

**KARESEL OLUMSALLIK TABLOLARINDA DÜZEY AYIRT
EDİLEBİLİRLİĞİ VE UYUM**

**CATEGORY DISTINGUISHABILITY AND AGREEMENT
FOR SQUARE CONTINGENCY TABLES**

AYFER EZGİ YILMAZ

PROF. DR. TÜLAY SARAÇBAŞI
Tez Danışmanı

Hacettepe Üniversitesi
Lisansüstü Eğitim – Öğretim ve Sınav Yönetmeliğinin
İstatistik Anabilim Dalı İçin Öngördüğü
DOKTORA TEZİ olarak hazırlanmıştır.


2017

AYFER EZGİ YILMAZ' ın hazırladığı "Karesel Olumsuzluk Tablolarında Düzey Ayırt Edilebilirliği ve Uyum" adlı bu çalışma aşağıdaki jüri tarafından İSTATİSTİK ANABİLİM DALI' nda DOKTORA TEZİ olarak kabul edilmiştir.

Doç. Dr. Serpil AKTAŞ ALTUNAY
Başkan

.....


Prof. Dr. Tülay SARAÇBAŞI
Danışman

.....


Doç. Dr. Derya GÖKMEN ÖZTUNA
Üye

.....


Doç. Dr. Ayten YİĞİTER
Üye

.....


Doç. Dr. Hülya OLMUŞ
Üye

.....


Bu tez Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü tarafından DOKTORA TEZİ olarak onaylanmıştır.

Prof. Dr. Menemşe GÜMÜŞDERELİOĞLU
Fen Bilimleri Enstitüsü Müdürü

ETİK

Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, tez yazım kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmada,

- tez içindeki bütün bilgi ve belgeleri akademik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi,
- görsel, işitsel ve yazılı tüm bilgi ve sonuçları bilimsel ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu,
- başkalarının eserlerinden yararlanılması durumunda ilgili eserlere bilimsel normlara uygun olarak atıfta bulunduğumu,
- atıfta bulunduğum eserlerin tümünü kaynak olarak gösterdiğimi,
- kullanılan verilerde herhangi bir tahrifat yapmadığımı,
- ve bu tezin herhangi bir bölümünü bu üniversitede veya başka bir üniversitede başka bir tez çalışması olarak sunmadığımı

beyan ederim.

02/02/2017

A. E. Yılmaz

AYFER EZGİ YILMAZ

YAYINLAMA VE FİKRİ MÜLKİYET HAKLARI BEYANI

Enstitü tarafından onaylanan lisansüstü tezimin/raporumun tamamını veya herhangi bir kısmını, basılı (kağıt) ve elektronik formatta arşivleme ve aşağıda verilen koşullarla kullanıma açma iznini Hacettepe üniversitesine verdiğimi bildiririm. Bu izinle Üniversiteye verilen kullanım hakları dışındaki tüm fikri mülkiyet haklarım bende kalacak, tezimin tamamının ya da bir bölümünün gelecekteki çalışmalarda (makale, kitap, lisans ve patent vb.) kullanım hakları bana ait olacaktır.

Tezin kendi orijinal çalışmam olduğunu, başkalarının haklarını ihlal etmediğimi ve tezimin tek yetkili sahibi olduğumu beyan ve taahhüt ederim. Tezimde yer alan telif hakkı bulunan ve sahiplerinden yazılı izin alınarak kullanması zorunlu metinlerin yazılı izin alarak kullandığımı ve istenildiğinde suretlerini Üniversiteye teslim etmeyi taahhüt ederim.

- Tezimin/Raporumun tamamı dünya çapında erişime açılabilir ve bir kısmı veya tamamının fotokopisi alınabilir.**
(Bu seçenekle teziniz arama motorlarında indekslenebilecek, daha sonra tezinizin erişim statüsünün değiştirilmesini talep etmeniz ve kütüphane bu talebinizi yerine getirirse bile, tezinin arama motorlarının önbelleklerinde kalmaya devam edebilecektir.)
- Tezimin/Raporumun 02/02/2020 tarihine kadar erişime açılmasını ve fotokopi alınmasını (İç Kapak, Özet, İçindekiler ve Kaynakça hariç) istemiyorum.**
(Bu sürenin sonunda uzatma için başvuruda bulunmadığım takdirde, tezimin/raporumun tamamı her yerden erişime açılabilir, kaynak gösterilmek şartıyla bir kısmı ve ya tamamının fotokopisi alınabilir)
- Tezimin/Raporumun tarihine kadar erişime açılmasını istemiyorum, ancak kaynak gösterilmek şartıyla bir kısmı veya tamamının fotokopisinin alınmasını onaylıyorum.**
- Serbest Seçenek/Yazarın Seçimi**

02 /02 / 2017


Ayfer Ezgi YILMAZ

ÖZET

KARESEL OLUMSALLIK TABLOLARINDA DÜZEY AYIRT EDİLEBİLİRLİĞİ VE UYUM

Ayfer Ezgi YILMAZ

Doktora, İstatistik Bölümü

Tez Danışmanı: Prof. Dr. Tülay SARAÇBAŞI

Şubat 2017, 121 sayfa

Karesel olumsuzluk tablolarında genellikle satır ve sütun değişkenleri arasındaki uyum incelenir. Değişken düzeylerinin sınıflanabilir olduğu durumlarda, iki değerlendirici arasındaki uyumu özetlemek için kapa katsayısı kullanılır. Değişken düzeylerinin sıralanabilir olduğu durumlarda ise, kapa katsayısı yerine ağırlıklı kapa katsayısı kullanılır. Literatürde, kapa ve ağırlıklı kapa katsayılarının düzenlenmiş ve genelleştirilmiş halleri yer almaktadır.

Karesel olumsuzluk tablo çözümlerinde, değerlendiriciler arası uyum araştırmalarının yanı sıra, düzeylerin ayırt edilebilirliğinin de incelenmesi gerekmektedir. Kapa katsayısı, düzeylerin ayırt edilebilirliğini ölçmede yetersiz kalmaktadır. Bu durumda, değerlendiricilerin düzeyleri ayırt edebilme yeteneklerinin bir ölçütü olan ayırt edilebilirlik derecesinin kullanılması önerilmiştir.

Ayırt edilebilirlik derecesinin kullanımı ile ilgili bazı problemler ortaya çıkmıştır. Bazı tablolarda tanım aralığının dışında, negatif olarak hesaplandığı görülmüştür. Bunun yanı sıra, literatürde ayırt edilebilirlik derecesinin nasıl yorumlanacağı ile ilgili çok genel bilgiler dışında herhangi bir bilgi yer almamaktadır.

Bu tez çalışmasının amacı, karesel olumsuzluk tablolarında uyum katsayıları ve ayırt edilebilirlik derecesinin beraber incelenmesidir. Ayırt edilebilirlik derecesinin tanım aralığı dışında hesaplanması problemine çözüm getirmek amacıyla bu tez çalışmasında düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecesi ve düzeltilmiş ortak ayırt edilebilirlik derecesi önerilmiştir. Ayrıca ayırt edilebilirlik derecesi için değerlendirme kriterleri belirlemek de amaçlanmıştır. Önerilen düzeltilmiş ayırt edilebilirlik dereceleri ve klasik ayırt edilebilirlik dereceleri benzetim çalışması ile karşılaştırılmış ve sonuçlar sayısal örnekler üzerinde tartışılmıştır.

Anahtar Kelimeler: ağırlıklar, ayırt edilebilirlik derecesi, çoklu değerlendiriciler, kapa katsayısı, karesel olumsuzluk tablosu, uyum katsayıları

ABSTRACT

CATEGORY DISTINGUISHABILITY AND AGREEMENT FOR SQUARE CONTINGENCY TABLES

Ayfer Ezgi YILMAZ

Doctor of Philosophy, Department of Statistics

Supervisor: Prof. Dr. Tülay SARAÇBAŞI

February 2017, 121 pages

In square contingency tables, analysis of agreement between the row and column classifications is of interest. For nominal categories, kappa coefficient is used to summarize the degree of agreement between two raters. For ordinal categories, weighted kappa coefficient is used instead of kappa coefficient. Numerous extensions and generalizations of kappa and weighted kappa statistics have been proposed in the literature.

In addition to investigate the agreement between raters for square contingency tables, the category distinguishability should be considered. The kappa coefficient is insufficient to measure the category distinguishability. In that case, the degree of distinguishability which is a measure of the ability of the raters to distinguish the categories is suggested to use.

In practice, some problems have occurred with regards to the use of the degree of distinguishability. The degrees of distinguishability have been found negative in some tables. Furthermore, there is not any information about how to interpret the degree of distinguishability except the general one.

This aim of this study is to focus on agreement coefficient and degree of distinguishability in square contingency tables together. In this thesis, the

corrected degree of distinguishability and average degree of distinguishability are suggested to solve the problem of calculating the degree of distinguishability outside the defined range. Furthermore, it is also aimed to determine the interpretation levels for the degree of distinguishability. A simulation study is performed to compare the proposed corrected degree of distinguishabilities and the classical degree of distinguishabilities and the results are discussed over numerical examples.

Keywords: weights, degree of distinguishability, multi-raters, kappa coefficient, square contingency tables, agreement coefficients

TEŞEKKÜR

Lisans eğitimimden bu yana beni her zaman destekleyen, görüş ve önerileri ile bana yol gösteren, tez çalışmamın tüm aşamalarında yanımda olan değerli danışmanım Sayın Prof. Dr. Tülay SARAÇBAŞI' na,

Destek ve tavsiyeleri ile her zaman yanımda olan, bana yol gösteren sevgili hocam Doç. Dr. Serpil AKTAŞ ALTUNAY'a

Değerli katkı ve eleştirileri ile bana yol gösteren Sayın Doç. Dr. Haydar Demirhan ve Sayın Doç. Dr. Derya GÖKMEN ÖZTUN'A'ya,

Sevgi ve desteklerini asla esirgemeyen, her zaman yanımda olan ve bana yol gösteren annem Fadime YILMAZ ve babam Kemal YILMAZ' a, sevgili kardeşim Güney Ozan YILMAZ' a,

İçtenlikle TEŞEKKÜR EDERİM...

İÇİNDEKİLER

	<u>Sayfa</u>
ÖZET	i
ABSTRACT	iii
TEŞEKKÜR	v
İÇİNDEKİLER	vi
ÇİZELGELER	ix
ŞEKİLLER	xiv
SİMGELER VE KISALTMALAR	xv
1. GİRİŞ	1
2. UYUM KATSAYILARI	5
2.1. Karesel Olumsuzluk Tablo Yapısı	5
2.2. İki Değerlendiricili Tablolar İçin Uyum Katsayıları	7
2.2.1. Sınıflanabilir değişkenli tablolarda uyum katsayıları	7
2.2.1.1. Tam uyum	7
2.2.1.2. Uyum katsayısı yapısı	8
2.2.1.3. Bennett, Alpert ve Goldstein'nin S katsayısı	8
2.2.1.4. Goodman ve Kruskal'ın λ katsayısı	9
2.2.1.5. Scott'un π katsayısı	9
2.2.1.6. Cohen'in kappa katsayısı	10
2.2.1.7. Maxwell'in RE katsayısı	14
2.2.1.8. Aickin'in α katsayısı	14
2.2.1.9. Gwet'in AC_1 katsayısı	15
2.2.1.10. Bangdiwala'nın B_N katsayısı	16
2.2.2. Sıralanabilir değişkenli tablolarda uyum katsayıları	18
2.2.2.1. Ağırlıklı kappa katsayısı	19
2.2.2.2. Gwet'in AC_2 katsayısı	20
2.2.2.3. 3×3 tablolarda Warrens'in ağırlıklı kappa katsayısı	21
2.2.2.4. Bangdiwala'nın ağırlıklı B_N katsayısı	21
2.2.3. Ağırlıklar	22
2.2.3.1. Doğrusal ve karesel ağırlıklar	22
2.2.3.2. Toplamsal ağırlıklar (TA)	23
2.2.3.3. Karesel ve üstel uzaklık fonksiyonu kullanılan ağırlıklar	23

2.2.3.4. Bipolar ağırlıklar (BA)	23
2.2.3.5. Dairesel ağırlıklar (DaA)	24
2.2.3.6. Oransal ağırlıklar (OA).....	24
2.2.3.7. Sıralı ağırlıklar (SA)	24
2.2.3.8. Radikal ağırlıklar (RA)	25
2.3. Çoklu Değerlendiricili Tablolar İçin Uyum Katsayıları.....	25
2.3.1. Sınıflanabilir değişkenli tablolarda uyum katsayıları	26
2.3.1.1. von Eye ve Mun'un ra katsayısı	26
2.3.1.2. von Eye ve Mun'un κ katsayısı	26
2.3.1.3. von Eye ve Mun'un κ_{η} katsayısı	27
2.3.1.4. Light'ın κ katsayısı.....	27
2.3.1.5. Fleiss'in κ katsayısı	27
2.3.1.6. Randolph'un S katsayısı	28
2.3.1.7. Hubert'in κ katsayısı	28
2.3.2. Sıralanabilir değişkenli tablolarda uyum katsayıları	29
2.3.2.1. Hubert'in ağırlıklı kapa katsayısı.....	29
2.3.2.2. Mielke, Berry ve Johnston'un ağırlıklı kapa katsayısı	30
2.3.2.3. Kendall'ın W katsayısı	30
2.4. Uyumsuzluk Katsayıları	31
2.4.1. Tam uyumsuzluk katsayısı	31
2.4.2. Uyumsuzluk ölçütü olarak Cohen'in κ katsayısı.....	32
2.4.3. Uyumsuzluk ölçütü olarak Brennan ve Prediger'in κ_{η} katsayısı	32
3. AYIRT EDİLEBİLİRLİK VE ORTAK AYIRT EDİLEBİLİRLİK DERECELERİ... 33	
3.1. Ayırt Edilebilirlik Derecesi	33
3.2. Ortak Ayırt Edilebilirlik Derecesi.....	34
4. ÖNERİLEN DÜZELTİLMİŞ AYIRT EDİLEBİLİRLİK DERECELERİ	36
4.1. Düzeltilmiş Ayırt Edilebilirlik Derecesi	36
4.2. Düzeltilmiş Ortak Ayırt Edilebilirlik Derecesi	38
4.3. Düzeltilmiş Ayırt Edilebilirlik ve Uyum Katsayıları Arasındaki Fonksiyonel Bağınıtı.....	38
5. BENZETİM ÇALIŞMASI.....	40
5.1. Ayırt Edilebilirlik Ve Düzeltilmiş Ayırt Edilebilirlik Derecesinin Karşılaştırılması.....	42

5.1.1. 2×2 tablolarında ayırt edilebilirlik ve düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecesinin karşılaştırılması	42
5.1.2. $R \times R$ tablolarında ortak ayırt edilebilirlik ve düzeltilmiş ortak ayırt edilebilirlik derecesinin karşılaştırılması	45
5.2. Uyum Katsayıları ile Ayırt Edilebilirlik Derecelerinin Birlikte İncelenmesi	51
5.2.1. 2×2 tablolarında kapp, AC_1 katsayıları ile DAE 'nin birlikte incelenmesi	51
5.2.2. $R \times R$ tablolarında ağırlıklı kapp ve AC_2 katsayıları ile $DOAE$ 'nin birlikte incelenmesi	63
5.3. Ayırt Edilebilirlik Derecesi İçin Derecelendirme Kriteri Belirlenmesi	84
5.3.1. 2×2 tablolarında derecelendirme kriterleri	84
5.3.2. $R \times R$ tablolarında derecelendirme kriterleri.....	85
6. SAYISAL ÖRNEK ÇÖZÜMLEMELERİ.....	91
6.1. Uyum katsayıları karşılaştırmaları.....	92
6.2. Örnek Tablo Çözümlenmeleri	96
7. SONUÇLAR VE ÖNERİLER.....	105
KAYNAKLAR.....	114
ÖZGEÇMİŞ	120

ÇİZELGELER

Sayfa

Çizelge 2.1 $R \times R$ boyutlu olumsuzluk tablosu.....	6
Çizelge 2.2 Kappa katsayısının yorumlanması.....	17
Çizelge 2.3 3×3 ve 4×4 tablolarında uyum düzeylerinin kappa ve B_N katsayılarına göre karşılıkları.....	17
Çizelge 4.1 İki patoloğun 118 hastayı değerlendirme sonuçları	36
Çizelge 4.2 Ayırt edilebilirlik derecesi ve uyum katsayıları arasındaki fonksiyonel bağıntı eşitlikleri.....	39
Çizelge 5.1 X ve Y değişkenlerinin değerlendirici düzey sayısına göre sınıflandırma aralıkları	40
Çizelge 5.2 2×2 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına AE ve DAE derecelerinin betimsel istatistikleri	42
Çizelge 5.3 $R \times R$ tablolarında ilişki miktarı, düzey sayısı ve örneklem büyüklüğüne göre OAE ve $DOAE$ derecelerinin betimsel istatistikleri.....	46
Çizelge 5.4 2×2 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre kappa ve AC_1 katsayılarının betimsel istatistikleri.....	51
Çizelge 5.5 2×2 tablolarında kappa katsayısı düzeylerinde, DAE değerlerinin aldığı en küçük ve en büyük değerler ile ortancanın örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre dağılımı.....	53
Çizelge 5.6 2×2 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre kappa katsayısı için $\kappa = f(DAE)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları	56
Çizelge 5.7 2×2 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecesi için $DAE_1 = f(\kappa)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları	57
Çizelge 5.8 2×2 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre AC_1 katsayısı için $AC_1 = f(DAE)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları	58
Çizelge 5.9 2×2 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecesi için $DAE_2 = f(AC_1)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları	59

Çizelge 5.10 2×2 tablolarında, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre kapa katsayısının gözlenen ve tahmin değerlerinin betimsel istatistikleri.....	60
Çizelge 5.11 2×2 tablolarında, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre AC_1 katsayısının gözlenen ve tahmin değerlerinin betimsel istatistikleri.....	61
Çizelge 5.12 2×2 tablolarında, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre DAE derecesinin gözlenen ve tahmin değerlerinin betimsel istatistikleri.....	62
Çizelge 5.13 Farklı düzey sayısı, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre ağırlıklı kapa ve AC_2 katsayılarının betimsel istatistikleri	64
Çizelge 5.14 3×3 ve 4×4 tablolarında ağırlıklı kapa katsayısı düzeylerinde, $DOAE$ değerlerinin düzey sayısı, ilişki miktarı ve örneklem büyüklüğüne göre dağılımı	67
Çizelge 5.15 5×5 ve 6×6 tablolarında ağırlıklı kapa katsayısı düzeylerinde, $DOAE$ değerlerinin düzey sayısı, ilişki miktarı ve örneklem büyüklüğüne göre dağılımı	68
Çizelge 5.16 3×3 ve 4×4 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre ağırlıklı kapa katsayısı için $\kappa_w = f(DOAE)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları.....	70
Çizelge 5.17 5×5 ve 6×6 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre ağırlıklı kapa katsayısı için $\kappa_w = f(DOAE)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları.....	71
Çizelge 5.18 3×3 ve 4×4 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre $DOAE$ derecesi için $DOAE_1 = f(\kappa_w)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları	72
Çizelge 5.19 5×5 ve 6×6 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre $DOAE$ derecesi için $DOAE_1 = f(\kappa_w)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları	73
Çizelge 5.20 3×3 ve 4×4 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre AC_2 katsayısı için $AC_2 = f(DOAE)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları	74
Çizelge 5.21 5×5 ve 6×6 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre AC_2 katsayısı için $AC_2 = f(DOAE)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları	75

Çizelge 5.22 3×3 ve 4×4 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre $DOAE$ derecesi için $DOAE_2 = f(AC_2)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları	76
Çizelge 5.23 5×5 ve 6×6 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre $DOAE$ derecesi için $DOAE_2 = f(AC_2)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları	77
Çizelge 5.24 $R \times R$ tablolarında, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre ağırlıklı kappa katsayısının gözlenen ve tahmin değerlerinin betimsel istatistikleri.....	79
Çizelge 5.25 $R \times R$ tablolarında, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre AC_2 katsayısının gözlenen ve tahmin değerlerinin betimsel istatistikleri.....	80
Çizelge 5.26 $R \times R$ tablolarında, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre $DOAE$ derecesinin gözlenen ve tahmin değerlerinin betimsel istatistikleri.....	81
Çizelge 5.27 2×2 tablolarında kappa katsayısı yorumlama aralıklarında DAE derecesi aralıkları ve ayırt edilebilirlik derecelendirme kriterleri.....	84
Çizelge 5.28 2×2 tablolarında farklı ilişki miktarı ve örneklem büyüklüklerinde doğru sınıflandırma oranları	85
Çizelge 5.29 3×3 tablolarında ağırlıklı kappa katsayısı aralıklarında $DOAE$ derecesi için elde edilen betimsel istatistikler	86
Çizelge 5.30 3×3 tablolarında kappa katsayısı yorumlama aralıklarında $DOAE$ derecesi aralıkları ve ayırt edilebilirlik derecelendirme kriterleri.....	86
Çizelge 5.31 4×4 tablolarında ağırlıklı kappa katsayısı aralıklarında $DOAE$ derecesi için elde edilen betimsel istatistikler	87
Çizelge 5.32 4×4 tablolarında kappa katsayısı yorumlama aralıklarında $DOAE$ derecesi aralıkları ve ayırt edilebilirlik derecelendirme kriterleri.....	87
Çizelge 5.33 5×5 tablolarında ağırlıklı kappa katsayısı aralıklarında $DOAE$ derecesi için elde edilen betimsel istatistikler	88
Çizelge 5.34 5×5 tablolarında kappa katsayısı yorumlama aralıklarında $DOAE$ derecesi aralıkları ve ayırt edilebilirlik derecelendirme kriterleri.....	88
Çizelge 5.35 6×6 tablolarında ağırlıklı kappa katsayısı aralıklarında $DOAE$ derecesi için elde edilen betimsel istatistikler	89
Çizelge 5.36 6×6 tablolarında kappa katsayısı yorumlama aralıklarında $DOAE$ derecesi aralıkları ve ayırt edilebilirlik derecelendirme kriterleri.....	89

Çizelge 5.37 Farklı tablo boyutu, ilişki miktarları ve örneklem büyüklüklerinde doğru sınıflandırma oranları	90
Çizelge 6.1 3 × 3 tablolarında hesaplanan ağırlıklar	91
Çizelge 6.2 4 × 4 tablolarında hesaplanan ağırlıklar	91
Çizelge 6.3 Klinik tedavi uzmanları tarafından spinal ağrı değerlendirmeleri	92
Çizelge 6.4 Klinik tedavi uzmanları için hesaplanan uyum katsayıları ve standart hataları	92
Çizelge 6.5 Bağımsız iki değerlendirici tarafından değerlendirilen çoklu doku sertleşmesi hastalarının sınıflandırılması	93
Çizelge 6.6 Nörologlar için hesaplanan uyum katsayıları ve standart hataları	94
Çizelge 6.7 118 slaytın 3 patolog tarafından sınıflandırılması çalışması	95
Çizelge 6.8 Patologlar için hesaplanan uyum katsayıları	95
Çizelge 6.9 İki değerlendiricinin değerlendirmeleri için tahmin denklemleri kullanılarak elde edilen sonuçlar	96
Çizelge 6.10 MRI ve patolojik çalışma sonuçları için tahmin denklemleri kullanılarak elde edilen sonuçlar	97
Çizelge 6.11 İki psikiyatristin değerlendirmeleri için tahmin denklemleri kullanılarak elde edilen sonuçlar	98
Çizelge 6.12 Radyologlar ve travma cerrahlarının değerlendirmeleri için tahmin denklemleri kullanılarak elde edilen sonuçlar	99
Çizelge 6.13 Patoloğun iki farklı yıldaki değerlendirmeleri için tahmin denklemleri kullanılarak elde edilen sonuçlar	100
Çizelge 6.14 Dermatoloğun iki farklı zamandaki değerlendirmeleri için tahmin denklemleri kullanılarak elde edilen sonuçlar	102
Çizelge 6.15 İki değerlendiricinin çocuğu dış görünüş olarak klinik incelenmesi sonucunda acil “geşalt” izlenimleri.....	102
Çizelge 6.16 Birinci değerlendiricinin, çocuğu dış görünüş olarak ve detaylı klinik incelenmesi sonucunda acil “geşalt” izlenimi.....	103
Çizelge 6.17 İkinci değerlendiricinin, çocuğu dış görünüş olarak ve detaylı klinik incelenmesi sonucunda acil “geşalt” izlenimi.....	103
Çizelge 6.18 Çizelge 6.15-6.17 için hesaplanan ilişki katsayısı, uyum katsayıları, <i>OAE</i> ve <i>DOAE</i> derecelerinin sonuçları	103
Çizelge 6.19 Çizelge 6.15-6.17 için tahmin denklemleri kullanılarak elde edilen sonuçlar.....	103

Çizelge 7.1 2×2 tablolarında kapa katsayısı değerlerine göre <i>DAE</i> derecelerinin dağılımı	109
Çizelge 7.2 3×3 tablolarında doğrusal ağırlıklı kapa katsayısı değerlerine göre <i>DOAE</i> derecelerinin dağılımı.....	110
Çizelge 7.3 4×4 tablolarında doğrusal ağırlıklı kapa katsayısı değerlerine göre <i>DOAE</i> derecelerinin dağılımı.....	111
Çizelge 7.4 5×5 tablolarında doğrusal ağırlıklı kapa katsayısı değerlerine göre <i>DOAE</i> derecelerinin dağılımı.....	112
Çizelge 7.5 6×6 tablolarında doğrusal ağırlıklı kapa katsayısı değerlerine göre <i>DOAE</i> derecelerinin dağılımı.....	113

ŞEKİLLER

Sayfa

Şekil 2.1 Kappa yorumlama aralıklarına göre B_N katsayısı aralıkları.....	18
Şekil 2.2 $R = 3$ için Bangdiwala'nın uyum grafiği	22
Şekil 5.1 2×2 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre AE ve DAE derecelerinin saçılım grafikleri	44
Şekil 5.2 3×3 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre OAE ve $DOAE$ derecelerinin saçılım grafikleri	47
Şekil 5.3 4×4 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre OAE ve $DOAE$ derecelerinin saçılım grafikleri	48
Şekil 5.4 5×5 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre OAE ve $DOAE$ derecelerinin saçılım grafikleri	49
Şekil 5.5 6×6 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre OAE ve $DOAE$ derecelerinin saçılım grafikleri.....	50
Şekil 5.6 2×2 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre kappa katsayısının yorumlama aralıklarında DAE derecesi kutu grafikleri	54
Şekil 5.7 Farklı düzey sayısı, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre ağırlıklı kappa ve AC_2 katsayılarının ortanca değerlerine göre çizgi grafikleri	65
Şekil 5.8 $R \times R$ tablolarında, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre ağırlıklı kappa, AC_2 ve $DOAE$ katsayısının gözlenen ve tahmin değerlerinin grafikleri	83

SİMGELER VE KISALTMALAR

Simgeler

κ_w	Ağırlıklı kappa katsayısı
w_{ij}	Ağırlıklı kappa katsayısı için ağırlık değeri
σ_{κ_w}	Ağırlıklı kappa katsayısının standart hatası
α	Aickin'in α katsayısı
γ_{ij}	Ayirt edilebilirlik derecesi
B_N	Bangdiwala'nın B_N katsayısı
B_N^w	Bangdiwala'nın ağırlıklı B_N katsayısı
S	Bennett, Alpert ve Goldstein'in S katsayısı
σ_S	Bennett, Alpert ve Goldstein'in S katsayısının standart hatası
Q_1	Birinci çeyrek değer
κ_η	Brennan ve Prediger'in κ_η katsayısı
κ	Cohen'in kappa katsayısı
σ_κ	Cohen kappa katsayısının standart hatası
$D. R^2$	Düzeltilmiş belirtme katsayısı
$F. \kappa$	Fleiss'in kappa katsayısı
σ_F	Fleiss 'in kappa katsayısının standart hatası
P_o	Genel uyum olasılığı
P_o^d	Genel uyumsuzluk olasılığı
AC_1	Gwet'in AC_1 katsayısı
σ_{AC_1}	Gwet'in AC_1 katsayısının standart hatası
AC_2	Gwet'in AC_2 katsayısı
λ	Goodman ve Kruskal'ın λ katsayısı
ra	Tam uyum katsayısı
ra^d	Tam uyumsuzluk katsayısı
$H. \kappa$	Hubert'in kappa katsayısı
$H. \kappa_w$	Hubert'in ağırlıklı kappa katsayısı
ρ	İlişki katsayısı
τ_{ij}	Karesel olumsuzluk tablolarında odds oranı
W	Kendall'ın W katsayısı
$L. \kappa$	Light'in kappa katsayısı
RE	Maxwell'in RE katsayısı

$M. \kappa_w$	Mielke, Berry ve Johnston'un ağırlıklı kappa katsayısı
γ	Ortak ayırt edilebilirlik derecesi
Q_2	Ortanca değeri
$R. S$	Randolph'un S katsayısı
π	Scott'un π katsayısı
σ_π	Scott'un π katsayısının standart hatası
P_e	Şansa bağlı uyum olasılığı
P_e^d	Şansa bağlı uyumsuzluk olasılığı
κ^d	Uyumsuzluk ölçüsü olarak Cohen'in kappa katsayısı
κ_η	Uyumsuzluk ölçüsü olarak Brennan ve Prediger'in κ_η katsayısı
Q_3	Üçüncü çeyrek değer
$E. ra$	von Eye ve Mun'un tam uyum katsayısı
$E. \kappa$	von Eye ve Mun'un κ katsayısı
$E. \kappa_\eta$	von Eye ve Mun'un κ_η katsayısı
A	Zwisch'in A katsayısı

Kısaltmalar

AE	Ayırt edilebilirlik derecesi
BA	Bipolar ağırlıklar
DA	Doğrusal ağırlıklar
DaA	Dairesel ağırlıklar
DAE	Düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecesi
DOAE	Düzeltilmiş ortak ayırt edilebilirlik derecesi
KA	Karesel ağırlıklar
KUFA	Karesel uzaklık fonksiyonlu ağırlıklar
OA	Oransal ağırlıklar
OAE	Ortak ayırt edilebilirlik derecesi
RA	Radikal ağırlıklar
SA	Sıralı ağırlıklar
S.H.	Standart hata
TA	Toplamsal ağırlıklar
ÜUFA	Üstel uzaklık fonksiyonlu ağırlıklar

1. GİRİŞ

Satır ve sütun değişkenlerinin aynı kriterlere göre değerlendirilmesi ile oluşturulan, değişkenleri arasında bağımlı bir yapı olan olumsuzluk tablolarına eşleştirilmiş örneklemeler ya da karesel olumsuzluk tabloları adı verilir. Karesel olumsuzluk tabloları $R \times R$ boyutlu olumsuzluk tabloları olarak gösterilir.

Karesel olumsuzluk tabloları, aynı araştırma biriminin iki benzer kritere göre sınıflandırılması, değişkenlerin karı-koca, baba-oğul, ikiz kardeşler gibi çiftler halinde aynı kriterlere göre eşleştirilmiş yapıda olması, gözlemlerin farklı zaman noktalarında aynı özelliğe göre değerlendirilmesi ya da aynı gözlemlerin iki bağımsız değerlendirici tarafından değerlendirilmesi biçiminde oluşturulabilir [1]. Bu tür veriler değerlendirilirken, öncelikle satır ve sütun değişkenleri arasındaki uyum araştırılır.

Değerlendiriciler arası uyum, farklı değerlendiricilerin her bir deneğe aynı puanı verme eğilimlerinin bir ölçüğüdür. En basit mantıkla uyum, değerlendiricilerin bir deneği bir düzeye atarken ki fikir birliğinin oranıdır [2, 3]. Karesel olumsuzluk tablolarında iki değerlendiricinin kararları arasındaki uyum ya da bir değerlendiricinin iki farklı zamanda yaptığı değerlendirmeler arasındaki uyum, uyum katsayıları ile incelenir. Değişkenin ölçek türüne (sınıflanabilir, sıralanabilir ya da aralıklı ölçek) ve değerlendirici sayısına göre farklı katsayılar kullanılması gerekir. Her bir tablo yapısı ve değerlendirici sayısı için farklı katsayılar önerilmiş olsa da katsayıların kullanımı ile ilgili ortak bir görüş oluşmamıştır. Bunun yanı sıra, önerilen tüm katsayılar bazı dezavantajlara sahiptir.

Uyum katsayılarına ek olarak, gözlemlere göre tablolardaki uyumu dikkate alan logaritmik doğrusal modeller de çalışmalarda yer almaktadır. Sınıflanabilir tablolarda kullanılmak üzere uyum, uyumsuzluk, simetrik bant uyumsuzluk ve uyum + uyumsuzluk modelleri önerilmiştir [4, 5, 6]. Sıralanabilir tablolarda ise uyum ve ilişkiyi birlikte inceleyen doğrusal ilişki + uyum, tekdüze ilişki + uyum, üstel skorlu ilişki + uyum, tekdüze ilişki + simetrik uyumsuzluk, tekdüze olmayan ilişki + uyum modelleri en yaygın kullanılan modellerdir [7, 8, 9, 10]. İki den çok değerlendiriciye sahip olan tablolarda, uyum ve ilişkiyi beraber inceleyen modeller önerilmiştir [1, 11, 12]. Değişkenler arasındaki uyum, her bir model için tahmin edilen odds oranları yardımıyla yorumlanabilir. Her ne kadar çalışmalarda uyum

katsayılarındaki eksikliklerden dolayı uyum modellerinin kullanılması önerilse de, uyum katsayıları ve modellerinin beraber incelenmesi gerekmektedir.

Değerlendiriciler değerlendirmelerini her ne kadar birbirinden bağımsız olarak yapsalar da, yapılan bu değerlendirmeler birbiriyle ilişkilidir. Değerlendiriciler arası uyumun iki temel unsuru olduğundan bahsedilmiştir [12, 13, 14]:

1. Düzeylerin ayırt edilebilirliği: Değerlendiricinin düzeyler arasında ayırım yapabilme yeteneğidir.
2. Değerlendiriciler arası marjinal homojenlik: Her bir değerlendiricinin kararlarının marjinal dağılımlarındaki farklardır.

Düzeylerin sıralanabilir olduğu ve değerlendiriciler arası uyum incelendiği çalışmalarda, düzeylerin ayırt edilebilirliği kavramı oldukça önemlidir. Eğer sıralanabilir ölçeklerin kullanılacağı bir düzen oluşturulacaksa, düzeylerin belirlenmesi aşamasında birbirinden ayırt edilebilir düzeylerin seçilmesi gerekmektedir [15]. Bunun nedeni, çalışmalarda düzeylerin değerlendirici tarafından algılanması ile ilgili farklılıklar ortaya çıkabilmesidir. Farklı değerlendiriciler düzey tanımlarını farklı algılayabilirler. Hatta aynı değerlendirici için bile düzeyler birbirlerinden tamamen ayırt edilebilir olmayabilir. Bu iki durumun, değerlendiricilerin bilgi düzeylerindeki farklılıktan ve düzeyleri ayırt etmenin zor olmasından kaynaklı olabileceği tartışılmıştır [13].

Sıralanabilir ölçeklerin büyük çoğunluğu öznel tanımlara sahiptir. Bu nedenle, değerlendiriciler konularında uzman dahi olsalar, iki yakın düzeyi birbirinden ayırt edip sınıflama yapmak zordur. Bagheban ve diğerleri [16] çalışmasında bu konu tartışılmıştır. 40 kadın hastanın ultrason sonuçları 1 hafta arayla 2 tanesi deneyimli ve 3 tanesi daha az deneyimli olmak üzere 5 radyoloğa gösterilmiştir. Bu beş radyologdan hastaları sıralı 3 düzeyden birine atamaları istenmiştir. Her bir radyolog için, düzeyleri haftalar olarak oluşturulan tablolar için ağırlıklı kappa katsayısı ve ayırt edilebilirlik dereceleri incelenmiştir. Çalışmada daha az deneyimli patoloğlarda, düzey ayırt edilebilirlik dereceleri deneyimli olanlardan daha düşük bulunmuş olsa da önemli bir fark bulunmamıştır [16]. Fakat tüm radyologlar için, (1) iyi huylu ve (2) sınırdaki düzeyleri arasındaki ayırt edilebilirlik, (2) sınırdaki ve (3) kötü huylu düzeyleri arasındakinden daha düşük çıkmıştır.

Kappa ve ağırlıklı kappa katsayılarının değerlendiriciler arası uyumu ve aynı zamanda ayırt edilebilirliği göstermedeki yetersizliği birçok çalışmada tartışılmıştır [5, 13, 15, 16, 17]. Bunun sebebi kappa ve benzer uyum katsayılarının, değerlendiricilerin kararları arasındaki uyumu ölçerken düzeylerin ne kadar ayırt edilebilir oldukları ile ilgilenmemesidir. Ayrıca, tüm düzeylerin ayırt edilemez olduğu durumda kappa katsayısının sıfır olmamasıdır.

Darroch ve McCloud [13] çalışmasında kappa katsayısı ve ayırt edilebilirlik derecesi arasında doğrudan olmayan, odds oranıyla doğrudan bir ilişki olduğuna değinilmiştir. Bunun da kappa katsayısının düzeylerin ayırt edilebilirliğini ölçmede yetersiz olduğunun bir diğer göstergesi olduğu tartışılmıştır.

Bu tez çalışmasının amacı, uyum katsayıları ve ayırt edilebilirlik derecesinin davranışlarının birlikte incelenmesidir. Yapılan benzetim çalışması ile ilişki, uyum ve ayırt edilebilirlik kavramları aralarındaki ilişki tartışılmıştır. Ayırt edilebilirlik derecesinin tanım aralığı dışında değerler alması problemine çözüm getirilmiştir. Düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecesi önerilmiştir.

Yeni önerilen düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecesi ve klasik ayırt edilebilirlik derecesinin, düzeltilmiş ortak ayırt edilebilirlik derecesi ve klasik ortak ayırt edilebilirlik derecesinin karşılaştırmaları benzetim çalışmasında yapılmıştır. Ayrıca sayısal örnekler üzerinde tartışılmıştır.

Tez çalışması yedi bölümden oluşmaktadır. Birinci bölüm giriş bölümüdür. İkinci bölümde iki ve çok değerlendiriciye sahip tablolar için daha önceki çalışmalarda geliştirilen uyum katsayıları tanıtılmıştır.

Üçüncü bölümde uyum katsayılarının hesaplandığı iki boyutlu tablolarda düzey ayırt edilebilirliği için önerilen ayırt edilebilirlik derecesi ile ilgili çalışmalar yer almıştır.

Dördüncü bölümde ayırt edilebilirlik derecesi tanım aralığında karşılaşılan sorunların çözümüne yönelik olarak tez çalışmasında yeni bir ayırt edilebilirlik derecesi önerilmiştir. Geliştirilen ayırt edilebilirlik derecesinin uyum katsayısı ile fonksiyonel bağıntısı önerilmiştir.

Beşinci bölümde, yapılan benzetim çalışması ile önerilen ayırt edilebilirlik derecesi kappa, ağırlıklı kappa, Gwet'in AC_1 ve AC_2 katsayıları ile birlikte incelenmiştir.

Uyum katsayısı deęerlerine karşı gelen ayırt edilebilirlik derecesi aralıkları belirlenmiřtir.

Uyum katsayıları konusunda yapılan arařtırma örnekleri yeniden çözümlenerek altıncı bölümde yorumlanmıřtır.

Yedinci bölüm Sonuçlar ve Öneriler Bölümü'dür. Bu bölümde yapılan çalıřmaların sonuçları tartıřılmıřtır. 2×2 tablolar için kapa katsayısı ve düzeltilmiř ortak ayırt edilebilirlik derecelerinin daęılımı; 3×3 , 4×4 , 5×5 tabloları için aęırlıklı kapa deęerlerine göre düzeltilmiř ortak derecelerinin daęılımı düzenlenmiřtir.

2. UYUM KATSAYILARI

2.1. Karesel Olumsuzluk Tablo Yapısı

Olumsuzluk tablo çözümlenmesi, kategorik verilerin analizinde yaygın kullanılan yöntemlerden birisidir. Bu tablolar, iki veya daha fazla değişkenin sıklık dağılımının matris biçiminde gösterilmesiyle oluşturulur. Olumsuzluk tablosu kavramı ilk defa Karl Pearson [18] tarafından kullanılmıştır. Olumsuzluk tabloları içerdikleri değişken sayısına göre iki ve çok boyutlu olarak düzenlenir. Bunun yanı sıra satır ve sütunlarda yer alan kategorik değişkenlerin sınıflanabilir, sıralanabilir, aralıklı yapısına göre olumsuzluk tablolarının çözümlenmesinde kullanılan çözümlenme yöntemi de değişmektedir. Sıralanabilir kategorik değişkenlerin sıralı yapısı göz ardı edilerek, sınıflanabilir kategorik değişkenler için kullanılan yöntemler kullanılabilir. Fakat sınıflanabilir kategorik değişkenlere sıralanabilir özellik yüklenemez. Bu nedenle kategorik veri çözümlenmesinde değişken yapısının dikkate alınması önemlidir [19].

Olumsuzluk tablolarının satır ve sütunlarında yer alan değişkenlerinin aynı kriterlere göre değerlendirilmesi ile oluşturulan tablolara karesel olumsuzluk tabloları adı verilir. Karesel olumsuzluk tablolarında değişkenler arasında bağımlı bir yapı vardır. Bu tablolar $R \times R$ boyutlu olumsuzluk tabloları olarak gösterilir. Karesel olumsuzluk tablolarını oluşturmak için birçok yol vardır. Bu yollar Lawal [1] ve Yılmaz [12] çalışmalarında aşağıdaki gibi özetlenmiştir:

1. Aynı araştırma biriminin iki benzer kritere göre sınıflandırılması: 1943-1946 yıllarında yapılan ve bir fabrikada çalışan 30-39 yaşları arasında 7477 kadının sağ ve sol göz görme derecelerinin 4 düzeyde derecelendirildiği çalışma bu tür karesel olumsuzluk tablolarına örnektir [20].
2. Eşleştirilmiş yapıda değişkenlerin kullanıldığı durum: Baba-oğul, ikiz kardeşler, karı-koca gibi çiftler aynı kriterlere göre sınıflandırılır. Baba ve oğulun politik görüşlerinin ya da eşlerin eğitim düzeylerinin birlikte incelendiği tablolar bu tür karesel olumsuzluk tablolarına örnektir.
3. Gözlemlerin farklı zaman noktalarında aynı özelliğe göre değerlendirildiği durum: Hastaların sağlık durumlarını takip etmek için farklı yıllarda yapılan değerlendirmeler bu tür karesel olumsuzluk tablolarına örnektir.

4. Araştırma sonuçlarının tutarlı olması için tek bir değerlendirici yerine, aynı gözlemlerin iki bağımsız değerlendirici tarafından değerlendirildiği durum: Genellikle sağlık alanında yapılan çalışmalar uzmanlara başvurularak yapılır. Hastaların iki nörolog tarafından 4 sınıfta derecelendirildiği ve nörologlar arasındaki uyumun araştırıldığı Landis ve Koch [21] çalışması, bu tür karesel olumsuzluk tablolarına örnektir.

Çizelge 2.1’de $R \times R$ boyutlu olumsuzluk tablosunun genel bir gösterimi yer almaktadır. Karesel olumsuzluk tabloları örnekleri dikkate alındığında, Çizelge 2.1’de yer alan X satır değişkeni 1. değerlendirici ya da 1. zaman noktasını, Y sütun değişkeni ise 2. değerlendirici ya da 2. zaman noktasını gösterir.

Çizelge 2.1’de yer alan n toplam örneklem büyüklüğüdür. (i, j) özelliğini gösteren gözlem çiftleri n_{ij} gözelenen sıklığı ile ifade edilir $(i, j = 1, 2, \dots, R)$. Eşitlik (2.1)’de tanımlanan $n_{i.}$ ve $n_{.j}$ sıklıkları, marjinal sıklıklar olarak adlandırılır. Sırasıyla, i ’nin sabit düzeyleri için ve j ’nin sabit düzeyleri için n_{ij} değerlerinin toplamlarıdır [19].

$$n_{i.} = \sum_{j=1}^R n_{ij} \quad \text{ve} \quad n_{.j} = \sum_{i=1}^R n_{ij} \quad (2.1)$$

Çizelge 2.1 $R \times R$ boyutlu olumsuzluk tablosu

i/j	Y						Toplam
	1	2	...	j	...	R	
1	n_{11}	n_{12}		n_{1j}		n_{1R}	$n_{1.}$
2	n_{21}	n_{22}		n_{2j}		n_{2R}	$n_{2.}$
\vdots							
X i	n_{i1}	n_{i2}		n_{ij}		n_{iR}	$n_{i.}$
\vdots							
R	n_{R1}	n_{R2}		n_{Rj}		n_{RR}	$n_{R.}$
Toplam	$n_{.1}$	$n_{.2}$		$n_{.j}$		$n_{.R}$	n

X değişkeninin i . düzeyinde ve Y değişkeninin j . düzeyinde bulunan sıklık sayısının toplam örneklem büyüklüğüne oranı π_{ij} ile ifade edilmektedir [19]. Eşitlik (2.2)’de tanımlanan π_{ij} bileşik olasılık olarak adlandırılır.

$$\pi_{ij} = \frac{n_{ij}}{n} \quad (2.2)$$

Eşitlik (2.3)'te tanımlanan $\pi_{i.}$ ve $\pi_{.j}$, marjinal olasılıkları ifade eder. İlgilenilen düzeydeki marjinal sıklık sayısının toplam örneklem büyüklüğüne oranıdır.

$$\pi_{i.} = \frac{n_{i.}}{n} \quad \text{ve} \quad \pi_{.j} = \frac{n_{.j}}{n} \quad (2.3)$$

Bileşik ve marjinal olasılıklar için Eşitlik (2.4)'te yer alan koşulların sağlanması gerekmektedir.

$$\sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^R \pi_{ij} = \sum_{i=1}^R \pi_{i.} = \sum_{j=1}^R \pi_{.j} = 1 \quad (2.4)$$

Çizelge 2.1'de ana köşegen üzerinde yapılan değerlendirmeler, X ve Y değerlendiricilerinin aynı kararı verdikleri duruma karşılık gelen sıklıklardır.

