ARDA UZUNOĞLU

BİYOİSTATİSTİK ANA BİLİM DALI DOKTORA TEZİ

2024

T.C.
BURSA ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
TIP FAKÜLTESİ
BİYOİSTATİSTİK ANA BİLİM
DALI

ÖLÇEKLERDE VERİLEN CEVAPLARIN ÖZENSİZ VEYA DİKKATSİZ OLARAK YANITLANMASININ DEĞERLENDİRİLMESİ

ARDA UZUNOĞLU

(DOKTORA TEZİ)

BURSA-2024

T.C.
BURSA ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
TIP FAKÜLTESİ
BİYOİSTASTİSTİK ANA BİLİM DALI

ÖLÇEKLERDE VERİLEN CEVAPLARIN ÖZENSİZ VEYA DİKKATSİZ OLARAK YANITLANMASININ DEĞERLENDİRİLMESİ

Arda UZUNOĞLU

(DOKTORA TEZİ)

DANIŞMAN:
Prof. Dr. İlker ERCAN

BURSA-2024

T.C.
BURSA ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

ETİK BEYANI

Doktora tezi olarak sunduğum "**Ölçeklerde Verilen Cevaplarin Özensiz Veya Dikkatsiz Olarak Yanıtlanmasının Değerlendirilmesi**" adlı çalışmanın, proje safhasından sonuçlanmasına kadar geçen bütün süreçlerde bilimsel etik kurallarına uygun bir şekilde hazırlandığını ve yararlandığım eserlerin kaynaklar bölümünde gösterilenlerden oluştuğunu belirtir ve beyan ederim.

Arda UZUNOĞLU
Tarih ve İmza
09/07/2024

TEZ KONTROL ve BEYAN FORMU

09/07/2024

Adı Soyadı: Arda UZUNOĞLU

Anabilim Dalı: Biyoistatistik

Tez Konusu: Ölçeklerde Verilen Cevapların Özensiz Veya Dikkatsiz Olarak Yanıtlanmasının Değerlendirilmesi

ÖZELLİKLER	UYGUNDUR	UYGUN DEĞİLDİR	AÇIKLAMA
Tezin Boyutları	☒	❑	
Dış Kapak Sayfası	☒	❑	
İç Kapak Sayfası	☒	❑	
Kabul Onay Sayfası	☒	❑	
Sayfa Düzeni	☒	❑	
İçindekiler Sayfası	☒	❑	
Yazı Karakteri	☒	❑	
Satır Aralıkları	☒	❑	
Başlıklar	☒	❑	
Sayfa Numaraları	☒	❑	
Eklerin Yerleştirilmesi	☒	❑	
Tabloların Yerleştirilmesi	☒	❑	
Kaynaklar	☒	❑	

DANIŞMAN ONAYI

Prof. Dr. İlker ERCAN

İmza:

İÇİNDEKİLER

ETİK BEYANI ..... **II**
KABUL ONAY SAYFASI ..... **III**
TEZ KONTROL ve BEYAN FORMU ..... **IV**
İÇİNDEKİLER ..... **V**
TÜRKÇE ÖZET ..... **VI**
İNGİLİZCE ÖZET ..... **VII**
TEZ KONUSUNUN KÜRESEL SÜRDÜRÜLEBİLİR KALKINMA HEDEFLERİ İLE İLİŞKİSİ ..... **VIII**
1. GİRİŞ **1**
2. GENEL BİLGİLER **4**
2.1. Dikkatsiz veya Özensiz Yanıtları Tespit Etmek için Kullanılan Bazı İndeksler 6
2.1.1. Aykırı değer analizi 6
2.1.2. Long-string analizi 7
2.1.3. Tek-çift tutarlılık 8
2.1.4. Maddeler arası sttandart sapma 9
2.1.5. Psikometrik terimlerin zıt ve eşanlamlıları 10
2.1.6. Cattell'in sabotaj indeksi 11
2.1.7. Sabit bireyselleştirilmiş şans puanları 13
2.1.8. Modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları (MFIC) 14
3. GEREÇ VE YÖNTEM **15**
3.1. Simülasyon Senaryosu 16
4. BULGULAR **18**
4.1. Cattell'in Sabotaj İndeksi 18
4.2. Modifiye Sabit Bireyselleştirilmiş Şans Puanları 29
5. TARTIŞMA ve SONUÇ **59**
6. KAYNAKLAR **63**
7. SİMGELER VE KISALTMALAR **66**
8. TEŞEKKÜR **67**
9. ÖZGEÇMİŞ **68**

