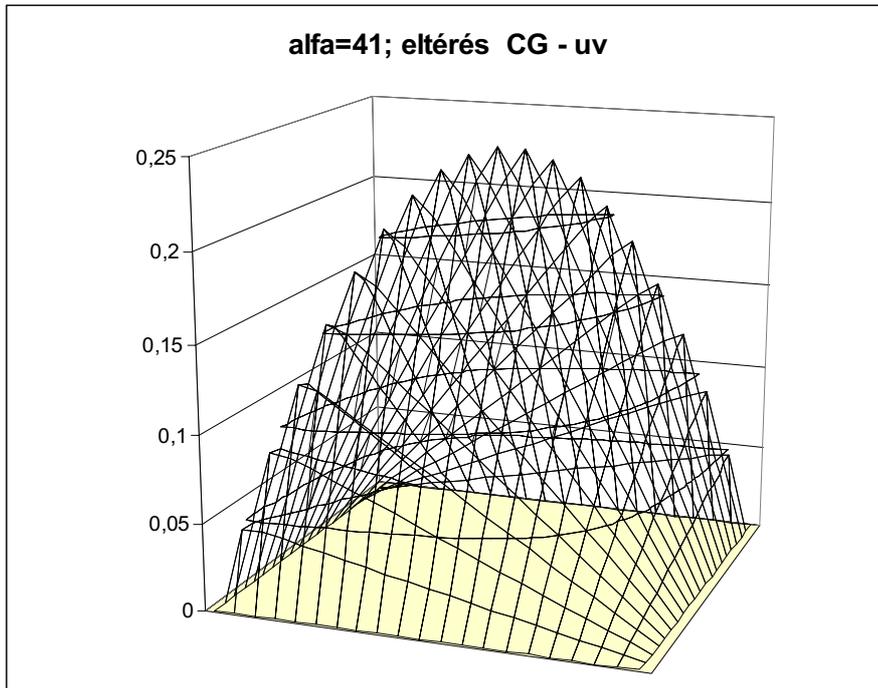
Ez a mutató már nulla és egy közé esik.

### C: Következtetések

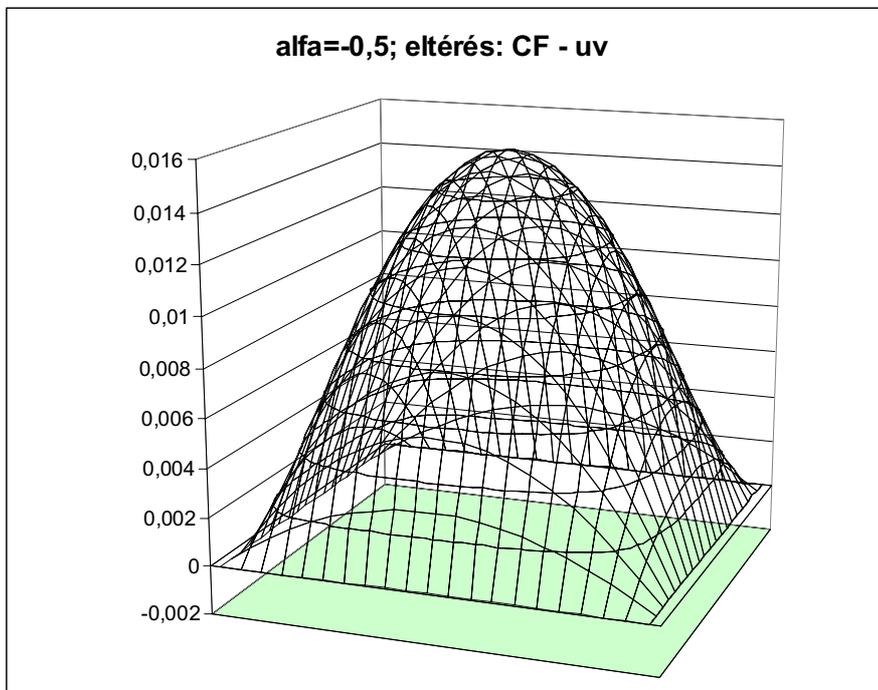
A B: részben bemutatott módszer által numerikusan modelleztünk egy normális peremeloszlású, de nem normális együttes-eloszlásnak megfelelő kopula függvényt, figyelembe véve az extremitásokban megfigyelhető sajátosságokat.

A mintából nyert adatokra támaszkodva bevezetünk egy empirikus mutatót  $\hat{\sigma}_{X,Y}$ , amely jellemzi az összefüggés mértékét. Minél közelebb áll  $\hat{\sigma}_{X,Y}$  az 1-hez, annál erősebb kapcsolatot sejtethünk a két valószínűségi változó között; minél közelebb áll ez a mutató a nullához annál gyengébb kapcsolatot sejtet.