Karesel olumsuzluk tablolarında, öncelikle değerlendiricilerin kararları arasındaki uyum araştırılır. Uyum, uyum katsayıları kullanılarak yorumlanabilir. Değerlendirme kriterlerinin ölçek türüne göre ve değerlendirici sayısına göre kullanılan katsayılar da farklılık göstermektedir.

2.2. İki Değerlendiricili Tablolar İçin Uyum Katsayıları

İki değerlendiriciye sahip karesel olumsuzluk tablolarında değişkenin sınıflanabilir ya da sıralanabilir yapısına göre farklı uyum katsayıları kullanılması gerekmektedir.

2.2.1. Sınıflanabilir değişkenli tablolarda uyum katsayıları

2.2.1.1. Tam uyum

Yapılan ilk uyum çalışmalarında tam uyumla ilgilenilmiştir [22]. İki değerlendiricinin aynı görüşleri bildirdiği deneklerin örneklemdeki oranı, tam uyum olarak adlandırılır. Tam uyum (ra) Eşitlik (2.5) ile hesaplanır.

$$ra = \sum_{i=1}^R \pi_{ii} \quad (2.5)$$

Bu istatistiğin önem kontrolü von Eye ve diğerleri [22] çalışmasında incelenmiştir.

2.2.1.2. Uyum katsayısı yapısı

İki değerlendiricinin aynı kararı verme olasılığını ifade eden genel uyum olasılığı P_0 , şansa bağlı uyum olasılığı P_e olmak üzere, Zwich [23] çalışmasında uyum katsayılarının genel bir yazım biçimi önerilmiştir. Genel olarak uyum katsayıları Eşitlik (2.6)'da yer alan formda karşımıza çıkmaktadır.

$$A = \frac{P_0 - P_e(A)}{1 - P_e(A)} \quad (2.6)$$

Eşitlik (2.6)'da yer alan P_0 olasılığı Eşitlik (2.5)'te tanımlanan tam uyuma eşittir. A formundaki uyum katsayılarının, uyumu ra katsayısından daha iyi tanımladığı belirtilmiştir [23].

Uyum katsayısı hesaplanırken, P_e şansa bağlı uyum olasılığı P_0 genel uyum olasılığından çıkarıldığında şans düzeltmesi yapılmış olur. Eğer $(P_0 - P_e)$ farkı pozitifse bu durumda değerlendiricilerin rasgele karar vermelerindense, çoğunlukla aynı fikre sahip olduğu için aynı kararı verdikleri söylenebilir. Eğer $(P_0 - P_e)$ farkı negatifse bu durumda değerlendiricilerin aynı kararı vermelerindense, çoğunlukla rasgele karar verdikleri söylenebilir [24].

2.2.1.3. Bennett, Alpert ve Goldstein'nin S katsayısı

Bennett ve diğerleri [25] çalışmasında düzey sayısına göre düzeltilmiş S katsayısı önerilmiştir ve şansa bağlı uyum olasılığının en iyi tahmin değerinin $1/R$ olduğu savunulmuştur.

$$S = \frac{P_0 - 1/R}{1 - 1/R} = \frac{RP_0 - 1}{R - 1} \quad (2.7)$$

S katsayısı, -1 ile +1 arasında değerler almaktadır. Katsayının değeri, sabit birer değer olan P_0 olasılığı ve R değerine bağlı olduğu için dağılıma göre değişiklik göstermez. Bennett, Alpert ve Goldstein'nin S katsayısının standart hata formülü Eşitlik (2.8)'de gösterilmiştir.

$$\sigma_s = \frac{R}{R - 1} \sqrt{\frac{P_0(1 - P_0)}{n - 1}} \quad (2.8)$$

Bennett, Alpert ve Goldstein'nin S katsayısının %100(1 - α) güven aralığı [26, 27],

$$\left[S \pm Z_{\alpha/2} \times \sigma_S \right]$$

ile elde edilir.

S katsayısı, Holley ve Guildford [28] çalışmasında G katsayısı, Janson ve Vegelius [29] çalışmasında C katsayısı olarak, Brennan ve Prediger [30] çalışmasında ise κ_η katsayısı olarak yeniden tartışılmıştır. Çalışmalarda genellikle κ_η katsayısı olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu nedenle tez çalışmasında κ_η katsayısı olarak isimlendirilecektir.

von Eye ve diğerleri [22] çalışmasında ra ve κ_η arasındaki doğrusal dönüşüm

$$\kappa_\eta = -\frac{1}{R-1} + ra \left(1 + \frac{1}{R-1} \right),$$

olarak tanımlanmıştır.

2.2.1.4. Goodman ve Kruskal'ın λ katsayısı

Goodman ve Kruskal'ın λ katsayısı diğerlerine göre uyumu en az gösteren katsayıdır. Bu nedenle uyum için bir alt sınır olarak kabul edilebilir [31, 32]. Goodman ve Kruskal'ın λ katsayısı Eşitlik (2.9)'da gösterilmiştir.

$$\lambda = \frac{P_0 - \max_i \left(\frac{\pi_{i.} + \pi_{.i}}{2} \right)}{1 - \max_i \left(\frac{\pi_{i.} + \pi_{.i}}{2} \right)} \quad (2.9)$$

2.2.1.5. Scott'un π katsayısı

Bennett, Alpert ve Goldstein'nin S katsayısındaki eksiklikleri gidermek için, Scott'un π katsayısı önerilmiştir [33]. Tüm gözlemlerin dağılımının, herhangi bir değerlendirici için en olası dağılımı vereceğini varsaymıştır. P_e^π , şansa bağlı uyum olasılığı olmak üzere

$$P_e^\pi = \sum_{i=1}^R \left(\frac{\pi_{i.} + \pi_{.i}}{2} \right)^2,$$

Scott'un π katsayısı Eşitlik (2.10) kullanılarak elde edilir.

$$\pi = \frac{P_0 - P_e^\pi}{1 - P_e^\pi} \quad (2.10)$$

Scott'un π katsayısı için standart hatası Eşitlik (2.11) kullanılarak hesaplanır [34].

$$\sigma_\pi = \frac{1}{(1 - P_e^\pi)} \sqrt{\frac{P_0(1 - P_0)}{n - 1}} \quad (2.11)$$

Scott'un π katsayısının %100(1 - α) güven aralığı

$$\left[\pi \pm Z_{\alpha/2} \times \sigma_\pi \right],$$

ile elde edilir [26, 27].

2.2.1.6. Cohen'in kappa katsayısı

Cohen [35] çalışmasında, Scott'un π katsayısının marjinal dağılımlardaki değişimi dikkate almaması nedeniyle eleştirmiş ve kappa katsayısı önerilmiştir. Yapılan çalışmalar Cohen'in kappa katsayısının, Scott'un π katsayısından daha iyi sonuç verdiğini göstermiştir.

Kappa katsayısı, değerlendiricilerin değerlendirmelerin istatistiksel olarak bağımsız olduğu varsayımına dayanır. Bunun yanı sıra, değerlendiricilerin marjinal dağılımlarını da dikkate alır [36].

Sınıflanabilir karesel olumsuzluk tablolarında en yaygın kullanılan katsayı Cohen'in kappa katsayısıdır. Cohen'in kappa katsayısı (κ), Eşitlik (2.12) ile hesaplanır.

$$\kappa = \frac{P_0 - P_e}{1 - P_e} = \frac{\sum_{i=1}^R \pi_{ii} - \sum_{i=1}^R \pi_{i.} \pi_{.i}}{1 - \sum_{i=1}^R \pi_{i.} \pi_{.i}} \quad (2.12)$$

κ katsayısının özellikleri aşağıda verilmiştir [24]:

- Kappa katsayısı, $-\infty$ ile +1 arasında değerler almaktadır. n örneklem büyüklüğü olmak üzere, kappa katsayısının alabileceği en küçük değer $1 - \frac{n}{1 - \sum_i n_{ii}}$ 'dir. $\kappa > 0$ olması iki değerlendiricinin görüşlerinin tutarlılığının

geçerli olduğu anlamına gelirken, $\kappa < 0$ olması ise görüşlerdeki tutarlılığın şansa bağlı olduğu anlamına gelir. Kappa katsayısı genellikle 0 ile +1 arasında yorumlanabilir.

- Eğer bir olumsuzluk tablosundaki uyumlu (ana köşegen) ve uyumsuz (ana köşegen dışı) göze olasılıkları eşitse $\kappa = 0$ 'dır. Değerlendiricilerin kararları arasında bağımsız olmayan bir yapı olsa bile $\kappa = 0$ olabilir.
- Kappa katsayısı her iki değerlendiricinin de en az iki düzeye atama yaptığı durumda kullanılabilir. Diğer bir deyişle, en az iki göze için $\pi_{ij} > 0$ olmalıdır.
- $\kappa = 1$ olması yalnızca uyumsuz göze olasılığı 0 iken elde edilir. İki değerlendiricinin görüşlerinin tam tutarlı olduğu anlamına gelir.
- $\kappa < 0$ olduğu durumda elde edilen kappa değerleri güvenilir değildir.

Kappa katsayısının standart hatası Eşitlik (2.13)'te tanımlanmıştır [37].

$$\sigma_{\kappa} = \frac{1}{\sqrt{n}} \left[\frac{P_0(1 - P_0)}{(1 - P_e)^2} + \frac{2(1 - P_0)(2P_0P_e - A)}{(1 - P_e)^3} + \frac{(1 - P_0)^2(B - 4P_e^2)}{(1 - P_e)^4} \right]^{1/2} \quad (2.13)$$

Burada

$$A = \sum_{i=1}^R \pi_{ii}(\pi_i + \pi_i),$$

$$B = \sum_{i,j}^R \pi_{ij}(\pi_j + \pi_i)^2.$$

Kappa katsayısının %100(1 - α) güven aralığı,

$$\left[\kappa \pm Z_{\alpha/2} \times \hat{\sigma}_{\kappa} \right]$$

ile elde edilir [35].

Kappa katsayısının önem kontrolünün yapılabilmesi için bazı testler önerilmiştir. Liebetrau [38], Hildebrand ve diğerleri [39] çalışmalarında kappa katsayısının standart hatasının tahmini ile ilgili yaklaşımlarda bulunulmuştur [24]. Örneklem büyüklüğünün yeteri kadar büyük olduğu çalışmalarda, kappa katsayısı yaklaşık

olarak normal dağılım gösterir. Kappa katsayısının standart hatasının hesaplanmasına ilişkin yaklaşım Eşitlik (2.14)' te tanımlanmıştır [40].

$$\sigma_{\kappa} = \left\{ \frac{1}{n(1 - P_e)^2} \left[P_e + P_e^2 + \sum_{i=1}^R \pi_i \pi_i (\pi_i + \pi_i) \right] \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (2.14)$$

Kappa katsayısının anlamlılığı için hipotez testi uygulanmalıdır. Kappa katsayısının yaklaşık olarak normal dağılım gösterdiği ve $\hat{\kappa}$ 'nin kappa katsayısının tahmin değeri olduğu durumda, katsayının anlamlılığı

$$H_0: \kappa = 0$$

$$H_1: \kappa \neq 0$$

hipotezi altında

$$Z_{\kappa} = \frac{\hat{\kappa}}{\sigma_{\hat{\kappa}}},$$

ile test edilir. $|Z| > Z_{\alpha/2}$ ise H_0 hipotezi reddedilir.

Kappa katsayısı pratikte her zaman uygulanabilir olması, tek bir sayı ile değerlendirici uyumları hakkından bilgi vermesi, yorumlama ve hesaplamasının kolay olması, çoğunlukla önem kontrollerinin yapılabilir olması, güven aralığının hesaplanabilir olması ve istatistiksel paket programlarına girmiş olması açılarından kullanışlıdır. Bunların yanı sıra bilgi kaybına neden olması, değeri yaklaşık 1 olmadıkça dağılım hakkında bilgi sahibi olunamaması, özel hipotezlerin test edilememesi, kontrol değişkenleri dikkate alınmadan kullanılması ve değerinin düzey sayısına bağlı olması açılarından tartışılmıştır [4, 41].

Feinstein ve Cicchetti [42], Cicchetti ve Feinstein [43] çalışmalarında kappa katsayısının iki paradoksdan söz edilmiştir. Bunlar: (1) Yüksek uyum olduğu halde düşük bir kappa katsayısının gözlenebilmesi ve (2) Dengesiz marjinal dağılımları olan tablolarda, dengeli olanlara göre daha yüksek değere sahip kappa katsayısı hesaplanamamasıdır.

S , π ve κ katsayılarının her birinin dezavantajları vardır. Şansa bağlı uyum olasılığı hesaplanırken, π katsayısı kullanıldığında değerlendirici marjinal olasılıklarının eşit olduğu, S katsayısı kullanıldığında ise tekdüze dağılım gösterdiği varsayılır [23].

Marjinal olasılıklar değerlendirici tarafından çalışmanın başında bilindiği durumda, marjinallerin “sabit” olduğu varsayılır. Değerlendiricinin değerlendirmelerini yapmakta tamamen özgür olduğu durumda ise marjinaler “bağımsız” kabul edilir. Brennan ve Prediger [30] çalışmasında, marjinal olasılıkların sabit olduğu durumda κ katsayısının, bağımsız olduğu durumda ise S katsayısının kullanılmasının uygun olduğu tartışılmıştır.

von Eye ve Mun [24] çalışmasında ra , κ_η ve κ katsayılarının karşılaştırılması benzetim çalışması ile yapılmıştır. Bu benzetim çalışmasında ilk olarak marjinal olasılık dağılımlarının farklı olduğu durumda, uyum derecesi artırılarak sonuçlar incelenmiştir. Bu durumda tam uyum arttıkça her üç katsayının da monoton olarak arttığı görülmüştür. Her üç katsayının da 1'e yakınsadığı fakat κ katsayısındaki yakınsamanın düzey sayısı ve marjinal olasılıkların dağılımına bağlı olduğu gözlenmiştir. Çalışmada, eğer $\kappa > 0$, $\kappa_\eta > 0$ ve $ra > 0,50$ ise, bu durumda katsayıların uyum sıralaması $ra > \kappa_\eta > \kappa$ şeklinde elde edilmiştir. Bunun yanı sıra marjinal olasılık dağılımlarının farklı olduğu durumda uyumlu göze olasılığı azaltılarak da sonuçlar incelenmiştir. Uyumsuzluk olasılığı arttıkça ra ve κ_η katsayıları monoton olarak azalırken, κ katsayısının önce azalıp daha sonra ise 0'a yakınsadığı gözlenmiştir. Uyumsuz göze olasılığı arttığı durumda bile ra katsayısı 0'a yakınsamış ve her zaman pozitif olarak elde edilmiştir. Bu koşullarda, κ_η katsayısı her zaman negatiftir ve -1'e yakınsamıştır. κ katsayısı da negatif değerler almış fakat 0'a yakınsamıştır. Monoton olmayan davranış sergilemiştir. Eğer $ra < 0,50$ ise, bu durumda sıralama $ra > \kappa > \kappa_\eta$ olarak elde edilmiştir [24].

von Eye ve Mun [24] çalışmasında, önceki yapılan çalışmalarda elde edilen sonuçlar ile kendi benzetim çalışmalarının sonuçlarını birleştirerek aşağıdaki sonuçları elde etmişlerdir.

- $ra > 0,50$ iken, değerlendiriciler uyumlu karar verme eğilimdedirler. Bu durumda üç katsayı da ilişkilidir.
- $\kappa = 1$ olduğu durum hariç, κ katsayısı tam uyumun bir göstergesi değil fakat şansa bağlı olmayan uyumun bir göstergesidir.
- Çalışmalarda, κ katsayısının yanı sıra ra ve κ_η katsayılarının da hesaplanarak beraber yorumlanması önerilmiştir.

Warrens [32] çalışmasında $R \times R$ tablolarda, $S \geq \pi \geq \lambda$ ve $\kappa \geq \pi \geq \lambda$ olduğu ve marjinal olasılıkların simetrikliğinin az olduğu durumda, S katsayısının κ için bir üst sınır olduğu teorik olarak kanıtlanmıştır.

2.2.1.7. Maxwell'in RE katsayısı

Maxwell [44] çalışmasında, 2×2 tablolar için uyumu ölçen bir katsayı olan uyumun rasgele etki katsayısı (RE) önerilmiştir. RE katsayısı, Janes [45] çalışmasında $R \times R$ tablolar için genişletilmiştir. $R > 2$ olduğu durumda ortalama uyumsuzluk (ad) Eşitlik (2.15)'te tanımlanmıştır.

$$ad = \frac{\text{uyumsuz gözlerdeki olasılıklar toplamı}}{R^2 - R} \quad (2.15)$$

i . düzey için şansa bağlı uyum olasılığı $P_i = \pi_{ii} - ad$ olmak üzere, RE katsayısı Eşitlik (2.16)'da tanımlanmıştır.

$$RE = P_0 + P_1 + \dots + P_R \quad (2.16)$$

2.2.1.8. Aickin'in α katsayısı

Diğer katsayılardan farklı olarak, Aickin'in α katsayısında şansa bağlı uyum olasılığı hesaplanırken iteratif bir algoritma kullanılır [46].

Deneklerin, sınıflandırması kolay olanlar ve sınıflandırması zor olanlar olmak üzere iki gruba ayrıldığı varsayılır. Her iki değerlendiricinin de aynı kararı verdiği denekler sınıflandırması kolay, rasgele karar verdikleri denekler ise sınıflandırması zor olarak varsayılır. Sınıflandırması zor olan denekler iki değerlendirici tarafından rasgele olarak aynı düzeye atanmış olabilir. Bu denekler uyumun rasgele olan kısmını oluşturur. Sınıflandırması kolay olan denekler uyumun rasgele olmayan kısmını oluşturur. Aickin'in α katsayısı Eşitlik (2.17)'de tanımlanmıştır [46].

$$P_{k|H}^{X(1)} = \pi_k. \quad \text{ve} \quad P_{k|H}^{Y(1)} = \pi_k$$

$$P_e^{(t)} = \sum_{k=1}^R P_{k|H}^{X(t)} P_{k|H}^{Y(t)}$$

$$P_{k|H}^{X(t+1)} = \frac{\pi_k}{(1 - \alpha^{(t)}) + \alpha^{(t)} P_{k|H}^{Y(t)} / P_e^{(t)}}$$

$$P_{k|H}^{Y(t+1)} = \frac{\pi_k}{(1 - \alpha^{(t)}) + \alpha^{(t)} P_{k|H}^{X(t)} / P_e^{(t)}}$$

$$\alpha^{(t+1)} = \frac{P_0 - P_e^{(t)}}{1 - P_e^{(t)}} \quad (2.17)$$

t . ve $(t + 1)$. iterasyonlardan elde edilen katsayıların tahmin değerleri arasındaki fark, belirlenen bir değerden (genellikle 0,001) daha küçükse iteratif işlemler son bulur.

Aickin'in α katsayısının standart hatası, log-olabilirlik fonksiyonunun ikinci dereceden türevinin alınmasıyla elde edilir [46].

2.2.1.9. Gwet'in AC_1 katsayısı

Gwet [27] çalışmasında, formülasyon ve hesaplamasındaki kolaylık bakımından κ katsayısına benzer, fakat κ katsayısındaki paradokslara çözüm getiren AC_1 katsayısı önerilmiştir. Gwet [34] çalışmasında, κ katsayısının şansa bağlı uyum olasılığının 0,50 değerini geçmemesi gerekirken uygulamada [0,1] aralığında değiştiği tartışılmıştır. Kappa katsayısının bilinen paradokslarının yanı sıra bu probleme de çözüm bulunması gerektiği için, şansa bağlı uyum olasılığının hesaplanmasında yeni bir eşitlik önerilmiştir [27, 47]. Wongpakaran ve diğerleri [47] çalışmasında, değerlendiriciler arası güvenilirlik incelendiğinde Gwet'in AC_1 katsayısının Cohen'in κ katsayısından daha üstün olduğu sonucuna varılmıştır. AC_1 katsayısı sağlam bir uyum katsayısıdır [34]. AC_1 katsayısı Eşitlik (2.18) ile, şansa bağlı uyum olasılığı ise Eşitlik (2.19) ile hesaplanır.

$$AC_1 = \frac{P_0 - P_e^{AC_1}}{1 - P_e^{AC_1}} \quad (2.18)$$

$$P_e^{AC_1} = \frac{1}{R-1} \sum_{i=1}^R \pi_i (1 - \pi_i) \quad (2.19)$$

$$\pi_i = \frac{\pi_i + \pi_i}{2} \quad (2.20)$$

AC_1 katsayısı için standart hata formülü

$$\sigma_{AC_1} = \frac{1}{\sqrt{n}(1 - P_e^{AC_1})} \left[P_0(1 - P_0) - 4(1 - AC_1) \left(\frac{1}{R-1} \sum_{i=1}^R \pi_{ii}(1 - \pi_i) - P_0 P_e^{AC_1} \right) + 4(1 - AC_1)^2 \left(\frac{1}{(R-1)^2} \sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^R \pi_{ij} [1 - (\pi_i + \pi_j)/2]^2 - (P_e^{AC_1})^2 \right) \right]^{1/2}$$

kullanılarak hesaplanır [34].

AC_1 katsayısının %100(1 - α) güven aralığı,

$$\left[AC_1 \pm Z_{\alpha/2} \times \sigma_{AC_1} \right]$$

ile verilir [27].

κ ve AC_1 katsayılarından farklı olarak, iterasyonlar kullanılarak hesaplandığı için Aickin'in α katsayısının kullanımı daha zordur.

Bahsedilen tüm katsayılar değerlendiriciler arasındaki uyum araştırırsa da, her biri farklı varsayımlara dayanmaktadır. Bu nedenle, her durumda kullanılmaları uygun değildir. Varsayımlar şansa bağlı uyum olasılığının hesaplanması noktasında ortaya çıkmaktadır [32].

2.2.1.10. Bangdiwala'nın B_N katsayısı

Bangdiwala'nın B_N katsayısında köşegenlerde yer alan sıklıklar kullanılarak uyum incelenmiştir. Katsayısı Eşitlik (2.21) ile hesaplanır.

$$B_N = \frac{\sum_{i=1}^R n_{ii}^2}{\sum_{i=1}^R n_i \cdot n_{.i}} \quad (2.21)$$

B_N katsayısı, 0 ile +1 arasında değerler almaktadır. $B_N = 0$ olması iki değerlendiricinin görüşlerinin tutarsız olduğunu, $B_N = 1$ olması görüşlerinin tam tutarlı olduğunu gösterir [48, 49].

Kappa katsayısının yorumlanmasına ilişkin farklı yaklaşımlar bulunmaktadır. Kappa katsayısının aralıklarına karşılık gelen uyum dereceleri Çizelge 2.2’de özetlenmiştir.

Çizelge 2.2 Kappa katsayısının yorumlanması

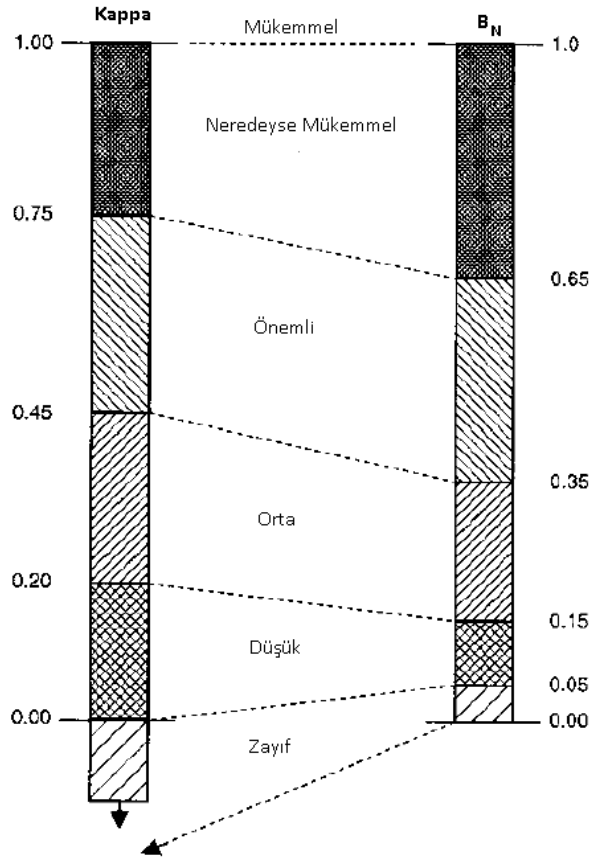
Landis ve Koch [21]		Altman [50]		Fleiss ve diğerleri [51]	
Kappa	Uyum	Kappa	Uyum	Kappa	Uyum
>0,80	Mükemmel	>0,80	Çok iyi	>0,75	Çok iyi
0,61-0,80	Önemli	0,61-0,80	İyi	0,41-0,75	Orta-İyi
0,41-0,60	Orta	0,41-0,60	Orta	<0,40	Zayıf
0,21-0,40	Düşük	0,21-0,40	Düşük		
0,00-0,20	Önemsiz	<0,20	Zayıf		
<0,00	Zayıf				

Çizelge 2.3’te Munöz ve Bangdiwala [49] çalışmasında 3×3 ve 4×4 tablolarında uyum düzeylerinin kappa ve B_N katsayılarına göre karşılıkları özetlenmiştir.

Çizelge 2.3 3×3 ve 4×4 tablolarında uyum düzeylerinin kappa ve B_N katsayılarına göre karşılıkları

P_0	Uyum	Kappa		B_N
		3×3	4×4	
1,00	Mükemmel	1,00	1,00	1,00
0,90	Önemli	0,85	0,87	0,81
0,70	Orta	0,55	0,60	0,49
0,50	Düşük	0,25	0,33	0,25
0,30	Önemsiz	-0,05	0,07	0,09
0,10	Zayıf	-0,35	-0,20	0,01

Munöz ve Bangdiwala [49] çalışmasında kappa katsayısı yorumlama aralıklarına göre B_N katsayısı aralıkları Şekil 2.1’de özetlenmiştir.



Şekil 2.1 Kappa yorumlama aralıklarına göre B_N katsayısı aralıkları

2.2.2. Sıralanabilir değişkenli tablolarda uyum katsayıları

Sıralanabilir karesel olumsuzluk tablolarında uyum araştırmasında en sık kullanılan katsayı Cohen'in [52] ağırlıklı kappa katsayısıdır.

Gwet [27] çalışmasında AC_1 katsayısının sıralanabilir tablolarda kullanılmak üzere ağırlıklandırılmış hali olan AC_2 katsayısı önerilmiştir. Bangdiwala [48] çalışmasında B_N katsayısı ağırlıklandırılarak B_N^W katsayısı önerilmiştir.

Vanbelle ve Albert [53] çalışmasında $R \times R$ boyutlu tablolar için hesaplanan doğrusal ağırlıklı kappa katsayısının, $(R - 1)$ tane 2×2 alt tabloya bölerek geliştirilen kappa katsayısına eşit olduğu tartışılmıştır. Ağırlıklı kappa katsayısının yeterliliği Warrens [54] çalışmasında tartışılmıştır. Warrens [55] çalışmasında 3×3 tablolarda ağırlıklı kappa katsayısı tartışılmıştır.

Ağırlıklı kappa katsayısının yanı sıra, Kendall'in W katsayısı da değerlendiriciler arası uyumu araştırmak için önerilmiştir [56].

2.2.2.1. Ağırlıklı kappa katsayısı

Sıralanabilir karesel olumsuzluk tablolarında uyum, Cohen [52] tarafından önerilen ağırlıklı kappa katsayısı ile ölçülmektedir. Ağırlıklı olmayan kappa katsayısı hesaplanırken tüm uyumsuzluklar eşit olarak kabul edilirken, ağırlıklı kappa katsayısı hesaplanırken uyumsuzluklar arasında derecelendirme yapılır. Ağırlıklı kappa katsayısı her bir (i, j) gözesinin, i . ve j . düzeyleri arasındaki uyum derecesine göre ağırlıklandırılmasına olanak sağlar [57]. Genel ve şansa bağlı uyum olasılıkları sırasıyla Eşitlik (2.22) ve Eşitlik (2.23) ile hesaplanabilir.

$$P_0 = \sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^R w_{ij} \pi_{ij}, \quad (2.22)$$

ve

$$P_e = \sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^R w_{ij} \pi_i \cdot \pi_j. \quad (2.23)$$

Eşitlik (2.22) ve (2.23) kullanılarak, ağırlıklı kappa katsayısı (κ_w) Eşitlik (2.24) yardımıyla hesaplanır. Ağırlıklı kappa katsayısı $-P_e/(1 - P_e)$ ile 1 arasında değer alır [24].

$$\kappa_w = \frac{P_0 - P_e}{1 - P_e} \quad (2.24)$$

Eşitlik (2.22) ve (2.23)'te yer alan w_{ij} , (i, j) gözesi için hesaplanan ağırlık değeridir. Ağırlıkların hesaplanmasında kullanılan eşitlikler Bölüm 2.2.3'te yer almaktadır.

$\kappa_w = 0$ hipotezi altında, ağırlıklı kappa katsayısının standart hatası,

$$\sigma_{\kappa_w} = \sqrt{\frac{1}{n(1 - P_e)^2} \left[\sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^R \pi_i \pi_j [w_{ij} - (\bar{w}_i + \bar{w}_j)]^2 - P_e^2 \right]},$$
$$\bar{w}_i = \sum_{j=1}^R w_{ij} \pi_j \quad \text{ve} \quad \bar{w}_j = \sum_{i=1}^R w_{ij} \pi_i,$$

eşitliği ile elde edilir [24].

Ağırlıklı kappa katsayısının anlamlılığının test edilmesi kappa katsayısı ile benzerdir. Katsayının anlamlılığı

$$\begin{aligned} H_0: \kappa_w &= 0 \\ H_1: \kappa_w &\neq 0 \end{aligned}$$

hipotezi altında

$$Z_{\kappa_w} = \frac{\hat{\kappa}_w}{\sigma_{\hat{\kappa}_w}},$$

ile test edilir.

2.2.2.2. Gwet'in AC_2 katsayısı

Gwet'in AC_2 katsayısı sıralanabilir karesel olumsuzluk tablolarında kullanılmak üzere önerilmiştir ve Eşitlik (2.25) ile hesaplanır [27].

$$AC_2 = \frac{P_0 - P_e}{1 - P_e} \quad (2.25)$$

Eşitlik (2.25)'te yer alan genel uyum olasılığı (P_0) Eşitlik (2.22) kullanılarak hesaplanır. Şansa bağlı uyum olasılığı ise Eşitlik (2.26) kullanılarak hesaplanır. Eşitlik (2.26)'te yer alan π_i olasılıkları Eşitlik (2.20)'de tanımlanmıştır.

$$P_e = \frac{w_T}{R(R-1)} \sum_{i=1}^R \pi_i (1 - \pi_i) \quad (2.26)$$

$$w_T = \sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^R w_{ij} \quad (2.27)$$

Eşitlik (2.27)' da verilen w_T , toplam ağırlıktır.

AC_2 katsayısı için standart hata formülü

$$\sigma_{AC_2} = \frac{1}{\sqrt{n}(1 - P_e)} \left[\sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^R \pi_{ij} \left[w_{ij} - 2 \frac{(1 - AC_2)w_T}{R(R-1)} \left(1 - \frac{\pi_i + \pi_j}{2} \right) \right]^2 - [P_0 - 2(1 - AC_2)P_e]^2 \right]^{1/2},$$

kullanılarak hesaplanır [27].

2.2.2.3. 3 × 3 tablolarda Warrens'in ağırlıklı kappa katsayısı

Warrens [55] çalışmasında 3 × 3 boyutlu tablolarda ağırlıklı kappa katsayısının hesaplanmasına ilişkin farklı bir bakış açısı sunmuştur.

$$\begin{aligned} a_1 &= \pi_{23} + \pi_{32}, & b_1 &= \pi_2.\pi_{.3} + \pi_3.\pi_{.2}, \\ a_2 &= \pi_{13} + \pi_{31}, & b_2 &= \pi_1.\pi_{.3} + \pi_3.\pi_{.1}, \\ a_3 &= \pi_{12} + \pi_{21}, & b_3 &= \pi_1.\pi_{.2} + \pi_2.\pi_{.1}. \end{aligned}$$

Bu durumda ağırlıklı kappa katsayısı

$$\kappa_w = 1 - \frac{w_1 a_1 + w_2 a_2 + w_3 a_3}{w_1 b_1 + w_2 b_2 + w_3 b_3}. \quad (2.28)$$

Eşitlik (2.28)'de yer alan yer alan w_1 , (2,3) ve (3,2) gözeleri için; w_2 , (1,3) ve (3,1) gözeleri için; w_3 ise (1,2) ve (2,1) gözeleri için tanımlanan ağırlık değerleridir. Ana köşegenlerin ağırlıklar değerleri ise 1'e eşittir.

κ_w katsayısı en genel haliyle, $-\infty$ ile $+1$ arasında değerler almaktadır. Cohen'in kappa katsayısı, doğrusal (κ_l) ve karesel (κ_q) ağırlıklı kappa katsayıları aynı yaklaşımla aşağıdaki gibi hesaplanabilir [55].

$$\kappa = 1 - \frac{a_1 + a_2 + a_3}{b_1 + b_2 + b_3}, \quad \kappa_l = 1 - \frac{a_1 + 2a_2 + a_3}{b_1 + 2b_2 + b_3}, \quad \kappa_q = 1 - \frac{a_1 + 4a_2 + a_3}{b_1 + 4b_2 + b_3}$$

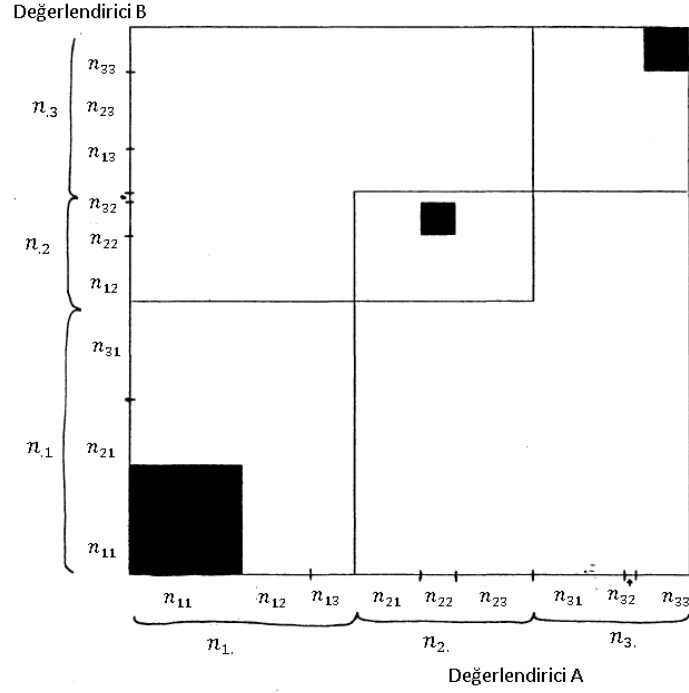
2.2.2.4. Bangdiwala'nın ağırlıklı B_N katsayısı

Bangdiwala'nın ağırlıklı kappa katsayısının (B_N^w) kullanılmasında en önemli avantajı grafiksel yorumlama olanağı da sağlanmasıdır. Bangdiwala'nın $R = 3$ için oluşturduğu uyum grafiği Şekil 2.2'de yer almaktadır [48]. Şekil 2.2'de yer alan açık renkli kareler kısmi uyumu, siyah kareler ise mükemmel uyumu ifade etmektedir. Daha fazla düzeyli tablolarda ise grafiğe ana köşegenden uzaklaştıkça rengi açılan kareler eklenir.

Bangdiwala'nın B_N^w katsayısı Eşitlik (2.29) kullanılarak hesaplanır. Burada da ağırlıkların seçimi tercihe bağlıdır.

$$B_N^w = \frac{1 - \sum_{i=1}^R [n_i.n_{.i} - n_{ii}^2 - \sum_{s=1}^q w_s A_{si}]}{\sum_{i=1}^R n_i.n_{.i}} \quad (2.29)$$

Eşitlik (2.29)'da yer alan A_{Si} i. köşegene s seviye uzaklıktaki gölgeyle gösterilen alan ve w_s bu alan için ağırlıklarıdır ($s = 1, 2, \dots, q$). $q = 1, 2, \dots, (R - 1)$ olmak üzere kısmi uyumun en uzak seviyesidir [48].



Şekil 2.2 $R = 3$ için Bangdiwala'nın uyum grafiği

2.2.3. Ağırlıklar

2.2.3.1. Doğrusal ve karesel ağırlıklar

Ağırlıklı kappa katsayısı hesaplanırken ağırlıkların (w_{ij}) seçimi büyük önem taşımaktadır. Literatürde en çok kullanılan ağırlıklar, Eşitlik (2.30) ve Eşitlik (2.31)'de tanımlanan doğrusal [58] ve karesel ağırlıklardır [59].

- Doğrusal ağırlıklar (DA):

$$w_{ij} = 1 - \frac{|i - j|}{R - 1} \quad (2.30)$$

- Karesel ağırlıklar (KA):

$$w_{ij} = 1 - \frac{(i - j)^2}{(R - 1)^2} \quad (2.31)$$

2.2.3.2. Toplamsal ağırlıklar (TA)

Doğrusal ve karesel ağırlıklar sürekli-sıralanabilir verilerde kullanılmak üzere önerilmiştir. Fakat uygulamalarda veriler genellikle ikili-sıralanabilir şeklindedir. Bu durumda kullanılmak üzere, Warrens [60] çalışmasında Eşitlik (2.32)'de tanımlanan toplamsal ağırlıklar önerilmiştir.

$$w_{ij} = \begin{cases} 0 & i = j, \\ \sum_{l=i}^{j-1} w_l & i < j, \\ \sum_{l=j}^{i-1} w_l & i > j. \end{cases} \quad (2.32)$$

2.2.3.3. Karesel ve üstel uzaklık fonksiyonu kullanılan ağırlıklar

Son zamanlarda yapılan çalışmalarda, saçılım ağırlıkları [61], Eşitlik (2.33) ve (2.34)'te tanımlanan karesel ve üstel uzaklık fonksiyonu kullanılan ağırlıklar önerilmiştir [62].

- Karesel uzaklık fonksiyonlu ağırlıklar (KUFA):

$$w_{ij} = 1 - \frac{|i - j|^2}{R(R + 1)^2(R + 2)} \quad (2.33)$$

- Üstel uzaklık fonksiyonlu ağırlıklar (ÜUFA):

$$w_{ij} = 1 - \frac{e^{|i-j|} - 1}{\frac{e}{1-e} \left[\frac{e(e^R - 1)}{1-e} + R \right] - \frac{R(R+1)}{2}} \quad (2.34)$$

2.2.3.4. Bipolar ağırlıklar (BA)

Gwet [27] çalışmasında doğrusal ve karesel ağırlıklara ek olarak, farklı ağırlıklardan bahsedilmiştir. Bipolar (çift kutuplu) ağırlıklar Eşitlik (2.35)'te tanımlanmıştır.

$$w_{ij} = 1 - \frac{(i - j)^2}{(i + j - 2q_{min})(2q_{max} - i - j)} \quad (2.35)$$

Eşit (2.35)'te yer alan q_{min} , düzeylerin aldığı en küçük değeri, q_{max} ise en büyük değeri ifade eder. Genellikle sıralanabilir değişkenin düzeyleri 1 ile R arasında artan değerler aldığı için $q_{min} = 1$ ve $q_{max} = R$ 'dir.

2.2.3.5. Dairesel ağırlıklar (DaA)

Değerlendirmelerin bir açının büyüklüğünü ifade ettiği durumda kullanılmak üzere Krippendorff [63, 64] çalışmasında dairesele ağırlıklar önerilmiştir.

$$w_{ij} = 1 - \left(\sin \left[\frac{\pi(i-j)}{U} \right] \right)^2 / M \quad (2.36)$$

Eşitlik (2.36)'da yer alan

$$U = q_{max} - q_{min} + 1,$$

genellikle R 'ye eşittir. Burada M , hesaplanan $(\sin[\pi(i-j)/U])^2$ değerlerinin en büyüğüdür.

2.2.3.6. Oransal ağırlıklar (OA)

Eşitlik (2.37)'de tanımlanan oransal ağırlıklar, değerlendirmelerin oransal ölçekli olduğu durumda kullanılmak üzere Krippendorff [63, 64] çalışmasında önerilmiştir.

$$w_{ij} = 1 - \frac{\left[\frac{i-j}{i+j} \right]^2}{\left[\frac{(q_{max} - q_{min})}{(q_{max} + q_{min})} \right]^2} \quad (2.37)$$

2.2.3.7. Sıralı ağırlıklar (SA)

Gwet [27] çalışmasında önerilen sıralı ağırlıklar Eşitlik (2.38)'de tanımlanmıştır.

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{eğer } i = j \\ 1 - \frac{M_{ij}}{M_{max}} & \text{eğer } i \neq j \end{cases} \quad (2.38)$$

$$M_{ij} = \left(\frac{\max(i, j) - \min(i, j) + 1}{2} \right) \quad (2.39)$$

Eşitlik (2.39)'da yer alan M_{ij} , $\max(i, j) - \min(i, j) + 1$ tane deneğin kombinasyon sayısını ifade eder.

2.2.3.8. Radikal ağırlıklar (RA)

Doğrusal ya da karesel ağırlıklar kullanılarak uyum katsayısı hesaplandığında, uyum katsayısının değeri araştırmacının beklentisinden ya da önsel bilgisinden daha büyük değerde elde edilebilir.

Katsayısının değeri kullanılan ağırlıklardan etkilendiği için farklı ağırlıklar kullanılabilir. Gerçek uyuma yakın uyum katsayısını veren ağırlık değerleri Gwet [27] çalışmasında önerilmiştir. Önerilen bu ağırlıklar radikal ağırlıklar olarak adlandırılmış ve Eşitlik (2.40)'da verilmiştir [27].

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{eğer } i = j \\ 1 - \frac{\sqrt{|i - j|}}{\sqrt{q_{max} - q_{min}}} & \text{eğer } i \neq j \end{cases} \quad (2.40)$$

Son zamanlarda yapılan çalışmalarda, karesel ağırlıklar kullanılarak hesaplanan ağırlıklı kappa katsayısının, doğrusal ağırlıklar kullanılarak hesaplanandan her zaman daha yüksek elde edildiği gözlenmiştir [65]. Bu durumda, ağırlıklı kappa katsayısının alacağı değerlerin seçilen ağırlıklara bağlı olduğu sonucuna varılabilir. Bu da ağırlıklı kappa katsayısının dezavantajlarından birisidir.

2.3. Çoklu Değerlendiricili Tablolar İçin Uyum Katsayıları

Cohen'in κ katsayısı iki değerlendiriciye sahip tablolarda kullanılmak üzere önerilmiştir. Literatürde yer alan uyum katsayıları, ikiden fazla değerlendirici olduğu durum için genelleştirilmiştir.

von Eye ve Mun [24] çalışmasında üç değerlendirici olduğu durumda kullanılmak üzere Cohen'in κ , Brennan ve Prediger'in κ_{η} ve tam uyum katsayıları genelleştirilmiştir.

Cohen'in κ katsayısının genelleştirilmiş hali olan Light'ın κ katsayısı [66], Scott'un π katsayısının genelleştirilmiş hali olan Fleiss'in κ katsayısı [67] ve Hubert'in κ

katsayısı [68] önerilmiştir. Hubert'in κ katsayısından bağımsız olarak, Conger [69] çalışmasında uyum katsayısı yeniden önerilmiştir. Randolph [70] çalışmasında, ikiden fazla değerlendiriciye sahip tablolar için S katsayısı genelleştirilmiştir.

İkiden fazla değerlendiriciye sahip sıralanabilir karesel olumsuzluk tabloları için Hubert [68]'in ağırlıklı kappa katsayısı ve Mielke ve diğerleri [71, 72]'nin ağırlıklı kappa katsayısı önerilmiştir [73, 74]. Kendall'ın W katsayısı da sıralanabilir karesel olumsuzluk tablolarında çoklu değerlendiriciler arası uyumu araştırmak amacıyla kullanılabilir [56].