TÜRKÇE ÖZET

Psikoloji, sosyoloji ve tıbbi alanlarda olduğu gibi birçok araştırmada, katılımcılara ölçekler uygulanır; ancak uygulanan bu ölçeklerde katılımcıların genellikle özensiz veya dikkatsiz bir şekilde yanıtlar vermesinden dolayı doğru sonuçlara ulaşmak oldukça zordur.

Tez çalışmamızda, simülasyon yoluyla elde edilen verilerden dikkatsiz ve özensiz verilen cevapların İndekslerinin performansını karşılaştırmak için Cattell'in sabotaj indeksi ve modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanı (MFIC) kullanılacaktır. Simülasyon çalışması, bu İndekslerin RMSE (root mean square error, hata kareler ortalaması karekökü) ve BIAS değerlerine göre karşılaştırılması amaçlanmıştır. Bu karşılaştırmalar, çeşitli faktörlere göre değişen koşullar altında yapılacaktır. Örneğin; ölçek tipine, madde sayısına, ters madde sayısına ve örneklem birim sayısına göre dikkatsiz ve özensiz cevap vermede değişimin olup olmadığına yönelik karşılaştırmalar değerlendirilecektir.

Cattell'in sabotaj indeksinin performansı, modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanı (MFIC) performansına göre daha iyi sonuç vermektedir.

Anahtar Kelimeler: Özensiz cevaplama, dikkatsiz cevaplama, Cattell’in sabotaj indeksi, FIC indeksi, MFIC indeksi.

İNGİLİZCE ÖZET

EVALUATION OF CARELESS OR INELABORATE ANSWERS TO THE ANSWERS GIVEN IN THE SCALES

In many studies, such as in psychology, sociology, and medical fields, scales are administered to participants; However, it is very difficult to obtain accurate results in these applied scales because participants generally give careless or insufficient effort answers.

In dissertation study, Cattell's sabotage index and the modified fixed individualized chance score (MFIC) score will be used to compare the performance of the indices of careless or inelaborate effort answers from data obtained through simulation. The simulation study aimed to compare these indexes according to RMSE (root mean square error) and BIAS values. These comparisons will be made under conditions that vary depending on a variety of factors. For example; Comparisons will be evaluated regarding whether there is a change in careless and inelaborate effort responding according to scale type, number of items, number of reversed items and sample size.

Cattell's sabotage index performs better than the modified fixed individualized chance (MFIC) score.

Keywords: Inelaborate effort responding, careless responding, Cattell’s sabotage index, FIC index, MFIC index.

BUÜ SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
TEZ KONUSUNUN KÜRESEL SÜRDÜRÜLEBİLİR KALKINMA HEDEFLERİ İLE İLİŞKİSİ

Doktora tezi olarak sunduğum **"Ölçeklerde Verilen Cevapların Özensiz Veya Dikkatsiz Olarak Yanıtlanmasının Değerlendirilmesi"** başlıklı tez **3.** Küresel Sürdürülebilir Kalkınma Hedefleri ile ilişkilidir.

1. GİRİŞ

Üzerinde çalıştığımız bir özellik ölçülebiliyor ve aynı zamanda sayısal olarak ifade edilebiliyorsa bilimsel olarak değerlendirilmesi mümkündür. Verilerin ölçülebilirliği ve ölçümlerin kararlılığı bilimlerin gelişme hızını pozitif yönde etkiler. Ölçme sayesinde bilim dallarındaki ilerlemeler hızlanmıştır. Günümüzde istatistik ve matematikteki ölçme tekniklerinin tüm bilim dallarında kullanılmasının esas nedeni budur (Armağan, 1983; Gümüş, 1977).

Bilimin en önemli özellikleri açıklık, kesinlik ve doğruluktur. Sonuçların bu niteliklere sahip olması ancak ölçme yoluyla mümkündür. Gözlem yoluyla elde edilen veriler nicel olarak ifade edilebiliyorsa genel ve tutarlı sonuçlar ortaya çıkar. Nicel olarak ifade edilemezse kesin olmayan ve doğruluğu şüpheli sonuçlar elde edilebilir. Bu da bilimin ilerlemesini büyük ölçüde sekteye uğratır (Armağan, 1983).