4. ábra \* \*\*



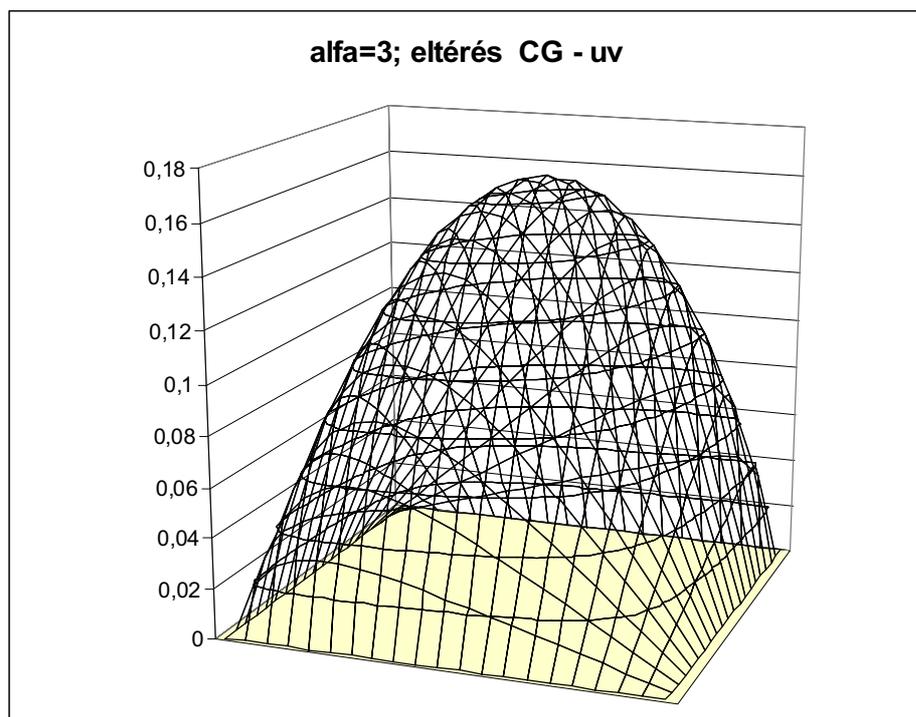
5. ábra \* \*\*



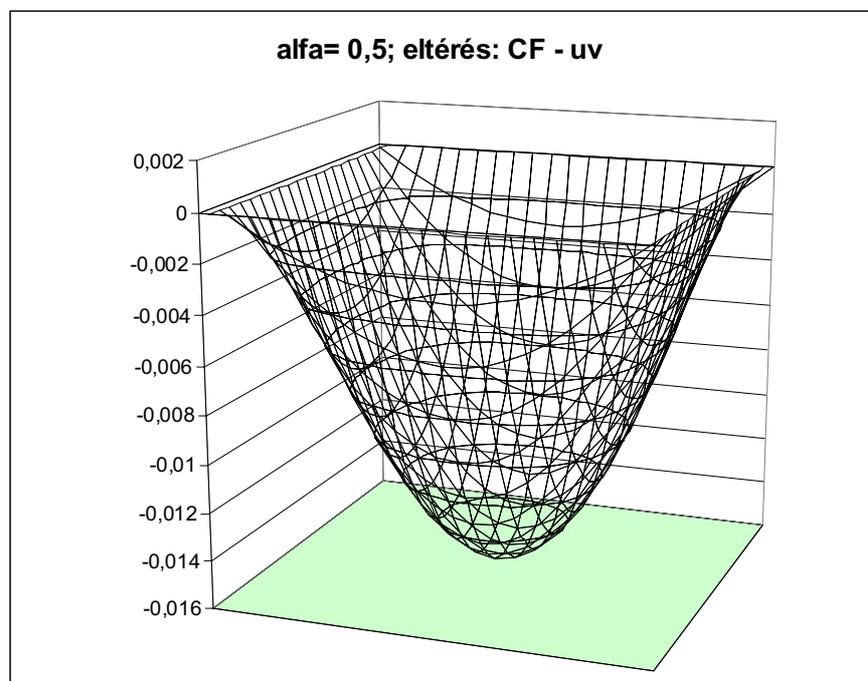
\* A síkban mérjük az  $u$  és  $v$  értékeket, tehát fekvő négyzet  $[0;1]^2$

\*\* Érdemes megfigyelni a függőleges tengely értékeit. Minél nagyobbak annál nagyobb az eltérés a függetlenségi kopulátótól, tehát erősebb az összefüggés. (Megjegyzés: különböző ábrákon különböző a mértékegység.)