2.3.1. Sınıflanabilir değişkenli tablolarda uyum katsayıları

2.3.1.1. von Eye ve Mun'un ra katsayısı

Tam uyum olasılığı ra , von Eye ve Mun [24] çalışmasında üç değerlendirici için yeniden değerlendirilmiştir. Sınıflanabilir değişkenlere sahip $R \times R \times R$ boyutlu bir tablo için çok terimli dağılım altında tam uyum Eşitlik (2.41)'de yer almaktadır.

$$E.ra = \frac{\sum_{i=1}^R n_{iii}}{n} \quad (2.41)$$

2.3.1.2. von Eye ve Mun'un κ katsayısı

Cohen'in κ katsayısı von Eye ve Mun [24] çalışmasında üç değerlendirici için yeniden değerlendirilmiştir. Sınıflanabilir değişkenlere sahip $R \times R \times R$ boyutlu bir tablo için genel uyum olasılığı

$$P_o^E = \sum_{i=1}^R \pi_{iii},$$

P_e^E şansa bağlı uyum olasılığı,

$$P_e^E = \sum_{i=1}^R \pi_{i..} \pi_{.i.} \pi_{..i},$$

olmak üzere $E.\kappa$ katsayısı Eşitlik (2.42) kullanılarak hesaplanabilir. Katsayının yorumlanması, iki değerlendirici olduğu durumdaki ile aynıdır.

$$E.\kappa = \frac{P_o^E - P_e^E}{1 - P_e^E} \quad (2.42)$$

2.3.1.3. von Eye ve Mun'un κ_η katsayısı

Brennan ve Prediger'in κ_η katsayısı von Eye ve Mun [24] çalışmasında üç değerlendirici için yeniden değerlendirilmiştir. Sınıflanabilir değişkenlere sahip $R \times R \times R$ boyutlu bir tablo için, çok terimli dağılım altında $E.\kappa_\eta$ katsayısı Eşitlik (2.43)'te yer almaktadır.

$$E.\kappa_\eta = \frac{\frac{\sum_{i=1}^R n_{iii} - 1}{n} - \frac{1}{R^2}}{1 - \frac{1}{R^2}} \quad (2.43)$$

2.3.1.4. Light'ın κ katsayısı

h değerlendirici sayısı, R düzey sayısı, n gözlem sayısı ve κ_{ij} i . ve j . değerlendirciler için Eşitlik (2.12) kullanılarak hesaplanan Cohen'in kappa katsayısı olmak üzere ($i = 1, 2, \dots, h$ ve $j = 1, 2, \dots, h$), Cohen'in κ katsayısının genelleştirilmiş hali olan Light'ın κ katsayısı Eşitlik (2.44)'de verilmiştir [66].

$$L.\kappa = \frac{2}{h(h-1)} \sum_{i=1}^{h-1} \sum_{j=i+1}^h \kappa_{ij} \quad (2.44)$$

Light çalışmasında bir genelleştirme yapmadan sadece üç değerlendirici üzerinden öneride bulunmuştur. Light'ın kappa katsayısı eşler halinde hesaplanan $h(h-1)/2$ tane Cohen'in kappa katsayılarının ortalamasıdır.

2.3.1.5. Fleiss'in κ katsayısı

Scott'un π katsayısının genelleştirilmiş hali olan ve sınıflanabilir değişkenli tablolarda kullanılmak üzere önerilen Fleiss'in κ katsayısı Eşitlik (2.45)'te gösterilmiştir [67].

$$F.\kappa = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^R K_{ij}^2 - hn\{1 + (h-1) \sum_{j=1}^R p_j^2\}}{nh(h-1)(1 - \sum_{j=1}^R p_j^2)} \quad (2.45)$$
$$p_j = \frac{1}{hn} \sum_{i=1}^n K_{ij}$$

Eşitlik (2.45)'te yer alan K_{ij} i . gözlemi j düzeyine atayan değerlendirici sayısıdır ($i = 1, 2, \dots, n$ ve $j = 1, 2, \dots, R$).

Fleiss kappa katsayısının hipotez testinde kullanılan asimptotik varyansı [36, 67]

$$\sigma_F^2 = \frac{2}{nh(h-1)} \frac{\sum_{j=1}^R p^2 - (2h-3)(\sum_{j=1}^R p_j^2)^2 + 2(h-2)\sum_{j=1}^R p_j^3}{(1 - \sum_{j=1}^R p_j^2)^2},$$

kullanılarak hesaplanır.

2.3.1.6. Randolph'un S katsayısı

Randolph [70] çalışmasında, ikiden fazla değerlendiriciye sahip tablolar için S katsayısının genelleştirmiş hali önerilmiştir. Sınıflanabilir değişkenli tablolarda kullanılmak üzere önerilen katsayı Eşitlik (2.46)'da yer almaktadır.

$$R.S = \frac{\frac{1}{nh(h-1)} (\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^R K_{ij}^2 - nh) - \frac{1}{R}}{1 - \frac{1}{R}} \quad (2.46)$$

Eşitlik (2.46)'da yer alan K_{ij} i . gözlemi j düzeyine atayan değerlendirici sayısıdır ($i = 1, 2, \dots, n$ ve $j = 1, 2, \dots, R$).

2.3.1.7. Hubert'in κ katsayısı

Cohen'in κ katsayısı, Hubert [68] çalışmasında $R \times R \times R$ boyutlu tablolar için yeniden değerlendirilmiştir. İki boyutlu alt tablolar $\mathbf{A} = \{a_{ij}\}$, $\mathbf{B} = \{b_{ij}\}$ ve $\mathbf{C} = \{c_{ij}\}$ olarak oluşturulsun. Bu durumda

$$a_{ij} = \sum_{k=1}^R \pi_{ijk} \quad b_{ij} = \sum_{k=1}^R \pi_{ikj} \quad c_{ij} = \sum_{k=1}^R \pi_{kij}, \quad (2.47)$$

olarak elde edilir.

Kararları sınıflanabilir değişken özelliğinde olan üç değerlendirici için olumsuzluk tablosunda p_i , q_j ve r_k marjinal olasılık toplamları olsun. \mathbf{A} , \mathbf{B} ve \mathbf{C} tabloları bu üç değerlendiricinin ikili değerlendirmelerinden oluşur. p_i ve q_j \mathbf{A} tablosunun, p_i ve r_k \mathbf{B} tablosunun, q_j ve r_k ise \mathbf{C} tablosunun marjinal olasılıklarını verir.

$$p_i = \sum_{j=1}^R \sum_{k=1}^R \pi_{ijk} \quad q_j = \sum_{i=1}^R \sum_{k=1}^R \pi_{ijk} \quad r_k = \sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^R \pi_{ijk} \quad (2.48)$$

$h = 3$ değerlendirici sayısı olmak üzere, Hubert [68] çalışmasında önerilen kappa katsayısı Eşitlik (2.49) kullanılarak hesaplanabilir [73]. Eşitlik (2.50) genel uyum olasılığını, Eşitlik (2.51) ise şansa bağlı uyum olasılığını verir.

$$H.\kappa = \frac{P_0^H - P_e^H}{\frac{h(h-1)}{2} - P_e^H} \quad (2.49)$$

$$P_0^H = \sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^R (a_{ij} + b_{ij} + c_{ij}) \quad (2.50)$$

$$P_e^H = \sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^R (p_i q_j + p_i r_j + q_i r_j) \quad (2.51)$$

Conger [69] çalışmasında, Hubert [68]'in çalışmasında sadece üç değerlendirici için önerilen kappa katsayısı genelleştirilmiştir.

Warrens [73] çalışmasında Light'in κ , Fleiss'in κ , Randolph'un S ve Hubert'in κ katsayıları arasındaki eşitsizlikler incelenmiştir. Herhangi bir koşul olmaksızın $H.\kappa \geq F.\kappa$ ve $R.S \geq F.\kappa$ olduğu teorik olarak ispatlanmıştır.

2.3.2. Sıralanabilir değişkenli tablolarda uyum katsayıları

2.3.2.1. Hubert'in ağırlıklı kappa katsayısı

Hubert [68] çalışmasında önerilen kappa katsayısı, sıralanabilir tablolar için yeniden düzenlenmiştir [73]. a_{ij} , b_{ij} ve c_{ij} olasılıkları Eşitlik (2.47)'de, marjinal olasılık toplamları p_i , q_j ve r_k ise Eşitlik (2.48)'de tanımlandığı gibidir. Bu durumda Hubert'in ağırlıklı kappa katsayısı Eşitlik (2.52) kullanılarak hesaplanabilir.

$$H.\kappa_w = \frac{P_0^H - P_e^H}{1 - P_e^H} \quad (2.52)$$

Eşitlik (2.53) ağırlıklı genel uyum olasılığını, Eşitlik (2.54) ise ağırlıklı şansa bağlı uyum olasılığını verir.

$$P_0^H = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^R \left[1 - \frac{|i-j|}{R-1} \right] (a_{ij} + b_{ij} + c_{ij}) \quad (2.53)$$

$$P_e^H = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^R \left[1 - \frac{|i-j|}{R-1} \right] (p_i q_j + p_i r_j + q_i r_j) \quad (2.54)$$

2.3.2.2. Mielke, Berry ve Johnston'un ağırlıklı kappa katsayısı

Sıralanabilir değişkenlere sahip üç değerlendiricisi olan bir olumsuzluk tablosunda p_i , q_j ve r_k marjinal olasılık toplamları Eşitlik (2.48)'de tanımlandığı gibidir. Mielke ve diğerleri [71, 72] çalışmalarında önerilen ağırlıklı kappa katsayısı Eşitlik (2.55) kullanılarak hesaplanabilir. Eşitlik (2.56) ağırlıklı genel uyum uyum, Eşitlik (2.57) ise ağırlıklı şansa bağlı uyum olasılığını verir [74].

$$M. \kappa_w = \frac{P_0^M - P_e^M}{1 - P_e^M} \quad (2.55)$$

$$P_0^M = \sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^R \sum_{k=1}^R w_{ijk} \pi_{ijk} \quad (2.56)$$

$$P_e^M = \sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^R \sum_{k=1}^R w_{ijk} p_i q_j r_k \quad (2.57)$$

Üç değerlendiriciye sahip sıralanabilir karesel olumsuzluk tabloları için önerilen doğrusal ağırlıklar Eşitlik (2.58)'de tanımlanmıştır [75].

$$w_{ijk} = 1 - \frac{|i-j| + |i-k| + |j-k|}{2(R-1)} \quad (2.58)$$

2.3.2.3. Kendall'in W katsayısı

İki ya da daha çok sıralanabilir değişkenlere sahip verilerde kullanılmak üzere Kendall'in W katsayısı önerilmiştir [76]. Aralıklı verilerde, kappa katsayısının sınıf içi korelasyonu veren bir katsayı olduğu tartışılmıştır [77]. Bu durumda W katsayısı, kappa katsayısı yerine tercih edilir [24]. W katsayısı birden çok

değerlendiricinin karşılaştırılabilmesine olanak sağlar. Rankların doğal sıralı yapısını da dikkate alır.

n deneği R tane düzeyde değerlendiren h değerlendirici arasındaki uyumun ölçüsüdür. Eşitlik (2.59) kullanılarak gözlemlere göre elde edilen rankların marjinal satır toplamları R_i 'lerden s hesaplanır.

$$s = \sum_{i=1}^n (R_i - \bar{R})^2 \quad (2.59)$$

Ayrı ayrı her bir değerlendirici için, aynı puanın verildiği gözlemler saptanır. Bu gözlemler eşdeğer değerlendirmeler olarak adlandırılır. Eşdeğer değerlendirme yapılan dizin sayısı m ile gösterilir. Her bir dizinde yer alan eşdeğer değerlendirme sayısı t_k ile gösterilir ($k = 1, 2, \dots, m$). Bu durumda Kendall'in W katsayısını hesaplamak için Eşitlik (2.60) kullanılır.

$$W = \frac{12s}{h^2(n^3 - n) - h \sum_{k=1}^m (t_k^3 - t_k)} \quad (2.60)$$

Kendall'in W katsayısı 0 ile 1 arasında değer alır. 0 uyum olmadığını, 1 ise tam uyum olduğunu göstergesidir [24].

2.4. Uyumsuzluk Katsayıları

Cohen'in κ , Brennan ve Prediger'in κ_η ve tam uyum katsayıları uyumsuzluk ölçütü olarak yeniden düzenlenmiştir [78].

2.4.1. Tam uyumsuzluk katsayısı

Tam uyumsuzluk olasılığı Eşitlik (2.61)'de tanımlanmıştır. Bu olasılık, P_0^d genel uyumsuzluk olasılığı olarak da adlandırılır.

$$ra^d = 1 - \sum_{i=1}^R \pi_{ii} = 1 - P_0 = P_0^d \quad (2.61)$$

2.4.2. Uyumsuzluk ölçütü olarak Cohen'in κ katsayısı

Uyumsuzluk ölçütü olarak Cohen'in κ katsayısı, Eşitlik (2.62)'de tanımlanmıştır [78]. Eşitlik (2.63)'te tanımlanan P_e^d , şansa bağlı uyumsuzluk olasılığıdır.

$$\kappa^d = \frac{P_0^d - P_e^d}{1 - P_e^d} = \frac{-P_0 + P_e}{P_e} \quad (2.62)$$

$$P_e^d = \sum_{i \neq j}^R \pi_i \cdot \pi_j = 1 - \sum_{i=1}^R \pi_i \cdot \pi_i = 1 - P_e \quad (2.63)$$

2.4.3. Uyumsuzluk ölçütü olarak Brennan ve Prediger'in κ_η katsayısı

Uyumsuzluk ölçütü olarak Brennan ve Prediger'in κ_η katsayısı Eşitlik (2.64)'te tanımlanmıştır. Burada kullanılan P_0 genel uyum olasılığı Eşitlik (2.5)'te tanımlanan tam uyum olasılığına eşittir [78].

$$\kappa_\eta^d = \frac{1/R - P_0}{1/R} \quad (2.64)$$

3. AYIRT EDİLEBİLİRLİK VE ORTAK AYIRT EDİLEBİLİRLİK DERECELERİ

Özellikle sağlık alanında daha fazla karşılaşılan karesel olumsuzluk tablosu çözümlenmelerinde, değişkenler değerlendiriciler ya da farklı zaman noktaları olabilir. Örneğin, patoloji sonuçlarına hastalık tanısı koymada iki farklı patoloğun bilgisine başvurulur hastalığı derecelendirmeleri istenebilir. Bazen de hastalığın ilerleme durumunu incelemek için, aynı patologdan, farklı zamanlarda hastalar hakkında tekrar değerlendirme yapılması istenebilir. Çalışmalar sonucunda oluşturulan olumsuzluk tabloları karesel tablo yapısındadır [12].

Becker [79] çalışmasında, akciğer kanseri hastalarında balgam sitolojisi slaytları bağımsız iki değerlendiriciye gösterilerek değerlendirici kararlarındaki değişim incelenmiştir. Çalışmada değerlendiricilerin gösterilen slaytı, (1) Negatif, (2) Belirsiz hücreler, (3) Şüpheli ve (4) Pozitif olmak üzere 4 düzeyden birine atamaları istenmiştir. Fu ve diğerleri [17] çalışmasında, aynı tablo incelenmiş ve bu dört düzeyin tanımlarının kısmen objektif olduğu, farklı değerlendiriciler tarafından farklı şekilde yorumlamaya açık olduğunu savunulmuştur. Bu durumda, değerlendiricinin düzeyler arasında ayırım yapabilme yeteneğinin bir ölçütü olan düzey ayırt edilebilirliği kavramı incelenmelidir [13].

3.1. Ayırt Edilebilirlik Derecesi

i ve j düzeylerinin ayırt edilebilirlik derecesi (AE) aşağıdaki eşitlikle tanımlanır [13].

$$\gamma_{ij} = 1 - \tau_{ij}^{-1}, \quad 0 \leq \gamma_{ij} \leq 1, \quad i = 1, 2, \dots, (R - 1) \quad (3.1)$$

Burada τ_{ij} karesel olumsuzluk tablolarında kullanılan odds oranıdır ve Eşitlik (3.2) ile hesaplanır.

$$\tau_{ij} = \frac{n_{ii} \times n_{jj}}{n_{ij} \times n_{ji}} \quad i < j \quad (3.2)$$

AE 'nin "1" e yakın değer alması, i ve j düzeyleri için hesaplanan τ_{ij} 'nin pozitif ve çok büyük değer almasına bağlıdır. AE 'nin "1" e yakın değer alması, i ve j

düzeylerinin ayırt edilebilirliğinin mükemmel olduğunu gösterir. Mükemmel ayırt edilebilirlik doğru ölçekleme göstergesidir.

AE 'nin "0" olması ise, i ve j düzeylerini birbirinden ayırt etmenin imkansız olduğu anlamına gelir. Bu durum, çalışmalarda tercih edilen bir durum değildir [13, 80].

3.2. Ortak Ayırt Edilebilirlik Derecesi

Her bir düzey çifti arasındaki ayırt edilebilirliği ayrı ayrı hesaplamak tabloyu detaylı olarak yorumlayabilmeyi sağlar. Fakat tüm düzeyler üzerinden genel bir ayırt edilebilirlik yorumu yapabilmek de mümkündür. Bunun için Darroch ve McCloud [13] çalışmasında ortak ayırt edilebilirlik derecesi (OAE) önerilmiştir.

Tüm (i, j) çiftleri için ortak ayırt edilebilirlik derecesi (γ), Eşitlik (3.3) ile hesaplanır ($i = 1, 2, \dots, (R - 1)$ ve $j = 2, 3, \dots, R$).

$$\begin{aligned}\gamma &= \frac{1}{\binom{R}{2}} \sum_{i < j} \gamma_{ij} = \frac{1}{\binom{R}{2}} \sum_{i < j} (1 - \tau_{ij}^{-1}) \\ &= \frac{1}{\binom{R}{2}} \sum_{i < j} \frac{n_{ii}n_{jj} - n_{ij}n_{ji}}{n_{ii}n_{jj}}, \quad 0 \leq \gamma \leq 1\end{aligned}\quad (3.3)$$

Ortak ayırt edilebilirlik derecesi,

- $\gamma \cong 1$ ise olası tüm düzey çiftleri mükemmel ayırt edilebilir,
- $\gamma \cong 0$ ise olası tüm düzey çiftleri ayırt edilemezdir.

Ayırt edilebilirlik logaritmik doğrusal modellerde de bir karar verme ölçütü olarak kullanılabilir. En uygun olduğuna karar verilen model altında hesaplanan ayırt edilebilirlik dereceleri tablonun homojen ya da heterojen yapıda olduğuna karar verilmesi açısından önemlidir. Eğer hesaplanan ayırt edilebilirlik değerleri birbirlerine yakın ise tablo homojen yapıdadır ve düzeyler arasındaki mesafeler de birbirlerine yaklaşık olarak eşittir. Bu da ölçeklemenin iyi yapıldığı anlamına gelir [80].

Agresti [7] çalışmasında ayırt edilebilirliğin ölçümünde skorlar kullanılmış; Becker [79] çalışmasında ayırt edilebilirlik dikkate alarak modeller önerilmiş; Perkins ve Becker [15] çalışmasında marjinal ilişki modellerinde, Valet ve *diğerleri* [10] çalışmasında tekdüze olmayan ilişki modelinde ayırt edilebilirlik tartışılmıştır. Fu ve *diğerleri* [17] çalışmasında ayırt edilebilirlikler dikkate alınarak yeni bir uyum modeli önerilmiştir. Yılmaz [12] çalışmasında ise ayırt edilebilirlik derecelerine göre tablolarda birleştirme yapılmış ve yeniden modelleme önerilmiştir.

4. ÖNERİLEN DÜZELTİLMİŞ AYIRT EDİLEBİLİRLİK DERECELERİ

Uyum katsayıları ve hastalık tanısı arařtırmalarında, karesel olumsuzluk tablolarının satır ve sütun deęişken düzeylerinin çok iyi belirlenmesi doęru tanı konulması açısından önemlidir. Deęişken düzeylerinin doęru seçilmesi ayırt edilebilirlik derecesi ile ilişkilidir. Uyum katsayıları bu tür tablolarda bugüne kadar kullanılan tek ölçü deęeridir ve arařtırmaların yorumlanmasında yetersiz kalmaktadır.

Ayırt edilebilirlik derecesinin tanım aralığı dışında deęer alma problemine çözüm getirmek amacıyla bu tez çalışmasında düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecesi ve düzeltilmiş ortak ayırt edilebilirlik derecesi önerilmiştir.

4.1. Düzeltilmiş Ayırt Edilebilirlik Derecesi

Darroch ve McCloud [13] çalışmasında ayırt edilebilirlik derecesinin tanım aralığı $0 \leq \gamma_{ij} \leq 1$ olarak belirtilmiştir. Uygulamalarda karşılaşılan tablolarda ayırt edilebilirlik derecesi hesaplanırken tanım aralığı dışında elde edilebilmektedir.

Uyum çalışmalarında sıkça karşılaşılan iki patoloğun 118 slaytı deęerlendirdiđi çalışma bu problemle karşılaşılan veri kümelerinden biridir. 118 rahim kanseri hastasının iki patolog tarafından içerdikleri lezyonlara göre 5 düzeyde derecelendirildiđi çalışma Çizelge 4.1'de yer almaktadır [81]. Deęerlendirmeler, (1) Displazi yok ya da hafif var, (2) Orta düzeyde displazi, (3) Şiddetli displazi, (4) CIS, (5) İntramukozal karsinoma olmak üzere yapılmıştır.

Çizelge 4.1 İki patoloğun 118 hastayı deęerlendirme sonuçları

Patolog 1	Patolog 2				
	1	2	3	4	5
1	26	0	0	0	0
2	20	6	0	0	0
3	10	19	9	0	0
4	5	5	11	0	1
5	1	1	0	1	3

Çizelge 4.1’de yer alan değerlendirme sonuçları için hesaplanan ayırt edilebilirlik dereceleri:

Düzye Çiftleri	1-2	1-3	1-4	1-5	2-3	2-4	2-5	3-4	3-5	4-5
<i>AE</i>	0,94	0,98	0,79	0,99	0,84	0,15	0,97	-0,21	0,99	-4,14

(3) Şiddetli displazi, (4) CIS düzeylerinin ayırt edilebilirlik derecesi $\gamma_{34} = -0,21$; (4) CIS ve (5) İntramukozal karsinoma düzeylerinin ayırt edilebilirlik derecesi $\gamma_{45} = -4,11$ olarak tanım aralığı dışında hesaplanmıştır. Bu durumda düzeylerin ayırt edilebilirliğinin yorumlanması açısından belirsizliği ortadan kaldırmak amacıyla yeni bir ayırt edilebilirlik derecesi formüle edilmesi gerekmektedir.

Ayırt edilebilirlik derecesi hesaplanırken, 1 ve 2 düzeyleri arasındaki ayırt edilebilirlik derecesi ile 2 ve 1 düzeyleri arasındaki ayırt edilebilirliğinin aynı olması gerektiği tartışması ortaya çıkmaktadır. Ayrıca 1-2 düzeyleri ve 2-3 düzeyleri ayırt edilebilir ise 1-3 düzeylerinin de ayırt edilebilir olması gerekir. Bu nedenle ayırt edilebilirlik derecesinin sadece komşu düzeyler için hesaplanması yeterli olacaktır.

Bu iki tartışma konusu dikkate alınarak bu tez çalışmasında ayırt edilebilirlik derecesi için düzeltilmiş formül (*DAE*) önerilmiştir. *i* ve *i + 1* düzeylerinin ayırt edilebilirlik derecesi Eşitlik (4.1)’de tanımlanmıştır.

$$DAE_{i,i+1} = \begin{cases} 1 - \tau_{i,i+1}^{-1} & \tau_{i,i+1} \geq 1 \\ 1 - \tau_{i,i+1} & \tau_{i,i+1} < 1 \end{cases} \quad (4.1)$$

Eşitlik (4.1)’de tanımlanan *DAE*, $0 \leq DAE_{i,i+1} \leq 1$, $i = 1, 2, \dots, (R - 1)$ koşullarını sağlar. Eşitlik (4.2) karesel olumsuzluk tablolarında komşu düzeyler için kullanılan odds oranıdır.

$$\tau_{i,i+1} = \frac{n_{ii} \times n_{i+1,i+1}}{n_{i,i+1} \times n_{i+1,i}} \quad (4.2)$$

Çizelge 4.1’de yer alan değerlendirme sonuçları için düzeltilmiş ayırt edilebilirlik dereceleri:

Düzye Çiftleri	1-2	2-3	3-4	4-5
<i>DAE</i>	0,94	0,84	0,17	0,81

Eğer olumsuzluk tablosu örneklem sıfırı içeriyorsa, bu durumda

$$\tau_{i,i+1} = \frac{(n_{ii} + c) \times (n_{i+1,i+1} + c)}{(n_{i,i+1} + c) \times (n_{i+1,i} + c)}, \quad (4.3)$$

düzeltilmesi yapılmalıdır. Eşitlik (4.3)'de yer alan c sabiti düzeltme faktörüdür. c sabiti için 0,2, 0,5 ya da 0'dan farklı en küçük değerin alınabileceği örneklem sıfırı çalışmalarında belirtilmiştir [82].

4.2. Düzeltilmiş Ortak Ayırt Edilebilirlik Derecesi

AE derecesi, tanım aralığı dışında hesaplandığında, sorunlu bir tablo yapısı söz konusudur. Düzey çiftleri için hesaplanan AE yerine, tek bir değer verilmek istenirse OAE kullanılması önerilmiştir [13]. OAE derecesi, AE derecelerinin ortalaması olduğu için, sorunlu tablo yapısı OAE değerini de etkilemektedir. Bu nedenle tez çalışmasında düzeltilmiş ortak ayırt edilebilirlik derecesi ($DOAE$) önerilmiştir.

$DOAE$ derecesi, Eşitlik (4.1)'de tanımlanan DAE dereceleri kullanılarak Eşitlik (4.4)'e göre hesaplanır.

$$DOAE = \frac{1}{R-1} \sum_{i=1}^{R-1} DAE_{i,i+1} \quad 0 \leq DOAE \leq 1 \quad (4.4)$$

Çizelge 4.1'de yer alan değerlendirme sonuçları için hesaplanan ortak ayırt edilebilirlik derecesi 0,23 iken, düzeltilmiş ortak ayırt edilebilirlik derecesi 0,69 olarak bulunmuştur.

4.3. Düzeltilmiş Ayırt Edilebilirlik ve Uyum Katsayıları Arasındaki Fonksiyonel Bağını

Değerlendiriciler arası uyumun iki temel unsurundan birinin düzeylerin ayırt edilebilirliği olduğu Darroch ve McCloud [13] çalışmasında belirtilmiştir. Tez çalışmasında karesel olumsuzluk tablolarının çözümlemelerinde ayırt edilebilirlik derecesinin gerekliliğini belirleyebilmek amacıyla uyum katsayıları ile ayırt edilebilirlik derecesinin davranışının birlikte incelenmesi planlanmıştır. Ayırt

edilebilirlik derecesi ve uyum katsayısı arasındaki fonksiyonel bağıntının varlığı Çizelge 4.2’de yer alan eşitliklere göre belirlenecektir.

Çizelge 4.2 Ayırt edilebilirlik derecesi ve uyum katsayıları arasındaki fonksiyonel bağıntı eşitlikleri

2×2	$R \times R$
$\kappa = f(DAE) + \varepsilon$	$\kappa_w = f(DOAE) + \varepsilon$
$DAE = f(\kappa) + \varepsilon$	$DOAE = f(\kappa_w) + \varepsilon$
$AC_1 = f(DAE) + \varepsilon$	$AC_2 = f(DOAE) + \varepsilon$
$DAE = f(AC_1) + \varepsilon$	$DOAE = f(AC_2) + \varepsilon$

2×2 tabloları sınıflanabilir yapıda olduğu için uyum katsayıları olarak kappa ve AC_1 alınmıştır. İki den fazla düzeye sahip sıralanabilir yapıdaki tablolarda en çok kullanılan uyum katsayıları seçilmiştir. Ağırlıklı kappa ve AC_2 için fonksiyonel bağıntı benzetim çalışması ile araştırılmıştır. Bu çalışmalar Bölüm 5’te yer almaktadır.

Belirlenen fonksiyonel bağıntının yapısına bağlı olarak tahmin edilen uyum katsayısı ve ayırt edilebilirlik derecesi ortak tabloları geliştirilmiştir. Uyum katsayıları yorumlama aralıklarına paralel olarak ayırt edilebilirlik derecesi yorumlama aralıkları verilmiştir. Bu çalışmalar Bölüm 7’de yer almaktadır.

5. BENZETİM ÇALIŞMASI

Ayırt edilebilirlik ve ortak ayırt edilebilirlik dereceleri ile tez çalışmasında önerilen düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecesi ve düzeltilmiş ortak ayırt edilebilirlik derecesi benzetim çalışması ile karşılaştırılmıştır. Uyum katsayıları, ayırt edilebilirlik derecesi ve ilişki katsayısını karşılaştırmak için benzetim çalışması yapılmıştır. Uyum katsayıları ile ayırt edilebilirlik derecesi arasındaki fonksiyonel bağıntı ortaya çıkarılmaya çalışılmış, denklemler gerçek veri üzerinde uygulanmıştır.

Uyum katsayıları, ayırt edilebilirlik derecesi ve ilişki katsayısını karşılaştırmak için yapılan benzetim çalışması tablo boyutu, değerlendiriciler arasındaki ilişki ve farklı örneklem büyüklükleri temel alınarak gerçekleştirilmiştir. Karesel olumsuzluk tabloları normal dağılım altında Göktaş ve İşçi [83] çalışmasında önerilen kurallara göre türetilmiştir.

Benzetim çalışmasının ilk aşamasında bağımsız iki değişken olan $X_1 \sim N(0,1)$ ve $X_2 \sim N(0,1)$ rasgele olarak üretilmiştir. Sabit ilişki miktarında (ρ) Eşitlik (5.1) ile hesaplanan a ve b katsayıları kullanılarak rasgele iki değişken olan $X = aX_1 + bX_2$ ve $Y = bX_1 + aX_2$ elde edilir [83].

$$\begin{aligned} a &= \frac{\sqrt{1+\rho} + \sqrt{1-\rho}}{2} \\ b &= \frac{\sqrt{1+\rho} - \sqrt{1-\rho}}{2} \end{aligned} \quad (5.1)$$

X ve Y nicel değişkenleri tablo boyutuna göre aşağıdaki sınıflandırmalar yapılarak sıralanabilir nitel değişkenlere dönüştürülmüştür. Karesel tablolarda değişken düzeyleri aynı olduğu için X ve Y değişkenleri aynı aralık değerleri için sınıflandırılmıştır. Çizelge 5.1'de yer alan aralıklar kullanılmıştır.

Çizelge 5.1 X ve Y değişkenlerinin değerlendirici düzey sayısına göre sınıflandırma aralıkları

Boyut	Düzye					
	1	2	3	4	5	6
2 × 2	[-3; 0)	[0; 3]				
3 × 3	[-3,00; -1,27)	[-1,27; 1,41)	[1,41; 3,00]			
4 × 4	[-3,00; -1,00)	[-1,00; 0,00)	[0,00; 1,20)	[1,20; 3,00]		
5 × 5	[-3,00; -1,20)	[-1,20; -0,60)	[-0,60; 0,60)	[0,60; 1,20)	[1,20; 3,00]	
6 × 6	[-3,00; -0,97)	[-0,97; -0,43)	[-0,43; 0,00)	[0,00; 0,43)	[0,43; 0,97)	[0,97; 3,00]

Kullanılan her katsayı uyum miktarı hakkında farklı bilgi vermektedir. Bu nedenle literatürde yer alan uyum katsayıları içinden, en çok tercih edilen kappa ve ağırlıklı kappa katsayıları ile daha iyi sonuç verdiği tartışılan AC_1 ve AC_2 katsayıları tercih edilmiştir. Bunun yanı sıra, Gwet'in AC_1 ve AC_2 katsayıları yakın dönemde önerilmesinden dolayı da tercih edilmiştir.

Benzetim çalışması:

Düzey sayısı	İlişki katsayısı (ρ)	Örneklem büyüklüğü (n)	Katsayı
2	0,20, 0,50, 0,80	30, 50, 70, 100, 300	κ, AC_1, DAE
3, 4, 5, 6	0,20, 0,50, 0,80	50, 100, 200, 500	$\kappa_w, AC_2, DOAE$

olmak üzere 63 farklı düzen için 50.000 tekrarlı olarak gerçekleştirilmiştir. Çalışmada 2×2 boyutlu tablolar için Cohen'in kappa katsayısı [35], Gwet'in AC_1 katsayısı [27] ve düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecesi hesaplanmıştır. Düzey sayısı $R \geq 3$ olan tablolar için ise ağırlıklı kappa katsayısı [52], AC_2 katsayısı [27] ve düzeltilmiş ortak ayırt edilebilirlik derecesi kullanılmıştır. Ağırlık olarak doğrusal ağırlıklar kullanılmıştır [59].

Benzetim çalışması R programı kullanılarak yapılmıştır. Uyum katsayılarının hesaplanmasında "irr" paketi kullanılmıştır.

Çizelge 4.2'de genel olarak tanımlanan tahmin denklemlerini belirlemek için ortogonal polinomların kullanıldığı "poly" fonksiyonu ve "MASS" paketi altında AIC bilgi kriterine dayalı adımsal yöntem kullanan "stepAIC" fonksiyonu kullanılmıştır. 63 farklı düzenin her biri için, hesaplanan 50.000 uyum katsayı ve düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecesi değerleri için polinom denklemleri tahmin edilmiştir. Tahmin edilen polinom eşitliklerinin geçerliliği AIC ya da belirtme katsayısı ile verilmiştir.

Benzetim çalışmasının tüm düzenleri için hesaplanan uyum katsayıları ve ayırt edilebilirlik derecesi değerlerinin dağılımı, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre özetlenmiştir. Her bir tekrardan elde edilen uyum katsayıları ve düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecelerinin ortalama değerleri farklı tablo boyutları ve örneklem büyüklüklerinde karşılaştırılmıştır.

5.1. Ayırt Edilebilirlik Ve Düzeltilmiş Ayırt Edilebilirlik Derecesinin Karşılaştırılması

5.1.1. 2×2 tablolarında ayırt edilebilirlik ve düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecesinin karşılaştırılması

Ayırt edilebilirlik derecesinin “0” olması düzeylerin birbirinden ayırt etmenin imkansız olduğunun, “1” e yakın olması ise mükemmel ayırt edilebilirliğin göstergesidir. Fakat [0,1] arasında tanımlanan katsayının, bazı tablo yapılarında negatif değerler aldığı da belirlenmiştir. Bu nedenle tez çalışmasında, ayırt edilebilirlik derecesi yerine düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecesi kullanılması önerilmiştir. Ayırt edilebilirlik derecesi ve düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecesini karşılaştırmak için farklı düzeyli tablo yapılarında, farklı örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarında *AE* ve *DAE* dereceleri karşılaştırılmıştır.

2×2 tablolarında, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre ayırt edilebilirlik ve düzeltilmiş ortak ayırt edilebilirlik derecelerinin en küçük, en büyük değerleri, ortanca, ortalama ve ortalamanın standart hatası Çizelge 5.2’de özetlenmiştir.

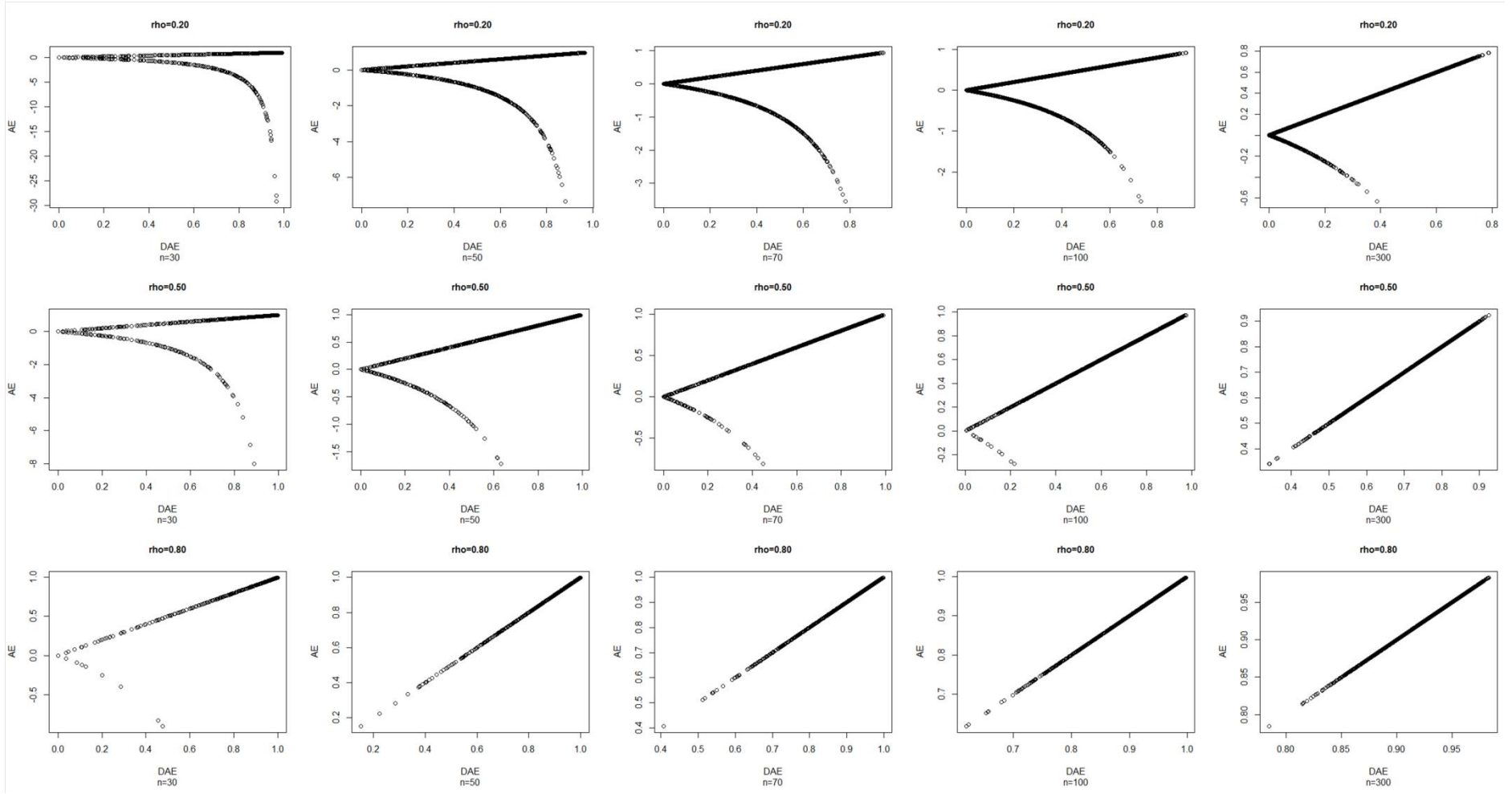
Çizelge 5.2 2×2 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına *AE* ve *DAE* derecelerinin betimsel istatistikleri

ρ	n	<i>AE</i>					<i>DAE</i>				
		Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.
0,20	30	-29,18	0,4167	0,99	0,2043	0,0036	0,00	0,4857	0,99	0,4712	0,0011
	50	-7,33	0,4000	0,96	0,2985	0,0021	0,00	0,4385	0,96	0,4268	0,0010
	70	-3,55	0,4119	0,94	0,3336	0,0016	0,00	0,4271	0,94	0,4092	0,0010
	100	-2,72	0,4023	0,92	0,3549	0,0012	0,00	0,4092	0,92	0,3937	0,0009
	300	-0,63	0,4023	0,79	0,3885	0,0006	0,00	0,4023	0,79	0,3905	0,0006
0,50	30	-8,00	0,7576	1,00	0,6843	0,0014	0,00	0,7576	1,00	0,7064	0,0010
	50	-1,72	0,7656	0,99	0,7159	0,0009	0,00	0,7656	0,99	0,7189	0,0008
	70	-0,81	0,7586	0,99	0,7266	0,0007	0,00	0,7586	0,99	0,7272	0,0007
	100	-0,28	0,7567	0,97	0,7338	0,0005	0,00	0,7567	0,97	0,7338	0,0005
	300	0,34	0,7513	0,92	0,7453	0,0003	0,34	0,7513	0,92	0,7453	0,0003
0,80	30	-0,91	0,9441	1,00	0,9190	0,0004	0,00	0,9441	1,00	0,9191	0,0004
	50	0,15	0,9394	1,00	0,9257	0,0003	0,15	0,9394	1,00	0,9257	0,0003
	70	0,41	0,9385	1,00	0,9285	0,0002	0,41	0,9385	1,00	0,9285	0,0002
	100	0,62	0,9372	1,00	0,9301	0,0002	0,62	0,9372	1,00	0,9301	0,0002
	300	0,78	0,9350	0,98	0,9320	0,0001	0,78	0,9350	0,98	0,9320	0,0001

Çizelge 5.2'de yer alan AE derecesinin en küçük değerleri incelendiğinde tanım aralığı dışında, negatif değerler aldığı görülmektedir. Bu durumda DAE 'nin kullanılması gerekmektedir. Fakat 2×2 tablolarında, orta düzeyde ilişki varlığında örneklem büyüklüğü $n = 300$ iken, yüksek ilişki varlığında ise $n > 30$ olduğu durumda DAE ve AE 'nin aynı sonucu verdiği görülmektedir.

Çizelge 5.2'de yer alan AE ve DAE derecelerine ait ortanca ve ortalamalar incelendiğinde, ilişki miktarı arttıkça ayırt edilebilirlik değerlerinin de arttığı görülmektedir. Bunun yanı sıra, 2×2 tablolarında düşük ilişki varlığında, AE derecesinin örneklem büyüklüğü arttıkça azaldığı görülmektedir. Orta ve yüksek düzeyde ilişki varlığında ise AE derecesinin örneklem büyüklüğünden etkilenmediği görülmektedir. Beklenildiği gibi örneklem büyüklüğü arttıkça standart hatada da azalma meydana gelmektedir.

2×2 boyutlu tablo yapısında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre AE ve DAE derecelerinin dağılımları Şekil 5.1'de özetlenmiştir. $AE < 0$ olduğu durumda negatif değerlerin DAE kullanılarak $[0,1]$ aralığına taşındığı görülmektedir. Şekil 5.1 incelendiğinde AE 'nin negatif değerleri 0'dan uzaklaştıkça, DAE derecesinin değerleri mükemmel ayırt edilebilirliğe yaklaşmaktadır.



Şekil 5.1 2×2 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre *AE* ve *DAE* derecelerinin saçılım grafikleri

5.1.2. $R \times R$ tablolarında ortak ayırt edilebilirlik ve düzeltilmiş ortak ayırt edilebilirlik derecesinin karşılaştırılması

$R \times R$ tablolarında ilişki miktarı, düzey sayısı ve örneklem büyüklüğüne göre OAE ve $DOAE$ derecelerinin değerlerinin en küçük, en büyük değerleri, ortanca, ortalama ve standart hatası Çizelge 5.3'te özetlenmiştir.

Çizelge 5.3'te yer alan OAE 'nin en küçük değerleri incelendiğinde negatif değerler aldığı görülmektedir. Bu durumda OAE derecesi yerine DAE değerleri kullanılarak hesaplanan $DOAE$ derecesinin kullanılması gerekmektedir. İncelenen tablo yapılarında yüksek düzeyde ilişki varlığında, $R \leq 5$ düzeyli ve örneklem büyüklüğü $n = 500$ olan tablolarda $DOAE$ ve OAE 'nin aynı sonucu verdiği görülmektedir. 6 düzeyli tablolarda ise $DOAE$ ve OAE sonuçları birbirinden farklıdır.