Ölçme, bir özelliğe sahip olma derecesinin korunarak bu özelliğin sayı ya da sembollerle ifade edilmesidir. Başka bir deyişle araştırılan konunun sayısal değerlerle belirtilmesidir (Alpar, 2020). Değişkenin standart ölçme teknikleri ile ölçülen sayılardan oluşması veriler için önemlidir. Değişkenin ölçümünde kullanılacak standart bir ölçme aracı olması elde edilen verilerin istatistiksel özelliklere sahip olmasını mümkün kılacaktır (Özdamar, 2002).

Ölçek, bir özelliği ya da kavramı sayısal olarak ifade etmek için kullanılan bir araç veya gereçtir. Bireylerin somut olmayan özellikleri örneğin tutum ve kişilik gibi doğrudan ölçülemeyen özelliklerdir. Bu özellikler ölçmek için farklı ölçme araçları yardımıyla dolaylı ölçüm yapılır. Bu ölçme araçlarından en yaygın olarak kullanılanı likert türü ölçme araçlarıdır. Eğtim ve psikoloji gibi bir çok alanda, kişilerin davranış ve tutum gibi özellikleri incelenirken bu ölçeklerden faydalanılır (Alpar, 2020).

Ölçmede amaç belirli konularda bireyler ya da olgular hakkında değerlendirmeler yapmak ve değerlendirme sonuçlarının yardımıyla kararlar elde etmektir. Bu kararların doğruluğu değerlendirmede kullanılan ölçüm ve ölçütün uygun olmasına bağlıdır. Bunun için ölçeğin standart bir ölçek olması gerekir. Standart ölçek elde etmek için maddeler analiz edilir ve dikkatli bir şekilde incelenir. Ölçeğin yönetimi, puanlaması ve yorumlaması net bir şekilde ifade edilmelidir (Gay, 1985).

Standart bir ölçme aracının da bazı özelliklere sahip olması gerekir. Bunlar

“güvenirlik” ve “geçerlik” olarak tanımlanan iki önemli özelliktir. Bu iki özelliğin yanı sıra diğer özellik ise kullanışlılıktır (Ercan, & Kan, 2004). Güvenirlik, bir özelliğin tekrarlanan ölçüm işlemlerinin sonucunda benzer ya da tutarlı sonuçların elde edilmesidir. Geçerlilik, ölçmek istenen bir özelliğin doğru bir şekilde ve başka özellikler karıştırılmadan ölçülmesidir. Kulanışlılık, geçerli ve güvenilir bir testin ekonomik, kolay puanlanabilir ve uygulanabilir olmasıdır (Alpar, 2020).

Davranışsal özellikleri ölçmek için güvenilir ve geçerli ölçekler kullanılır. Bu davranışsal özellikler bilişsel, duyusal ve psikomotor olmak üzere üç gruptan oluşmaktadır. Bilişsel davranışlar akıl yürütme, problem çözme, öğrenme ve anlama gibi bilişsel süreçleri içerir. Duyusal davranışlar sevmek, nefret etmek ve korku gibi duygulardır. Özellikle bilişsel ve duyuşsal davranışları ölçerken kullanılan ölçme aracının özellikleri incelenmelidir. Ölçülmek istenen özellik soyutlaştıkça ölçümlerin amaca hizmeti edebilme derecesi azalır. Psikomotor davranışlar ise bedensel hareketlerle ilgili olan davranışları ifade eder. Bu hareketler gözlenebilir olduğu için daha kolay ölçülebilirler (Özçelik, 1981).

Psikoloji, sosyoloji ve tıbbi alanlarda olduğu gibi birçok araştırmada, konuyla ilgili katılımcılara ölçekler uygulanır. Fakat, uygulanan bu ölçeklerde katılımcıların genellikle rastgele veya dikkatsiz yanıtlar vermesi nedeniyle elde edilen cevaplardan doğru sonuçlara ulaşmak oldukça zor olabilir. Dikkatsiz yanıt verme, genellikle katılımcıların benzer içeriğe sahip maddelere veya yanıtları birbiriyle ilişkili olan madde çiftlerine tutarsız bir şekilde yanıtlar vermesi olarak tanımlanır. Rastgele yanıt verme ise, katılımcılar ölçek maddelerinin içeriğine bakmadan ve maddeleri hiç okumadan rastgele işaretleme yapması olarak ifade edilir (Evans, & Dinning, 1983).