6. ábra \* \*\*



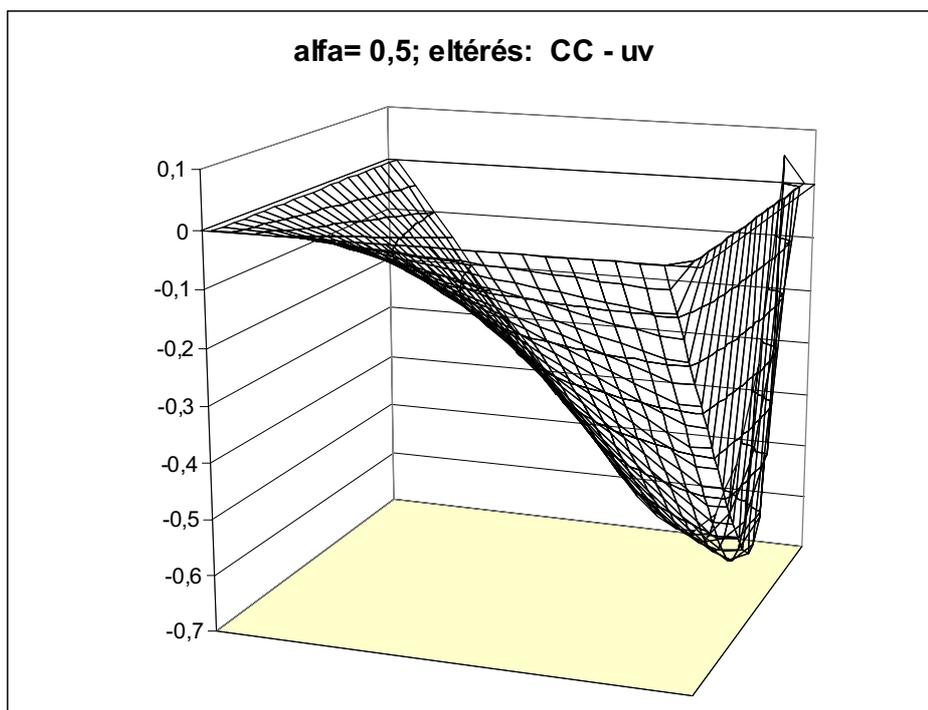
7. ábra \* \*\*



\* A síkban mérjük az  $u$  és  $v$  értékeket, tehát fekvő négyzet  $[0;1]^2$

\*\* Érdemes megfigyelni a függőleges tengely értékeit. Minél nagyobbak annál nagyobb az eltérés a függetlenségi kopulától, tehát erősebb az összefüggés. (Megjegyzés: különböző ábrákon különböző a mértékegység.)

8. ábra \* \*\*



## FELHASZNÁLT IRODALOM:

- [1] Sklar, A.: Random variables, distribution functions, and copulas-a personal look backward and forward, in Distributions with Fixed Marginals and Related Topics, ed. By L. Rüschendorf, B. Schweizer, and M. Taylor, pp. 1-14. Institute of Mathematical Statistics, Hayward, CA.
- [2] Kovács, E.: Valószínűségi változók együttes eloszlásának illetve összefüggésének jellemzése kopulák segítségével. Általános Vállalkozási Főiskola, Tudományos Közlemények 12. szám, 2005. április.
- [3] Genest, C. and Mac Kay: The joy of copulas: Bivariate distributions with uniform marginals, The American Statistician, 40. pp. 280-283. (1986a).
- [4] Genest, C. and Mac Kay: Copulae archimédiennes et familles de lois bidimensionnelles dont les marges sont données, The Canadian Journal of Statistics 14. pp. 145-159. (1986b).
- [5] Genest, C. and Rivest, L.-P.: Statistical inference procedures for bivariate Archimedean copulas, Journal of the American Statistical Association, 88. pp. 1034-1043.
- [6] Embrechts, P. Lindskog, F and Mc Neil A.: "Modelling Dependence with Copulas and Applications to Risk Management" Department of Mathematics ETHZ september 10, 2001. pp. 1-48.
- [7] Nelsen, R.: An Introduction to Copulas, Springer, New York, 1998.
- [8] Kovács, E.: Algoritmusok az együttes eloszlás modellezéséhez kopulák segítségével. Országos Matematika, Fizika, Informatika Konferencia. Szeged, 2005.

\* A síkban mérjük az  $u$  és  $v$  értékeket, tehát fekvő négyzet  $[0;1]^2$

\*\* Érdemes megfigyelni a függőleges tengely értékeit. Minél nagyobbak annál nagyobb az eltérés a függetlenségi kopulától, tehát erősebb az összefüggés. (Megjegyzés: különböző ábrákon különböző a mértékegység.)