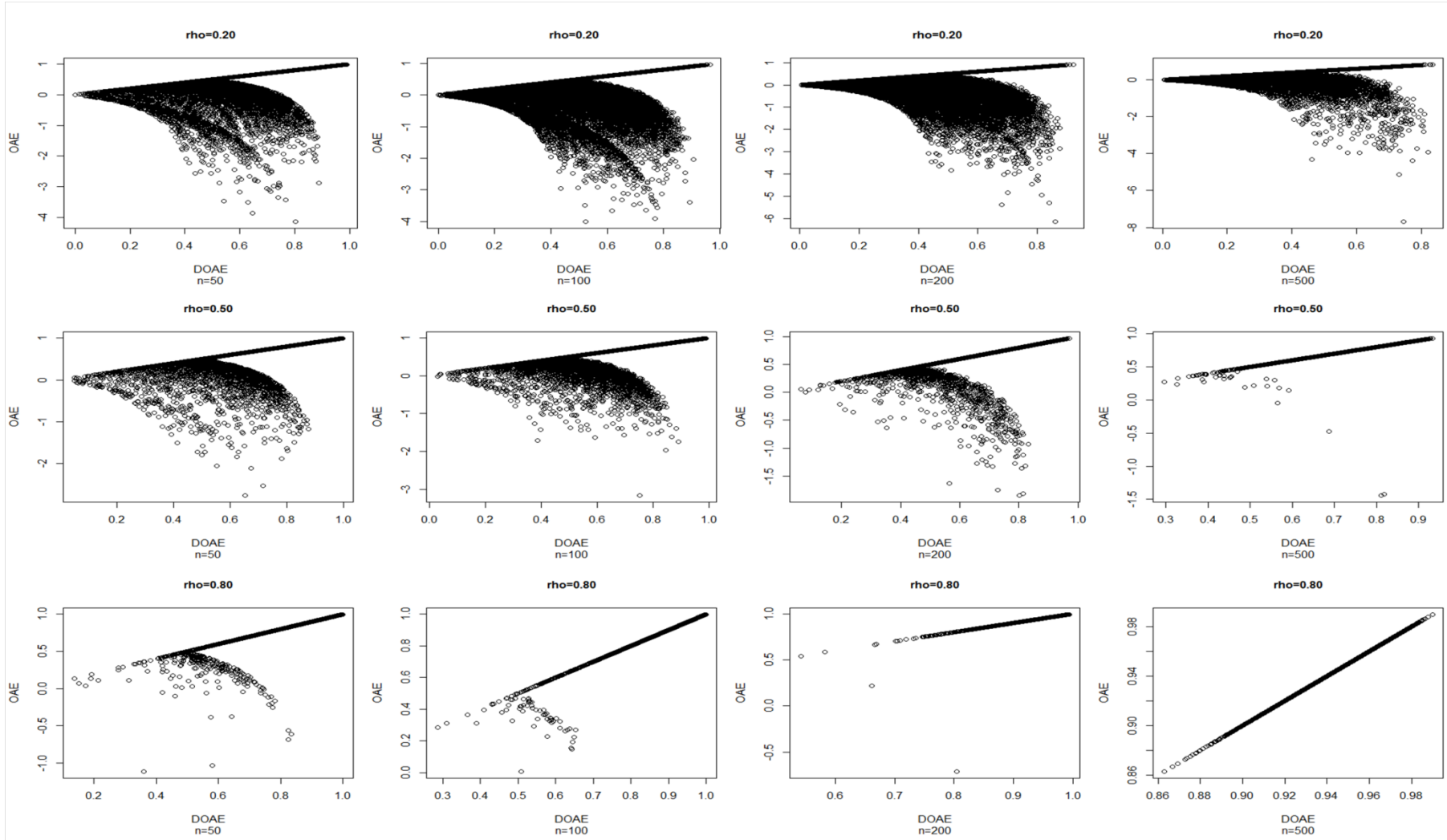
Çizelge 5.3'te yer alan OAE ve $DOAE$ derecelerine ait ortanca ve ortalama değerleri incelendiğinde, ilişki miktarı arttıkça ayırt edilebilirlik değerlerinin de arttığı görülmektedir. Bunun yanı sıra, $R \times R$ boyutlu tablo yapısında düşük ilişki varlığında OAE ve $DOAE$ değerleri örneklem büyüklüğü arttıkça azalmaktadır. $R \leq 4$ düzeye sahip, orta ve yüksek düzeyde ilişki varlığında $n > 50$ iken OAE ve $DOAE$ değerleri örneklem büyüklüğünden etkilenmemektedir. $R \geq 5$ düzeye sahip, orta ve yüksek düzeyde ilişki varlığında örneklem büyüklüğü arttıkça ayırt edilebilirlik derecesinin azaldığı görülmektedir.

Orta ve yüksek ilişki varlığında düzey sayısı arttıkça ayırt edilebilirlik derecesi azalmaktadır. Tüm ilişki miktarlarında, 3 düzeyli tablolar en yüksek ayırt edilebilirliğe sahiptir. Orta ve yüksek ilişki varlığında 6 düzeyli tablolar, düşük ilişki varlığında ise 4 düzeyli tablolar en düşük ayırt edilebilirlik derecesine sahiptir.

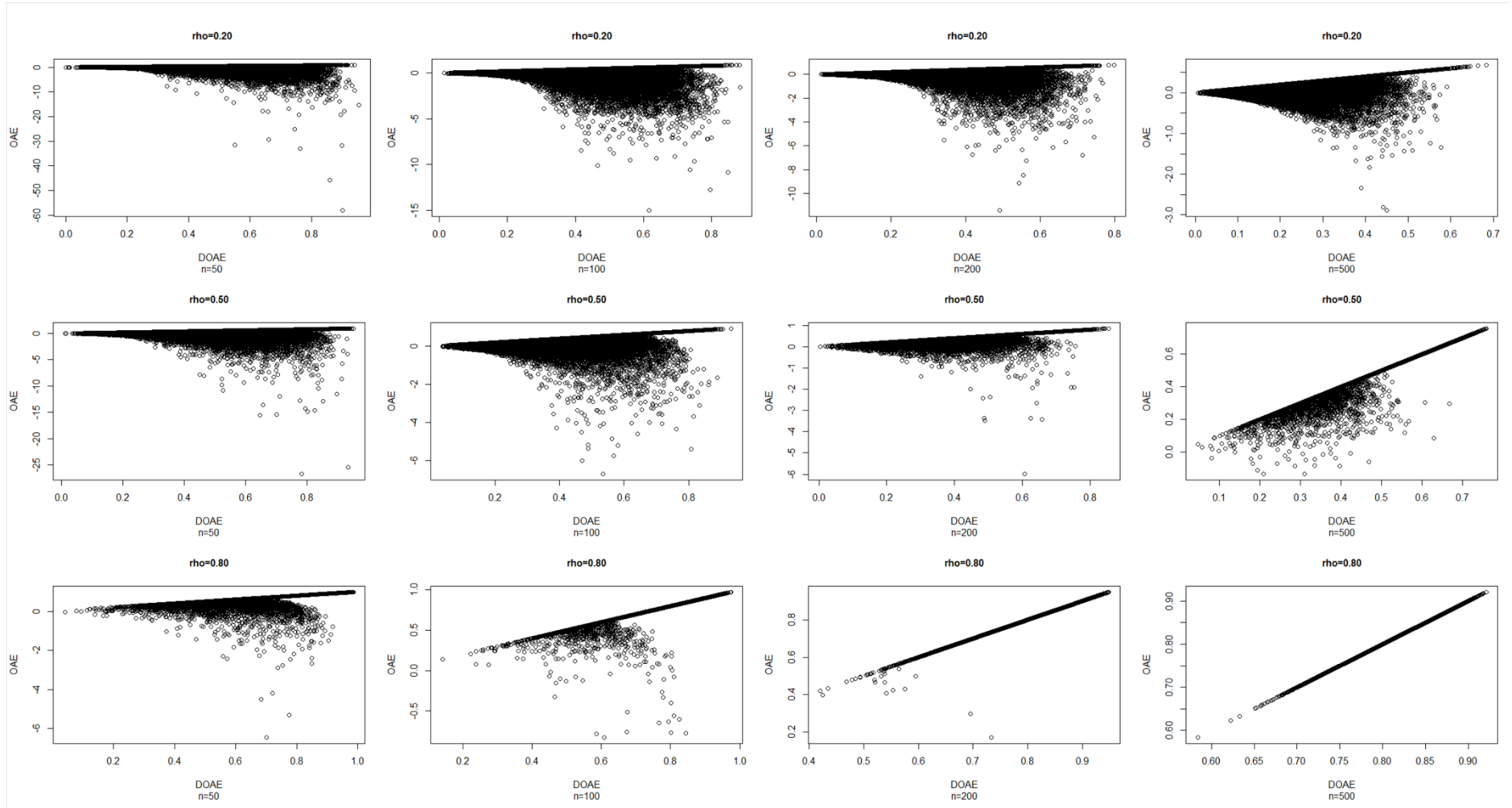
$R \times R$ tablolarında ilişki miktarı, düzey sayısı ve örneklem büyüklüğüne göre OAE ve $DOAE$ derecelerinin dağılımları Şekil 5.2-5.5'de özetlenmiştir. $OAE < 0$ olduğu durumda negatif değerlerin $DOAE$ kullanılarak $[0,1]$ aralığına taşındığı görülmektedir. Şekil 5.2-5.5 incelendiğinde OAE 'nin negatif değerleri 0'dan uzaklaştıkça, DAE değerleri mükemmel ayırt edilebilirliğe yaklaşmaktadır.

Çizelge 5.3 $R \times R$ tablolarında ilişki miktarı, düzey sayısı ve örneklem büyüklüğüne göre *OAE* ve *DOAE* derecelerinin betimsel istatistikleri

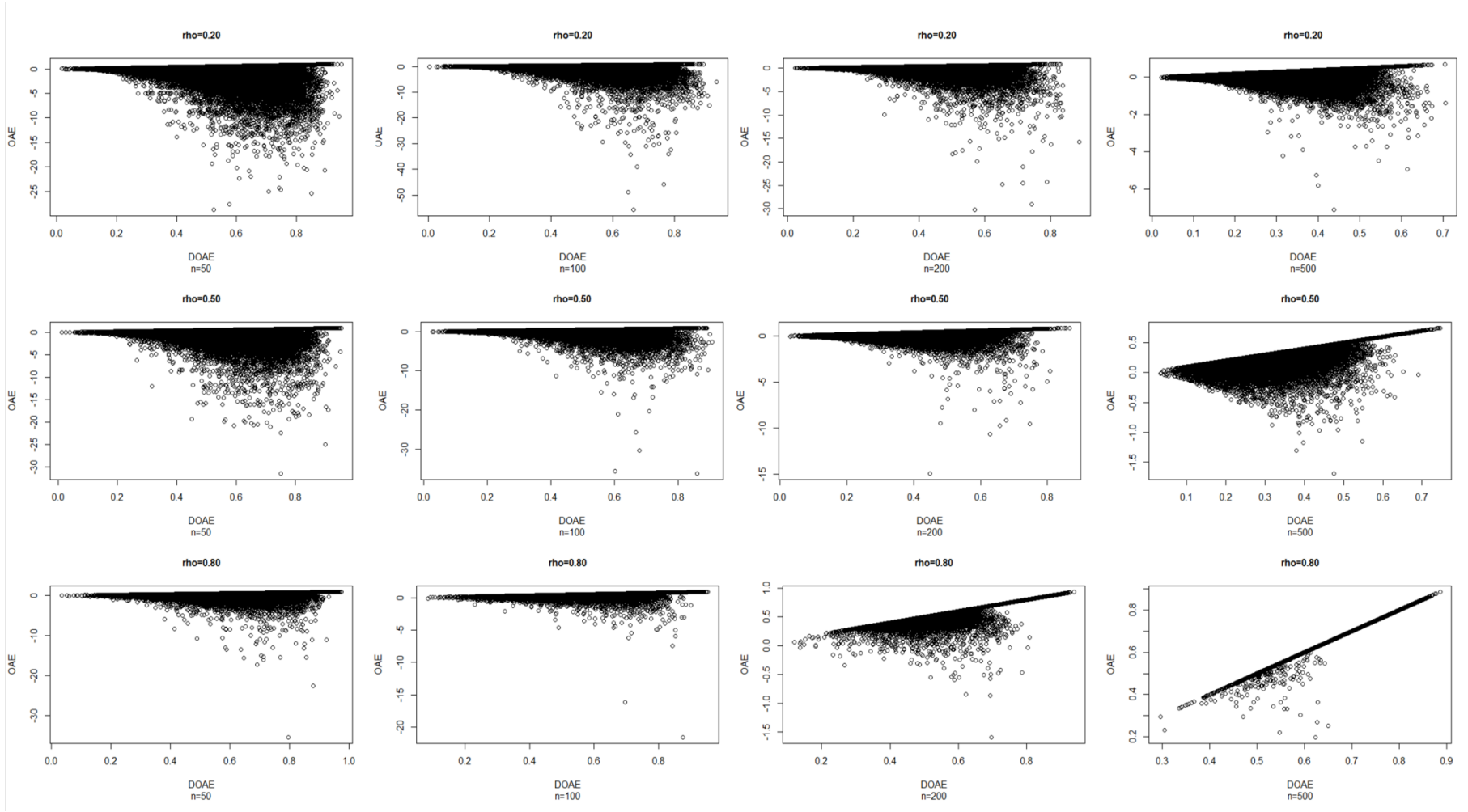
ρ	R	n	<i>OAE</i>					<i>DOAE</i>					
			Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	
0,20	3	50	-4,14	0,4820	0,99	0,3591	0,0021	0,00	0,5744	0,99	0,5676	0,0009	
		100	-4,01	0,4230	0,96	0,2551	0,0024	0,00	0,5484	0,96	0,5402	0,0008	
		200	-6,14	0,4215	0,92	0,2524	0,0025	0,01	0,5054	0,92	0,4986	0,0007	
		500	-7,69	0,4338	0,83	0,3617	0,0015	0,00	0,4559	0,83	0,4482	0,0006	
	4	50	-58,09	0,0213	0,94	-0,3168	0,0056	0,00	0,4988	0,95	0,4965	0,0007	
		100	-14,99	0,0788	0,88	-0,1354	0,0035	0,01	0,4251	0,88	0,4253	0,0006	
		200	-11,43	0,1355	0,80	0,0220	0,0023	0,01	0,3489	0,80	0,3522	0,0006	
		500	-2,89	0,1853	0,68	0,1548	0,0011	0,01	0,2661	0,68	0,2713	0,0005	
	5	50	-43,41	-0,3168	0,95	-0,9310	0,0088	0,00	0,5466	0,95	0,5406	0,0006	
		100	-55,72	-0,1302	0,90	-0,6567	0,0082	0,00	0,4869	0,94	0,4863	0,0006	
		200	-30,20	-0,0130	0,83	-0,2652	0,0046	0,02	0,4074	0,89	0,4097	0,0005	
		500	-7,12	0,0741	0,70	0,0136	0,0015	0,02	0,2999	0,71	0,3043	0,0004	
	6	50	-37,73	-0,6933	0,94	-1,4977	0,0114	0,01	0,5752	0,95	0,5704	0,0006	
		100	-46,63	-0,3444	0,90	-0,9613	0,0094	0,04	0,5166	0,94	0,5157	0,0006	
		200	-48,73	-0,1467	0,88	-0,4246	0,0050	0,06	0,4417	0,88	0,4432	0,0005	
		500	-6,95	-0,0036	0,70	-0,0607	0,0015	0,03	0,3154	0,75	0,3187	0,0004	
	0,50	3	50	-2,76	0,7672	1,00	0,6768	0,0013	0,05	0,7692	1,00	0,7287	0,0008
			100	-3,16	0,7838	0,99	0,7110	0,0011	0,03	0,7842	0,99	0,7479	0,0006
			200	-1,85	0,7922	0,97	0,7585	0,0007	0,06	0,7923	0,97	0,7682	0,0005
			500	-1,44	0,7994	0,93	0,7898	0,0003	0,30	0,7994	0,93	0,7900	0,0003
		4	50	-26,73	0,3909	0,95	0,1911	0,0034	0,01	0,5435	0,95	0,5387	0,0007
			100	-6,68	0,4512	0,93	0,3645	0,0017	0,04	0,5053	0,93	0,5014	0,0007
			200	-5,98	0,4822	0,85	0,4507	0,0009	0,00	0,4932	0,85	0,4869	0,0006
			500	-0,13	0,5042	0,76	0,4937	0,0005	0,05	0,5044	0,76	0,4963	0,0004
5		50	-31,48	0,0577	0,95	-0,4320	0,0071	0,01	0,5568	0,95	0,5518	0,0006	
		100	-36,17	0,2179	0,89	-0,0558	0,0046	0,03	0,4939	0,91	0,4917	0,0006	
		200	-14,91	0,2946	0,87	0,2056	0,0019	0,03	0,4284	0,87	0,4293	0,0006	
		500	-1,69	0,3442	0,75	0,3198	0,0008	0,03	0,3782	0,75	0,3788	0,0005	
6		50	-28,78	-0,3556	0,95	-1,0445	0,0098	0,00	0,5714	0,95	0,5674	0,0006	
		100	-41,40	-0,0528	0,88	-0,4928	0,0073	0,05	0,5051	0,92	0,5044	0,0005	
		200	-14,48	0,0888	0,83	-0,0702	0,0032	0,01	0,4261	0,85	0,4281	0,0005	
		500	-3,66	0,1724	0,72	0,1311	0,0012	0,04	0,3398	0,72	0,3422	0,0004	
0,80		3	50	-1,11	0,9398	1,00	0,9117	0,0004	0,14	0,9398	1,00	0,9133	0,0004
			100	-0,01	0,9475	1,00	0,9352	0,0002	0,29	0,9475	1,00	0,9354	0,0002
			200	-0,71	0,9514	0,99	0,9467	0,0001	0,54	0,9514	0,99	0,9468	0,0001
			500	0,86	0,9538	0,99	0,9522	0,0001	0,86	0,9538	0,99	0,9522	0,0001
		4	50	-6,46	0,7843	0,99	0,7305	0,0010	0,04	0,7855	0,99	0,7593	0,0006
			100	-0,83	0,8085	0,97	0,7895	0,0004	0,14	0,8085	0,97	0,7918	0,0004
			200	0,17	0,8211	0,95	0,8131	0,0003	0,42	0,8211	0,95	0,8132	0,0003
			500	0,58	0,8289	0,92	0,8259	0,0001	0,58	0,8289	0,92	0,8259	0,0001
	5	50	-35,51	0,5827	0,97	0,3756	0,0034	0,03	0,6599	0,97	0,6498	0,0006	
		100	-21,59	0,6516	0,95	0,5819	0,0015	0,08	0,6663	0,95	0,6535	0,0006	
		200	-1,59	0,6842	0,94	0,6595	0,0006	0,12	0,6849	0,94	0,6706	0,0005	
		500	0,20	0,7047	0,89	0,6968	0,0003	0,30	0,7047	0,89	0,6970	0,0003	
	6	50	-30,85	0,1996	0,96	-0,2625	0,0069	0,08	0,5983	0,96	0,5932	0,0006	
		100	-17,18	0,3520	0,94	0,1631	0,0034	0,08	0,5516	0,94	0,5497	0,0005	
		200	-8,00	0,4226	0,87	0,3589	0,0014	0,11	0,5166	0,87	0,5155	0,0005	
		500	-0,93	0,4664	0,83	0,4472	0,0006	0,10	0,4901	0,83	0,4909	0,0004	



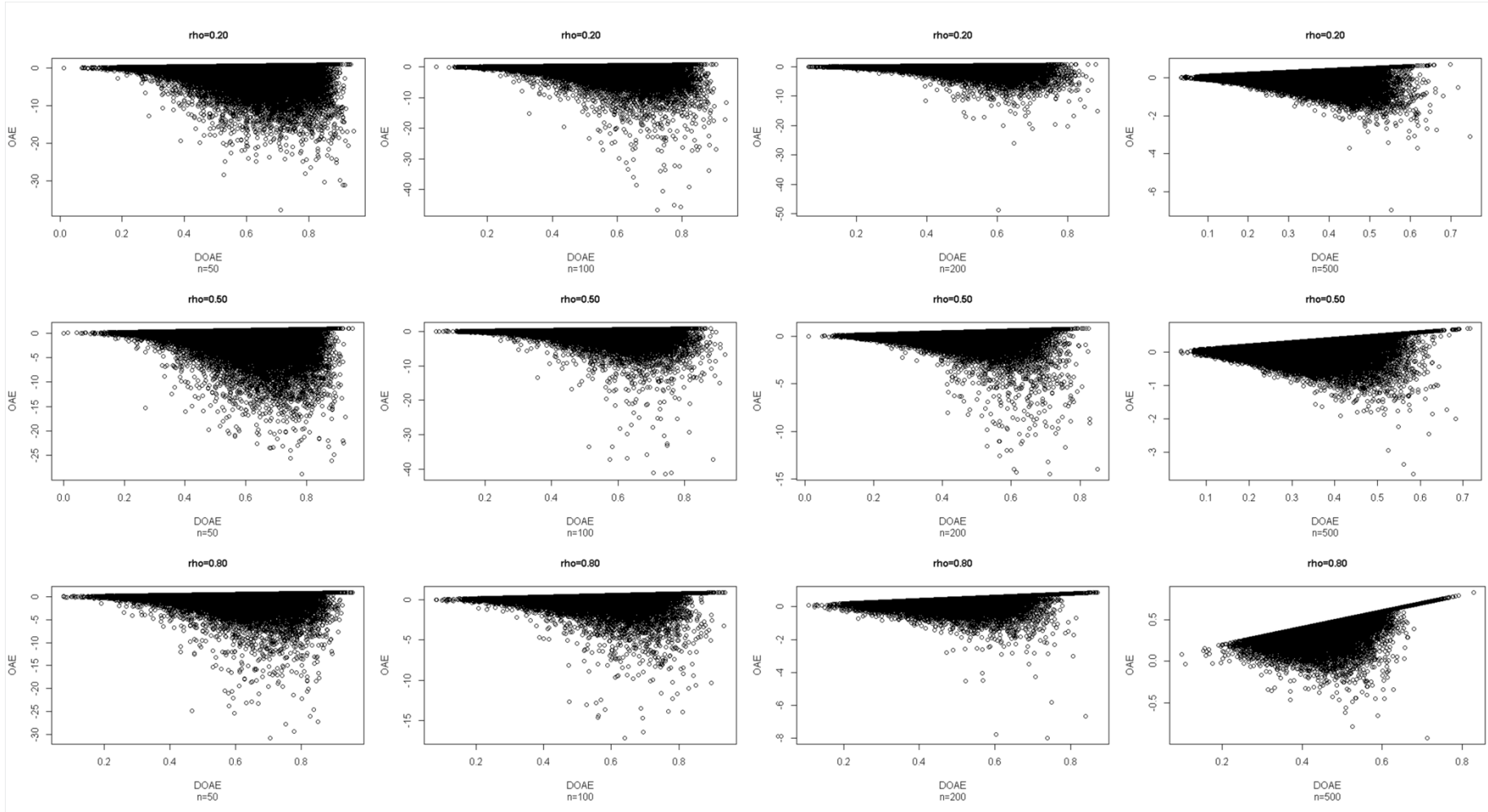
Şekil 5.2 3×3 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre *OAE* ve *DOAE* derecelerinin saçılım grafikleri



Şekil 5.3 4×4 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre *OAE* ve *DOAE* derecelerinin saçılım grafikleri



Şekil 5.4 5×5 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre *OAE* ve *DOAE* derecelerinin saçılım grafikleri



Şekil 5.5 6×6 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre *OAE* ve *DOAE* derecelerinin saçılım grafikleri

5.2. Uyum Katsayıları ile Ayırt Edilebilirlik Derecelerinin Birlikte İncelenmesi

5.2.1. 2×2 tablolarında kapa, AC_1 katsayıları ile DAE 'nin birlikte incelenmesi

Benzetim çalışmasında türetilen 2×2 tablolarından her biri için hesaplanan 50.000 tane kapa ve $Gwet$ 'in AC_1 katsayılarına ait betimsel istatistikler örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre Çizelge 5.4'te özetlenmiştir.

Benzetim çalışmasının bütün düzenlerinde kapa katsayısının beklenen en küçük ve en büyük değerlerine ulaşılması söz konusu değildir. Yapılan çalışmada karşılaşılan bu durumlar, düzenlenen çizelgelerde “*” olarak yer almaktadır.

Kapa ve AC_1 katsayılarının ortanca (Q_2) ve ortalama değerleri incelendiğinde, ilişki miktarı arttıkça uyum miktarının da arttığı gözlenmektedir. En küçük ve en büyük değerler incelendiğinde her iki uyum katsayısının benzer aralıklarda değerler aldığı görülmektedir. Ortanca ve ortalama değerleri incelendiğinde ise aynı tablo yapılarında AC_1 katsayısının, uyumu kapa katsayısına göre daha yüksek gösterdiği söylenebilir. Bunun yanı sıra, 2×2 tablolarında tüm ilişki miktarlarında örneklem büyüklüğündeki artışın uyum miktarında ortalama bakımından önemli bir değişime sebep olmadığı görülmüştür.

Çizelge 5.4 2×2 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre kapa ve AC_1 katsayılarının betimsel istatistikleri

ρ	n	κ					AC_1				
		Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.
0,20	30	-0,60	0,1333	0,80	0,1246	0,0008	-0,60	0,1419	0,82	0,1432	0,0008
	50	-0,44	0,1214	0,68	0,1251	0,0006	-0,44	0,1325	0,69	0,1365	0,0006
	70	-0,35	0,1257	0,60	0,1263	0,0005	-0,34	0,1429	0,62	0,1347	0,0005
	100	-0,31	0,1252	0,54	0,1262	0,0004	-0,29	0,1325	0,55	0,1321	0,0004
	300	-0,12	0,1272	0,37	0,1278	0,0003	-0,12	0,1288	0,37	0,1298	0,0003
0,50	30	-0,44	0,3333	0,93	0,3264	0,0008	-0,40	0,3450	0,94	0,3472	0,0008
	50	-0,23	0,3265	0,79	0,3294	0,0006	-0,24	0,3514	0,81	0,3422	0,0006
	70	-0,14	0,3353	0,76	0,3303	0,0005	-0,14	0,3441	0,78	0,3396	0,0005
	100	-0,06	0,3347	0,72	0,3312	0,0004	-0,06	0,3406	0,72	0,3377	0,0004
	300	0,10	0,3333	0,57	0,3329	0,0002	0,11	0,3344	0,57	0,3351	0,0002
0,80	30	-0,14	0,5946	1,00	0,5825	0,0007	-0,10	0,6070	1,00	0,6003	0,0007
	50	0,04	0,5948	0,96	0,5848	0,0005	0,05	0,6025	0,96	0,5958	0,0005
	70	0,12	0,5950	0,91	0,5869	0,0004	0,17	0,6003	0,92	0,5948	0,0004
	100	0,23	0,5914	0,90	0,5878	0,0004	0,24	0,6002	0,90	0,5934	0,0004
	300	0,36	0,5901	0,77	0,5891	0,0002	0,35	0,5933	0,77	0,5910	0,0002

Benzetim çalışmasında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre türetilen 2×2 tablolarından hesaplanan 50.000 tane kappa katsayısı, Landis ve Koch [21] çalışmasında önerilen yorumlama aralıklarına göre sınıflandırılmıştır. Bu aralıklara karşılık gelen *DAE* değerlerinin aldığı en küçük ve en büyük değerler ile ortanca değerleri Çizelge 5.5'te, *DAE* değerlerinin çeyrek değerleri ise Şekil 5.6'da özetlenmiştir. Burada amaç, uyum katsayısı için önerilen aralıklarda ayırt edilebilirlik derecesinin davranışlarını incelemektir.

İlişki miktarına ve örneklem büyüklüğüne bağlı olarak kappa katsayısının ortaya çıkma aralıkları da değişmektedir.

Çizelge 5.5 incelendiğinde, Landis ve Koch [21] aralıklarına göre “zayıf” uyum varlığında ilişki miktarı arttıkça *DAE* azalırken, diğer uyum düzeylerinde ise ilişki miktarı arttıkça *DAE* artmaktadır. Uyum derecesi arttıkça *DAE* derecesinin değerlerinin de artış gösterdiği söylenebilir.

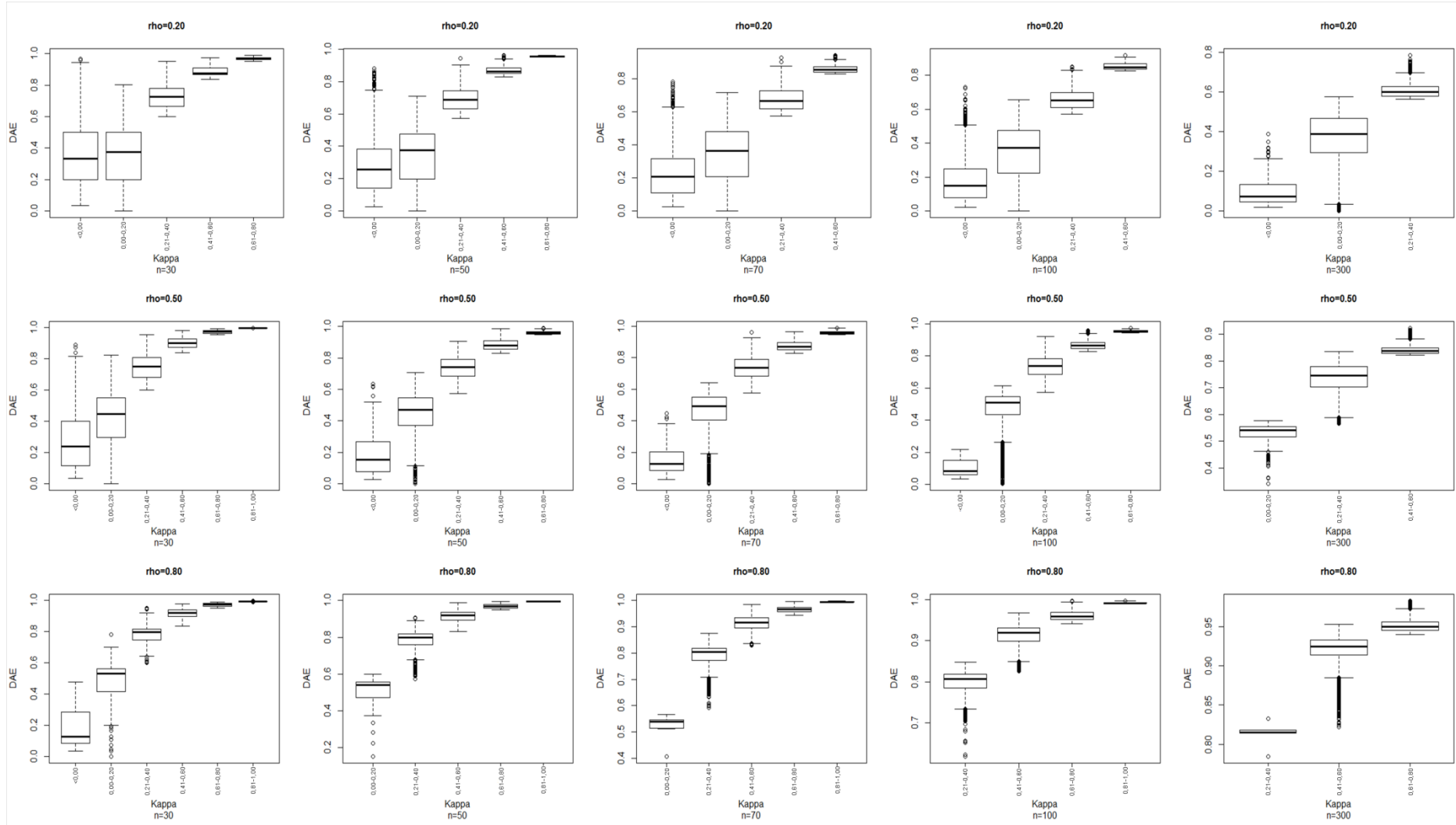
Şekil 5.6 incelendiğinde, kappa katsayısının aralıklarında ortaya çıkan *DAE* derecelerinin ortancaları farklıdır. Sınıfların düzeyi (uyum miktarı) arttıkça, *DAE* değerlerinin de 1'e yaklaştığı ve saçılımın azaldığı görülmektedir.

Çizelge 5.5 ve Şekil 5.6 beraber incelendiğinde kappa katsayısı aralıkları kullanılarak, *DAE* derecesi için de bir sınıflandırma yapılabileceği görülmektedir.

Çizelge 5.5 2×2 tablolarında kapa katsayısı düzeylerinde, *DAE* değerlerinin aldığı en küçük ve en büyük değerler ile ortancanın örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre dağılımı

<i>n</i>	κ ρ	<0,00			0,00-0,20			0,21-0,40			0,41-0,60			0,61-0,80			>0,81		
		Enk.	Q_2	Enb.	Enk.	Q_2	Enb.	Enk.	Q_2	Enb.	Enk.	Q_2	Enb.	Enk.	Q_2	Enb.	Enk.	Q_2	Enb.
30	0,20	0,04	0,3330	0,97	0,00	0,3750	0,80	0,60	0,7270	0,95	0,84	0,8750	0,97	0,95	0,9650	0,99	*	*	*
	0,50	0,04	0,2380	0,89	0,00	0,4440	0,82	0,60	0,7500	0,95	0,84	0,9000	0,98	0,95	0,9730	0,99	0,99	0,9940	1,00
	0,80	0,04	0,1270	0,48	0,00	0,5320	0,78	0,60	0,7960	0,95	0,84	0,9210	0,98	0,95	0,9760	0,99	0,99	0,9950	1,00
50	0,20	0,03	0,2560	0,88	0,00	0,3740	0,71	0,57	0,6860	0,95	0,83	0,8610	0,96	0,95	0,9570	0,96	*	*	*
	0,50	0,03	0,1540	0,63	0,00	0,4710	0,71	0,57	0,7410	0,91	0,83	0,8800	0,99	0,95	0,9600	0,99	*	*	*
	0,80	*	*	*	0,15	0,5410	0,60	0,57	0,7970	0,91	0,83	0,9200	0,99	0,95	0,9670	0,99	0,99	0,9940	1,00
70	0,20	0,03	0,2060	0,78	0,00	0,3650	0,71	0,58	0,6670	0,95	0,83	0,8540	0,94	*	*	*	*	*	*
	0,50	0,03	0,1250	0,45	0,00	0,4930	0,64	0,58	0,7350	0,96	0,83	0,8700	0,97	0,94	0,9560	0,99	*	*	*
	0,80	*	*	*	0,41	0,5390	0,57	0,59	0,8040	0,88	0,83	0,9160	0,98	0,94	0,9650	0,99	0,99	0,9920	1,00
100	0,20	0,02	0,1490	0,73	0,00	0,3710	0,65	0,57	0,6500	0,85	0,83	0,8480	0,92	*	*	*	*	*	*
	0,50	0,03	0,0850	0,22	0,00	0,5100	0,62	0,57	0,7370	0,92	0,83	0,8630	0,96	0,94	0,9520	0,97	*	*	*
	0,80	*	*	*	*	*	*	0,62	0,8060	0,85	0,83	0,9190	0,97	0,94	0,9590	0,99	0,99	0,9910	1,00
300	0,20	0,02	0,0748	0,39	0,00	0,3888	0,58	0,57	0,6025	0,79	*	*	*	*	*	*	*	*	*
	0,50	*	*	*	0,34	0,5420	0,58	0,57	0,7450	0,84	0,82	0,8380	0,92	*	*	*	*	*	*
	0,80	*	*	*	*	*	*	0,78	0,8150	0,83	0,82	0,9240	0,95	0,94	0,9500	0,98	*	*	*

* : Bu koşulda kapa katsayısı elde edilememiştir.



Şekil 5.6 2×2 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre kappa katsayısının yorumlama aralıklarında *DAE* derecesi kutu grafikleri

Kappa ve AC_1 katsayıları ile DAE değerlerini birlikte incelemek için benzetim çalışması yapılmıştır. Uyum katsayılarının hesaplandığı tablolarda “zayıf” uyumla çok fazla karşılaşılmadığı için, benzetim çalışması $\kappa \geq 0$ koşulu altında gerçekleştirilmiştir.

Bağımlı değişken kappa ve AC_1 katsayıları olarak alındığında DAE derecesinin bir fonksiyonu, bağımlı değişken DAE derecesi alındığında kappa ve AC_1 katsayılarının bir fonksiyonu olmak üzere, uyum katsayıları ile DAE derecesi birlikte incelenmiştir. Eşitlik (5.2) - (5.5)'te tanımlanan fonksiyonel bağıntılar, benzetim çalışmasında türetilen 2×2 tablolarından hesaplanan kappa katsayısı, AC_1 katsayısı ve DAE derecesi için hesaplanmıştır.

$$\hat{\kappa} = \beta_0 + \beta_1 DAE + \beta_2 DAE^2 + \beta_3 DAE^3 + \beta_4 DAE^4 + \beta_5 DAE^5 \quad (5.2)$$

$$\widehat{DAE}_1 = \beta_0 + \beta_1 \kappa + \beta_2 \kappa^2 + \beta_3 \kappa^3 + \beta_4 \kappa^4 + \beta_5 \kappa^5 \quad (5.3)$$

$$\widehat{AC}_1 = \beta_0 + \beta_1 DAE + \beta_2 DAE^2 + \beta_3 DAE^3 + \beta_4 DAE^4 + \beta_5 DAE^5 \quad (5.4)$$

$$\widehat{DAE}_2 = \beta_0 + \beta_1 AC_1 + \beta_2 AC_1^2 + \beta_3 AC_1^3 + \beta_4 AC_1^4 + \beta_5 AC_1^5 \quad (5.5)$$

Eşitlik (5.2)'de yer alan kappa katsayısının bağımlı ve DAE derecesinin bağımsız değişken alındığı polinom denkleminin sonuçları Çizelge 5.6'da özetlenmiştir.

Eşitlik (5.3)'te kappa katsayısının fonksiyonu olan DAE tahminleri \widehat{DAE}_1 olarak ifade edilmiştir. Eşitlik (5.3)'te yer alan DAE derecesinin bağımlı ve kappa katsayısının bağımsız değişken alındığı polinom denkleminin sonuçları Çizelge 5.7'de özetlenmiştir.

AC_1 katsayısı bağımlı ve DAE derecesinin bağımsız değişken alındığı Eşitlik (5.4)'te yer alan polinom denklemi sonuçları Çizelge 5.8'de özetlenmiştir.

Eşitlik (5.5)'te AC_1 katsayısının fonksiyonu olan DAE tahminleri \widehat{DAE}_2 olarak ifade edilmiştir. DAE derecesinin bağımlı ve AC_1 katsayısının bağımsız değişken alındığı Eşitlik (5.5)'te yer alan polinom denklemi sonuçları Çizelge 5.9'da özetlenmiştir.

Çizelge 5.6-5.9'da yer alan tüm modellerde uyuma rastlanmıştır. Farklı düzeyde ilişki varlığında, farklı örneklem büyüklüğünde farklı denklemlere ulaşılmıştır. Çalışmada DAE derecesi iki ayrı model kurularak hem kappa hem de AC_1 katsayısı ile açıklanmaya çalışılmıştır. Aynı ilişki düzeyinde ve aynı örneklem büyüklüğünde

DAE derecesi için kurulan modeller düzeltilmiş belirtme katsayıları ($D.R^2$) kullanılarak karşılaştırıldığında, kapa katsayısı kullanılarak elde edilen modellerin daha uyumlu olduğu görülmüştür.

Çizelge 5.6 2×2 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre kapa katsayısı için $\kappa = f(DAE)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları

ρ	n	Model	Sabit	<i>DAE</i>	<i>DAE</i> ²	<i>DAE</i> ³	<i>DAE</i> ⁴	<i>DAE</i> ⁵	D. R^2	
0,20	30	Tahmin	0,0018	0,135	0,796	-1,410	1,124		0,976	
		S.H.	0,0004	0,007	0,029	0,048	0,025			
	50	Tahmin	0,0015	0,182	0,531	-0,887	0,819		0,992	
		S.H.	0,0002	0,004	0,016	0,028	0,015			
	70	Tahmin	0,0012	0,203	0,410	-0,634	0,659		0,996	
		S.H.	0,0002	0,003	0,012	0,021	0,012			
100	Tahmin	-0,0032	0,307	-0,146	0,431			0,998		
	S.H.	0,0001	0,001	0,003	0,002					
300	Tahmin	-0,0019	0,282	-0,033	0,317			1,000		
	S.H.	0,0000	0,000	0,001	0,001					
0,50	30	Tahmin	-0,0072	0,717	-3,816	11,70	-14,42	6,563	0,969	
		S.H.	0,0013	0,024	0,144	0,346	0,363	0,139		
	50	Tahmin	-0,0085	0,547	-2,206	6,920	-8,667	4,144	0,986	
		S.H.	0,0014	0,022	0,114	0,259	0,265	0,100		
	70	Tahmin	-0,0109	0,602	-2,446	7,346	-8,979	4,222	0,991	
		S.H.	0,0015	0,021	0,109	0,242	0,244	0,092		
	100	Tahmin	0,0348	-0,285	2,360	-3,579	2,175		0,994	
		S.H.	0,0016	0,013	0,040	0,051	0,023			
	300	Tahmin	-0,3958	2,289	-3,419	2,212			0,998	
		S.H.	0,0045	0,019	0,028	0,013				
	0,80	30	Tahmin	-0,2550	7,852	-45,29	105,9	-107,5	40,16	0,942
			S.H.	0,0150	0,191	0,853	1,657	1,462	0,482	
50		Tahmin	-2,8670	32,60	127,5	231,1	-196,8	64,35	0,959	
		S.H.	0,0990	0,902	3,056	4,874	3,711	1,089		
70		Tahmin	-32,420	242,0	-704,9	1008,6	-710,1	197,6	0,972	
		S.H.	1,0700	7,360	19,86	26,35	17,230	4,450		
100		Tahmin	-243,04	1528,5	-3827,2	4774,1	-2967,6	736,1	0,981	
		S.H.	9,5800	57,73	138,4	165,2	98,150	23,23		
300		Tahmin	-41,532	143,2	-164,4	63,59			0,994	
		S.H.	0,4810	1,575	1,717	0,624				

Çizelge 5.7 2×2 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecesi için $DAE_1 = f(\kappa)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları

ρ	n	Model	Sabit	κ	κ^2	κ^3	κ^4	D. R^2
0.20	30	Tahmin	0,0013	4,204	-8,020	8,339	-3,758	0,990
		S.H.	0,0004	0,010	0,072	0,182	0,149	
	50	Tahmin	0,0045	3,959	-6,479	4,281		0,996
		S.H.	0,0002	0,004	0,022	0,031		
	70	Tahmin	0,0032	3,960	-6,641	4,673		0,998
		S.H.	0,0002	0,004	0,020	0,032		
100	Tahmin	0,0024	3,959	-6,789	5,066		0,999	
	S.H.	0,0001	0,003	0,017	0,030			
0.50	300	Tahmin	0,0013	3,960	-7,070	5,970		1,000
		S.H.	0,0001	0,002	0,013	0,030		
	30	Tahmin	0,0227	3,707	-5,237	2,691		0,987
		S.H.	0,0006	0,006	0,017	0,015		
	50	Tahmin	0,0211	3,675	-5,291	2,879		0,993
		S.H.	0,0005	0,005	0,016	0,015		
70	Tahmin	0,0218	3,643	-5,243	2,889		0,995	
	S.H.	0,0005	0,005	0,016	0,016			
100	Tahmin	0,0240	3,609	-5,201	2,917		0,996	
	S.H.	0,0005	0,005	0,016	0,017			
0.80	300	Tahmin	0,0382	3,460	-4,847	2,681		0,999
		S.H.	0,0010	0,009	0,028	0,028		
	30	Tahmin	0,0329	3,736	-5,942	4,657	-1,496	0,973
		S.H.	0,0020	0,018	0,055	0,071	0,033	
	50	Tahmin	0,0371	3,599	-5,527	4,217	-1,337	0,978
		S.H.	0,0034	0,028	0,081	0,101	0,046	
70	Tahmin	0,1512	2,682	-2,964	1,152		0,982	
	S.H.	0,0022	0,012	0,022	0,013			
100	Tahmin	0,1655	2,594	-2,814	1,074		0,986	
	S.H.	0,0029	0,015	0,027	0,015			
300	Tahmin	0,1891	2,455	-2,582	0,954		0,995	
	S.H.	0,0049	0,025	0,043	0,025			

Çizelge 5.8 2×2 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre AC_1 katsayısı için $AC_1 = f(DAE)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları

ρ	n	Model	Sabit	DAE	DAE^2	DAE^3	DAE^4	DAE^5	D. R^2
0,20	30	Tahmin	0,0192	0,209	0,444	-0,853	0,826		0,874
		S.H.	0,0010	0,015	0,070	0,113	0,060		
	50	Tahmin	0,0097	0,357	-0,825	2,999	-3,913	2,057	0,930
		S.H.	0,0008	0,018	0,124	0,352	0,433	0,192	
	70	Tahmin	0,0098	0,211	0,363	-0,560	0,615		0,951
		S.H.	0,0006	0,009	0,040	0,071	0,041		
100	Tahmin	0,0032	0,308	-0,150	0,430			0,967	
	S.H.	0,0004	0,004	0,010	0,008				
300	Tahmin	0,0006	0,279	-0,025	0,310			0,991	
	S.H.	0,0002	0,002	0,006	0,005				
0,50	30	Tahmin	0,0220	0,751	-3,992	11,94	-14,54	6,555	0,906
		S.H.	0,0022	0,042	0,248	0,599	0,629	0,240	
	50	Tahmin	0,0062	0,629	-2,584	7,561	-9,130	4,254	0,949
		S.H.	0,0027	0,041	0,216	0,491	0,502	0,190	
	70	Tahmin	0,0431	-0,254	2,320	-3,632	2,235		0,964
		S.H.	0,0024	0,023	0,075	0,098	0,045		
100	Tahmin	-0,0049	0,640	-2,468	7,028	-8,331	3,868	0,976	
	S.H.	0,0040	0,052	0,246	0,523	0,511	0,188		
300	Tahmin	-0,3886	2,270	-3,392	2,198			0,992	
	S.H.	0,0094	0,041	0,058	0,028				
0,80	30	Tahmin	-0,2169	7,662	-43,80	102,0	-103,5	38,65	0,906
		S.H.	0,0186	0,237	1,058	2,055	1,813	0,598	
	50	Tahmin	-2,8110	32,07	-125,0	226,0	-192,2	62,78	0,936
		S.H.	0,1210	1,104	3,738	5,962	4,538	1,332	
	70	Tahmin	-30,660	230,3	-673,3	966,5	-682,2	190,3	0,955
		S.H.	1,3400	9,180	24,77	32,87	21,50	5,550	
100	Tahmin	57,540	-287,8	539,2	-447,1	139,1		0,969	
	S.H.	1,4900	7,000	12,33	9,610	2,800			
300	Tahmin	-41,702	143,7	-165,0	63,80			0,990	
	S.H.	0,6240	2,043	2,228	0,809				

Çizelge 5.9 2×2 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecesi için $DAE_2 = f(AC_1)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları

ρ	n	Model	Sabit	AC_1	AC_1^2	AC_1^3	AC_1^4	AC_1^5	D. R^2
0,20	30	Tahmin	0,052	2,961	-3,063	0,957			0,858
		S.H.	0,001	0,022	0,089	0,103			
	50	Tahmin	0,027	3,237	-3,652	1,202			0,918
		S.H.	0,001	0,019	0,091	0,125			
	70	Tahmin	0,015	3,435	-4,300	1,735			0,944
		S.H.	0,001	0,017	0,091	0,142			
100	Tahmin	0,012	3,388	-2,751	-5,863	10,17		0,963	
	S.H.	0,001	0,026	0,256	0,936	1,134			
300	Tahmin	-0,002	3,912	-6,773	5,441			0,991	
	S.H.	0,000	0,010	0,076	0,174				
0,50	30	Tahmin	0,047	3,135	-3,661	1,516			0,894
		S.H.	0,002	0,017	0,049	0,042			
	50	Tahmin	0,024	3,276	-2,847	-4,332	10,84	-6,362	0,945
		S.H.	0,003	0,053	0,398	1,309	1,946	1,067	
	70	Tahmin	0,014	3,545	-4,880	2,566			0,962
		S.H.	0,001	0,014	0,043	0,042			
100	Tahmin	0,016	3,566	-5,008	2,732			0,975	
	S.H.	0,001	0,014	0,044	0,043				
300	Tahmin	0,125	2,596	-2,167				0,992	
	S.H.	0,001	0,004	0,006					
0,80	30	Tahmin	0,060	3,295	-4,628	3,194	-0,927		0,906
		S.H.	0,004	0,036	0,109	0,140	0,064		
	50	Tahmin	0,015	3,615	-5,459	4,117	-1,297		0,945
		S.H.	0,006	0,048	0,138	0,171	0,077		
	70	Tahmin	0,025	3,575	-5,431	4,156	-1,338		0,960
		S.H.	0,010	0,075	0,207	0,247	0,109		
100	Tahmin	0,161	2,576	-2,756		1,036		0,972	
	S.H.	0,004	0,022	0,039		0,022			
300	Tahmin	0,185	2,459	-2,578	0,949			0,991	
	S.H.	0,007	0,035	0,059	0,034				

$\kappa > 0$ kısıtı altında gözlenen ve modellerle tahmin edilen uyum katsayısı ve DAE derecesi tahminlerinin en küçük, en büyük değerleri ile ortanca, ortalama ve standart hataları Çizelge 5.10-5.12'de özetlenmiştir.