Uygulanan ölçek kapsamı ve ölçekteki maddeler, farklı faktörlerden etkilendiği gibi oldukça da karmaşık bir yapıda olabilir. Ele alınan konular insanların kimliklerini ve dünya görüşlerini ortaya koyabilir. Kişinin değerleri, yaşam tarzları, sosyal statüleri, siyasi görüşleri, din ve inançları, gelir düzeyleri ve cinsel ilişki tercihleri gibi konuları içerebilir. Araştırmalar, bu tür madde içeriklerine katılımcıların genellikle doğru cevap vermediğini veya cevap vermekten kaçındığını göstermektedir. Bu tarz durumlar, katılımcıların hassas ve özel buldukları konularda veya toplumsal normlara uygun yanıtlar vermeye çalıştıkları zaman ortaya çıkabilir (Philips, & Clancy, 1972).

Ölçeklere dikkatsiz veya yeteri kadar özen göstermeden, hatta ölçeklerin içeriğini

düşünmeden maddelere cevap verme, sıkça karşılaşılan bir durumdur. Bu tür cevaplar, veri kalitesi açısından önemli sorunlar oluşturur. Dikkatsiz veya özensiz cevaplar, hata varyansını artırır ve ölçek maddelerinin birbirleriyle ilişkisinin azalmasına yol açarak ölçeğin iç tutarlılığının azalmasına neden olur (Fronczyk, 2014).

Bazı katılımcılar, yöneltilen tüm ifadelere kendi öz bilgilerine göre doğru veya dikkatli bir şekilde yanıt vermedikleri için orataya beklenmedik ve istenmeyen sonuçlar çıkabilir (Huang, Liu, & Bowling, 2015). Böyle istenmedik ve beklenmeyen durumlarda, dikkatsiz ve özensiz cevap veren katılımcıları tespit etmek ve veri kümelerinden çıkarmak için bazı indeksler oluşturulmuştur. Kullanılan bu indekslerin bazıları özel bir konu içerdiğinden dolayı atıf alamamıştır fakat bazıları ise bir çok araştırma tarafından referans alınmıştır.

Literatürde, ölçekteki maddeleri dikkatsiz veya özensiz olarak cevaplayan katılımcıları belirlemek için bazı yaklaşımlar incelenmiştir. Bu konuyla ilgili çok az sayıda çalışma bulunmaktadır. Dikkatsiz ve özensiz cevap vermenin en önemli iki farklı göstergesi ele alınmaktadır. Bunlar; Cattell, Eber ve Tatsuoka (1970) tarafından geliştirilen Cattell'in sabotaj indeksi ve sabit bireyselleştirilmiş şans puanıdır (Haertzen, & Ross, 1978). Modifiye edilen Cattell'in sabotaj indeksi, çok boyutlu ölçeklerde içerikle alakasız cevaplar veren kişileri belirlemek için kullanılır. Öte yandan, modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanı (MFIC), çok kategorili yanıt formatına sahip maddelerden oluşan ölçeklerin kullanımı için genişletilmiştir (Fronczyk, 2014).

Tez çalışmamızın amacı, katılımcıların verdikleri cevapların güvenilirliğini ve tutarlılığını değerlendirmemiz için bize yardımcı olan modifiye edilmiş Cattell'in sabotaj indeksinin ve modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanın (MFIC) farklı simülasyon senoryolarında performanlarının karşılaştırılmasıdır. Bu karşılaştırmalar, maddeleri dikkatsiz veya özensiz cevaplayan bireylerin tespit edilmesinde hangi indekslerin daha etkili olduğunun belirlenmesinde önemli bir adım olacaktır.

2. GENEL BİLGİLER

Bireylerin duygu, düşünce ve davranışları hakkında bilgi toplayan kişisel-raporlama ölçekleri, birçok araştırmanın temel bilgi kaynağını oluşturmaktadır. Bu ölçekler, farklı davranışsal özellikleri ölçmek ve değerlendirmek için deneysel ve deneysel olmayan birçok araştırmada kullanılmaktadır. Son yıllarda, çevrimiçi ve online veri toplama ile birlikte bu süreç daha erişilebilir ve yaygın hale getirilmiştir. Ancak bununla birlikte hatanın bu sürece dahil olacağı birçok kaynak da oluşmuştur. Bu hataların bir türü, ölçek maddelerine geçersiz yanıtlar veren katılımcılardan kaynaklanmaktadır. Neyse ki, bu, daha güvenilir ve tutarlı sonuçlar elde etmek için veri elde etme sürecinden çıkarılabilecek bir hatadır (Huang ve ark., 2015; Maniaci, & Rogge, 2014).

Katılımcıların, verdikleri geçersiz yanıtların birçok farklı neden oluşmaktadır; yani verilen yanıtlar doğru değerleri temsil etmeyebilir. Bu geçersiz yanıtlar, üç temel başılık altında Johnson (2005)'ın tarafından aşağıdaki gibi ifade edilmiştir:

i. Dilsel yetersizlik veya yanlış anlama
ii. Yanlış beyan
iii. Dikkatsiz veya özensiz yanıt verme

Dilsel yetersizlik ve yanlış anlama, bir ölçeği oluşturan maddelerin ilgili popülasyon tarıfından net, açık ve kolay bir şekilde anlaşılmamasıdır. Yanlış beyan, bir bilgiyi eksik ya da yanlış bir şekilde ifade etmektir. Kopya çekme ve sahtekarlık da bu konunun kapsamındadır (Griffith, & Peterson, 2006). Dikkatsiz veya özensiz yanıt verme, katılımcılarla araştırma yapan herkesi potansiyel olarak etkileyen bir sorunla ilgilenir. Bazı katılımcılar kendilerine yöneltilen tüm maddelere doğru veya özenli bir şekilde yanıt vermek için gereken çabayı göstermeyeceklerdir. Bu geçersiz yanıtların, doğru olan bir dizi veriye dahil edilmesi durumunda incelenen veriler üzerinde bir dizi beklenmedik ve istenmeyen hatalara neden olabilir (Huang ve ark., 2015).

Yapılan araştırmalarda geçersiz verilerin belirlenen ve belirlenemeyen birçok nedeni vardır. Bu geçersiz verilerin nedenleri tarih boyunca derinlemesine araştırılmaktadır (Berry, Baer, & Harris, 1991; Birkeland, Manson, Kisamore, Brannick, & Smith, 2006; Butcher, Dahlstrom, Graham, Tellegen, & Kaemmer, 1989;

Dunnette, McCartney, Carlson, & Kirchner, 1962; Orpen, 1971). Bireyler, hile veya sahtekarlığı istenmeyen ve kabul görmeyen davranışları segilemek için yapmazlar, sadece toplumda kabul görmek ve toplum tarafından beklenilen sonuçları elde etmek için hile ve sahtekarlık yoluna baş vururlar. Dikkatsiz ve özensiz yanıt veren bireylerin amacı, belli bir çaba harcayarak elde edilen bir hedef değildir, tam aksine en az çaba harcarak elde edilir. Bazı durumlarda (örneğin sosyal kabul gibi), bireyler cevapları değiştirmek için bazı hedeflere yönelik özel bir çaba uygulayabilir. Amaç yalnızca özel bir çaba veya zamandan tasarruf etmek olduğunda, dikkatsiz veya özensiz yanıt kalıpları farklı biçimlerde olabilir. Katılımcılar, her soruya bazı tekil yanıt seçeneğini seçerek dikkatsiz ve özensiz bir yanıtlama şekli ortaya koyabilirler. Ayrıca çoğu zaman sadece bir seçeneği de seçmesi de mümkünür. Ancak zaman zaman bu yanıtı ölçekteki bir seçeneğin daha yüksek veya daha düşük sayıda olması durumuna göre değiştirebilirler. Bir katılımcının, rastgele bir şekilde yanıt vermeside mümkündür. Bunların hepsi benzer temel motivasyonları (veya motivasyon eksikliğini) temsil eder, ancak bu gibi durumlar çok farklı şekillerde de ortaya çıkabilirler. Bu nedenle tüm olası durumları ortaya çıkaran tek bir indeks üretmek oldukça zordur. Bu da dikkatsiz ve özensiz cevap veren kişileri belirlemeyi karmaşık bir hale getirir. Farklı türdeki geçersiz yanıtların ortadan kaldırılması için, her bir kişi için kullanılabilecek istatistiklerin oluşturulmasına yönelik bir dizi yeni indeksin ayrıntıları verilecektir (Curran, 2016).