Çizelge 5.10 2×2 tablolarında, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre kapa katsayısının gözlenen ve tahmin değerlerinin betimsel istatistikleri

ρ	n	κ					$\hat{\kappa}$				
		Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.
0,20	30	0,00	0,1855	0,80	0,1955	0,0007	0,00	0,1849	0,63	0,1955	0,0007
	50	0,00	0,1600	0,68	0,1694	0,0005	0,00	0,1547	0,58	0,1694	0,0005
	70	0,00	0,1450	0,60	0,1567	0,0005	0,00	0,1465	0,54	0,1567	0,0005
	100	0,00	0,1400	0,54	0,1454	0,0004	0,00	0,1370	0,49	0,1454	0,0004
	300	0,00	0,1281	0,37	0,1296	0,0002	0,00	0,1281	0,35	0,1296	0,0002
0,50	30	0,00	0,3333	0,93	0,3386	0,0007	0,00	0,3301	0,73	0,3386	0,0007
	50	0,00	0,3265	0,79	0,3323	0,0006	0,00	0,3385	0,70	0,3323	0,0006
	70	0,00	0,3353	0,76	0,3310	0,0005	0,00	0,3328	0,70	0,3310	0,0005
	100	0,00	0,3347	0,72	0,3313	0,0004	0,03	0,3330	0,65	0,3313	0,0004
	300	0,10	0,3333	0,57	0,3329	0,0002	0,07	0,3325	0,55	0,3329	0,0002
0,80	30	0,00	0,5946	1,00	0,5826	0,0007	-0,25	0,5929	0,83	0,5826	0,0006
	50	0,04	0,5948	0,96	0,5848	0,0005	-0,15	0,5886	0,82	0,5848	0,0005
	70	0,12	0,5950	0,91	0,5869	0,0004	0,04	0,5900	0,82	0,5869	0,0004
	100	0,23	0,5914	0,90	0,5878	0,0004	0,20	0,5903	0,83	0,5878	0,0004
	300	0,36	0,5901	0,77	0,5891	0,0002	0,31	0,5902	0,75	0,5891	0,0002

Kappa ve AC_1 katsayılarının tahminleri incelendiğinde ilişki miktarı arttıkça dağılım genişliğinin de arttığı söylenebilir.

Çizelge 5.10'da yer alan gözlenen değerlerle modeller sonucunda elde edilen tahmin değerleri karşılaştırıldığında, düşük ilişki varlığında, kapa katsayısı tahminlerinin örneklem büyüklüğü arttıkça azaldığı, orta ve yüksek ilişki varlığında ise örneklem büyüklüğünden etkilenmediği görülmüştür. Ortanca değerleri karşılaştırıldığında, tüm durumlarda gözlenen ve tahmin değerleri çok yakın olarak elde edilmiştir. Yüksek ilişki varlığında $n \leq 50$ olduğu durumda, tanım aralığının dışında tahmin edilen kapa katsayıları ortaya çıkmıştır.

Çizelge 5.11 2×2 tablolarında, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre AC_1 katsayısının gözlenen ve tahmin değerlerinin betimsel istatistikleri

ρ	n	AC_1					\widehat{AC}_1				
		Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.
0,20	30	0,00	0,2035	0,82	0,2127	0,0007	0,02	0,2019	0,63	0,2127	0,0007
	50	0,00	0,1630	0,69	0,1801	0,0005	0,01	0,1657	0,61	0,1801	0,0005
	70	0,00	0,1539	0,62	0,1647	0,0005	0,01	0,1546	0,55	0,1647	0,0005
	100	0,00	0,1421	0,55	0,1512	0,0004	0,00	0,1429	0,49	0,1512	0,0004
	300	0,00	0,1309	0,37	0,1316	0,0002	0,00	0,1301	0,36	0,1316	0,0002
0,50	30	0,00	0,3450	0,94	0,3587	0,0007	0,02	0,3504	0,73	0,3587	0,0007
	50	0,00	0,3514	0,81	0,3450	0,0006	0,01	0,3511	0,71	0,3450	0,0006
	70	0,00	0,3441	0,78	0,3403	0,0005	0,04	0,3415	0,69	0,3403	0,0005
	100	0,00	0,3406	0,72	0,3378	0,0004	0,00	0,3398	0,66	0,3378	0,0004
	300	0,11	0,3344	0,57	0,3351	0,0002	0,08	0,3347	0,55	0,3351	0,0002
0,80	30	0,00	0,6070	1,00	0,6004	0,0006	-0,22	0,6100	0,83	0,6004	0,0006
	50	0,05	0,6025	0,96	0,5958	0,0005	-0,13	0,5995	0,82	0,5958	0,0005
	70	0,17	0,6003	0,92	0,5948	0,0004	0,09	0,5978	0,83	0,5948	0,0004
	100	0,24	0,6002	0,90	0,5934	0,0004	0,27	0,5960	0,82	0,5933	0,0004
	300	0,35	0,5933	0,77	0,5910	0,0002	0,32	0,5920	0,75	0,5910	0,0002

Çizelge 5.11 incelendiğinde, tüm örneklem büyüklüklerinde ve ilişki miktarlarında AC_1 katsayısı tahmin değerlerinin gözlenen değerlere çok yakın olduğu görülmektedir. Yüksek ilişki varlığında $n \leq 50$ olduğu durumda, tanım aralığının dışında tahmin edilen AC_1 katsayıları ortaya çıkmıştır.

Çizelge 5.12'te yer alan DAE tahminleri gözlenen değerlerle karşılaştırıldığında, gözlenen ve tahmin değerlerinin çok yakın elde edildiği söylenebilir. Kappa katsayısının bağımsız değişken olduğu DAE_1 tahminlerinin, AC_1 katsayısının bağımsız değişken olduğu DAE_2 tahminlerine göre gözlenen değerlere daha yakın olduğu söylenebilir.

Çizelge 5.12 2×2 tablolarında, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre *DAE* derecesinin gözlenen ve tahmin değerlerinin betimsel istatistikleri

ρ	n	<i>DAE</i>					\widehat{DAE}_1					\widehat{DAE}_2				
		Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.
0,20	30	0,00	0,5500	0,99	0,5083	0,0013	0,00	0,5540	0,97	0,5083	0,0013	0,06	0,5363	0,95	0,5083	0,0012
	50	0,00	0,4762	0,96	0,4628	0,0011	0,00	0,4896	1,04	0,4628	0,0011	0,03	0,4627	0,92	0,4628	0,0011
	70	0,00	0,4545	0,94	0,4405	0,0010	0,00	0,4518	1,00	0,4405	0,0010	0,02	0,4480	0,90	0,4405	0,0010
	100	0,00	0,4321	0,92	0,4196	0,0009	0,00	0,4375	0,95	0,4196	0,0009	0,01	0,4254	0,99	0,4196	0,0009
	300	0,00	0,4051	0,79	0,3943	0,0006	0,00	0,4046	0,80	0,3943	0,0006	0,00	0,4065	0,79	0,3943	0,0006
0,50	30	0,00	0,7692	1,00	0,7198	0,0009	0,02	0,7760	1,11	0,7198	0,0009	0,05	0,7554	1,02	0,7198	0,0009
	50	0,00	0,7692	0,99	0,7230	0,0008	0,02	0,7572	1,04	0,7230	0,0008	0,03	0,7672	0,97	0,7230	0,0007
	70	0,00	0,7593	0,99	0,7283	0,0006	0,02	0,7626	1,03	0,7283	0,0006	0,01	0,7607	1,03	0,7283	0,0006
	100	0,00	0,7567	0,97	0,7340	0,0005	0,03	0,7586	1,01	0,7340	0,0005	0,02	0,7572	1,01	0,7340	0,0005
	300	0,34	0,7513	0,92	0,7453	0,0003	0,35	0,7522	0,93	0,7453	0,0003	0,38	0,7509	0,90	0,7453	0,0003
0,80	30	0,00	0,9441	1,00	0,9193	0,0004	0,03	0,9457	1,00	0,9193	0,0004	0,06	0,9425	1,00	0,9193	0,0004
	50	0,15	0,9394	1,00	0,9257	0,0003	0,17	0,9422	1,00	0,9257	0,0003	0,17	0,9404	1,00	0,9257	0,0003
	70	0,41	0,9385	1,00	0,9285	0,0002	0,44	0,9406	1,01	0,9285	0,0002	0,49	0,9391	1,00	0,9285	0,0002
	100	0,62	0,9372	1,00	0,9301	0,0002	0,63	0,9376	1,00	0,9301	0,0002	0,64	0,9388	1,00	0,9301	0,0002
	300	0,78	0,9350	0,98	0,9320	0,0001	0,78	0,9350	0,98	0,9320	0,0001	0,77	0,9352	0,98	0,9324	0,0001

5.2.2. $R \times R$ tablolarında ağırlıklı kapp ve AC_2 katsayıları ile $DOAE$ 'nin birlikte incelenmesi

Benzetim çalışmasında türetilen $R \times R$ tablolarından her biri için hesaplanan 50.000 tane ağırlıklı kapp ve $Gwet$ 'in AC_2 katsayılarına ilişkin betimsel istatistikler ilişki miktarı, düzey sayısı ve örneklem büyüklüğüne göre Çizelge 5.13'te özetlenmiştir.

Ağırlıklı kapp katsayısı ve AC_2 katsayısının farklı düzey sayısı, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarlarında ortanca değerleri kullanılarak elde edilen çizgi grafikleri ise Şekil 5.7'de yer almaktadır.

Çizelge 5.13 ve Şekil 5.7 birlikte incelendiğinde, ağırlıklı kapp ve AC_2 katsayılarının ortanca ve ortalama değerleri incelendiğinde, ilişki miktarı arttıkça uyum miktarının da arttığı gözlenmektedir. Sadece örneklem büyüklüğü 50 ve 500 olan 5 düzeyli tablolar ilişki miktarındaki artıştan etkilenmemiştir.

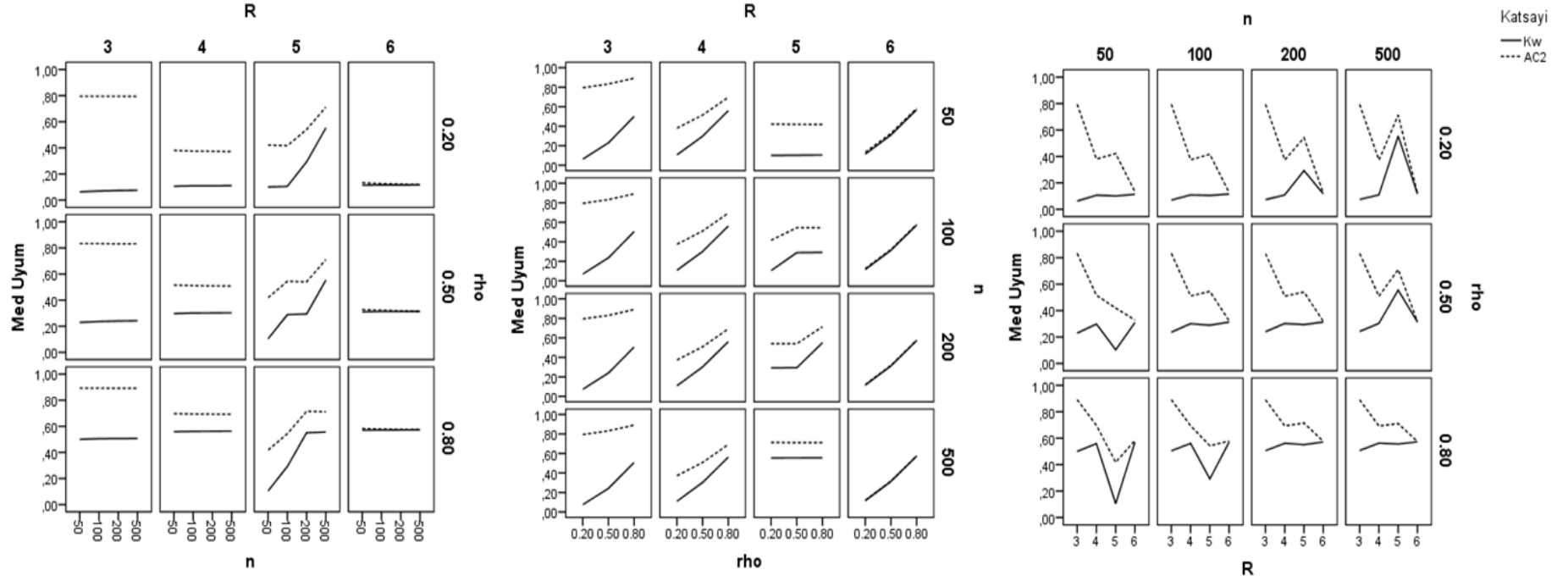
Ağırlıklı kapp katsayısı incelendiğinde, düşük düzeyde ilişki varlığında örneklem büyüklüğü 50 ve 100 olan tablolar, orta düzeyde ilişki varlığında örneklem büyüklüğü 100 ve 200 olan tablolar, yüksek düzeyde ilişki varlığında ise örneklem büyüklüğü 200 ve 500 olan tablolar düzey sayısındaki artıştan etkilenmemiştir.

AC_2 katsayısı incelendiğinde ise, 3 ve 4 düzeyli tablolar benzer uyum ortancasına sahipken 5 düzeyli tablolarda uyum daha yüksektir, 6 düzeylilerde ise daha düşüktür. AC_2 katsayısının, ağırlıklı kapp katsayısına göre uyumu daha yüksek gösterdiği fakat aynı zamanda daha yüksek standart hataya sahip olduğu söylenebilir.

3, 4 ve 6 düzeyli tablolarda, her iki katsayının da örneklem büyüklüğündeki değişimden etkilenmediği, 5 boyutlu tablolarda ise örneklem büyüklüğü arttıkça arttığı görülmüştür.

Çizelge 5.13 Farklı düzey sayısı, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre ağırlıklı kapp ve AC_2 katsayılarının betimsel istatistikleri

R	n		$\rho = 0,20$					$\rho = 0,50$					$\rho = 0,80$					
			Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	
3	50	κ_w	-0,20	0,0634	0,69	0,0726	0,0005	-0,16	0,2297	0,92	0,2305	0,0007	-0,13	0,5000	1,00	0,4921	0,0007	
		AC_2	0,45	0,7947	0,97	0,7923	0,0003	0,57	0,8330	0,99	0,8295	0,0002	0,61	0,8921	1,00	0,8895	0,0002	
	100	κ_w	-0,16	0,0698	0,49	0,0746	0,0004	-0,12	0,2364	0,65	0,2371	0,0005	0,00	0,5047	0,92	0,5004	0,0005	
		AC_2	0,59	0,7945	0,93	0,7930	0,0002	0,65	0,8326	0,94	0,8302	0,0002	0,74	0,8918	0,99	0,8900	0,0001	
	200	κ_w	-0,11	0,0729	0,38	0,0757	0,0003	-0,05	0,2397	0,58	0,2400	0,0003	0,17	0,5064	0,78	0,5042	0,0003	
		AC_2	0,66	0,7949	0,90	0,7937	0,0001	0,69	0,8313	0,93	0,8308	0,0001	0,80	0,8910	0,96	0,8900	0,0001	
500	κ_w	-0,07	0,0754	0,27	0,0764	0,0002	0,06	0,2418	0,44	0,2417	0,0002	0,30	0,5072	0,72	0,5063	0,0002		
	AC_2	0,70	0,7940	0,86	0,7940	0,0001	0,77	0,8320	0,89	0,8310	0,0001	0,83	0,8910	0,94	0,8900	0,0001		
4	50	κ_w	-0,27	0,1071	0,49	0,1077	0,0004	-0,09	0,2980	0,68	0,2964	0,0004	0,11	0,5586	0,86	0,5555	0,0004	
		AC_2	-0,07	0,3807	0,68	0,3784	0,0004	0,13	0,5149	0,79	0,5131	0,0003	0,45	0,6972	0,91	0,6962	0,0002	
	100	κ_w	-0,18	0,1085	0,39	0,1089	0,0003	0,02	0,3005	0,57	0,2998	0,0003	0,28	0,5611	0,79	0,5593	0,0003	
		AC_2	0,08	0,3753	0,61	0,3744	0,0003	0,28	0,5113	0,70	0,5105	0,0002	0,51	0,6943	0,85	0,6936	0,0002	
	200	κ_w	-0,09	0,1092	0,32	0,1094	0,0002	0,08	0,3017	0,49	0,3013	0,0002	0,39	0,5616	0,73	0,5610	0,0002	
		AC_2	0,14	0,3735	0,55	0,3729	0,0002	0,34	0,5091	0,64	0,5088	0,0002	0,57	0,6927	0,81	0,6925	0,0002	
	500	κ_w	-0,03	0,1100	0,24	0,1101	0,0002	0,18	0,3025	0,43	0,3023	0,0001	0,45	0,5629	0,66	0,5625	0,0001	
		AC_2	0,25	0,3724	0,48	0,3722	0,0001	0,40	0,5082	0,61	0,5081	0,0001	0,62	0,6920	0,76	0,6920	0,0001	
	5	50	κ_w	-0,25	0,1013	0,55	0,1027	0,0004	-0,15	0,1030	0,40	0,1039	0,0003	-0,09	0,1046	0,29	0,1047	0,0002
			AC_2	0,02	0,4220	0,74	0,4196	0,0004	0,10	0,4191	0,65	0,4178	0,0003	0,21	0,4176	0,58	0,4169	0,0002
		100	κ_w	-0,02	0,1049	0,23	0,1051	0,0001	-0,11	0,2886	0,66	0,2873	0,0004	0,01	0,2924	0,60	0,2911	0,0003
			AC_2	0,29	0,4165	0,52	0,4163	0,0001	0,22	0,5450	0,80	0,5430	0,0003	0,32	0,5426	0,77	0,5413	0,0002
200		κ_w	0,09	0,2928	0,52	0,2926	0,0002	0,16	0,2942	0,42	0,2940	0,0001	0,12	0,5512	0,84	0,5478	0,0004	
		AC_2	0,40	0,5406	0,68	0,5403	0,0002	0,42	0,5400	0,63	0,5397	0,0001	0,44	0,7151	0,91	0,7132	0,0002	
500	κ_w	0,29	0,5540	0,77	0,5522	0,0003	0,36	0,5549	0,71	0,5539	0,0002	0,43	0,5557	0,66	0,5553	0,0001		
	AC_2	0,55	0,7125	0,85	0,7118	0,0002	0,60	0,7113	0,82	0,7109	0,0001	0,64	0,7110	0,78	0,7110	0,0001		
6	50	κ_w	-0,26	0,1143	0,50	0,1140	0,0004	-0,12	0,3103	0,67	0,3084	0,0004	0,21	0,5697	0,80	0,5668	0,0003	
		AC_2	-0,28	0,1334	0,52	0,1323	0,0004	-0,09	0,3279	0,66	0,3265	0,0004	0,33	0,5834	0,80	0,5825	0,0003	
	100	κ_w	-0,18	0,1155	0,39	0,1152	0,0003	0,03	0,3126	0,58	0,3117	0,0003	0,35	0,5714	0,75	0,5702	0,0002	
		AC_2	-0,19	0,1262	0,39	0,1253	0,0003	0,04	0,3219	0,58	0,3211	0,0003	0,36	0,5786	0,74	0,5782	0,0002	
	200	κ_w	-0,06	0,1162	0,30	0,1160	0,0002	0,10	0,3134	0,49	0,3129	0,0002	0,41	0,5723	0,71	0,5715	0,0002	
		AC_2	-0,07	0,1222	0,31	0,1218	0,0002	0,11	0,3182	0,48	0,3178	0,0002	0,44	0,5762	0,70	0,5758	0,0001	
	500	κ_w	-0,02	0,1167	0,24	0,1167	0,0001	0,19	0,3139	0,44	0,3138	0,0001	0,47	0,5731	0,66	0,5727	0,0001	
		AC_2	-0,03	0,1192	0,24	0,1190	0,0001	0,20	0,3160	0,44	0,3159	0,0001	0,47	0,5747	0,65	0,5746	0,0001	



Şekil 5.7 Farklı düzey sayısı, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre ağırlıklı kapa ve AC_2 katsayılarının ortanca değerlerine göre çizgi grafikleri

Benzetim çalışmasında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre türetilen $R \times R$ tablolarından hesaplanan 50.000 tane ağırlıklı kappa katsayısı, Landis ve Koch [21] çalışmasında önerilen yorumlama aralıklarına göre sınıflandırılmıştır. Bu aralıklara karşılık gelen *DOAE* değerlerinin aldığı en küçük ve en büyük değerler ile ortanca değerleri Çizelge 5.14 ve 5.15'te özetlenmiştir.

Çizelge 5.14 ve 5.15 incelendiğinde, farklı ilişki miktarları ve düzey sayılarında, uyumsuz ile mükemmel uyum arasında farklı uyum dereceleri ile karşılaşılmaktadır. Tüm ilişki miktarları ve örneklem büyüklüklerinde, düzey sayısı arttıkça “zayıf” uyumlu tablolardan “önemli” derecede uyumlu tablolara doğru bir kayma olmaktadır. Düşük ilişkili tablolarda, “zayıf” uyum durumunda tablonun düzey sayısı arttıkça *DOAE* de artış göstermektedir. “Zayıf” uyum dışındaki uyum düzeylerinde ise, 3 düzeyli tablolar en yüksek *DOAE*'ye sahiptir. Orta ve yüksek ilişki miktarlarında ise tablo boyutu arttıkça *DOAE*'de azalış meydana gelmektedir.

Çizelge 5.14 3 × 3 ve 4 × 4 tablolarında ağırlıklı kapa katsayısı düzeylerinde, *DOAE* değerlerinin düzey sayısı, ilişki miktarı ve örneklem büyüklüğüne göre dağılımı

<i>R</i>	ρ	κ_w	<0,00			0,00-0,20			0,21-0,40			0,41-0,60			0,61-0,80			>0,81		
			<i>n</i>	Enk.	Q_2	Enb.	Enk.	Q_2	Enb.	Enk.	Q_2	Enb.	Enk.	Q_2	Enb.	Enk.	Q_2	Enb.	Enk.	Q_2
3	0,20	50	0,00	0,403	0,90	0,01	0,591	0,94	0,42	0,818	0,98	0,55	0,926	0,99	0,97	0,974	0,98	*	*	*
		100	0,00	0,399	0,91	0,02	0,558	0,92	0,41	0,803	0,96	0,87	0,920	0,95	*	*	*	*	*	*
		200	0,01	0,397	0,88	0,01	0,511	0,88	0,46	0,791	0,92	*	*	*	*	*	*	*	*	*
		500	0,03	0,315	0,74	0,00	0,458	0,82	0,62	0,781	0,83	*	*	*	*	*	*	*	*	*
	0,50	50	0,05	0,429	0,91	0,10	0,633	0,95	0,42	0,831	0,98	0,51	0,926	0,99	0,82	0,972	0,99	0,99	0,995	1,00
		100	0,03	0,385	0,84	0,07	0,651	0,90	0,41	0,831	0,97	0,49	0,926	0,99	0,97	0,977	0,99	*	*	*
		200	0,06	0,322	0,57	0,08	0,683	0,86	0,45	0,825	0,95	0,77	0,923	0,97	*	*	*	*	*	*
		500	*	*	*	0,30	0,720	0,82	0,47	0,814	0,92	0,91	0,919	0,93	*	*	*	*	*	*
	0,80	50	0,14	0,663	0,94	0,29	0,745	0,96	0,46	0,873	0,98	0,49	0,942	0,99	0,73	0,976	1,00	0,97	0,993	1,00
		100	*	*	*	0,29	0,748	0,90	0,45	0,892	0,98	0,51	0,948	0,99	0,88	0,977	1,00	0,99	0,995	1,00
		200	*	*	*	0,80	0,806	0,82	0,54	0,952	0,99	0,93	0,977	0,99	*	*	*	*	*	*
		500	*	*	*	*	*	*	0,86	0,920	0,94	0,88	0,950	0,98	0,96	0,980	0,99	*	*	*
4	0,20	50	0,01	0,507	0,92	0,00	0,483	0,95	0,03	0,560	0,94	0,40	0,710	0,89	*	*	*	*	*	
		100	0,04	0,451	0,85	0,01	0,414	0,87	0,07	0,510	0,88	*	*	*	*	*	*	*	*	
		200	0,07	0,390	0,74	0,01	0,345	0,77	0,14	0,473	0,80	*	*	*	*	*	*	*	*	
		500	0,13	0,337	0,48	0,01	0,266	0,68	0,21	0,456	0,64	*	*	*	*	*	*	*	*	
	0,50	50	0,11	0,528	0,93	0,01	0,463	0,88	0,03	0,537	0,93	0,14	0,691	0,95	0,73	0,873	0,94	*	*	*
		100	*	*	*	0,04	0,385	0,81	0,04	0,505	0,90	0,19	0,692	0,93	*	*	*	*	*	
		200	*	*	*	0,00	0,319	0,67	0,02	0,495	0,84	0,36	0,694	0,85	*	*	*	*	*	
		500	*	*	*	0,06	0,265	0,53	0,05	0,504	0,76	0,57	0,709	0,74	*	*	*	*	*	
	0,80	50	*	*	*	0,27	0,491	0,67	0,04	0,542	0,86	0,14	0,748	0,96	0,40	0,876	0,99	0,91	0,968	0,98
		100	*	*	*	*	*	*	0,24	0,541	0,85	0,14	0,787	0,94	0,60	0,878	0,98	*	*	*
		200	*	*	*	*	*	*	0,48	0,578	0,63	0,42	0,811	0,92	0,68	0,878	0,95	*	*	*
		500	*	*	*	*	*	*	0,58	0,827	0,91	0,81	0,875	0,92	*	*	*	*	*	

* : Bu koşulda kapa katsayısı elde edilememiştir.

Çizelge 5.15 5 × 5 ve 6 × 6 tablolarında ağırlıklı kappa katsayısı düzeylerinde, *DOAE* değerlerinin düzey sayısı, ilişki miktarı ve örneklem büyüklüğüne göre dağılımı

<i>R</i>	ρ	κ_w <i>n</i>	<0,00			0,00-0,20			0,21-0,40			0,41-0,60			0,61-0,80			>0,81		
			Enk.	<i>Q</i> ₂	Enb.	Enk.	<i>Q</i> ₂	Enb.	Enk.	<i>Q</i> ₂	Enb.	Enk.	<i>Q</i> ₂	Enb.	Enk.	<i>Q</i> ₂	Enb.	Enk.	<i>Q</i> ₂	Enb.
5	0,20	50	0,02	0,533	0,93	0,00	0,543	0,92	0,08	0,575	0,95	0,31	0,632	0,90	*	*	*	*	*	*
		100	0,00	0,508	0,91	0,03	0,483	0,94	0,05	0,520	0,89	*	*	*	*	*	*	*	*	*
		200	0,06	0,446	0,84	0,02	0,406	0,89	0,09	0,451	0,78	*	*	*	*	*	*	*	*	*
		500	0,23	0,337	0,66	0,02	0,300	0,71	0,19	0,404	0,66	*	*	*	*	*	*	*	*	*
	0,50	50	0,17	0,605	0,84	0,03	0,533	0,94	0,01	0,554	0,95	0,10	0,619	0,96	0,49	0,796	0,90	*	*	*
		100	*	*	*	0,03	0,461	0,89	0,03	0,493	0,91	0,10	0,595	0,89	*	*	*	*	*	*
		200	*	*	*	0,06	0,371	0,73	0,03	0,430	0,87	0,10	0,556	0,84	*	*	*	*	*	*
		500	*	*	*	0,10	0,269	0,48	0,03	0,379	0,75	0,44	0,532	0,61	*	*	*	*	*	*
	0,80	50	*	*	*	0,45	0,477	0,68	0,09	0,535	0,89	0,03	0,634	0,96	0,20	0,761	0,97	0,86	0,903	0,95
		100	*	*	*	*	*	*	0,12	0,480	0,88	0,08	0,643	0,94	0,32	0,772	0,95	*	*	*
		200	*	*	*	*	*	*	0,33	0,438	0,64	0,12	0,673	0,92	0,43	0,782	0,94	*	*	*
		500	*	*	*	*	*	*	*	*	*	0,30	0,703	0,89	0,61	0,785	0,88	*	*	*
6	0,20	50	0,08	0,580	0,92	0,01	0,575	0,95	0,01	0,575	0,94	0,31	0,588	0,91	*	*	*	*	*	*
		100	0,13	0,541	0,89	0,04	0,516	0,94	0,08	0,512	0,90	*	*	*	*	*	*	*	*	*
		200	0,16	0,471	0,80	0,06	0,442	0,88	0,11	0,441	0,86	*	*	*	*	*	*	*	*	*
		500	0,33	0,371	0,58	0,03	0,315	0,75	0,14	0,340	0,53	*	*	*	*	*	*	*	*	*
	0,50	50	0,31	0,559	0,82	0,10	0,575	0,94	0,00	0,568	0,95	0,10	0,585	0,92	0,62	0,688	0,79	*	*	*
		100	*	*	*	0,13	0,512	0,89	0,05	0,503	0,92	0,09	0,526	0,89	*	*	*	*	*	*
		200	*	*	*	0,01	0,435	0,78	0,05	0,425	0,85	0,09	0,467	0,77	*	*	*	*	*	*
		500	*	*	*	0,19	0,285	0,33	0,04	0,340	0,72	0,18	0,401	0,63	*	*	*	*	*	*
	0,80	50	*	*	*	*	*	*	0,19	0,560	0,85	0,08	0,582	0,96	0,12	0,637	0,96	*	*	*
		100	*	*	*	*	*	*	0,22	0,490	0,77	0,08	0,536	0,93	0,19	0,600	0,94	*	*	*
		200	*	*	*	*	*	*	0,11	0,504	0,85	0,18	0,575	0,87	*	*	*	*	*	*
		500	*	*	*	*	*	*	*	*	*	0,10	0,485	0,83	0,26	0,559	0,79	*	*	*

* : Bu koşulda kappa katsayısı elde edilememiştir.

Ağırlıklı kappa ve AC_2 katsayıları ile $DOAE$ derecesini birlikte incelemek için benzetim çalışması yapılmıştır. Uyum katsayılarının hesaplandığı tablolarda “zayıf” uyumla çok fazla karşılaşılmadığı için, benzetim çalışması $\kappa_w \geq 0$ koşulu altında gerçekleştirilmiştir.

Bağımlı değişken ağırlıklı kappa ve AC_2 katsayıları alındığında $DOAE$ derecesinin bir fonksiyonu, bağımlı değişken $DOAE$ derecesi alındığında ağırlıklı kappa ve AC_2 katsayılarının bir fonksiyonu olmak üzere, uyum katsayıları ile $DOAE$ derecesi birlikte incelenmiştir. Eşitlik (5.6) - (5.9)'da tanımlanan fonksiyonel bağıntılar, benzetim çalışmasında türetilen $R \times R$ tablolarından hesaplanan ağırlıklı kappa katsayısı, AC_2 katsayısı ve $DOAE$ derecesi için hesaplanmıştır.

$$\hat{\kappa}_w = \beta_0 + \beta_1 DOAE + \beta_2 DOAE^2 + \beta_3 DOAE^3 + \beta_4 DOAE^4 + \beta_5 DOAE^5 \quad (5.6)$$

$$\widehat{DOAE}_1 = \beta_0 + \beta_1 \kappa_w + \beta_2 \kappa_w^2 + \beta_3 \kappa_w^3 + \beta_4 \kappa_w^4 + \beta_5 \kappa_w^5 \quad (5.7)$$

$$\widehat{AC}_2 = \beta_0 + \beta_1 DOAE + \beta_2 DOAE^2 + \beta_3 DOAE^3 + \beta_4 DOAE^4 + \beta_5 DOAE^5 \quad (5.8)$$

$$\widehat{DOAE}_2 = \beta_0 + \beta_1 AC_2 + \beta_2 AC_2^2 + \beta_3 AC_2^3 + \beta_4 AC_2^4 + \beta_5 AC_2^5 \quad (5.9)$$

Eşitlik (5.6)'da yer alan ağırlıklı kappa katsayısının bağımlı ve $DOAE$ derecesinin bağımsız değişken alındığı polinom denklemin sonuçları Çizelge 5.16 ve 5.17'de özetlenmiştir.

Eşitlik (5.7)'de ağırlıklı kappa katsayısının fonksiyonu olan $DOAE$ tahminleri \widehat{DOAE}_1 olarak ifade edilmiştir. Eşitlik (5.7)'de yer alan $DOAE$ derecesinin bağımlı ve ağırlıklı kappa katsayısının bağımsız değişken alındığı polinom denklemin sonuçları Çizelge 5.18 ve 5.19'da özetlenmiştir.

AC_2 katsayısı bağımlı ve $DOAE$ derecesinin bağımsız değişken alındığı Eşitlik (5.8)'de yer alan polinom denklemin sonuçları Çizelge 5.20 ve 5.21'de özetlenmiştir.

Eşitlik (5.9)'da AC_2 katsayısının fonksiyonu olan $DOAE$ tahminleri \widehat{DOAE}_2 olarak ifade edilmiştir. $DOAE$ derecesinin bağımlı ve AC_2 katsayısının bağımsız değişken alındığı Eşitlik (5.9)'da yer alan polinom denklemin sonuçları Çizelge 5.22 ve 5.23'te özetlenmiştir.

Çizelge 5.16 3×3 ve 4×4 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre ağırlıklı kapa katsayısı için $\kappa_w = f(DOAE)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları

ρ	n	Model	3×3							4×4					
			Sabit	DOAE	DOAE ²	DOAE ³	DOAE ⁴	DOAE ⁵	D. R ²	Sabit	DOAE	DOAE ²	DOAE ³	DOAE ⁴	D. R ²
0,20	50	Tahmin	0,087	-1,062	4,653	-7,089	3,924		0,569	0,120	-0,209	1,006	-1,599	1,010	0,056
		S.H.	0,020	0,157	0,442	0,529	0,227	0,010		0,105	0,373	0,547	0,284		
	100	Tahmin	0,043	-0,560	2,873	-4,643	2,782		0,587	0,089	0,091	-0,209	0,313	0,053	
		S.H.	0,009	0,079	0,252	0,335	0,158	0,004		0,031	0,076	0,058			
	200	Tahmin	0,018	-0,227	1,694	-2,944	1,912		0,603	0,089	0,267	-0,491	0,491	0,074	
		S.H.	0,004	0,039	0,145	0,219	0,116	0,001		0,046	0,152	0,134			
	500	Tahmin	0,017	-0,214	2,340	-6,551	8,483	-3,904	0,725	0,089		0,279	-0,111	0,170	
		S.H.	0,002	0,041	0,257	0,720	0,929	0,449		0,001		0,013	0,026		
0,50	50	Tahmin	0,260	-2,883	10,92	-15,25	7,589		0,696	0,199	0,202	-0,321	0,458	0,209	
		S.H.	0,035	0,249	0,635	0,692	0,273	0,007		0,045	0,091	0,058			
	100	Tahmin	0,089	-1,321	6,225	-9,495	5,100		0,764	0,211	0,121		0,176	0,310	
		S.H.	0,022	0,157	0,413	0,463	0,188	0,002		0,005		0,006			
	200	Tahmin	-0,010	-0,293	3,039	-5,560	3,396		0,823	0,218	0,091	0,152		0,390	
		S.H.	0,024	0,171	0,436	0,478	0,191	0,002		0,007	0,008				
	500	Tahmin	0,297	-1,811	5,688	-7,477	3,859		0,870	0,199	0,277	-0,319	0,343	0,451	
		S.H.	0,091	0,554	1,251	1,236	0,452	0,004		0,032	0,070	0,051			
0,80	50	Tahmin	-16,52	133,8	-422,0	654,7	-499,7	150,5	0,735	0,502	-1,621	6,054	-8,000	3,850	0,589
		S.H.	0,860	6,480	19,09	27,50	19,41	5,380		0,025	0,187	0,486	0,539	0,217	
	100	Tahmin	-52,94	383,6	-1091,1	1533,1	-1066,2	294,4	0,786	0,631	-2,461	8,061	-10,10	4,649	0,631
		S.H.	2,46	16,93	45,96	61,51	40,62	10,60		0,054	0,354	0,839	0,863	0,325	
	200	Tahmin	48,26	-254,6	503,2	-439,6	143,5		0,838	-0,410	3,726	-5,556	2,995	0,656	
		S.H.	2,360	11,63	21,29	17,16	5,140	0,075		0,299	0,395	0,173			
	500	Tahmin	-148,3	492,6	-545,9	202,4			0,875	-0,659	4,603	-6,606	3,416	0,679	
		S.H.	8,070	25,74	27,36	9,690				0,305	1,138	1,415	0,586		

Çizelge 5.17 5×5 ve 6×6 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre ağırlıklı kappa katsayısı için $\kappa_w = f(DOAE)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları

ρ	n	Model	5×5					6×6									
			Sabit	$DOAE$	$DOAE^2$	$DOAE^3$	$DOAE^4$	$DOAE^5$	D. R^2	Sabit	$DOAE$	$DOAE^2$	$DOAE^3$	$DOAE^4$	$DOAE^5$	D. R^2	
0,20	50	Tahmin	0,090	0,143	-0,254	0,202		0,090									
		S.H.	0,008	0,051	0,103	0,066		0,008									
	100	Tahmin	0,102	0,021				0,102		0,1270				-0,023			0,002
		S.H.	0,001	0,002				0,001		0,0005				0,003			
	200	Tahmin	0,103			0,073	-0,082	0,103		0,1219			-0,021				0,002
		S.H.	0,001			0,019	0,028	0,001		0,0005			0,002				
500	Tahmin	0,100		0,054			0,100		0,1161		0,005					0,001	
	S.H.	0,000		0,002			0,000		0,0003		0,002						
0,50	50	Tahmin	0,239		0,546	-1,190	0,855	0,239		0,2741	0,192	-0,373	0,247				0,001
		S.H.	0,004		0,083	0,197	0,128	0,004		0,0136	0,080	0,152	0,093				
	100	Tahmin	0,261		0,114			0,261		0,3039		0,053	-0,043				0,001
		S.H.	0,001		0,002			0,001		0,0015		0,017	0,020				
	200	Tahmin	0,265		0,138			0,265		0,2930		0,740	-3,090	4,910	-2,684		0,007
		S.H.	0,000		0,002			0,000		0,0034		0,193	0,863	1,395	0,774		
500	Tahmin	0,260	0,063	0,063			0,260		0,3000	0,027	0,037					0,028	
	S.H.	0,001	0,006	0,008			0,001		0,0013	0,008	0,011						
0,80	50	Tahmin	0,530	-0,771	2,868	-3,784	1,903	0,530		0,5257		0,233	-0,371	0,276			0,048
		S.H.	0,022	0,173	0,491	0,591	0,256	0,022		0,0045		0,082	0,185	0,114			
	100	Tahmin	0,515	-0,507	2,002	-2,615	1,314	0,515		0,5315			0,812	-1,578	0,935		0,084
		S.H.	0,021	0,162	0,453	0,541	0,234	0,021		0,0016			0,087	0,220	0,145		
	200	Tahmin	0,390	0,522	-0,816	0,587		0,390		0,5215	0,092				0,053		0,119
		S.H.	0,011	0,056	0,094	0,051		0,011		0,0013	0,003				0,006		
500	Tahmin	0,360	0,690	-1,115	0,752		0,360		0,5086	0,224	-0,308	0,237				0,145	
	S.H.	0,029	0,133	0,206	0,105		0,029		0,0074	0,047	0,098	0,067					

Çizelge 5.18 3×3 ve 4×4 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre $DOAE$ derecesi için $DOAE_1 = f(\kappa_w)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları

ρ	n	Model	3×3					4×4								
			Sabit	κ_w	κ_w^2	κ_w^3	κ_w^4	κ_w^5	D. R^2	Sabit	κ_w	κ_w^2	κ_w^3	κ_w^4	D. R^2	
0,20	50	Tahmin	0,453	1,663	-1,411					0,502	0,477	-0,317	2,894	-2,001		0,060
		S.H.	0,001	0,018	0,048						0,002	0,060	0,389	0,718		
	100	Tahmin	0,391	1,865		-3,771				0,538	0,422	-0,733	5,769	-4,757		0,066
		S.H.	0,001	0,013		0,160					0,003	0,076	0,597	1,369		
	200	Tahmin	0,331	1,010	20,20	-105,0	152,0			0,573	0,361	-1,266	9,836		-36,15	0,094
		S.H.	0,002	0,104	1,550	8,560	15,50				0,003	0,077	0,493		4,615	
	500	Tahmin	0,269	-2,040	113,0	-977,0	3620,0	-5050,0		0,714	0,283	-2,100	18,50		-107,0	0,186
		S.H.	0,003	0,233	6,300	73,10	376,0	699,0			0,006	0,160	1,080		12,80	
0,50	50	Tahmin	0,451	1,702	-1,856	0,729				0,624	0,529	-1,101	4,460	-2,856		0,220
		S.H.	0,002	0,026	0,096	0,103					0,007	0,078	0,278	0,309		
	100	Tahmin	0,391	2,051	-1,931					0,705	0,564	-2,688	11,08	-9,807		0,314
		S.H.	0,001	0,012	0,024						0,016	0,175	0,605	0,674		
	200	Tahmin	0,330	1,758	9,140	-60,16	124,0	-89,0		0,778	0,507	-3,490	16,52	-17,19		0,388
		S.H.	0,006	0,160	1,579	7,140	14,96	11,76			0,039	0,405	1,374	1,526		
	500	Tahmin	0,157	4,866	-11,82	11,03				0,848	-0,382	3,766	-2,813			0,448
		S.H.	0,005	0,070	0,293	0,402					0,021	0,140	0,232			
0,80	50	Tahmin	0,548	1,415	-1,855	1,333	-0,455			0,591	0,634	-2,183	6,967	-4,705		0,555
		S.H.	0,004	0,046	0,168	0,248	0,128				0,036	0,209	0,395	0,244		
	100	Tahmin	0,514	1,649	-2,041	0,916				0,628	-0,436	3,276	-1,910			0,601
		S.H.	0,004	0,029	0,063	0,044					0,015	0,055	0,050			
	200	Tahmin	0,538	1,744	-2,765	2,199	-0,721			0,784	-0,466	3,505	-2,172			0,637
		S.H.	0,018	0,153	0,486	0,675	0,346				0,019	0,069	0,062			
	500	Tahmin	0,597	1,358	-1,685	0,774				0,868	-0,380	3,284	-2,022			0,672
		S.H.	0,010	0,060	0,119	0,079					0,026	0,095	0,085			

Çizelge 5.19 5 × 5 ve 6 × 6 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre $DOAE$ derecesi için $DOAE_1 = f(\kappa_w)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları

ρ	n	Model	5 × 5					6 × 6									
			Sabit	κ_w	κ_w^2	κ_w^3	κ_w^4	κ_w^5	D. R^2	Sabit	κ_w	κ_w^2	κ_w^3	κ_w^4	κ_w^5	D. R^2	
0,20	50	Tahmin	0,529		0,612					0,011	0,573	-0,037			1,488		
		S.H.	0,001		0,028						0,001	0,012			0,335		0,001
	100	Tahmin	0,490	-0,134			36,150	-73,75		0,006	0,524			3,525			0,002
		S.H.	0,002	0,024			5,686	17,726			0,001			0,596			
	200	Tahmin	0,428		-13,20	163,0	-685,0	1020,0		0,007	0,470	-0,391	1,142				0,003
		S.H.	0,002		1,930	30,60	169,0	310,0			0,003	0,045	0,180				
	500	Tahmin	0,352	-1,576	11,491	-13,58				0,021	0,339	-0,404	1,874				0,001
		S.H.	0,007	0,225	2,189	6,757					0,004	0,073	0,309				
0,50	50	Tahmin	0,529	-0,050		1,158			0,040	0,594	-0,166		0,659				0,003
		S.H.	0,003	0,017		0,057				0,004	0,018		0,055				
	100	Tahmin	0,531	-0,787	2,120				0,060	0,549	-0,266		1,121				0,004
		S.H.	0,007	0,052	0,089					0,007	0,031		0,101				
	200	Tahmin	0,417	-0,766	2,685				0,100	0,515	-0,509		11,88	-15,51			0,010
		S.H.	0,014	0,095	0,162					0,022	0,120		3,673	6,725			
	500	Tahmin	0,233	-0,471	3,259				0,161	0,465	-1,338	2,988					0,030
		S.H.	0,030	0,203	0,345					0,033	0,213	0,340					
0,80	50	Tahmin	0,589	-0,678	1,410				0,243	0,604		-0,846	1,391				0,053
		S.H.	0,017	0,062	0,057					0,009		0,080	0,093				
	100	Tahmin	1,318	-5,796	12,08	-6,834			0,292	0,535		-1,110	1,997				0,087
		S.H.	0,160	0,898	1,664	1,021				0,016		0,146	0,170				
	200	Tahmin	0,038		3,470	-2,532			0,327	0,365			1,377				0,120
		S.H.	0,018		0,171	0,204				0,002			0,017				
	500	Tahmin	-0,852	4,044	-2,256				0,344	0,727	-2,308	3,304					0,145
		S.H.	0,081	0,290	0,262					0,163	0,569	0,498					

Çizelge 5.20 3×3 ve 4×4 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre AC_2 katsayısı için $AC_2 = f(DOAE)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları

ρ	n	Model	3×3					4×4								
			Sabit	DOAE	DOAE ²	DOAE ³	DOAE ⁴	DOAE ⁵	D. R ²	Sabit	DOAE	DOAE ²	DOAE ³	DOAE ⁴	DOAE ⁵	D. R ²
0,20	50	Tahmin	0,615	0,501		-1,155	0,973			0,356	0,127	-0,236	0,250			
		S.H.	0,005	0,016		0,043	0,034		0,290	0,006	0,043	0,092	0,063			0,030
	100	Tahmin	0,709	0,162	0,429	-1,342	0,974			0,360		0,187	-0,345	0,316		
		S.H.	0,007	0,059	0,186	0,247	0,117		0,222	0,002		0,050	0,142	0,109		0,036
	200	Tahmin	0,764	0,360	-0,749	0,525				0,372	-0,293	2,103	-5,809	7,509	-3,495	
		S.H.	0,001	0,020	0,051	0,035			0,198	0,006	0,103	0,679	2,050	2,867	1,502	0,057
	500	Tahmin	0,780		0,130	-0,235	0,207			0,358		0,199	-0,071			
		S.H.	0,000		0,014	0,042	0,033		0,189	0,000		0,012	0,024			0,117
0,50	50	Tahmin	0,667	1,748	-3,455	1,979				0,453	0,051		0,165			
		S.H.	0,003	0,044	0,085	0,045			0,391	0,002	0,006		0,006			0,200
	100	Tahmin	0,698	0,366	-1,025	0,886				0,455	0,016	0,175				
		S.H.	0,004	0,013	0,030	0,022			0,350	0,002	0,007	0,007				0,299
	200	Tahmin	0,813	-0,319	1,492	-2,404	1,339			0,453	0,450	-0,672	0,435			
		S.H.	0,015	0,107	0,272	0,298	0,119		0,366	0,001	0,030	0,082	0,061			0,359
	500	Tahmin	0,620	1,023	-1,812	1,078				0,462	0,024	0,132				
		S.H.	0,018	0,078	0,110	0,052			0,387	0,001	0,006	0,006				0,398
0,80	50	Tahmin	-3,761	36,22	-113,5	176,1	-134,9	40,78		0,673	-1,245	4,583	-6,027	2,873		
		S.H.	0,312	2,352	6,931	9,988	7,050	1,953	0,481	0,016	0,113	0,295	0,328	0,132		0,643
	100	Tahmin	-13,72	105,4	-300,6	423,6	-295,6	81,87		0,654	-0,962	3,624	-4,896	2,422		
		S.H.	0,957	6,594	17,904	23,96	15,821	4,128	0,521	0,033	0,215	0,508	0,523	0,197		0,688
	200	Tahmin	-46,40	314,3	-828,4	1083,7	-704,8	182,5		0,069	2,443	-3,737	2,054			
		S.H.	7,130	44,99	112,3	138,9	85,11	20,71	0,574	0,045	0,177	0,234	0,102			0,724
	500	Tahmin	-42,18	143,0	-158,6	58,76				1,095	-1,464	1,179				
		S.H.	3,720	11,87	12,61	4,470			0,613	0,015	0,038	0,023				0,760

Çizelge 5.21 5 × 5 ve 6 × 6 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre AC_2 katsayısı için $AC_2 = f(DOAE)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları

ρ	n	Model	5 × 5					6 × 6								
			Sabit	DOAE	DOAE ²	DOAE ³	DOAE ⁴	D. R ²	Sabit	DOAE	DOAE ²	DOAE ³	DOAE ⁴	DOAE ⁵	D. R ²	
0,20	50	Tahmin	0,436	-0,052	0,076											
		S.H.	0,004	0,016	0,015			0,002								
	100	Tahmin	0,412		0,066	-0,046			0,139				-0,032			0,003
		S.H.	0,001		0,014	0,017		0,004	0,001				0,003			
	200	Tahmin	0,421	-0,066	0,200	-0,148			0,470	-0,391	1,142					0,003
		S.H.	0,004	0,028	0,069	0,054		0,003	0,003	0,045	0,180					
	500	Tahmin	0,411		0,047											
		S.H.	0,000		0,002			0,011								
0,50	50	Tahmin	0,514		0,242	-0,482	0,365		0,288	0,225	-0,438	0,283				0,001
		S.H.	0,003		0,062	0,148	0,096	0,031	0,013	0,074	0,140	0,086				
	100	Tahmin	0,518		0,091				0,315		0,049	-0,046				0,001
		S.H.	0,000		0,002			0,058	0,001		0,015	0,019				
	200	Tahmin	0,520		0,100				0,337	-0,505	3,217	-8,814	11,15	-5,288		0,005
		S.H.	0,000		0,001			0,092	0,018	0,245	1,278	3,170	3,746	1,695		
	500	Tahmin	0,518	0,040	0,044				0,303	0,026	0,033					0,028
		S.H.	0,001	0,005	0,006			0,128	0,001	0,007	0,010					
0,80	50	Tahmin	0,697	-0,435	1,607	-2,077	1,045		0,459	0,994	-4,113	8,592	-8,542	3,318		0,055
		S.H.	0,014	0,110	0,312	0,375	0,163	0,258	0,040	0,440	1,837	3,662	3,501	1,289		
	100	Tahmin	0,671	-0,242	1,178	-1,696	0,909		0,533		0,363	-0,614	0,392			0,097
		S.H.	0,014	0,105	0,293	0,350	0,152	0,300	0,003		0,052	0,124	0,081			
	200	Tahmin	0,712	-0,472	1,718	-2,315	1,178		0,530	0,081			0,047			0,144
		S.H.	0,017	0,124	0,337	0,395	0,169	0,318	0,001	0,003			0,005			
	500	Tahmin	0,581	0,494	-0,843	0,570			0,536	0,061	0,035					0,183
		S.H.	0,019	0,088	0,136	0,069		0,344	0,002	0,008	0,008					

Çizelge 5.22 3×3 ve 4×4 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre $DOAE$ derecesi için $DOAE_2 = f(AC_2)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları

ρ	n	Model	3×3					4×4						
			Sabit	AC_2	AC_2^2	AC_2^3	AC_2^4	D. R^2	Sabit	AC_2	AC_2^2	AC_2^3	AC_2^4	D. R^2
0,20	50	Tahmin	-43,53	229,8	-446,1	380,4	-119,5	0,289	0,576	-0,497		1,676		0,042
		S.H.	5,510	29,01	57,06	49,68	16,15		0,009	0,034		0,068		
	100	Tahmin	5,620	-20,46	25,15	-9,310		0,206	0,000	5,190	-23,50	43,00	-25,30	0,182
		S.H.	2,220	8,500	10,85	4,610			0,005	0,228	1,730	4,370	3,650	
	200	Tahmin	19,31	-70,97	86,06	-33,38		0,192	-0,845	14,65	-65,72	123,4	-79,41	0,066
		S.H.	6,210	23,62	29,91	12,61			0,599	6,652	27,42	49,75	33,52	
	500	Tahmin	5,288	-15,58	11,94			0,179	0,785		-23,91	79,04	-66,89	0,122
		S.H.	0,815	2,056	1,30				0,115		5,008	17,91	17,94	
0,50	50	Tahmin	-50,03	258,7	-496,3	421,6	-133,0	0,337	0,796		-8,784	22,04	-13,58	0,213
		S.H.	7,210	36,43	68,77	57,50	17,97		0,026		0,594	1,533	1,100	
	100	Tahmin	-1,538	3,497	-0,888			0,269	2,811	-15,11	29,17	-16,59		0,302
		S.H.	0,205	0,497	0,301				0,212	1,275	2,536	1,670		
	200	Tahmin	-3,014	6,805	-2,708			0,288	-0,064		2,119			0,355
		S.H.	0,318	0,769	0,464				0,003		0,013			
	500	Tahmin	-3,706	8,562	-3,792			0,334	-1,421	4,933	-2,279			0,393
		S.H.	0,448	1,078	0,649				0,114	0,450	0,443			
0,80	50	Tahmin	3,150	-11,94	17,12	-7,330		0,308	1,980	-11,30	22,28	-12,28		0,613
		S.H.	1,110	3,830	4,410	1,690			0,290	1,273	1,854	0,896		
	100	Tahmin	5,630	-20,19	26,49	-10,94		0,310	21,25	-134,5	312,1	-310,0	113,0	0,657
		S.H.	2,270	7,760	8,820	3,340			4,240	24,82	54,38	52,83	19,20	
	200	Tahmin	-1,916	5,586	-2,661			0,479	-3,364	10,38	-6,269			0,703
		S.H.	0,113	0,255	0,143				0,062	0,178	0,129			
	500	Tahmin	-2,076	6,004	-2,922			0,587	-3,225	10,10	-6,137			0,754
		S.H.	0,136	0,306	0,172				0,080	0,231	0,167			

Çizelge 5.23 5×5 ve 6×6 tablolarında örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre $DOAE$ derecesi için $DOAE_2 = f(AC_2)$ fonksiyonunun katsayı tahminleri ve standart hataları

ρ	n	Model	5×5					6×6								
			Sabit	AC_2	AC_2^2	AC_2^3	AC_2^4	D. R^2	Sabit	AC_2	AC_2^2	AC_2^3	AC_2^4	AC_2^5	D. R^2	
0,20	50	Tahmin	0,557		-0,440	0,789			0,003	0,576	-0,077					0,001
		S.H.	0,005		0,079	0,116			0,002	0,027						
	100	Tahmin	0,489			-1,079	2,316		0,006	0,528		-1,361	3,945			0,003
		S.H.	0,004			0,205	0,344		0,001			0,147	0,547			
	200	Tahmin	0,550		-0,506		2,170		0,005	0,477	-0,431	1,093				0,005
		S.H.	0,019		0,059		0,193		0,003	0,045	0,174					
	500	Tahmin	1,965	-11,12	23,66	-15,71			0,013	0,329		-2,021		126,3	-374,7	0,001
		S.H.	0,553	4,021	9,719	7,806			0,003			0,536		44,53	168,7	
0,50	50	Tahmin	0,830	-1,409	1,622				0,353	0,606	-0,210		0,728			0,003
		S.H.	0,025	0,093	0,086				0,005	0,021			0,061			
	100	Tahmin	1,036	-2,691	3,087				0,063	0,538		-1,209	2,606			0,003
		S.H.	0,046	0,173	0,160				0,004			0,119	0,234			
	200	Tahmin	3,159	-15,06	25,62	-13,16			0,094	0,471			-12,63	50,75	-49,25	0,008
		S.H.	0,737	4,132	7,703	4,772			0,011				3,134	14,20	16,99	
	500	Tahmin	0,069			1,962			0,127	0,575	-2,069	4,185				0,030
		S.H.	0,004			0,023			0,039	0,250	0,396					
0,80	50	Tahmin	0,783	-1,745	2,172				0,247	1,098	-2,252	2,352				0,061
		S.H.	0,072	0,202	0,143				0,035	0,122	0,105					
	100	Tahmin	-0,680		1,874				0,288	1,165	-3,011	3,347				0,101
		S.H.	0,009		0,013				0,063	0,219	0,189					
	200	Tahmin	-2,310	6,186	-2,799				0,303	1,263	-3,924	4,548				0,146
		S.H.	0,202	0,569	0,401				0,108	0,376	0,327					
	500	Tahmin	-4,113	11,24	-6,281				0,332	0,886	-3,292	4,528				0,183
		S.H.	0,313	0,880	0,620				0,215	0,749	0,652					

Sonuçlar incelendiğinde her bir tablo boyutu, ilişki miktarları ve örneklem büyüklüğünde farklı modeller elde edilmiştir. Aynı zamanda elde edilen modeller uyum katsayılarına göre de değişiklik göstermektedir.

Çizelge 5.16-5.23'te yer alan tüm modellerde uyuma rastlanmıştır. Çalışmada *DOAE* derecesi iki ayrı model kurularak hem ağırlıklı kappaya hem de AC_2 katsayısı ile açıklanmaya çalışılmıştır. Aynı ilişki düzeyinde ve aynı örneklem büyüklüğünde *DOAE* derecesi için kurulan modeller düzeltilmiş belirtme katsayıları kullanılarak karşılaştırıldığında, ağırlıklı kappaya katsayısı kullanılarak elde edilen modellerin daha uyumlu olduğu görülmüştür.

$\kappa_w > 0$ kısıtı altında gözlenen ve modeller sonucunda elde edilen uyum katsayısı ve *DOAE* derecesi tahminlerinin en küçük, en büyük değerleri ile ortanca, ortalama ve ortalamanın standart hatası değerleri Çizelge 5.24-5.26 ve Şekil 5.8'de özetlenmiştir. Şekil 5.8 gözlenen ve tahmin değerlerini karşılaştırma açısından kolaylık sağlamaktadır.

Şekil 5.8 ve Çizelge 5.24-5.26'da yer alan gözlenen değerler ile tahmin değerleri ortancaları karşılaştırıldığında 3, 4 ve 5 düzeyli tabloların tahmin değerlerinin gözlenen değerlere çok yakın olarak elde edildiği görülmektedir. Orta ve yüksek ilişki varlığında düzey sayısı 6 ve örneklem sayısı $n \geq 100$ olan tablolarda ağırlıklı kappaya katsayısının tahmin değerleri gözlenen değerlerden daha yüksek bulunmuştur. Düşük ilişki varlığında, düzey sayısı 6 ve örneklem sayısı 50 ve 500 olan tablolarda ise tahmin değerleri gözlenen değerlerden daha düşük bulunmuştur. AC_2 katsayısı için elde edilen tahmin değerlerinin, gözlenen değerlerden biraz daha küçük olarak elde edildiği görülmüştür.

Çizelge 5.26 incelendiğinde, hem ağırlıklı kappaya hem de AC_2 katsayıları kullanılarak tahmin edilen *DOAE* gözlenen değerlerine göre biraz daha düşük elde edilmiş olsa da genel olarak yakın tahmin edilmiştir. Sadece düşük ilişkide $n = 200$ iken $DOAE_2$ tahmin değeri gözlenen değerden daha yüksektir.

Çizelge 5.24 $R \times R$ tablolarında, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre ağırlıklı kappa katsayısının gözlenen ve tahmin değerlerinin betimsel istatistikleri

ρ	R	n	K_w					\hat{K}_w					
			Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	
0,20	3	50	0,00	0,1135	0,69	0,1314	0,0005	0,01	0,1124	0,48	0,1314	0,0003	
		100	0,00	0,0938	0,49	0,1045	0,0004	0,01	0,0941	0,42	0,1045	0,0002	
		200	0,00	0,0816	0,38	0,0881	0,0003	0,01	0,0832	0,32	0,0881	0,0002	
		500	0,00	0,0766	0,27	0,0784	0,0002	0,01	0,0756	0,19	0,0784	0,0001	
	4	50	0,00	0,1254	0,49	0,1339	0,0004	0,11	0,1304	0,28	0,1339	0,0001	
		100	0,00	0,1142	0,39	0,1180	0,0003	0,09	0,1140	0,22	0,1180	0,0001	
		200	0,00	0,1101	0,32	0,1112	0,0002	0,09	0,1090	0,21	0,1110	0,0001	
		500	0,00	0,1100	0,24	0,1101	0,0002	0,09	0,1080	0,19	0,1100	0,0001	
	5	50	0,00	0,1180	0,55	0,1264	0,0004	0,09	0,1250	0,17	0,1260	0,0000	
		100	0,00	0,1079	0,40	0,1120	0,0003	0,10	0,1120	0,12	0,1120	0,0000	
		200	0,00	0,1050	0,29	0,1060	0,0002	0,10	0,1060	0,11	0,1060	0,0000	
		500	0,00	0,1050	0,23	0,1051	0,0001	0,10	0,1040	0,13	0,1050	0,0000	
	6	50	0,00	0,1305	0,50	0,1377	0,0004	*	*	*	*	*	
		100	0,00	0,1202	0,39	0,1233	0,0003	0,11	0,1238	0,13	0,1233	0,0000	
		200	0,00	0,1170	0,30	0,1174	0,0002	0,11	0,1177	0,12	0,1174	0,0000	
		500	0,00	0,1167	0,24	0,1167	0,0001	0,12	0,1166	0,12	0,1167	0,0000	
	0,50	3	50	0,00	0,2424	0,92	0,2503	0,0006	0,01	0,2305	0,61	0,2514	0,0005
			100	0,00	0,2386	0,65	0,2403	0,0005	0,00	0,2317	0,56	0,2403	0,0004
			200	0,00	0,2397	0,58	0,2401	0,0003	-0,01	0,2376	0,50	0,2401	0,0003
			500	0,06	0,2418	0,44	0,2417	0,0002	0,10	0,2412	0,41	0,2417	0,0002
		4	50	0,00	0,2982	0,68	0,2971	0,0004	0,20	0,2882	0,50	0,2971	0,0002
			100	0,02	0,3005	0,57	0,2998	0,0003	0,22	0,2951	0,47	0,2998	0,0002
			200	0,08	0,3017	0,49	0,3013	0,0002	0,22	0,3002	0,41	0,3013	0,0001
			500	0,18	0,3025	0,43	0,3023	0,0001	0,21	0,3020	0,38	0,3020	0,0001
5		50	0,00	0,2887	0,66	0,2878	0,0004	0,24	0,2850	0,41	0,2880	0,0001	
		100	0,01	0,2924	0,60	0,2911	0,0003	0,26	0,2890	0,36	0,2910	0,0001	
		200	0,09	0,2928	0,52	0,2926	0,0002	0,27	0,2900	0,37	0,2930	0,0001	
		500	0,16	0,2942	0,42	0,2940	0,0001	0,26	0,2930	0,34	0,2940	0,0001	
6		50	0,00	0,3105	0,67	0,3087	0,0004	0,27	0,3081	0,33	0,3087	0,0000	
		100	0,03	0,3126	0,58	0,3117	0,0003	0,30	0,3119	0,32	0,3117	0,0000	
		200	0,10	0,3134	0,49	0,3129	0,0002	0,29	0,3124	0,32	0,3129	0,0000	
		500	0,19	0,3139	0,44	0,3138	0,0001	0,30	0,3133	0,34	0,3138	0,0000	
0,80		3	50	0,00	0,5014	1,00	0,4950	0,0007	-0,43	0,4961	0,79	0,4950	0,0006
			100	0,01	0,5047	0,92	0,5005	0,0005	-0,10	0,5008	0,76	0,4993	0,0004
			200	0,17	0,5064	0,78	0,5042	0,0003	0,25	0,5061	0,71	0,5042	0,0003
			500	0,30	0,5072	0,72	0,5063	0,0002	0,30	0,5069	0,69	0,5063	0,0002
		4	50	0,11	0,5586	0,86	0,5555	0,0004	0,36	0,5535	0,76	0,5555	0,0003
			100	0,28	0,5611	0,79	0,5593	0,0003	0,38	0,5585	0,73	0,5593	0,0002
			200	0,39	0,5616	0,73	0,5610	0,0002	0,40	0,5610	0,68	0,5610	0,0002
			500	0,45	0,5629	0,66	0,5625	0,0001	0,46	0,5630	0,65	0,5620	0,0001
	5	50	0,12	0,5512	0,84	0,5478	0,0004	0,46	0,5432	0,72	0,5478	0,0002	
		100	0,29	0,5540	0,77	0,5522	0,0003	0,47	0,5508	0,67	0,5522	0,0001	
		200	0,36	0,5549	0,71	0,5539	0,0002	0,44	0,5534	0,65	0,5539	0,0001	
		500	0,43	0,5557	0,66	0,5553	0,0001	0,49	0,5550	0,62	0,5550	0,0001	
	6	50	0,21	0,5697	0,80	0,5668	0,0003	0,53	0,5648	0,64	0,5668	0,0001	
		100	0,35	0,5714	0,75	0,5702	0,0002	0,53	0,5694	0,66	0,5702	0,0001	
		200	0,41	0,5723	0,71	0,5715	0,0002	0,53	0,5708	0,63	0,5715	0,0001	
		500	0,47	0,5731	0,66	0,5727	0,0001	0,53	0,5723	0,62	0,5727	0,0000	

* : Bu koşulda model elde edilememiştir.

Çizelge 5.25 $R \times R$ tablolarında, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre AC_2 katsayısının gözlenen ve tahmin değerlerinin betimsel istatistikleri

ρ	R	n	AC_2					\widehat{AC}_2					
			Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	
0,20	3	50	0,50	0,8010	0,97	0,7999	0,0003	0,62	0,7959	0,92	0,7999	0,0001	
		100	0,59	0,7978	0,93	0,7972	0,0002	0,70	0,7960	0,90	0,7970	0,0001	
		200	0,67	0,7966	0,90	0,7956	0,0001	0,76	0,7950	0,86	0,7960	0,0001	
		500	0,72	0,7950	0,86	0,7940	0,0001	0,78	0,7930	0,83	0,7940	0,0000	
	4	50	0,06	0,3943	0,68	0,3941	0,0004	0,36	0,3910	0,48	0,3940	0,0001	
		100	0,14	0,3796	0,61	0,3799	0,0003	0,36	0,3780	0,46	0,3800	0,0001	
		200	0,17	0,3742	0,55	0,3739	0,0002	0,36	0,3720	0,44	0,3740	0,0000	
		500	0,25	0,3724	0,48	0,3722	0,0001	0,36	0,3700	0,43	0,3720	0,0000	
	5	50	0,12	0,4321	0,74	0,4317	0,0004	0,43	0,4309	0,45	0,4317	0,0000	
		100	0,10	0,4227	0,65	0,4219	0,0003	0,41	0,4220	0,43	0,4220	0,0000	
		200	0,21	0,4182	0,58	0,4177	0,0002	0,42	0,4170	0,42	0,4180	0,0000	
		500	0,29	0,4165	0,52	0,4163	0,0001	0,41	0,4160	0,44	0,4160	0,0000	
	6	50	0,00	0,1507	0,52	0,1556	0,0004	*	*	*	*	*	
		100	0,00	0,1312	0,39	0,1334	0,0003	0,11	0,1342	0,14	0,1334	0,0000	
		200	0,00	0,1230	0,31	0,1232	0,0002	0,11	0,1237	0,13	0,1232	0,0000	
		500	0,00	0,1192	0,24	0,1190	0,0001	*	*	*	*	*	
	0,50	3	50	0,57	0,8332	0,99	0,8304	0,0002	0,68	0,8246	0,93	0,8309	0,0001
			100	0,65	0,8326	0,94	0,8304	0,0002	0,72	0,8257	0,92	0,8304	0,0001
			200	0,69	0,8313	0,93	0,8308	0,0001	0,79	0,8290	0,90	0,8310	0,0001
			500	0,77	0,8320	0,89	0,8310	0,0001	0,79	0,8310	0,87	0,8310	0,0001
		4	50	0,18	0,5152	0,79	0,5134	0,0003	0,45	0,5078	0,64	0,5134	0,0001
			100	0,28	0,5113	0,70	0,5105	0,0002	0,46	0,5074	0,62	0,5105	0,0001
			200	0,34	0,5091	0,64	0,5088	0,0002	0,45	0,5080	0,59	0,5090	0,0001
			500	0,40	0,5082	0,61	0,5081	0,0001	0,46	0,5080	0,56	0,5080	0,0001
5		50	0,22	0,5451	0,80	0,5432	0,0003	0,51	0,5410	0,62	0,5430	0,0001	
		100	0,32	0,5426	0,77	0,5413	0,0002	0,52	0,5398	0,59	0,5413	0,0001	
		200	0,40	0,5406	0,68	0,5403	0,0002	0,52	0,5390	0,60	0,5400	0,0000	
		500	0,42	0,5400	0,63	0,5397	0,0001	0,52	0,5390	0,57	0,5400	0,0000	
6		50	0,00	0,3279	0,66	0,3267	0,0004	0,29	0,3261	0,35	0,3267	0,0000	
		100	0,04	0,3219	0,58	0,3211	0,0003	0,32	0,3214	0,32	0,3211	0,0000	
		200	0,11	0,3182	0,48	0,3178	0,0002	0,30	0,3176	0,33	0,3178	0,0000	
		500	0,20	0,3160	0,44	0,3159	0,0001	0,30	0,3155	0,34	0,3159	0,0000	
0,80		3	50	0,61	0,8921	1,00	0,8895	0,0002	0,63	0,8871	0,96	0,8895	0,0001
			100	0,74	0,8918	0,99	0,8900	0,0001	0,77	0,8890	0,95	0,8900	0,0001
			200	0,80	0,8910	0,96	0,8900	0,0001	0,86	0,8890	0,94	0,8900	0,0001
			500	0,83	0,8910	0,94	0,8900	0,0001	0,85	0,8900	0,93	0,8900	0,0001
		4	50	0,45	0,6972	0,91	0,6962	0,0002	0,56	0,6947	0,84	0,6962	0,0002
			100	0,51	0,6943	0,85	0,6936	0,0002	0,57	0,6928	0,81	0,6936	0,0001
			200	0,57	0,6927	0,81	0,6925	0,0002	0,59	0,6923	0,78	0,6925	0,0001
			500	0,62	0,6920	0,76	0,6920	0,0001	0,64	0,6920	0,75	0,6920	0,0001
	5	50	0,44	0,7151	0,91	0,7132	0,0002	0,66	0,7103	0,82	0,7132	0,0001	
		100	0,55	0,7125	0,85	0,7118	0,0002	0,66	0,7100	0,79	0,7120	0,0001	
		200	0,60	0,7113	0,82	0,7109	0,0001	0,67	0,7100	0,78	0,7110	0,0001	
		500	0,64	0,7110	0,78	0,7110	0,0001	0,67	0,7100	0,75	0,7110	0,0000	
	6	50	0,33	0,5834	0,80	0,5825	0,0003	0,51	0,5812	0,67	0,5825	0,0001	
		100	0,36	0,5786	0,74	0,5782	0,0002	0,54	0,5773	0,65	0,5782	0,0001	
		200	0,44	0,5762	0,70	0,5758	0,0001	0,54	0,5750	0,63	0,5758	0,0001	
		500	0,47	0,5747	0,65	0,5746	0,0001	0,54	0,5743	0,61	0,5746	0,0000	

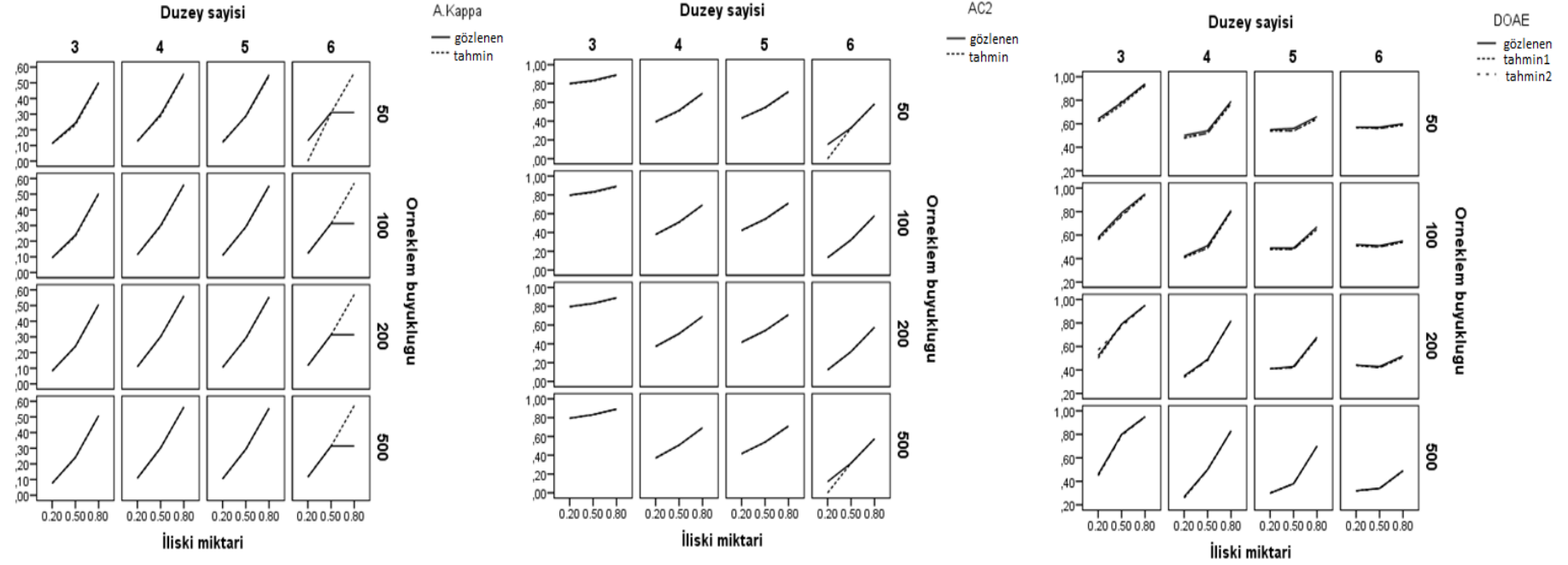
* : Bu koşulda model elde edilememiştir.

Çizelge 5.26 $R \times R$ tablolarında, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre $DOAE$ derecesinin gözlenen ve tahmin değerlerinin betimsel istatistikleri

ρ	R	n	$DOAE$				\widehat{DOAE}_1				\widehat{DOAE}_2							
			Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	
0,20	3	50	0,01	0,6379	0,99	0,6343	0,0009	0,45	0,6236	0,94	0,6343	0,0005	-0,06	0,6172	1,01	0,6343	0,0004	
		100	0,03	0,5816	0,96	0,5755	0,0008	0,39	0,5640	0,89	0,5755	0,0005	0,32	0,5747	0,93	0,5755	0,0003	
		200	0,01	0,5195	0,92	0,5122	0,0007	0,33	0,4982	1,06	0,5122	0,0005	0,38	0,5719	0,85	0,5749	0,0004	
		500	0,00	0,4589	0,83	0,4513	0,0006	0,26	0,4492	0,79	0,4513	0,0005	0,26	0,4489	0,72	0,4513	0,0003	
	4	50	0,00	0,4977	0,95	0,4954	0,0007	0,47	0,4794	0,78	0,4954	0,0002	0,47	0,4837	0,76	0,4954	0,0001	
		100	0,01	0,4235	0,88	0,4240	0,0006	0,40	0,4099	0,73	0,4240	0,0002	0,00	0,4130	0,69	0,4180	0,0003	
		200	0,01	0,3485	0,80	0,3518	0,0006	0,32	0,3377	0,58	0,3518	0,0002	0,28	0,3415	0,59	0,3518	0,0001	
		500	0,01	0,2661	0,68	0,2713	0,0005	0,22	0,2607	0,49	0,2713	0,0002	0,22	0,2646	0,46	0,2713	0,0002	
	5	50	0,00	0,5487	0,95	0,5426	0,0007	0,53	0,5380	0,72	0,5430	0,0001	0,54	0,5390	0,63	0,5430	0,0000	
		100	0,03	0,4857	0,94	0,4852	0,0006	0,48	0,4820	0,61	0,4850	0,0000	0,48	0,4813	0,61	0,4852	0,0000	
		200	0,02	0,4070	0,84	0,4092	0,0006	0,40	0,4050	0,55	0,4090	0,0000	0,40	0,4060	0,50	0,4090	0,0000	
		500	0,02	0,2999	0,71	0,3043	0,0004	0,29	0,2990	0,43	0,3040	0,0001	0,29	0,3010	0,37	0,3040	0,0001	
	6	50	0,01	0,5749	0,95	0,5699	0,0006	0,57	0,5692	0,65	0,5699	0,0000	0,57	0,5692	0,59	0,5699	0,0000	
		100	0,04	0,5153	0,94	0,5142	0,0006	0,51	0,5138	0,56	0,5142	0,0000	0,50	0,5136	0,56	0,5142	0,0000	
		200	0,06	0,4413	0,88	0,4428	0,0005	0,44	0,4405	0,47	0,4428	0,0000	0,43	0,4404	0,48	0,4428	0,0000	
		500	0,03	0,3154	0,75	0,3187	0,0004	0,32	0,3176	0,35	0,3187	0,0000	0,32	0,3177	0,33	0,3187	0,0000	
	0,50	3	50	0,10	0,7826	1,00	0,7487	0,0007	0,45	0,7649	1,00	0,7502	0,0005	0,78	0,7930	0,83	0,7940	0,0001
			100	0,07	0,7855	0,99	0,7521	0,0006	0,39	0,7707	0,94	0,7521	0,0005	0,36	0,7576	0,97	0,7521	0,0003
			200	0,13	0,7923	0,97	0,7684	0,0005	0,33	0,7868	0,94	0,7684	0,0004	0,39	0,7714	0,97	0,7684	0,0003
			500	0,30	0,7994	0,93	0,7900	0,0003	0,39	0,7987	0,95	0,7900	0,0003	0,63	0,7917	0,92	0,7900	0,0002
		4	50	0,01	0,5436	0,95	0,5387	0,0007	0,45	0,5212	0,94	0,5387	0,0001	0,45	0,5223	0,89	0,5387	0,0003
			100	0,04	0,5053	0,93	0,5014	0,0007	0,38	0,4910	0,82	0,5014	0,0004	0,37	0,4924	0,83	0,5014	0,0004
			200	0,00	0,4932	0,85	0,4869	0,0006	0,29	0,4851	0,74	0,4869	0,0004	0,17	0,4849	0,81	0,4869	0,0004
			500	0,05	0,5044	0,76	0,4963	0,0004	0,19	0,4994	0,72	0,4963	0,0003	0,20	0,4976	0,73	0,4963	0,0003
5		50	0,01	0,5567	0,95	0,5518	0,0006	0,53	0,5430	0,83	0,5518	0,0002	0,52	0,5443	0,74	0,5518	0,0001	
		100	0,03	0,4939	0,91	0,4917	0,0006	0,46	0,4824	0,82	0,4917	0,0001	0,45	0,4846	0,80	0,4917	0,0002	
		200	0,03	0,4284	0,87	0,4293	0,0006	0,36	0,4233	0,75	0,4293	0,0002	0,37	0,4240	0,62	0,4293	0,0002	
		500	0,03	0,3782	0,75	0,3788	0,0005	0,24	0,3760	0,60	0,3788	0,0002	0,22	0,3776	0,56	0,3788	0,0002	
6		50	0,00	0,5714	0,95	0,5674	0,0006	0,56	0,5645	0,68	0,5674	0,0000	0,56	0,5645	0,67	0,5674	0,0000	
		100	0,05	0,5051	0,92	0,5044	0,0005	0,50	0,5014	0,61	0,5044	0,0000	0,50	0,5017	0,64	0,5044	0,0000	
		200	0,01	0,4261	0,85	0,4281	0,0005	0,42	0,4241	0,51	0,4281	0,0000	0,42	0,4242	0,51	0,4281	0,0000	
		500	0,04	0,3398	0,72	0,3422	0,0004	0,32	0,3397	0,45	0,3422	0,0001	0,32	0,3392	0,47	0,3422	0,0001	

Çizelge 5.26 $R \times R$ tablolarında, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre $DOAE$ derecesinin gözlenen ve tahmin değerlerinin betimsel istatistikleri (*devamı*)

ρ	R	n	$DOAE$					\widehat{DOAE}_1					\widehat{DOAE}_2				
			Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.	Enk.	Q_2	Enb.	Ort.	S.H.
0,80	3	50	0,29	0,9403	1,00	0,9148	0,0004	0,55	0,9307	0,99	0,9148	0,0003	0,58	0,9213	1,00	0,9148	0,0002
		100	0,29	0,9475	1,00	0,9354	0,0002	0,57	0,9444	1,01	0,9349	0,0002	0,78	0,9388	1,00	0,9349	0,0001
		200	0,54	0,9514	0,99	0,9468	0,0001	0,77	0,9510	0,99	0,9470	0,0001	0,85	0,9480	0,99	0,9470	0,0001
		500	0,86	0,9538	0,99	0,9522	0,0001	0,87	0,9536	0,99	0,9522	0,0001	0,90	0,9530	0,99	0,9520	0,0001
	4	50	0,04	0,7855	0,99	0,7593	0,0006	0,44	0,7687	0,94	0,7593	0,0004	0,28	0,7713	0,93	0,7593	0,0004
		100	0,14	0,8085	0,97	0,7918	0,0004	0,33	0,8006	0,96	0,7918	0,0003	0,35	0,8028	0,99	0,7918	0,0003
		200	0,42	0,8211	0,95	0,8132	0,0003	0,57	0,8176	0,93	0,8132	0,0002	0,53	0,8184	0,93	0,8132	0,0002
		500	0,58	0,8289	0,92	0,8259	0,0001	0,68	0,8278	0,91	0,8259	0,0001	0,68	0,8281	0,91	0,8259	0,0001
	5	50	0,03	0,6599	0,97	0,6498	0,0006	0,51	0,6433	1,01	0,6498	0,0003	0,44	0,6464	0,99	0,6498	0,0003
		100	0,08	0,6663	0,95	0,6535	0,0006	0,48	0,6531	0,90	0,6535	0,0003	0,35	0,6549	0,92	0,6535	0,0003
		200	0,12	0,6849	0,94	0,6706	0,0005	0,37	0,6734	0,88	0,6706	0,0003	0,39	0,6737	0,87	0,6706	0,0003
		500	0,30	0,7047	0,89	0,6970	0,0003	0,47	0,6990	0,84	0,6970	0,0002	0,50	0,6990	0,83	0,6970	0,0002
	6	50	0,08	0,5983	0,96	0,5932	0,0006	0,56	0,5866	0,78	0,5932	0,0001	0,56	0,5850	0,80	0,5932	0,0001
		100	0,08	0,5516	0,94	0,5497	0,0005	0,48	0,5447	0,76	0,5497	0,0002	0,49	0,5438	0,77	0,5497	0,0002
		200	0,11	0,5166	0,87	0,5155	0,0005	0,40	0,5129	0,71	0,5155	0,0002	0,42	0,5118	0,74	0,5155	0,0002
		500	0,10	0,4901	0,83	0,4909	0,0004	0,37	0,4898	0,64	0,4909	0,0001	0,34	0,4893	0,66	0,4909	0,0002



Şekil 5.8 $R \times R$ tablolarında, örneklem büyüklüğü ve ilişki miktarına göre ağırlıklı kapa, AC_2 ve $DOAE$ katsayısının gözlenen ve tahmin değerlerinin grafikleri

5.3. Ayırt Edilebilirlik Derecesi İçin Derecelendirme Kriteri Belirlenmesi

Darroch ve McCloud [13] çalışmasında ayırt edilebilirlik derecesinin [0,1] arasında değerler aldığı, bu değerın "1" e yakın olmasının incelenen düzeylerin ayırt edilebilirliğinin mükemmel olduğu, "0" olmasının ise incelenen düzeyleri ayırt etmenin imkansız olduğu anlamına geldiği tartışılmıştır.

Yapılan çalışmalarda ayırt edilebilirlik derecesi hesaplanarak düzeylerin ayırt edilebilir olup olmadığının incelenmesinin öneminden bahsedilmiştir [10, 12, 80]. Valet ve diğerleri [80] çalışmasında ayırt edilebilirlik dereceleri için "açıkça" ayırt edilebilir, "ayırt edilemez" biçiminde yorumlar yapılsa da aslında ayırt edilebilirlik derecesinin yorumlanması konusunda net bir bilgi yer almamaktadır. Yılmaz [12] çalışmasında ayırt edilebilirlik dereceleri düşük olan tablolarda düzey birleştirmesi yapılması önerilmiştir. Ayırt edilebilirlik derecesinin hangi değerlerinin kabul edilebilir olduğu, hangi değerleri için düzeylerin birleştirilmesi gerektiği ile ilgili herhangi bir bilgi yer almamaktadır. Bu noktada karar verme yetkisi araştırmacıya aittir ve bu karar öznel bir karardır.

Bu tez çalışmasında, bahsedilen belirsizliği ortandan kaldırmak amacıyla ayırt edilebilirlik derecesi için derecelendirme kriteri belirlenmesi amaçlanmıştır.

5.3.1. 2 × 2 tablolarında derecelendirme kriterleri

Çizelge 5.5'te yer alan *DAE*'nin en küçük ve en büyük değerler ile ortanca değerleri dikkate alındığında, 2 × 2 tablolarında Çizelge 5.27'de yer alan sınıflandırma yapılabilir. Sınıflandırma yapılırken Çizelge 2.2'de yer alan ve Altman [52] çalışmasında önerilen kappa katsayısının yorumlama aralıklarından yararlanılmıştır.

Çizelge 5.27 2 × 2 tablolarında kappa katsayısı yorumlama aralıklarında *DAE* derecesi aralıkları ve ayırt edilebilirlik derecelendirme kriterleri

Kappa	DAE	Yorum
0,81-1,00	>0,99	Çok iyi
0,61-0,80	0,94-0,99	İyi
0,41-0,60	0,82-0,93	Orta
0,21-0,40	0,57-0,81	Düşük
<0,20	0,00-0,56	Zayıf

Bu aralıklarda yapılan sınıflandırmanın geçerliliğini test etmek için farklı ilişki miktarları ve örneklem büyüklüklerinde 50.000 tane 2×2 boyutlu tablo üretilmiş, üretilen tablolar için kappa katsayısı ve *DAE* hesaplanmıştır. Her bir tablo için hesaplanan değerlerin Çizelge 5.27’de yapılan sınıflandırmaya uyup uymadığı incelenmiş ve buna göre doğru sınıflandırma oranları hesaplanmıştır. 2×2 tablolarında farklı ilişki miktarları ve örneklem büyüklüklerinde doğru sınıflandırma oranları Çizelge 5.28’de özetlenmiştir.

Çizelge 5.28 2×2 tablolarında farklı ilişki miktarı ve örneklem büyüklüklerinde doğru sınıflandırma oranları

<i>n</i>	<i>ρ</i>		
	0,20	0,50	0,80
30	0,85	0,78	0,73
50	0,94	0,85	0,78
70	0,96	0,87	0,81
100	0,97	0,90	0,82
300	0,97	0,93	0,75

Çizelge 5.28 incelendiğinde sınıflandırma oranlarının 0,73 ile 0,97 arasında değiştiği görülmektedir. Sınıflandırmaların doğru bir biçimde yapıldığı söylenebilir.

5.3.2. $R \times R$ tablolarında derecelendirme kriterleri

$R \geq 3$ olan tablolarda, sınıfların aralıklarını belirlemek için ilk olarak Çizelge 5.14 ve 5.15 kullanılmış fakat karmaşık bir yapı ortaya çıktığı için model denklemlerinin kullanılmasına karar verilmiştir. Farklı tablo boyutu, ilişki miktarı ve örneklem büyüklüklerinde Çizelge 5.18 ve 5.19’da yer alan tahmin denklemleri kullanılarak *DOAE* için tahmin değerleri hesaplanmıştır.

[0,1] aralığında her seferinde κ_w değeri 0,01 arttırarak tahmin değerleri elde edilmiştir. κ_w değeri için, Çizelge 5.24’te yer alan ağırlıklı kappa katsayısının gözlenen değerlerinin en küçük ve en büyük değerleri de dikkate alınmıştır. Daha sonra elde edilen tahmin değerleri 0,10 sınıf aralığı kullanılarak sınıflandırılmıştır.

Her bir tablo boyutu için, ağırlıklı kappa katsayısı için belirlenen aralıklardan elde edilen en küçük, en büyük, 1. çeyrek (Q_1), ortanca (Q_2) ve 3. çeyrek (Q_3) değerler dikkate alınarak *DOAE* değerleri yeniden sınıflandırılmıştır.

3 × 3 tablolarında derecelendirme kriterleri

3 × 3 boyutlu tablolarda ağırlıklı kappa katsayısı için tanımlanan aralıklarda *DOAE* için elde edilen en küçük, en büyük, 1. çeyrek, ortanca ve 3. çeyrek değerler Çizelge 5.29'da özetlenmiştir.

Çizelge 5.29 3 × 3 tablolarında ağırlıklı kappa katsayısı aralıklarında *DOAE* derecesi için elde edilen betimsel istatistikler

κ_w aralıkları	Enk.	Q_1	Q_2	Q_3	Enb.
0,00-0,10	0,16	0,41	0,50	0,56	0,67
0,11-0,20	0,56	0,64	0,69	0,72	0,79
0,21-0,30	0,73	0,77	0,80	0,83	0,87
0,31-0,40	0,82	0,86	0,88	0,89	0,92
0,41-0,50	0,87	0,91	0,92	0,93	0,95
0,51-0,60	0,93	0,94	0,95	0,96	0,97
0,61-0,70	0,92	0,96	0,97	0,98	0,99
0,71-0,80	0,98	0,99	0,99	0,99	1,00
0,81-1,00	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00

Çizelge 5.29'da yer alan değerler ve aralıkları dikkate alınarak 3 × 3 tablolarında ağırlıklı kappa katsayısı, *DOAE* derecesi aralıkları ve ayırt edilebilirlik derecelendirme kriterleri Çizelge 5.30'da yer almaktadır.

Çizelge 5.30 3 × 3 tablolarında kappa katsayısı yorumlama aralıklarında *DOAE* derecesi aralıkları ve ayırt edilebilirlik derecelendirme kriterleri

κ_w	<i>DOAE</i>	Yorum
$\geq 0,51$	$\geq 0,95$	İyi
0,31-0,50	0,85-0,94	Orta
$\leq 0,30$	$\leq 0,84$	Düşük

4 × 4 tablolarında derecelendirme kriterleri

4 × 4 boyutlu tablolarda ağırlıklı kappa katsayısı için tanımlanan aralıklarda *DOAE* için elde edilen en küçük, en büyük, 1. çeyrek, ortanca ve 3. çeyrek değerler Çizelge 5.31'de özetlenmiştir.

Çizelge 5.31 4×4 tablolarında ağırlıklı kappa katsayısı aralıklarında *DOAE* derecesi için elde edilen betimsel istatistikler

κ_w aralıkları	Enk.	Q_1	Q_2	Q_3	Enb.
0,00-0,10	0,22	0,32	0,40	0,47	0,47
0,11-0,20	0,20	0,35	0,41	0,45	0,51
0,21-0,30	0,28	0,43	0,47	0,52	0,59
0,31-0,40	0,40	0,53	0,58	0,63	0,73
0,41-0,50	0,59	0,66	0,70	0,73	0,78
0,51-0,60	0,71	0,77	0,80	0,82	0,86
0,61-0,70	0,83	0,87	0,89	0,91	0,94
0,71-0,80	0,91	0,93	0,94	0,94	0,96

Çizelge 5.31'de yer alan değerler ve aralıkları dikkate alınarak 4×4 tablolarında ağırlıklı kappa katsayısı, *DOAE* derecesi aralıkları ve ayırt edilebilirlik derecelendirme kriterleri Çizelge 5.32'de yer almaktadır.

Çizelge 5.32 4×4 tablolarında kappa katsayısı yorumlama aralıklarında *DOAE* derecesi aralıkları ve ayırt edilebilirlik derecelendirme kriterleri

κ_w	<i>DOAE</i>	Yorum
$\geq 0,71$	$\geq 0,94$	İyi
0,51-0,70	0,71-0,93	Orta
$\leq 0,50$	$\leq 0,70$	Düşük

5 × 5 tablolarında derecelendirme kriterleri

5 × 5 boyutlu tablolarda ağırlıklı kappa katsayısı için tanımlanan aralıklarda *DOAE* için elde edilen en küçük, en büyük, 1. çeyrek, ortanca ve 3. çeyrek değerler Çizelge 5.33'te özetlenmiştir.

Çizelge 5.33 5 × 5 tablolarında ağırlıklı kappa katsayısı aralıklarında *DOAE* derecesi için elde edilen betimsel istatistikler

κ_w aralıkları	Enk.	Q_1	Q_2	Q_3	Enb.
0,00-0,10	0,29	0,48	0,53	0,53	0,54
0,11-0,20	0,24	0,36	0,46	0,53	0,55
0,21-0,30	0,28	0,42	0,50	0,54	0,58
0,31-0,40	0,40	0,49	0,53	0,58	0,63
0,41-0,50	0,45	0,55	0,59	0,63	0,71
0,51-0,60	0,60	0,65	0,69	0,72	0,82
0,61-0,70	0,70	0,76	0,79	0,82	0,87
0,71-0,80	0,82	0,86	0,89	0,92	0,95
0,81-1,00	0,96	0,96	0,98	1,00	1,00

Çizelge 5.33'te yer alan değerler ve aralıkları dikkate alınarak 5 × 5 tablolarında ağırlıklı kappa katsayısı, *DOAE* derecesi aralıkları ve ayırt edilebilirlik derecelendirme kriterleri Çizelge 5.34'te yer almaktadır.

Çizelge 5.34 5 × 5 tablolarında kappa katsayısı yorumlama aralıklarında *DOAE* derecesi aralıkları ve ayırt edilebilirlik derecelendirme kriterleri

$\rho = 0,20, 0,50$			$\rho = 0,80$		
κ_w	<i>DOAE</i>	Yorum	κ_w	<i>DOAE</i>	Yorum
$\geq 0,81$	$\geq 0,96$	İyi	$\geq 0,81$	$\geq 0,96$	Çok iyi
0,51-0,80	0,67-0,95	Orta	0,71-0,80	0,83-0,95	İyi
$\leq 0,50$	$\leq 0,66$	Düşük	0,41-0,70	0,46-0,82	Orta
			$\leq 0,40$	$\leq 0,45$	Düşük

6 × 6 tablolarında derecelendirme kriterleri

6 × 6 boyutlu tablolarda ağırlıklı kappa katsayısı için tanımlanan aralıklarda *DOAE* için elde edilen en küçük, en büyük, 1. çeyrek, ortanca ve 3. çeyrek değerler Çizelge 5.35'te özetlenmiştir.

Çizelge 5.35 6×6 tablolarında ağırlıklı kappa katsayısı aralıklarında *DOAE* derecesi için elde edilen betimsel istatistikler

κ_w aralıkları	Enk.	Q_1	Q_2	Q_3	Enb.
0,00-0,10	0,32	0,44	0,53	0,57	0,57
0,11-0,20	0,32	0,33	0,44	0,55	0,57
0,21-0,30	0,32	0,42	0,50	0,57	0,62
0,31-0,40	0,34	0,45	0,56	0,58	0,73
0,41-0,50	0,37	0,46	0,52	0,57	0,65
0,51-0,60	0,41	0,51	0,56	0,60	0,64
0,61-0,70	0,55	0,60	0,63	0,66	0,70
0,71-0,80	0,68	0,70	0,72	0,75	0,77

Çizelge 5.35'te yer alan değerler ve aralıkları dikkate alınarak 6×6 tablolarında ağırlıklı kappa katsayısı, *DOAE* derecesi aralıkları ve ayırt edilebilirlik derecelendirme kriterleri Çizelge 5.36'da yer almaktadır.

Çizelge 5.36 6×6 tablolarında kappa katsayısı yorumlama aralıklarında *DOAE* derecesi aralıkları ve ayırt edilebilirlik derecelendirme kriterleri

κ_w	<i>DOAE</i>	Yorum
$>0,60$	$>0,70$	İyi
$\leq 0,60$	$\leq 0,70$	Düşük

Çizelge 5.30, 5.32, 5.34 ve 5.36'da belirlenen aralıklarda yapılan sınıflandırmanın geçerliliğini test etmek için farklı ilişki miktarları ve örneklem büyüklüklerinde 50.000 tane $R \times R$ boyutlu tablo üretilmiş, üretilen tablolar için ağırlıklı kappa katsayısı ve *DOAE* hesaplanmıştır. Her bir tablo için hesaplanan değerlerin yapılan sınıflandırmaya uyup uymadığı incelenmiş ve buna göre doğru sınıflandırma oranları hesaplanmıştır. Farklı tablo boyutu, ilişki miktarları ve örneklem büyüklükleri için hesaplanan doğru sınıflandırma oranları Çizelge 5.37'de özetlenmiştir.

Çizelge 5.37 Farklı tablo boyutu, ilişki miktarları ve örneklem büyüklüklerinde doğru sınıflandırma oranları

R	n	ρ		
		0.20	0.50	0.80
3	50	0,95	0,81	0,71
	100	0,98	0,84	0,73
	200	0,98	0,87	0,74
	500	1,00	0,94	0,63
4	50	0,91	0,85	0,74
	100	0,98	0,92	0,82
	200	0,99	0,96	0,90
	500	1,00	0,99	0,98
5	50	0,80	0,77	0,60 ⁺ (0,76) [*]
	100	0,90	0,89	0,59 (0,83)
	200	0,98	0,96	0,60 (0,91)
	500	1,00	0,99	0,70 (0,99)
6	50	0,83	0,84	0,79
	100	0,93	0,95	0,81
	200	0,99	0,92	0,80
	500	1,00	1,00	0,99

⁺ $\rho = 0,20$ ve $0,50$ için önerilen aralıklardaki sonuçlardır.

^{*} $\rho = 0,80$ için önerilen aralıklardaki sonuçlardır.

Çizelge 5.37 incelendiğinde doğru sınıflandırma oranının 0,63 ile 1,00 arasında değiştiği görülmektedir. Sınıflandırmaların doğru bir biçimde yapıldığı söylenebilir.

6. SAYISAL ÖRNEK ÇÖZÜMLEMELERİ

Bölüm 2.2.3'te verilen ağırlık eşitlikleri, 3×3 ve 4×4 olan tabloların her bir gözesi için hesaplanmıştır. Sonuçları Çizelge 6.1 ve 6.2'de özetlenmiştir.

Çizelge 6.1 3×3 tablolarında hesaplanan ağırlıklar

Göze	Ağırlıklar								
	DA	KA	KUFA	ÜUFA	BA	DaA	OA	SA	RA
11	1,00	1,00	1,000	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
12	0,50	0,75	0,996	0,94	0,67	0,00	0,56	0,67	0,29
13	0,00	0,00	0,980	0,79	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
21	0,50	0,75	0,996	0,94	0,67	0,00	0,56	0,67	0,29
22	1,00	1,00	1,000	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
23	0,50	0,75	0,996	0,94	0,67	0,00	0,84	0,67	0,29
31	0,00	0,00	0,980	0,79	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
32	0,50	0,75	0,996	0,94	0,67	0,00	0,84	0,67	0,29
33	1,00	1,00	1,000	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Çizelge 6.2 4×4 tablolarında hesaplanan ağırlıklar

Göze	Ağırlıklar								
	DA	KA	KUFA	ÜUFA	BA	DaA	OA	SA	RA
11	1,00	1,00	1,000	1,000	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
12	0,66	0,89	0,998	1,005	0,80	0,50	0,69	0,83	0,42
13	0,33	0,56	0,993	1,007	0,50	0,00	0,31	0,50	0,18
14	0,00	0,00	0,985	1,008	0,00	0,50	0,00	0,00	0,00
21	0,66	0,89	0,998	0,985	0,80	0,50	0,69	0,83	0,42
22	1,00	1,00	1,000	1,000	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
23	0,66	0,89	0,998	1,005	0,89	0,50	0,89	0,83	0,42
24	0,33	0,33	0,993	1,007	0,50	0,00	0,69	0,50	0,18
31	0,33	0,56	0,993	0,946	0,50	0,00	0,31	0,50	0,18
32	0,66	0,89	0,998	0,985	0,89	0,50	0,89	0,83	0,42
33	1,00	1,00	1,000	1,000	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
34	0,66	0,89	0,998	1,005	0,80	0,50	0,94	0,83	0,42
41	0,00	0,00	0,985	0,838	0,00	0,50	0,00	0,00	0,00
42	0,33	0,56	0,993	0,946	0,50	0,00	0,69	0,50	0,18
43	0,66	0,89	0,998	0,985	0,80	0,50	0,94	0,83	0,42
44	1,00	1,00	1,000	1,000	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

6.1. Uyum katsayıları karşılaştırmaları

Bu bölümde, farklı araştırmacılar tarafından devamlı olarak incelenen klasik çalışmalardan iki değerlendiriciye sahip sınıflanabilir, iki değerlendiriciye sahip sıralanabilir ve üç değerlendiriciye sahip sıralanabilir tablo örnekleri seçilerek, Bölüm 2’de tanımlanan uyum katsayıları hesaplanarak sonuçları tartışılmıştır.

Örnek 1. Sınıflanabilir ölçeklerde kullanılmak üzere önerilen uyum katsayıları ve uyum modelleri Çizelge 6.3’te yer alan karesel olumsuzluk tablosu kullanılarak tartışılmıştır. Gwet [27] çalışmasında, spinal ağrılardan şikayetçi olan 100 hasta incelenmiştir. Hastalar, gösterdikleri sendrom türüne göre iki klinik tedavi uzmanı tarafından deranjman, disfonksiyonel ve postural sendrom olmak üzere üç düzeyde sınıflandırılmıştır. Bu çalışmada klinik tedavi uzmanları arasındaki uyumun araştırılması amaçlanmıştır.

Çizelge 6.3 Klinik tedavi uzmanları tarafından spinal ağrı değerlendirmeleri

Uzman 1	Uzman 2		
	Deranjman	Disfonksiyonel	Postural
Deranjman	55	10	2
Disfonksiyonel	6	4	10
Postural	2	5	6

Çizelge 6.3’te yer alan tablo için uyum katsayıları ve standart hataları hesaplanmış ve sonuçları Çizelge 6.4’te özetlenmiştir.

Çizelge 6.4 Klinik tedavi uzmanları için hesaplanan uyum katsayıları ve standart hataları

Katsayı	ra	κ	λ	π	κ_{η}	RE	AC_1	α	B_N
Tahmin	0,650	0,322	0,000	0,321	0,475	0,475	0,528	0,401	0,636
S.H.		0,0721		0,0930	0,0719		0,0729	0,0847	

Sonuçlar incelendiğinde uzmanlar arasındaki uyum derecesinin kullanılan katsayıya göre değiştiği söylenebilir. λ katsayısı uyumu en düşük gösterirken, ra ve B_N katsayıları en yüksek uyum miktarına sahiptir. Warrens [32] çalışmasında tanımlanan eşitsizlik ($\kappa \geq \pi \geq \lambda$) hesaplanan katsayılar arasında da gözlenmiştir.

Kappa katsayısı yorumlandığında klinik tedavi uzmanları arasında düşük bir uyum olduğu gözlenebile, diğer katsayılar incelenerek önemli düzeyde bir uyum olduğu söylenebilir. Bu örnek, katsayıların ölçümleri ve yorumlanmaları arasındaki çelişkiyi ortaya koyar.

Örnek 2. Çoklu doku sertleşmesi hastalığının coğrafyaya bağlı olarak farklı dağılıp dağılmadığını araştırmak için hastalık tanısı konulan Winnipeg’den 149 hasta, bağımsız iki nörolog tarafından 4 düzeyde sınıflandırılmıştır. Westlund ve Kurland [84] çalışmasında alınan bu veriler Landis ve Koch [21], Gwet [27], Bangdiwala ve Shankar [85] çalışmalarında yeniden tartışılmıştır.

Sıralanabilir ölçeklerde kullanılmak üzere önerilen uyum katsayıları ve uyum modellerini incelemek için Çizelge 6.5’te yer alan karesel olumsuzluk tablosu incelenmiştir.

Çizelge 6.5 Bağımsız iki değerlendirici tarafından değerlendirilen çoklu doku sertleşmesi hastalarının sınıflandırılması

New Orleans’tan Nörolog	Winnipeg’den Nörolog			
	Kesin	Muhtemel	Mümkün	Yok
Kesin	38	5	0	1
Muhtemel	33	11	3	0
Mümkün	10	14	5	6
Yok	3	7	3	10

İki nörolog için hesaplanan tam uyum 0,429’dır. Düzeylerin sıralı yapısı göz ardı edilerek hesaplanan uyum katsayıları $\kappa = 0,208$, $B_N = 0,272$ ve $AC_1 = 0,258$ olarak bulunmuştur. κ ve AC_1 katsayılarına göre düşük bir uyum gözlenirken, tam uyum incelendiğinde orta düzeyde bir uyum gözlenmiştir.

Çizelge 6.5’te yer alan tablo için sıralanabilir tablolarda kullanılmak üzere, Bölüm 2.2.3’te bahsedilen ve Çizelge 6.2’de hesaplanan ağırlıklar kullanılmıştır. Ağırlıklı uyum katsayıları ve standart hataları Çizelge 6.6’da özetlenmiştir.

Çizelge 6.6 Nörologlar için hesaplanan uyum katsayıları ve standart hataları

Katsayı	Ağırlıklar								
	DA	KA	KUFA	ÜUFA	BA	DaA	OA	SA	RA
κ_w	0,379	0,525	0,524	0,459	0,471	0,278	0,462	0,476	0,294
S.H.	0.0517	0.0600	0.0601	0.0621	0.0563	0.0512	0.0558	0.0567	0.0496
AC_2	0,465	0,622	0,976	0,846	0,563	0,363	0,494	0,572	0,365
S.H.	0.0513	0.0553	0.0080	0.0470	0.0535	0.0559	0.0582	0.0536	0.0516

B_N katsayısının ağırlıklı versiyonu olan $B_N^w = 0,825$ 'dir. Uyum katsayılarının ağırlıklı ve ağırlıksız versiyonları incelendiğinde nörologlar arası uyum dereceleri farklılık göstermektedir.

Ağırlıklı ve ağırlıksız uyum katsayılarındaki farklılığın yanı sıra, kullanılan ağırlığa göre de farklı uyum dereceleri elde edilmektedir. Dairesel ağırlıklı kapa katsayısı uyumu en düşük gösterirken, karesel uzaklık fonksiyonlu ve karesel ağırlıklar kullanılarak hesaplanan kapa katsayısı en yüksek uyuma sahiptir.

Farklı ağırlıklarla hesaplanan AC_2 katsayıları karşılaştırıldığında, karesel uzaklık fonksiyonlu ağırlıklar kullanılarak elde edilen değer diğer tüm değerlere göre çok yüksektir. Bu noktada uyum derecesini şişirme tehlikesi vardır.

Daha önceki çalışmalarda da gösterildiği üzere, karesel ağırlıklı kapa katsayısı doğrusal ağırlıklıdan daha yüksek olarak bulunmuştur.

Örnek 3. 118 rahim kanseri hastası 7 patoloj tarafından içerdikleri lezyonlara göre 5 düzeyde değerlendirilmiştir. Bu veriler ilk olarak Holmquist ve diğerleri [81] çalışmasında tartışılmıştır. Daha sonra Landis ve Koch [86], Becker ve Agresti [14], Saracbası [87] çalışmalarında yeniden incelenmiştir. Tablo çok fazla örneklem sınıfı içerdiği için düzeylerde yeniden sınıflandırmaya gidilmiştir.

Değerlendirmeler, (1) Negatif, (2) Atipikal skuamöz hiperplazi, (3) Karsinoma in situ+Erken stromal invazyolu skuamöz karsinoma+İnvasif karsinoma olmak üzere yapılmıştır [14, 86].

7 patolojdan A, B ve E patolojları seçilmiş uyum katsayıları ve uyum modellerini incelemek için Çizelge 6.7'de yer alan 3 değerlendiriciye sahip karesel olumsuzluk tablosu incelenmiştir.

Çizelge 6.7 118 slaytın 3 patoloğ tarafından sınıflandırılması çalışması

A	B	E		
		1	2	3
1	1	12	10	0
	2	1	1	0
	3	0	2	0
2	1	2	3	0
	2	1	4	2
	3	0	5	9
3	1	0	0	0
	2	0	2	1
	3	0	4	59

Çizelge 6.7'de yer alan karesel olumsuzluk tablosu için çok değerlendiriciye sahip tablolarda kullanılmak üzere hesaplanan uyum katsayıları Çizelge 6.8'de özetlenmiştir.

Çizelge 6.8 Patoloğlar için hesaplanan uyum katsayıları

Sınıflanabilir							
Katsayı	$E.ra$	$E.k$	$E.k_{\eta}$	$L.k$	$H.k$	$F.k$	$R.S$
Tahmin	0,634	0,522	0,590	0,553	0,553	0,549	0,627
Sıralanabilir							
Katsayı	$H.k_w$	$M.k_w$	W				
Tahmin	0,670	0,709	0,645				

Sonuçlar incelendiğinde $L.k$, $H.k$ ve $F.k$ katsayılarının benzer sonuç verdiği görülmüştür. En yüksek uyumu gösteren katsayı Mielke, Berry ve Johnston'un k_w katsayısıdır. Genel olarak sıralanabilir tablolarda kullanılan uyum katsayılarının değerleri, sınıflanabilir tablolarda kullanılan katsayılarından daha fazladır.

Karsinoma in situ dereceleri sıralanabilir olduğu için, hesaplanan katsayılar içinden sıralı yapıyı da dikkate alarak hesaplanan katsayıların kullanılması daha uygundur.

6.2. Örnek Tablo Çözümlenmeleri

Bölüm 5'te gerçekleştirilen benzetim çalışması sonucunda belirlenen uyum katsayısı ve ayırt edilebilirlik derecesi fonksiyon yapıları tahmin denklemleri gerçek veriler üzerinde uygulanmıştır. 2, 3, 4, 5 ve 6 boyutlu karesel olumsuzluk tablosu örnekleri üzerinden gerçek değerler ile tahmin değerleri karşılaştırılmıştır. Uyum katsayısı yorumlama aralıklarına karşı gelen düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecesi yorumları verilmiştir.

Örnek 1. İki değerlendirici arasındaki uyum 2×2 tablo boyutunda incelenmiştir [57].

Değerlendirici 2	Değerlendirici 1		Toplam
	Evet	Hayır	
Evet	21	6	27
Hayır	2	21	23
Toplam	23	27	50

İki değerlendirici arasındaki ilişki miktarı $\hat{\rho} = 0,690$ olarak elde edilmiştir. $\kappa = 0,682$, $AC_1 = 0,680$ ve $DAE = 0,965$ olarak hesaplanmıştır. İki değerlendirici arasında “iyi” bir uyum olduğu ve değerlendiricilerin düzeyleri “iyi” ayırt edebildiği söylenebilir. Çizelge 5.6-5.9'da $n = 50$ için, $\rho = 0,50$ ve $\rho = 0,80$ için yer alan denklemler kullanılarak κ , AC_1 ve DAE tahmin edilmiş, sonuçları Çizelge 6.9'da verilmiştir.

Çizelge 6.9 İki değerlendiricinin değerlendirmeleri için tahmin denklemleri kullanılarak elde edilen sonuçlar

n	ρ	$\hat{\kappa}$	\widehat{DAE}_1	\widehat{AC}_1	\widehat{DAE}_2
50	0,50	0,636	0,979	0,643	0,979
50	0,80	0,670	0,969	0,678	0,969

Örnek 1'deki iki değerlendirici için gözlenen değerden hesaplanan katsayılar ile Çizelge 6.9'da yer alan tahmin değerleri karşılaştırıldığında, $\rho = 0,80$ 'de elde edilen tahmin değerlerinin gözlenen değerlere çok yakın olduğu görülmektedir.

Örnek 2. Prostat kanseri olan 197 hastanın MRI ve patoloji sonuçları karşılaştırılmış ve sonuçlar özetlenmiştir [57].

Patolojik Çalışma			
MRI	İleri derece	Bölgesel	Toplam
İleri derece	51	28	79
Bölgesel	30	88	118
Toplam	81	116	197

MRI ve patoloji sonuçları arasındaki ilişki miktarı $\hat{\rho} = 0,390$ olarak elde edilmiştir. $\kappa = 0,390$, $AC_1 = 0,431$ ve $DAE = 0,809$ olarak hesaplanmıştır. İki sonuç arasında “düşük” bir uyum olduğu ve değerlendiricilerin düzeyleri ayırt edemediği söylenebilir.

Çizelge 5.6-5.9’da $n = 100$ ve $n = 200$ için, $\rho = 0,50$ ’de yer alan denklemler kullanılarak κ , AC_1 ve DAE tahmin edilmiş, sonuçları Çizelge 6.10’da verilmiştir.

Çizelge 6.10 MRI ve patolojik çalışma sonuçları için tahmin denklemleri kullanılarak elde edilen sonuçlar

n	ρ	$\hat{\kappa}$	\widehat{DAE}_1	\widehat{AC}_1	\widehat{DAE}_2
100	0,50	0,386	0,813	0,391	0,841
200	0,50	0,390	0,809	0,392	0,841

Örnek 2’deki MRI ve patoloji sonuçları için gözlenen değerden hesaplanan katsayılar ile Çizelge 6.10’da yer alan tahmin değerleri karşılaştırıldığında ise $n = 200$ ’de elde edilen kapa katsayısının tahmini ile kapa katsayısı kullanılarak tahmin edilen DAE_1 tahmin değerlerinin gözlenen değerlere eşit olduğu görülmektedir.

AC_1 katsayısı tahmini ile AC_1 katsayısı kullanılarak tahmin edilen DAE_2 tahmin değerlerinin ise gözlenen değerlerden uzaklaştığı görülmektedir.

Örnek 3. İki psikiyatrist, 127 hastanın depresyon düzeylerini 3 düzeyde sınıflandırmış ve sonuçlar verilmiştir [24].

		Psikiyatrist 2			
Psikiyatrist 1		1	2	3	Toplam
1		11	2	19	32
2		1	3	3	7
3		0	8	82	90
Toplam		12	13	104	129

İki psikiyatristin kararları arasındaki ilişki miktarı $\hat{\rho} = 0,469$ olarak elde edilmiştir. $\kappa_w = 0,402$, $AC_2 = 0,689$ ve $DOAE = 0,902$ olarak hesaplanmıştır. İki psikiyatrist arasında “düşük” bir uyum olduğu ve psikiyatristlerin düzeyleri “orta” derecede ayırt edebildiği söylenebilir.

Çizelge 5.16-5.23'te $n = 100$ ve $\rho = 0,50$ için elde edilen denklemler kullanılarak κ_w , AC_2 ve $DOAE$ derecesi tahmin edilmiş, sonuçları Çizelge 6.11'de verilmiştir.

Çizelge 6.11 İki psikiyatristin değerlendirmeleri için tahmin denklemleri kullanılarak elde edilen sonuçlar

n	ρ	$\hat{\kappa}_w$	\widehat{DOAE}_1	\widehat{AC}_2	\widehat{DOAE}_2
100	0,50	0,370	0,903	0,844	0,470

Örnek 3'te yer alan iki psikiyatrist için gözlenen değerden hesaplanan katsayılar ile Çizelge 6.11'de yer alan tahmin değerleri karşılaştırıldığında, elde edilen $DOAE_1$ tahmin değerlerinin gözlenen değerle aynı olduğu, κ_w tahmin değerinin yakın olduğu, fakat AC_2 ve $DOAE_2$ değerlerinin gerçek değerlerden uzaklaştığı görülmektedir.

Örnek 4. İki travma cerrahı ve iki radyolog 60 hastayı incelemiş, 4 düzeyden birine atamışlardır [88].

		Radyolog				
Cerrah		0	1	2	3	Toplam
0		3	15	1	2	21
1		1	11	13	1	26
2		1	5	4	2	12
3		0	0	1	0	1
Toplam		5	31	9	5	60

Doktorların kararları arasındaki ilişki miktarı $\hat{\rho} = 0,316$ olarak elde edilmiştir. $\kappa_w = 0,108$, $AC_2 = 0,442$ ve $DOAE = 0,375$ olarak hesaplanmıştır. Radyolog ve cerrah kararları arasında zayıf bir uyum olduğu ve düzeyleri ayırt edemedikleri söylenebilir.

Çizelge 5.16-5.23'te $n = 50$ için $\rho = 0,20$ ve $\rho = 0,50$ için elde edilen denklemler kullanılarak κ_w , AC_2 ve $DOAE$ derecesi tahmin edilmiş, sonuçları Çizelge 6.12'de verilmiştir.

Çizelge 6.12 Radyologlar ve travma cerrahlarının değerlendirmeleri için tahmin denklemleri kullanılarak elde edilen sonuçlar

n	ρ	$\hat{\kappa}_w$	\widehat{DOAE}_1	\widehat{AC}_2	\widehat{DOAE}_2
50	0,20	0,119	0,476	0,404	0,501
50	0,50	0,255	0,458	0,482	0,465

Örnek 4'deki iki doktorun kararları için gözlenen değerden hesaplanan katsayılar ile Çizelge 6.12'de yer alan tahmin değerleri karşılaştırıldığında elde edilen tahmin değerlerinin gözlenen değerlerden daha yüksek çıktığı görülmektedir.

Örnek 5. Terry ve diğerleri [89] tarafından yapılan kolonoskopi tabanlı vaka-kontrol çalışmasında 190 tane ileri düzeyde olan ve olmayan adenoma vakası slaytlar halinde, gerçek tanısı bilinmeden, bir patoloğa gösterilerek sınıflandırılmıştır. 10 yıllık bir süre sonunda hastalar tekrar sınıflandırılmıştır.

1998						
1988	1	2	3	4	5	Toplam
1	8	13	4	1	1	27
2	9	16	12	2	0	39
3	1	13	8	1	1	24
4	2	19	12	9	6	48
5	2	6	11	6	27	52
Toplam	22	67	47	19	35	190

Patoloğun iki yılda verdiği kararları arasındaki ilişki miktarı $\hat{\rho} = 0,546$ olarak elde edilmiştir. $\kappa_w = 0,379$, $AC_2 = 0,399$ ve $DOAE = 0,465$ olarak hesaplanmıştır. Patoloğun iki farklı yıldaki değerlendirmeleri arasında "düşük" bir uyum olduğu ve düzeyleri ayırt edemediği söylenebilir.

Çizelge 5.16-5.23'te $n = 200$ ve $\rho = 0,50$ için elde edilen denklemler kullanılarak κ_w , AC_2 ve $DOAE$ derecesi tahmin edilmiş, sonuçları Çizelge 6.13'te verilmiştir.

Çizelge 6.13 Patoloğun iki farklı yıldaki değerlendirmeleri için tahmin denklemleri kullanılarak elde edilen sonuçlar

n	ρ	$\hat{\kappa}_w$	\widehat{DOAE}_1	\widehat{AC}_2	\widehat{DOAE}_2
200	0,50	0,295	0,512	0,542	0,391

Örnek 5'deki bir doktorun iki farklı yıldaki kararları için gözlenen değerlerden hesaplanan katsayılar ile Çizelge 6.13'te yer alan tahmin değerleri karşılaştırıldığında elde edilen $DOAE_1$ tahmin değerlerinin gözlenen değerine yakın olduğu, κ_w ve $DOAE_2$ tahmin değerlerinin daha düşük olduğu, fakat AC_2 değerinin ise gözlenen değerlerden daha yüksek çıktığı görülmektedir.

$DOAE$ derecesi yorumlandığında patalogun düzeyleri ayırt edemediği sonucuna varılmıştır. Komşu düzeyler için hesaplanan DAE dereceleri, ayırt edilemeyen düzeyler hakkında bilgi verir.

Örnek 5'te yer alan çalışmada komşu düzeylerin DAE dereceleri:

$$DAE_{12} = 0,086 \quad DAE_{23} = 0,169 \quad DAE_{34} = 0,768 \quad DAE_{45} = 0,838$$

1-2 ve 2-3 düzeylerinin ayırt edilebilirliğinin "zayıf", 3-4 düzeylerinin ayırt edilebilirliğinin "düşük", 4-5 düzeylerinin ayırt edilebilirliğinin ise "orta" olduğu söylenebilir. Bu durumda düzeylerde birleştirme yapılarak düzeylerin ayırt edilememe problemine bir çözüm getirilebilir. Düşük olan ayırt edilebilirlik dereceleri dikkate alınarak üç farklı birleştirme önerilmiş, elde edilen üç farklı sıklık tablosundan yararlanarak aşağıdaki sonuçlar hesaplanmıştır.

Birleştirme 1: (1+2), (3), (4), (5)

	$DAE_{1+2,3}$	DAE_{34}	DAE_{45}	κ_w
Tahmin	0,391	0,833	0,852	0,403
Yorum	Zayıf	Orta	Orta	Düşük

Birleştirme 2: (1), (2+3), (4), (5)

	$DAE_{1,2+3}$	$DAE_{2+3,4}$	DAE_{45}	κ_w
Tahmin	0,566	0,789	0,852	0,403
Yorum	Düşük	Düşük	Orta	Düşük

Birleştirme 3: (1+2+3), (4), (5)

	$DAE_{1+2+3,4}$	DAE_{45}	κ_w
Tahmin	0,825	0,852	0,448
Yorum	Orta	Orta	Orta

Yapılan her üç birleştirme de komşu düzeyler için hesaplanan ayırt edilebilirlik derecelerinin artmasına sebep olmuş olsa da sadece (1+2+3) birleştirmesi ile ayırt edilebilirlik derecesinin “düşük” düzeyden “orta” düzeye yükselmesi sağlanmıştır. Aynı şekilde, yapılan (1+2+3) birleştirmesi ile uyum “düşük” düzeyden “orta” düzeye yükselmiştir.

Örnek 6. 2001 yılında, kadınların yüzlerinde meydana gelen yaşlanma belirtilerini sınıflandırabilmek için fotografik ölçekleme kullanılmaya başlanmıştır. Valet ve diğerleri [10] çalışmasında bir dermatoloğun iki farklı zamanda, nazolabial kıvrım ölçülerini kullanarak yaptığı değerlendirmeler, 6×6 boyutlu olumsuzluk tablosu olarak oluşturulmuştur.

		Zaman 2						
Zaman 1	1	2	3	4	5	6	Toplam	
1	31	5	1	0	0	0	37	
2	0	11	5	1	1	0	18	
3	0	3	4	9	0	0	16	
3	0	1	2	17	6	0	26	
5	1	1	0	3	19	4	28	
6	0	0	0	0	2	11	13	
Toplam	31	21	12	30	28	15	138	

İki farklı zaman noktasındaki kararlar arasındaki ilişki miktarı $\hat{\rho} = 0,903$ olarak elde edilmiştir. $\kappa_w = 0,797$, $AC_2 = 0,802$ ve $DOAE = 0,840$ olarak hesaplanmıştır. Dermatoloğun iki farklı zamandaki kararları arasında “iyi” bir uyum olduğu ve düzeylerin “iyi” ayırt edebildiği söylenebilir.

Çizelge 5.16-5.23'te $n = 100$ ve $\rho = 0,80$ için elde edilen denklemler kullanılarak κ_w , AC_2 ve $DOAE$ derecesi tahmin edilmiş, sonuçları Çizelge 6.14'te verilmiştir.

Çizelge 6.14 Dermatoloğun iki farklı zamandaki değerlendirmeleri için tahmin denklemleri kullanılarak elde edilen sonuçlar

n	ρ	$\hat{\kappa}_w$	\widehat{DOAE}_1	\widehat{AC}_2	\widehat{DOAE}_2
100	0,80	0,519	0,673	0,521	0,724

Örnek 6'daki bir iki farklı yıldaki kararlar için gözlenen değerden hesaplanan katsayılar ile Çizelge 6.14'te yer alan tahmin değerleri karşılaştırıldığında elde edilen tahmin değerlerinin gözlenen değere göre daha düşük olduğu görülmektedir. $DOAE_1$ ve $DOAE_2$ tahmin değerleri karşılaştırıldığında, $DOAE_2$ tahmin değerinin gözlenen değere daha yakın bulunduğu gözlenmiştir.

Dermatoloğun değerlendirmeleri dikkate alındığında $DAE_{12} = 0,992$, $DAE_{23} = 0,628$, $DAE_{34} = 0,698$, $DAE_{45} = 0,933$ ve $DAE_{45} = 0,950$ olarak hesaplanmaktadır. 1-2 düzeylerinin ayırt edilebilirliğinin “çok iyi”, 2-3 ve 3-4 düzeylerinin ayırt edilebilirliğinin “düşük”, 4-5 ve 5-6 düzeylerinin ayırt edilebilirliğinin ise “iyi” olduğu söylenebilir.

Örnek 7. 159 çocuk, “geşalt” izlenimleri bakımından iki değerlendirici tarafından önce ön incelemeye alınmış, daha sonra daha detaylı olarak incelenmiş, değerlendirme sonuçları Çizelge 6.15-6.17'de özetlenmiştir [90].

Çizelge 6.15 İki değerlendiricinin çocuğu dış görünüş olarak klinik incelenmesi sonucunda acil “geşalt” izlenimleri

Değerlendirici 1	Değerlendirici 2			Toplam
	Gözlenmedi	Belirsiz	Gözlendi	
Gözlenmedi	94	11	13	118
Belirsiz	12	0	2	14
Gözlendi	14	5	8	27
Toplam	120	16	23	159

Çizelge 6.16 Birinci değerlendiricinin, çocuğu dış görünüş olarak ve detaylı klinik incelenmesi sonucunda acil “geştalt” izlenimi

Detaylı İnceleme				
Dış Görünüş	Gözlenmedi	Belirsiz	Gözlendi	Toplam
Gözlenmedi	113	3	2	118
Belirsiz	8	4	2	14
Gözlendi	2	2	23	27
Toplam	123	9	27	159

Çizelge 6.17 İkinci değerlendiricinin, çocuğu dış görünüş olarak ve detaylı klinik incelenmesi sonucunda acil “geştalt” izlenimi

Detaylı İnceleme				
Dış Görünüş	Gözlenmedi	Belirsiz	Gözlendi	Toplam
Gözlenmedi	113	3	4	120
Belirsiz	9	5	2	16
Gözlendi	3	0	20	23
Toplam	123	8	26	159

Çizelge 6.15-6.17’de yer alan karesel olumsuzluk tabloları için, ilişki katsayısı, uyum katsayıları, ortak ayırt edilebilirlik ve düzeltilmiş ortak ayırt edilebilirlik katsayıları hesaplanmış, sonuçlar Çizelge 6.18’de, Çizelge 5.16-5.23 kullanılarak elde edilen tahmin değerleri Çizelge 6.19’da verilmiştir.

Çizelge 6.18 Çizelge 6.15-6.17 için hesaplanan ilişki katsayısı, uyum katsayıları, *OAE* ve *DOAE* derecelerinin sonuçları

Çizelge No.	ρ	κ_w	AC_2	<i>OAE</i>	<i>DOAE</i>
6.15	0,197	0,177	0,601	-2,138	0,681
6.16	0,794	0,777	0,893	0,952	0,952
6.17	0,708	0,714	0,871	0,968	0,968

Çizelge 6.19 Çizelge 6.15-6.17 için tahmin denklemleri kullanılarak elde edilen sonuçlar

Çizelge No.	ρ	n	$\hat{\kappa}_w$	\widehat{AC}_2	\widehat{DOAE}_1	\widehat{DOAE}_2
6.15	0,20	100	0,126	0,804	0,700	0,387
		200	0,130	0,828	0,710	0,496
6.16	0,80	100	0,523	0,892	0,993	0,934
		200	0,511	0,894	0,993	0,950
6.17	0,80	100	0,589	0,907	0,985	0,912
		200	0,576	0,909	0,987	0,931

Çizelge 6.19 incelendiğinde kararlar arası uyumun sırasıyla “zayıf”, “iyi” ve “iyi” olduğu, düzeylerin ayırt edilebilirliğinin ise sırasıyla “düşük”, “iyi” ve “iyi” olduğu söylenebilir.

Çizelge 6.18’de yer alan değerler ile Çizelge 6.19’da yer alan tahmin değerleri karşılaştırılmıştır. Çizelge 6.15’de yer alan İki değerlendiricinin çocuğu dış görünüş olarak klinik incelenmesi sonucunda acil “geşalt” izlenimleri için, $DOAE_1$ tahmin değerlerinin gözlenen değerle aynı olduğu, κ_w tahmin değerinin yakın olduğu, fakat AC_2 ve $DOAE_2$ değerlerinin gerçek değerlerden uzaklaştığı görülmektedir.

Çizelge 6.16 ve 6.17’de yer alan birinci ve ikinci değerlendiricinin, çocuğu dış görünüş olarak ve detaylı klinik incelenmesi sonucunda acil “geşalt” izlenimleri için karşılaştırma yapıldığında, κ_w ’nin gerçek değerine göre daha yüksek tahmin edildiği, AC_2 , $DOAE_1$ ve $DOAE_2$ tahminlerinin ise yakın olduğu görülmektedir. $DOAE_1$ ve $DOAE_2$ tahminleri karşılaştırıldığında ise, Çizelge 6.16 için $DOAE_2$ tahminlerinin, Çizelge 6.17 için $DOAE_1$ tahminlerinin gözlenen değerlere daha yakın olduğu görülmektedir.

7. SONUÇLAR VE ÖNERİLER

Karesel olumsuzluk tablo çözümlenmeleri sağlık arařtırmalarında, sosyolojik çalıřmalarda, bireylerin davranıřlarının incelendiđi çalıřmalarda yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu tür tablolarda ilk olarak satır ve sütun deđiřkenleri arasındaki uyum arařtırılmak istenir. Uyum arařtırılması ise uyum katsayıları ve uyum modelleri yardımıyla yapılabilmektedir. Deđiřkenin türüne ve deđerlendirici sayısına bađlı olarak farklı uyum katsayıları kullanılması gerekmektedir.

Karesel olumsuzluk tablolarında deđerlendiricilerin deđerlendirmelerini birbirinden bađımsız olarak yapması istenir. Her ne kadar pratikte uygulansa bile, sıralanabilir karesel olumsuzluk tablolarının yapısından kaynaklı olarak deđerlendiriciler arasında iliřki de ortaya çıkar. Bu nedenle deđerlendiriciler arası uyum, düzeylerin ayırt edilebilir olmasına ve deđerlendiriciler arasındaki marjinal homojenliđe bađlıdır.

Düzeylerin ayırt edilebilirliđi kavramını incelemek için ayırt edilebilirlik derecesi önerilmiřtir [13]. Fakat uygulamalarda bu katsayının belirlenen tanım aralıđı dıřında da elde edilmesi, yorumlanması ile ilgili belirsizlik problemleri ortaya çıkmaktadır.

Bu tez çalıřmasında, ayırt edilebilirlik derecesinin tanım aralıđı dıřında deđer alması problemini ortadan kaldırmak amacıyla düzeltilmiř ayırt edilebilirlik derecesi önerilmiřtir. Tanım aralıđı dıřında deđer alma problemi düzey çiftleri için hesaplanan ayırt edilebilirlik derecelerinin ortalaması olan ortak ayırt edilebilirlik derecesini de etkileyeceđi için ortak ayırt edilebilirlik derecesi için de düzeltme yapılması gerekmektedir. Bu nedenle düzeltilmiř ortak ayırt edilebilirlik derecesi önerilmiřtir.

Bu tez çalıřmasında, ayırt edilebilirlik ve düzeltilmiř ayırt edilebilirlik derecelerini, ortak ayırt edilebilirlik ve düzeltilmiř ortak ayırt edilebilirlik derecelerini karřılařtırmak amacıyla benzetim çalıřması yapılmıřtır. Benzetim çalıřması planı:

Düzeş sayısı	İliřki katsayısı (ρ)	Örneşlem büyüklüđu (n)	Düzen sayısı
2	0,20, 0,50, 0,80	30, 50, 70, 100, 300	15
3, 4, 5, 6	0,20, 0,50, 0,80	50, 100, 200, 500	48

Benzetim çalışması yapılırken literatürde yer alan birçok uyum katsayısı içinden, en çok kullanılan kappa ve ağırlıklı kappa katsayıları ile bu katsayılara alternatif olarak önerilen en güncel katsayılar olan AC_1 ve AC_2 katsayıları tercih edilmiştir.

Farklı yapılarda oluşturulan tablolarda ayırt edilebilirlik ve düzeltilmiş ayırt edilebilirlik derecelerinin negatif değerleri ile karşılaşılmıştır. Farklı tablo boyutları ve ilişki miktarlarında negatif ayırt edilebilirlik ve ortak ayırt edilebilirlik dereceleri ile karşılaştırılmıştır. Katsayı üzerinde yapılan düzeltmenin gerekliliği benzetim çalışmasıyla ortaya konulmuştur.

Bu tez çalışmasının diğer bir amacı da, uyum ve ayırt edilebilirlik derecesi kavramlarını ilişki, değişken düzey sayısı ve örneklem büyüklüğü bakımından incelemektir. Yapılan benzetim çalışması sonucunda, 2×2 tablolarında düşük ilişki varlığında, ayırt edilebilirlik derecesinin örneklem büyüklüğü arttıkça azaldığı görülmüştür. Orta ve yüksek düzeyde ilişki varlığında ise ayırt edilebilirlik derecesinin örneklem büyüklüğünden etkilenmediği görülmüştür. $R \times R$ tablolarında düşük ilişki varlığında, ayırt edilebilirlik derecesinin örneklem büyüklüğü arttıkça azalmaktadır. Orta ve yüksek düzeyde ilişki varlığında $n > 50$ iken ayırt edilebilirlik derecesinin örneklem büyüklüğünden etkilenmediği gözlenmiştir. Orta ve yüksek ilişki varlığında düzey sayısı arttıkça ayırt edilebilirlik derecesi azalmaktadır. Yüksek ilişkili tablolarda ise 3×3 tablolar en yüksek ayırt edilebilirliğe sahipken, 6×6 tablolar en düşük ayırt edilebilirlik derecesine sahiptir. Bunun sebebi, düzey sayısı arttıkça değerlendiricinin karar vermekte zorlaması ya da daha fazla düzey oluştururken düzeyler arasındaki farkın azalmasıdır.

İlişki miktarı ve değişkenin düzey sayısı arttıkça tüm uyum katsayılarının da arttığı, örneklem büyüklüğündeki artıştan ise etkilenmediği söylenebilir. 2×2 tablolarda incelenen kappa ve AC_1 katsayıları karşılaştırıldığında, AC_1 katsayısının kappa katsayısına göre uyumu daha yüksek gösterdiği söylenebilir. Sıralanabilir değişkenli tablo yapıları için hesaplanan ağırlıklı kappa ve AC_2 katsayıları karşılaştırıldığında ise, AC_2 katsayısının uyumu daha yüksek gösterdiği gözlenmiştir.

Kappa katsayısı ve ayırt edilebilirlik derecesi beraber incelendiğinde, uyum miktarı arttıkça ayırt edilebilirlik derecesinin de arttığı gözlenmiştir. Uyum katsayısı ile ayırt edilebilirlik derecesi arasındaki bağıntı 5. dereceden denklem ile tanımlanmıştır.

İlişki miktarlarına göre uyum katsayılarının ortanca değerleri Altman [50] çalışmasında önerilen tanım aralıklarında incelenmiş, farklı tablo boyutlarında ayırt edilebilirlik derecesi kullanarak uyumu derecesini yorumlayabilmek için aralıklar aşağıdaki gibi belirlenmiştir.

Düzyey Sayısı	Kappa	DAE/DOAE	Yorum
2	0,81-1,00	>0,99	Çok iyi
	0,61-0,80	0,94-0,99	İyi
	0,41-0,60	0,82-0,93	Orta
	0,21-0,40	0,57-0,81	Düşük
	<0,20	0,00-0,56	Zayıf
3	≥0,51	≥0,95	İyi
	0,31-0,50	0,85-0,94	Orta
	≤0,30	≤0,84	Düşük
4	≥0,71	≥0,94	İyi
	0,51-0,70	0,71-0,93	Orta
	≤0,50	≤0,70	Düşük
5 ($\rho = 0,20; 0,50$)	≥0,81	≥0,96	İyi
	0,51-0,80	0,67-0,95	Orta
	≤0,50	≤0,66	Düşük
5 ($\rho = 0,80$)	≥0,81	≥0,96	Çok iyi
	0,71-0,80	0,83-0,95	İyi
	0,41-0,70	0,46-0,82	Orta
	≤0,40	≤0,45	Düşük
6	>0,60	>0,70	İyi
	≤0,60	≤0,70	Düşük

Önerilen sınıflandırmalar kullanılarak ayırt edilebilirlik derecesini yorumlama imkanı ortaya çıkmıştır. Ayırt edilebilirlik derecesi için “düşük” tanımlaması yapılan durumlarda, düzeyleri ayırt edebilmenin zor olduğu söylenebilir. Bu sorununun sebebi düzeylerin ayırt edilemez olması ya da değerlendiricinin tecrübesiz olması olabilir. Değerlendiricinin tecrübesine ve kararlarına güvenildiği durumda, düzeylerle ilgili bir problem olduğu gerçeği ortaya çıkmaktadır. Bu sorunu ortadan kaldırmak için düzeylerde birleştirme yapma yoluna gidilebilir.

Tez çalışmasında her ne kadar sıralanabilir tablolar üzerinde tartışmalar yapılmış olsa da, ayırt edilebilirlik derecesi sınıflanabilir tablolarda da kullanılabilir. Sınıflanabilir karesel olumsuzluk tablolarında düzeylerin birleştirilmesinin mantıklı olmadığı durumlar ortaya çıkabilir. Bu durumda yeniden sınıflandırma yapılarak çalışmanın tekrarı önerilmektedir. Sıralı yapıdan kaynaklı olarak, sıralanabilir tablolarda böyle bir problemle daha az karşılaşılır.

Yapılan sınıflandırmalar aynı zamanda ayırt edilebilirlik derecesi kullanılarak uyumun da yorumlanmasına imkan vermektedir. Çalışmalarda uyum katsayıları ve ayırt edilebilirlik derecesinin hesaplanarak, beraber yorumlanması önerilir. Bu nedenle tez çalışmasında benzetim çalışması sonucunda belirlenen fonksiyonel bağıntının yapısına bağlı olarak tahmin edilen uyum katsayısı ve ayırt edilebilirlik derecesi ortak tabloları geliştirilmiştir. 2×2 tablolarında kapa katsayısına göre ve düzeltilmiş ayırt edilebilirlik dereceleri dağılımı Çizelge 7.1'de verilmiştir. İki den fazla düzeye sahip sıralanabilir yapıdaki tablolarda doğrusal ağırlıklı kapa katsayısı değerlerine göre düzeltilmiş ortak ayırt edilebilirlik dereceleri dağılımı Çizelge 7.2-7.5'te verilmiştir.

Yapılan sınıflandırmalar aynı zamanda ayırt edilebilirlik derecesi kullanılarak uyumun da yorumlanmasına imkan vermektedir. Yine de çalışmalarda uyum katsayıları ve ayırt edilebilirlik derecesinin hesaplanarak, beraber yorumlanması önerilir.

Genel olarak, uyum ve ayırt edilebilirlik derecelerinin tablo boyutundan etkilendiği söylenebilir. Düzey sayısı 5 ve üzeri olduğu durumda, değerlendiricinin düzeyleri ayırt edebilme yeteneğinin zayıfladığı, bu nedenle uyum miktarının da bundan etkilendiği söylenebilir. Çalışmalarda fazla düzeylerden kaçınılması, eğer fazla düzeyle çalışılmışsa bu durumda düzey birleştirmesi ile daha az boyuta gidilmesi önerilir.

Çizelge 7.1 2×2 tablolarında kappa katsayısı değerlerine göre *DAE* derecelerinin dağılımı

κ	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09	
$n = 30$	0,0	0,02	0,06	0,09	0,13	0,16	0,20	0,23	0,26	0,29	0,32
	0,1	0,35	0,38	0,40	0,43	0,45	0,47	0,50	0,52	0,54	0,56
	0,2	0,58	0,60	0,61	0,63	0,65	0,66	0,68	0,69	0,71	0,72
	0,3	0,73	0,75	0,76	0,77	0,78	0,79	0,80	0,81	0,82	0,83
	0,4	0,84	0,85	0,85	0,86	0,87	0,87	0,88	0,89	0,89	0,90
	0,5	0,90	0,91	0,91	0,92	0,92	0,93	0,93	0,94	0,94	0,94
	0,6	0,95	0,95	0,95	0,96	0,96	0,96	0,96	0,97	0,97	0,97
	0,7	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99
	0,8	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00
	0,9	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
$n = 50$	κ	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0	0,01	0,05	0,09	0,12	0,16	0,19	0,23	0,26	0,29	0,31
	0,1	0,34	0,37	0,39	0,42	0,44	0,47	0,49	0,51	0,53	0,55
	0,2	0,57	0,59	0,60	0,62	0,64	0,65	0,67	0,68	0,70	0,71
	0,3	0,72	0,74	0,75	0,76	0,77	0,78	0,79	0,80	0,81	0,82
	0,4	0,83	0,84	0,84	0,85	0,86	0,87	0,87	0,88	0,89	0,89
	0,5	0,90	0,90	0,91	0,92	0,92	0,93	0,93	0,94	0,94	0,95
	0,6	0,95	0,96	0,96	0,97	0,96	0,96	0,97	0,97	0,97	0,98
	0,7	0,98	0,98	0,99	0,99	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99
	0,8	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00
0,9	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	
$n = 70$	κ	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0	0,01	0,05	0,09	0,12	0,16	0,19	0,22	0,25	0,28	0,31
	0,1	0,34	0,36	0,40	0,43	0,45	0,47	0,49	0,51	0,53	0,55
	0,2	0,57	0,59	0,60	0,62	0,64	0,65	0,67	0,68	0,69	0,71
	0,3	0,72	0,73	0,74	0,76	0,77	0,78	0,79	0,80	0,81	0,82
	0,4	0,82	0,83	0,84	0,85	0,86	0,86	0,87	0,88	0,89	0,89
	0,5	0,90	0,91	0,91	0,92	0,92	0,93	0,94	0,94	0,95	0,96
	0,6	0,96	0,95	0,95	0,96	0,96	0,96	0,97	0,97	0,97	0,98
	0,7	0,98	0,99	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99
	0,8	0,99	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
0,9	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	
$n = 100$	κ	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0	0,01	0,05	0,09	0,12	0,16	0,19	0,22	0,25	0,28	0,31
	0,1	0,34	0,36	0,39	0,41	0,44	0,46	0,48	0,50	0,52	0,54
	0,2	0,56	0,58	0,60	0,62	0,63	0,65	0,66	0,68	0,69	0,70
	0,3	0,72	0,73	0,74	0,75	0,76	0,77	0,78	0,79	0,80	0,81
	0,4	0,82	0,83	0,84	0,85	0,86	0,86	0,87	0,88	0,89	0,89
	0,5	0,90	0,91	0,92	0,92	0,93	0,92	0,93	0,93	0,93	0,94
	0,6	0,94	0,95	0,95	0,96	0,96	0,97	0,97	0,97	0,98	0,98
	0,7	0,99	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99
	0,8	0,99	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
0,9	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	
$n = 300$	κ	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0	0,02	0,06	0,09	0,13	0,16	0,19	0,22	0,25	0,28	0,31
	0,1	0,34	0,36	0,39	0,41	0,43	0,46	0,48	0,50	0,52	0,54
	0,2	0,56	0,58	0,59	0,61	0,63	0,64	0,66	0,67	0,69	0,70
	0,3	0,71	0,73	0,74	0,75	0,76	0,77	0,78	0,79	0,80	0,81
	0,4	0,82	0,83	0,84	0,84	0,85	0,86	0,87	0,87	0,88	0,88
	0,5	0,89	0,90	0,90	0,91	0,91	0,92	0,92	0,93	0,93	0,93
	0,6	0,94	0,94	0,95	0,95	0,95	0,96	0,96	0,96	0,96	0,97
	0,7	0,97	0,97	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99
	0,8	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
0,9	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	

Çizelge 7.2 3×3 tablolarında doğrusal ağırlıklı kappas katsayısı değerlerine göre *DOAE* derecelerinin dağılımı

$n = 50$	κ_w	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0	0,48	0,50	0,52	0,53	0,55	0,56	0,57	0,59	0,60	0,61
	0,1	0,63	0,64	0,65	0,66	0,68	0,69	0,70	0,71	0,72	0,73
	0,2	0,74	0,75	0,76	0,77	0,78	0,79	0,79	0,80	0,81	0,82
	0,3	0,83	0,83	0,84	0,85	0,85	0,86	0,87	0,87	0,88	0,88
	0,4	0,89	0,89	0,90	0,90	0,91	0,91	0,92	0,92	0,92	0,93
	0,5	0,93	0,93	0,94	0,94	0,94	0,94	0,95	0,95	0,95	0,95
	0,6	0,95	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96
	0,7	0,98	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	0,8	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	0,99	0,99	0,99	0,99
0,9	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	
$n = 100$	κ_w	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0	0,39	0,45	0,47	0,49	0,50	0,52	0,54	0,56	0,57	0,59
	0,1	0,60	0,62	0,63	0,65	0,66	0,68	0,69	0,70	0,72	0,73
	0,2	0,74	0,75	0,77	0,78	0,79	0,80	0,81	0,82	0,83	0,84
	0,3	0,84	0,85	0,86	0,87	0,87	0,88	0,88	0,89	0,89	0,90
	0,4	0,90	0,90	0,91	0,91	0,91	0,91	0,91	0,91	0,91	0,94
	0,5	0,94	0,94	0,94	0,94	0,94	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95
	0,6	0,95	0,95	0,95	0,94	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
	0,7	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
	0,8	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
0,9	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	
$n = 200$	κ_w	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0	0,33	0,35	0,36	0,38	0,40	0,43	0,45	0,47	0,50	0,52
	0,1	0,55	0,57	0,59	0,61	0,64	0,66	0,68	0,72	0,73	0,74
	0,2	0,76	0,77	0,78	0,79	0,80	0,81	0,82	0,83	0,84	0,84
	0,3	0,85	0,86	0,87	0,88	0,89	0,90	0,92	0,93	0,90	0,91
	0,4	0,91	0,92	0,92	0,93	0,93	0,93	0,94	0,94	0,94	0,94
	0,5	0,95	0,95	0,95	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,97	0,97
	0,6	0,97	0,97	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
	0,7	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	1,00
	0,8	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
0,9	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	
$n = 500$	κ_w	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0	0,16	0,23	0,26	0,29	0,32	0,36	0,40	0,43	0,47	0,50
	0,1	0,53	0,56	0,59	0,61	0,64	0,66	0,68	0,70	0,71	0,73
	0,2	0,74	0,76	0,77	0,78	0,78	0,81	0,82	0,83	0,83	0,84
	0,3	0,86	0,87	0,87	0,88	0,89	0,89	0,90	0,90	0,91	0,91
	0,4	0,92	0,92	0,93	0,94	0,94	0,94	0,94	0,94	0,95	0,95
	0,5	0,95	0,95	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,97	0,97	0,97
	0,6	0,97	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,99
	0,7	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	0,8	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
0,9	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	

Çizelge 7.3 4×4 tablolarında doğrusal ağırlıklı kapp katsayısı değerlerine göre *DOAE* derecelerinin dağılımı

$n = 50$	κ_w	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0		0,47	0,47	0,47	0,47	0,47	0,47	0,47	0,47	0,47
	0,1	0,47	0,48	0,48	0,47	0,47	0,47	0,46	0,47	0,47	0,47
	0,2	0,47	0,48	0,48	0,48	0,49	0,50	0,50	0,51	0,51	0,52
	0,3	0,53	0,54	0,55	0,56	0,57	0,57	0,58	0,59	0,61	0,62
	0,4	0,63	0,64	0,65	0,66	0,67	0,68	0,69	0,71	0,72	0,73
	0,5	0,72	0,73	0,74	0,75	0,77	0,78	0,79	0,80	0,81	0,83
	0,6	0,84	0,85	0,86	0,87	0,88	0,89	0,90	0,91	0,92	0,90
	0,7	0,91	0,91	0,92	0,92	0,93	0,93	0,93	0,94	0,94	0,94
	0,8	0,94	0,94								
	0,9										
$n = 100$	κ_w	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40
	0,1	0,40	0,41	0,40	0,40	0,40	0,40	0,41	0,41	0,42	0,42
	0,2	0,43	0,44	0,45	0,46	0,47	0,48	0,49	0,50	0,45	0,47
	0,3	0,49	0,50	0,52	0,54	0,55	0,57	0,58	0,60	0,62	0,63
	0,4	0,60	0,62	0,63	0,65	0,66	0,68	0,69	0,71	0,72	0,73
	0,5	0,74	0,76	0,77	0,78	0,79	0,80	0,81	0,81	0,82	0,83
	0,6	0,84	0,85	0,86	0,87	0,88	0,89	0,89	0,90	0,91	0,91
	0,7	0,92	0,93	0,93	0,94	0,94	0,95	0,95	0,95	0,96	0,96
	0,8										
	0,9										
$n = 200$	κ_w	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32
	0,1	0,33	0,34	0,34	0,32	0,33	0,34	0,34	0,35	0,36	0,38
	0,2	0,39	0,40	0,41	0,43	0,44	0,46	0,47	0,49	0,50	0,51
	0,3	0,53	0,50	0,52	0,54	0,55	0,57	0,59	0,61	0,62	0,60
	0,4	0,62	0,64	0,65	0,67	0,68	0,69	0,71	0,72	0,73	0,74
	0,5	0,74	0,76	0,77	0,78	0,79	0,80	0,82	0,83	0,84	0,85
	0,6	0,86	0,86	0,87	0,88	0,89	0,89	0,90	0,91	0,91	0,92
	0,7	0,92	0,93	0,93	0,94						
	0,8										
	0,9										
$n = 500$	κ_w	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0						0,22	0,22	0,22	0,23	0,24
	0,1	0,25	0,26	0,28	0,29	0,31	0,33	0,35	0,37	0,30	0,32
	0,2	0,35	0,37	0,39	0,41	0,42	0,38	0,41	0,43	0,45	0,47
	0,3	0,49	0,51	0,53	0,55	0,57	0,59	0,61	0,63	0,64	0,66
	0,4	0,67	0,69	0,70	0,72	0,70	0,69	0,70	0,72	0,73	0,74
	0,5	0,76	0,77	0,78	0,79	0,80	0,81	0,82	0,83	0,84	0,85
	0,6	0,86	0,87	0,88	0,89	0,89	0,90	0,91			
	0,7										
	0,8										
	0,9										

Çizelge 7.4 5×5 tablolarında doğrusal ağırlıklı kappa katsayısı değerlerine göre *DOAE* derecelerinin dağılımı

	κ_w	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
$n = 50$	0,0	0,53	0,53	0,53	0,53	0,53	0,53	0,53	0,53	0,53	0,53
	0,1	0,53	0,53	0,53	0,53	0,53	0,53	0,54	0,53	0,53	0,53
	0,2	0,53	0,53	0,53	0,53	0,53	0,54	0,54	0,54	0,54	0,54
	0,3	0,55	0,55	0,55	0,56	0,56	0,56	0,57	0,57	0,58	0,58
	0,4	0,58	0,59	0,59	0,60	0,61	0,61	0,62	0,62	0,63	0,64
	0,5	0,64	0,65	0,66	0,67	0,68	0,68	0,68	0,69	0,70	0,71
	0,6	0,72	0,73	0,74	0,75	0,77	0,78	0,79	0,77	0,78	0,79
	0,7	0,81	0,82	0,83	0,85	0,86	0,87	0,89	0,90	0,92	0,93
	0,8	0,95	0,96	0,98	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	0,9	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
$n = 100$	κ_w	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0	0,48	0,48	0,48	0,48	0,48	0,48	0,48	0,48	0,48	0,48
	0,1	0,48	0,48	0,48	0,47	0,47	0,47	0,47	0,47	0,47	0,48
	0,2	0,48	0,48	0,48	0,49	0,49	0,50	0,50	0,51	0,51	0,52
	0,3	0,51	0,51	0,52	0,52	0,53	0,53	0,53	0,54	0,54	0,55
	0,4	0,55	0,53	0,54	0,55	0,56	0,57	0,58	0,59	0,60	0,61
	0,5	0,63	0,64	0,65	0,67	0,68	0,69	0,71	0,72	0,74	0,75
	0,6	0,77	0,73	0,74	0,75	0,77	0,78	0,79	0,80	0,81	0,83
	0,7	0,84	0,85	0,86	0,87	0,87	0,88	0,89	0,90		
	0,8										
0,9											
$n = 200$	κ_w	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0								0,40	0,40	0,40
	0,1	0,40	0,40	0,38	0,38	0,39	0,39	0,39	0,39	0,40	0,40
	0,2	0,40	0,41	0,41	0,42	0,42	0,43	0,44	0,45	0,46	0,48
	0,3	0,43	0,44	0,45	0,46	0,47	0,48	0,49	0,50	0,51	0,47
	0,4	0,49	0,50	0,52	0,53	0,55	0,56	0,58	0,60	0,61	0,63
	0,5	0,65	0,66	0,62	0,64	0,65	0,67	0,68	0,70	0,71	0,73
	0,6	0,74	0,75	0,77	0,78	0,80	0,81	0,82	0,83	0,85	0,86
	0,7	0,87	0,88	0,89	0,90	0,91	0,92	0,93	0,94	0,95	0,96
	0,8	0,96	0,97	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00
0,9	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	
$n = 500$	κ_w	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0	0,29	0,29	0,29	0,29	0,29	0,29	0,29	0,29	0,29	0,29
	0,1	0,30	0,30	0,30	0,31	0,32	0,33	0,29	0,30	0,31	0,32
	0,2	0,33	0,34	0,35	0,36	0,31	0,32	0,33	0,34	0,36	0,37
	0,3	0,39	0,40	0,42	0,43	0,45	0,47	0,49	0,50	0,52	0,55
	0,4	0,57	0,59	0,61	0,47	0,49	0,51	0,53	0,55	0,57	0,59
	0,5	0,61	0,62	0,64	0,66	0,67	0,69	0,71	0,72	0,73	0,75
	0,6	0,76	0,78	0,79	0,80	0,81	0,82	0,83			
	0,7										
	0,8										
0,9											

Çizelge 7.5 6×6 tablolarında doğrusal ağırlıklı kappas katsayısı değerlerine göre *DOAE* derecelerinin dağılımı

	κ_w	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
$n = 50$	0,0	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57
	0,1	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57
	0,2	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57
	0,3	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57	0,57
	0,4	0,57	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58	0,59	0,59	0,59	0,60
	0,5	0,60	0,61	0,61	0,62	0,62	0,63	0,63	0,64	0,65	0,65
	0,6	0,66	0,67	0,68	0,68	0,69	0,70	0,71	0,72	0,73	0,75
	0,7	0,76	0,77	0,78	0,80	0,81	0,73	0,74	0,75	0,76	0,77
	0,8	0,79	0,80	0,81	0,82	0,84	0,85	0,87	0,88	0,90	0,91
	0,9	0,93	0,95	0,96	0,98	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
$n = 100$	κ_w	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0	0,52	0,52	0,52	0,52	0,52	0,52	0,52	0,53	0,53	0,53
	0,1	0,53	0,53	0,53	0,53	0,53	0,54	0,54	0,54	0,54	0,55
	0,2	0,53	0,53	0,53	0,53	0,54	0,54	0,54	0,55	0,55	0,55
	0,3	0,56	0,56	0,57	0,58	0,55	0,55	0,56	0,56	0,57	0,58
	0,4	0,58	0,59	0,60	0,61	0,61	0,62	0,63	0,64	0,65	0,66
	0,5	0,68	0,69	0,54	0,55	0,55	0,56	0,57	0,57	0,58	0,59
	0,6	0,60	0,61	0,62	0,63	0,64	0,65	0,66	0,67	0,68	0,70
	0,7	0,71	0,73	0,74	0,76	0,77	0,79	0,80	0,82	0,84	0,86
	0,8	0,88	0,90	0,92	0,94	0,96	0,98	0,99	1,00	1,00	1,00
0,9	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	
$n = 200$	κ_w	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0	0,37	0,37	0,37	0,37	0,37	0,37	0,37	0,37	0,37	0,40
	0,1	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40
	0,2	0,40	0,40	0,41	0,41	0,41	0,41	0,41	0,41	0,41	0,42
	0,3	0,42	0,42	0,42	0,42	0,43	0,43	0,43	0,44	0,44	0,45
	0,4	0,45	0,46	0,46	0,47	0,47	0,48	0,48	0,49	0,50	0,50
	0,5	0,51	0,52	0,52	0,53	0,54	0,54	0,55	0,56	0,57	0,57
	0,6	0,60	0,61	0,62	0,63	0,64	0,65	0,67	0,68	0,70	0,71
	0,7	0,73	0,74	0,76	0,77	0,79	0,81	0,83	0,85	0,87	0,89
	0,8	0,91	0,93	0,95	0,93	0,95	0,96	0,98	0,99	1,00	1,00
0,9	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	
$n = 500$	κ_w	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
	0,0	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32
	0,1	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32	0,32
	0,2	0,32	0,33	0,33	0,33	0,33	0,34	0,34	0,34	0,35	0,35
	0,3	0,36	0,37	0,37	0,38	0,37	0,37	0,38	0,38	0,39	0,40
	0,4	0,41	0,41	0,42	0,43	0,44	0,45	0,47	0,48	0,49	0,50
	0,5	0,52	0,53	0,54	0,56	0,58	0,59	0,61	0,63	0,64	0,66
	0,6	0,68	0,70	0,72	0,74	0,76	0,78	0,81	0,83	0,85	0,87
	0,7	0,90	0,88	0,78	0,80	0,83	0,85	0,88	0,91	0,94	0,97
	0,8	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
0,9	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	

KAYNAKLAR

- [1] Lawal, B., *Categorical Data Analysis With SAS And SPSS Applications*, (eds: Riegert, D., Planer, J.), New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers, Inc., **2003**.
- [2] Poppins, R., Some views on agreement to be used in content analysis studies, *Quality & Quantity*, 44, 1067-1078, **2010**.
- [3] Tinsley, H.E.A., Weiss, D.J., *Interrater Reliability And Agreement, Handbook of Applied Multivariate Statistics and Mathematical Modeling*, (eds: Tinsley, H.E.A., Brown, S.D.), Academic Press, New York, 97-124, **2010**.
- [4] Tanner, M.A., Young, M.A., Modeling agreement among raters, *Journal of the American Statistical Association*, 80 (389), 175-180, **1985a**.
- [5] Tanner, M.A., Young, M.A., Modeling ordinal scale disagreement, *Psychological Bulletin*, 98 (2), 408-415, **1985b**.
- [6] Saracbası, T., Agreement plus disagreement model for agreement data, *Hacettepe Journal of Mathematics and Statistics*, 40 (4), 609-616, **2011b**.
- [7] Agresti, A., A model for agreement between ratings on an ordinal scale, *Biometrics*, 44 (2), 539-548, **1988**.
- [8] Bagheban, A.A., Zayeri, F., A generalization of the uniform association model for assessing rater agreement in ordinal scales, *Journal of Applied Statistics*, 37 (8), 1265-1273, **2010**.
- [9] Aktas, S., Saracbası, T., Estimation of symmetric disagreement using a uniform association model for ordinal agreement data, *Advances in Statistical Analysis*, 93 (3), 335-343, **2009**.
- [10] Valet, F., Guinot, C., Mary, J.Y., Log-linear non-uniform association models for agreement between two ratings on an ordinal scale, *Statistics in Medicine*, 26, 647-662, **2007**.
- [11] Melia, B.M., Diener-West, M., *Modeling Inter Rater Agreement For Pathologic Features Of Choroidal Melanoma. In Case Studies In Biometry*, (eds: Lange, N. et al.), John Wiley and Sons, New York, **1994**.
- [12] Yılmaz, A.E., *Sıralanabilir Karesel Olumsuzluk Tablolarında Uyum Parametresi İçeren İlişki Modelleri*, Yüksek Lisans Tezi, Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, İstatistik Bölümü, Ankara, **2013**.
- [13] Darroch, J.N., McCloud, P.I., Category distinguishability and observer agreement, *Australian Journal of Statistics*, 28 (3), 371-388, **1986**.
- [14] Becker, M.P., Agresti, A., Log-linear modelling of pairwise interobserver agreement on a categorical scale, *Statistics in Medicine*, 11 (1), 101-114, **1992**.
- [15] Perkins, S.M., Becker, M.P., Assessing rater agreement using marginal association models, *Statistics in Medicine*, 21, 1743-1760, **2002**.

- [16] Bagheban, A.A., Zayeri, F., Anaraki, F.B., Elahipanah, Z., The reliability and distinguishability of ultrasound diagnosis of ovarian masses, *Indian Journal of Medical Sciences*, 62 (6), 217-221, **2008**.
- [17] Fu, L., Gao, W., Tang, M.L., Shi, N.Z., On modelling agreement and category distinguishability on an ordinal scale, *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 41, 4413–4426, **2012**.
- [18] Pearson, K., *Mathematical contributions to the theory of evolution XIII: On the theory of contingency and its relation to association and normal correlation*, Reprinted in Karl Pearson's Early Papers, (eds. Pearson, E.S.), Cambridge University Press, Cambridge, **1948**.
- [19] Agresti, A., *Categorical Data Analysis*, John Wiley and Sons, New York, **2002**.
- [20] Stuart, A., A test for homogeneity of the marginal distribution in a two-way classification, *Biometrika*, 42 (3/4), 412-416, **1955**.
- [21] Landis J.R., Koch, G.G., The measurement of observed agreement for categorical data, *Biometrics*, 33 (1), 159-174, **1977a**.
- [22] von Eye, A., Schauerhuber, M., Mair, P., Significance test for the measure of raw agreement, *Statistics on the Internet*, 1 (1), 1-19, **2007**.
- [23] Zwick, R., Another look at interrater agreement, *Psychological Bulletin*, 103 (3), 374–378, **1988**.
- [24] von Eye, A., Mun, E.Y., *Analyzing Rater Agreement: Manifest Variable Methods*, Lawrence Erlbaum Associates, Inc, New Jersey, **2005**.
- [25] Bennett, E.M., Alpert, R., Goldstein, A.C., Communications through limited response questioning, *The Public Opinion Quarterly*, 18 (3), 303–308, **1954**.
- [26] Kanik, E.A., Erdoğan, S., Orekici Temel, G., İki sonuçlu tanı testlerinde iki hekim arasındaki uyum istatistiklerinin prevalanstan etkilenme durumları, *İnönü Üniversitesi Tıp Fakültesi Dergisi*, 19 (3), 153-158, **2012**.
- [27] Gwet, K.L., *Handbook of Inter-rater Reliability, The Definitive Guide to Measuring the Extent of Agreement Among Raters*, 3rd edition, Advanced Analytics, LLC, Maryland, **2012**.
- [28] Holley, J., Guildford, J., A note on the G index of agreement, *Educational and Psychological Measures*, 24, 749-753, **1964**.
- [29] Janson, S. Vegelius, J., On generalizations of the G index and the Phi coefficient to nominal scales, *Multivariate Behavioral Research*, 14 (2), 255-269, **1979**.
- [30] Brennan, R.L., Prediger, D.J., Coefficient kappa: Some uses, misuses, and alternatives, *Educational and Psychological Measurement*, 41, 687-699, **1981**.
- [31] Goodman, L.A., Kruskal, W.H., Measures of association for cross classifications, *Journal of the American Statistical Association*, 49 (268), 732–764, **1954**.

- [32] Warrens, M.J., Inequalities between kappa and kappa-like statistics for kxk tables, *Psychometrika*, 75 (1), 176-185, **2010a**.
- [33] Scott, W., Reliability of content analysis: The case of nominal scale coding, *The Public Opinion Quarterly*, 19 (3), 321-325, **1955**.
- [34] Gwet, K.L., Computing inter-rater reliability and its variance in the presence of high agreement, *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 61, 29-48, **2008**.
- [35] Cohen, J., A coefficient of agreement for nominal scales, *Educational and Psychological Measurement*, 20 (1), 37-46, **1960**.
- [36] Banerjee, M., Capozzoli, M., McSweeney, L., Sinha, D, Beyond kappa: A review of interrater agreement measures, *The Canadian Journal of Statistics*, 27 (1), 3-23, **1999**.
- [37] Bishop, Y.M.M., Fienberg S.E., Holland, P.W., *Discrete Multivariate Analysis: Theory and Practice*, The MIT Press, Cambridge, **1975**.
- [38] Liebetrau, A.M., *Measures of Association*, Sage, Beverly Hills CA, **1983**.
- [39] Hildebrand, D.K., Laing J.D., Rosenthal, H., *Analysis of Ordinal Data*, Sage, Newbury Park, **1977**.
- [40] Fleiss, J.L., Cohen, J., Everitt, B.S., Large sample standard errors of kappa and weighted kappa, *Psychological Bulletin*, 72 (5), 323-327, **1969**.
- [41] Kundel, H.L., Polansky, M., Measurement of observer agreement, *Radiology*, 228 (2), 303-308, **2003**.
- [42] Feinstein, A.R, Cicchetti, D.V., High agreement but low kappa: I. The problems of two paradoxes, *Journal of Clinical Epidemiology*, 43 (6), 543-549, **1990**.
- [43] Cicchetti, D.V., Feinstein, A.R., High agreement but low kappa: II. Resolving the paradoxes, *Journal of Clinical Epidemiology*, 43 (6), 551-558, **1990**.
- [44] Maxwell, A.E., Coefficients of agreement between observers and their interpretation, *British Journal of Psychiatry*, 130, 79-83, **1977**.
- [45] Janes, C.L., An extension of the random error coefficient of agreement to NxN tables, *British Journal of Psychiatry*, 134, 617-619, **1979**.
- [46] Aickin, M., Maximum likelihood estimation of agreement in the constant predictive probability model, and its relation to Cohen's Kappa, *Biometrics*, 46 (2), 293-302, **1990**.
- [47] Wongpakaran, N., Wongpakaran, T., Wedding, D., Gwet, K.L., A comparison of Cohen's Kappa and Gwet's AC1 when calculating inter-rater reliability coefficients: A study conducted with personality disorder samples, *BMC Medical Research Methodology*, 13 (61), 1-7, **2013**.
- [48] Bangdiwala, S.I., *The Agreement Chart*, Technical report, Series No. 1859 (Appendix), University of North Carolina at Chapel Hill, Department of Biostatistics, Institute of Statistics Mimeo, **1988**.

- [49] Munoz, S.R., Bangdiwala, S.I. , Interpretation of Kappa and B statistics measures of agreement, *Journal of Applied Statistics*, 24 (1), 105-112, **1997**.
- [50] Altman, D.G., *Practical Statistics for Medical Research*, Chapman & Hall, London, **1991**.
- [51] Fleiss, J.L., Levin, B., Paik, M.C., *Statistical Methods for Rates & Proportions*, 3rd edition, Wiley & Sons, New York, **2003**.
- [52] Cohen, J., Weighted Kappa: Nominal scale agreement with provision for scaled disagreement or partial credit, *Psychological Bulletin*, 70 (4), 213-220, **1968**.
- [53] Vanbelle, S., Albert, A., A note on the linearly weighted kappa coefficient for ordinal scales, *Statistical Methodology*, 6, 157-163, **2009**.
- [54] Warrens, M.J., A Kraemer-type rescaling that transforms the odds ratio into the weighted kappa coefficient, *Psychometrika*, 75 (2), 328-330, **2010b**.
- [55] Warrens, M.J., Weighted kappas for 3×3 tables, *Journal of Probability and Statistics*, 1, 1-9, **2013a**.
- [56] Kendall, M.G., Babington-Smith, B., The problem of m rankings, *The Annals of Mathematical Statistics*, 10 (3), 275- 287, **1939**.
- [57] Shoukri, M.M., *Measures of Interrater Agreement*, Chapman&Hall/CRC Press LLC, Florida, **2004**.
- [58] Cicchetti, D., Allison, T., A new procedure for assessing reliability of scoring eeg sleep recordings, *American Journal EEG Technology*, 11, 101– 109, **1971**.
- [59] Fleiss, J.L., Cohen, J., The equivalence of weighted kappa and the intraclass correlation coefficient as measures of reliability, *Educational and Psychological Measurement*, 33, 613-619, **1973**.
- [60] Warrens, M.J., Cohen's weighted kappa with additive weights, *Advanced Data Analysis Classification*, 7, 41-55, **2013b**.
- [61] Schuster, C., Smith, D.A., Dispersion-weighted kappa: An integrative framework for metric and nominal scale agreement coefficients, *Psychometrika*, 70 (1), 135-146, **2005**.
- [62] Yang, J., *Measure Of Agreement For Categorical Data*, Doctor of Philosophy, The Pennsylvania State University The Graduate School, Department of Statistics, PA, **2007**.
- [63] Krippendorff, K., Bivariate agreement coefficients for reliability data, *Sociological Methodology*, 2, 139-150, **1970**.
- [64] Krippendorff, K.K., Fleis, J.L., Reliability of binary attribute data, *Biometrics*, 34 (1), 142-144, **1978**.
- [65] Warrens, M.J., Cohen's quadratically weighted kappa is higher than linearly weighted kappa for tridiagonal agreement tables, *Statistical Methodology*, 9, 440–444, **2012**.

- [66] Light, R.J., Measures of response agreement for qualitative data: Some generalizations and alternatives, *Psychological Bulletin*, 76 (5), 365–377, **1971**.
- [67] Fleiss, J.L., Measuring nominal scale agreement among many raters, *Psychological Bulletin*, 76 (5), 378-382, **1971**.
- [68] Hubert, L., Kappa revisited, *Psychological Bulletin*, 84 (2), 289–297, **1977**.
- [69] Conger, A.J., Integration and generalization of kappas for multiple raters, *Psychological Bulletin*, 88 (2), 322–328, **1980**.
- [70] Randolph, J.J., Free-Marginal Multirater Kappa (Multirater K_{free}): An Alternative To Fleiss' Fixed-Marginal Multirater Kappa, *The Joensuu Learning and Instruction Symposium*, 14-15 Ekim, Joensuu, Finland, **2005**.
- [71] Mielke, P.W., Berry, K.J., Johnston, J.E., The exact variance of weighted kappa with multiple raters, *Psychological Reports*, 101, 655–660, **2007**.
- [72] Mielke, P.W., Berry, K.J., Johnston, J.E., Resampling probability values for weighted kappa with multiple raters, *Psychological Reports*, 102, 606-613, **2008**.
- [73] Warrens, M.J., Inequalities between multi-rater kappas, *Advanced Data Analysis Classification*, 4, 271-286, **2010c**.
- [74] Warrens, M.J., Cohen's linearly weighted kappa is a weighted average of 2x2 kappas, *Psychometrika*, 76 (3), 471–486, **2011**.
- [75] Mielke, P.W., Berry, K.J., A note on Cohen's weighted kappa coefficient of agreement with linear weights, *Statistical Methodology*, 6, 439-446, **2009**.
- [76] Kendall, M.G., *Rank Correlation Methods*, 3rd edition, Griffin, London, **1962**.
- [77] Rae, G., The equivalence of multirater kappa statistics and interclass correlation coefficient, *Educational and Psychological Measurement*, 48, 367-374, **1988**.
- [78] von Eye, A., von Eye, M., Can one use Cohen's kappa to examine disagreement?, *Methodology*, 1 (4), 129–142, **2005**.
- [79] Becker, M.P., Quasisymmetric models for the analysis of square contingency tables, *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 52 (2), 369-378, **1990**.
- [80] Valet, F., Guinot, C., Ezzedine K., Mary J.-Y., Quality assessment of ordinal scale reproducibility: Log-linear models provided useful information on scale structure, *Journal of Clinical Epidemiology*, 61, 983-990, **2008**.
- [81] Holmquist, N.D., McMahon, C.A., Williams, O.D., Variability in classification of carcinoma in situ of the uterine cervix, *Archives of pathology*, 84, 334-345, **1967**.

- [82] Saraçbaşı, T., Aktaş Altunay, S., *Kategorik Veri Çözümlemesi*, Hacettepe Üniversitesi Basımevi, Ankara, **2016**.
- [83] Göktaş, A., İşçi, Ö., A comparison of the most commonly used measures of association for doubly ordered square contingency tables via simulation, *Metodološki Zvezki*, 8 (1), 17-37, **2011**.
- [84] Westlund, K.B., Kurland, L.T., Studies on multiple sclerosis in Winnipeg, Manitoba, and New Orleans, Louisiana. II. A controlled investigation of factors in the life history of the Winnipeg patients, *American Journal of Hygiene*, 57 (3), 397-407, **1953**.
- [85] Bangdiwala, S.I., Shankar, V., The agreement chart, *BMC Medical Research Methodology*, 13 (97), 1-7, **2013**.
- [86] Landis, J.R., Koch, G.G., An application of hierarchical kappa-type statistics in the assessment of majority agreement among multiple observers, *Biometrics*, 33 (2), 363-374, **1977b**.
- [87] Saracbasi, T., Agreement models for multiraters, *Turkish Journal of Medical Sciences*, 41 (5), 939-944, **2011a**.
- [88] Oh, M., Inference on measurements of agreement using marginal association, *Journal of the Korean Statistical Society*, 38, 41-46, **2009**.
- [89] Terry, M.B., Neugut, A.I., Bostick, R.M., Potter, J.D., Haile, R.W., Reliability in the classification of advanced colorectal adenomas, *Cancer Epidemiol Biomarkers & Prevention*, 11, 660-663, **2002**.
- [90] Walsh, P., Thornton, J., Asato, J., Walker, N., McCoy, G., Baal, J., Mendoza, N., Banimahd, F., Approaches to describing inter-rater reliability of the overall clinical appearance of febrile infants and toddlers in the emergency department, *PeerJ*, 2 (e651), 1-15, **2014**.

ÖZGEÇMİŞ

Kimlik Bilgileri

Adı Soyadı : Ayfer Ezgi Yılmaz

Doğum Yeri : Ankara

Medeni Hali : Bekar

E-posta : ezgiyilmaz@hacettepe.edu.tr

Adresi : Hacettepe Üniversitesi, İstatistik Bölümü, 06800, Beytepe, Ankara

Eğitim

Lise : 2001-2004 Mobil Lisesi

Lisans : 2005-2010 Hacettepe Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü

Erasmus Programı : 2008-2009 Güz Dönemi, University of Malta, Department of Statistics and Operation Research

Yüksek Lisans: 2010-2013 Hacettepe Üniversitesi, İstatistik Anabilim Dalı

Ziyaretçi Doktora Öğrencisi: Eylül 2015-Eylül 2016 KU Leuven, University of Leuven, Leuven Biostatistics and Statistical Bioinformatics Centre, Department of Public Health and Primary Care

Doktora : 2013-2017 Hacettepe Üniversitesi, İstatistik Anabilim Dalı

Yabancı Dil ve Düzeyi

İngilizce: 75 (ÜDS)

İş Deneyimi

Şubat 2011- Ekim 2011 Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü

Ekim 2011 - ... Hacettepe Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü

Deneyim Alanları

Uygulamalı istatistik, Varyans çözümlemesi, Kategorik veri çözümlemesi, Deney tasarımı

Tezden Üretilmiş Projeler ve Bütçesi

Uluslararası Bilimsel İşbirliği Geliştirme Desteği, Proje No: FBI-2015-7220, Proje Adı: Gözlenen Geçiş Olaylarında Uyum, Projenin Gerçekleştirildiği Yer: KU Leuven, University of Leuven, Leuven Biostatistics and Statistical Bioinformatics Centre, Department of Public Health and Primary Care, Proje Bütçesi: 21.000-(yirmibirbin) TL

Tezden Üretilmiş Yayınlar

-

Tezden Üretilmiş Tebliğ ve/veya Poster Sunumu ile Katıldığı Toplantılar

-



HACETTEPE ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
YÜKSEK LİSANS/DOKTORA TEZ ÇALIŞMASI ORJİNALLİK RAPORU

HACETTEPE ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İSTATİSTİK ANABİLİM DALI BAŞKANLIĞINA

Tarih: 02/02/2017

Tez Başlığı: KARESEL OLUMSALLIK TABLOLARINDA DÜZEY AYIRT EDİLEBİLİRLİĞİ VE UYUM

Yukarıda başlığı gösterilen tez çalışmamın a) Kapak sayfası, b) Giriş, c) Ana bölümler ve d) Sonuç kısımlarından oluşan toplam 114 sayfalık kısmına ilişkin, 02/02/2017 tarihinde tez danışmanım tarafından Turnitin adlı intihal tespit programından aşağıda belirtilen filtrelemeler uygulanarak alınmış olan orjinallik raporuna göre, tezimin benzerlik oranı % 1'dir.

Uygulanan filtrelemeler:

- 1- Kaynakça hariç
- 2- Alıntılar hariç
- 3- 5 kelimedenden daha az örtüşme içeren metin kısımları hariç

Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Tez Çalışması Orjinallik Raporu Alınması ve Kullanılması Uygulama Esasları'nı inceledim ve bu Uygulama Esasları'nda belirtilen azami benzerlik oranlarına göre tez çalışmamın herhangi bir intihal içermediğini; aksininin tespit edileceği muhtemel durumda doğabilecek her türlü hukuki sorumluluğu kabul ettiğimi ve yukarıda vermiş olduğum bilgilerin doğru olduğuna beyan ederim.

Gereğini saygılarımla arz ederim.

02/02/2017

A. E. Yılmaz

Adı Soyadı: Ayfer Ezgi YILMAZ
Öğrenci No: N12240591
Anabilim Dalı: İstatistik A.B.D.
Programı: İstatistik
Statüsü: Y.Lisans Doktora Bütünleşik Dr.

DANIŞMAN ONAYI

UYGUNDUR.

Saracbaşı

Prof. Dr. Tülay SARAÇBAŞI