Bu tür dikkatsiz ve özensiz yanıtları tespit etmek için bazı yöntemler sunulmuştur (Curran, 2016; Fronczyk, 2014).

i. Aykırı değer analizi
ii. Long-string analizi
iii. Tek-Çift tutarlılık
iv. Maddeler arası standart sapma
v. Psikometrik terimlerin zıt ve eş anlamlıları
vi. Cattell'in sabotaj indeksi
vii. Sabit bireyselleştirilmiş şans puanları
viii. Modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları

2.1. Dikkatsiz veya Özensiz Yanıtları Tespit Etmek için Kullanılan Bazı Yöntemler

2.1.1. Aykırı değer analizi

Aykırı değer analizinin, uygulanması ve hesaplanması oldukça basittir. Aykırı değerler, bir dağılımın dışında kalan veya önemli ölçüde diğer gözlemlerden farklılık gösteren verilerdir (Peck, & Devore, 2012). Aykırı değerler birçok nedenden dolayı meydana gelebilir. Bunun nedenlerinden biri de, dikkatsiz ve özensiz şekilde verilen yanıtlardır. Yeteri kadar özen göstermeden cevap veren bireylerin, dikkatli ve özenli bir şekilde cevap veren bireylerden farklılık göstermesi kaçınılmaz bir sonuçtur. Aykırı değerlerin varlığında bu farklılıklar ortaya çıkar.

Aykırı değer analizinin temel yöntemleri, bir dağılımdaki belirli bir değeri dağılımdaki diğer değerlere göre incelemektir. Bu teknik, herbir katılımcı için bir ölçeğin her maddesine, verilen olağan dışı yanıtları tespit etmek için kullanılır (Curran, 2016).

Aykırı değer analizi için bazı teknikler mevcuttur. Mahalanobis Uzaklığı (Mahalanobis Distance), tek değişkenlilerin aykırı değer analizinin bir uzantısıdır ve çok değişkenliler için geliştirilmiş bir tekniktir (Mahalanobis, 1936).

Tek boyutlu bir durumda aykırı değerler, bir dağılımın bazı merkezlerine olan uzaklıklarına göre incelenir. Bu çoğunlukla, ortalamaların ve standart sapmaların kullanılması yoluyla elde edilir. Bu dağılımdaki noktalar tek boyutlu bir uzayda bulunur ve dolayısıyla merkeze olan uzaklık, i. gözlemin skoru ile tüm gözlemlerin skorlarının aritmatik ortalama arasındaki fark gibi basit bir eşitlik 2.0 ile ifade edilebilir (Curran, 2016).

$$d_i = X_i - \bar{X} \tag{2.0}$$

Bu orijinal bir ölçeğin kendi birimleriyle ifade edilen bir uzaklıktır; ancak bu uzaklığın standart sapmaya bölünmesiyle basit bir şekilde birimsiz bir uzaklığa dönüştürülebilir ve bir z-puanı eşitlik 2.1 ile hesaplanabilir.

$$z_i = \frac{X_i - \bar{X}}{SD} \tag{2.1}$$

X_i: i.gözlemin skoru

$\bar{X}$: Gözlemelerin skorlarının aritmetik ortalaması

SD: Gözlemlerin skorlarının standart sapması

Aynı kavramları, iki boyutlu bir düzlemdeki uzaklıkları herbir i. gözlem için inceleyebiliriz. Herhangi bir gözlemin (X_{1i}, X_{2i}) skorunun, aritmetik ortamaları ($\bar{X}_1$, $\bar{X}_2$)'ye olan basit uzaklığı eşitlik 2.2 şekilinde hesaplanır (Curran, 2016).

$$d_i = \sqrt{(X_{1i} - \bar{X}_1)^2 + (X_{2i} - \bar{X}_2)^2} \tag{2.2}$$

X_{1i}: i.gözlemin 1.maddesinin skoru

X_{2i}: i.gözlemin 2.maddesinin skoru

$\bar{X}_1$: 1.madde için tüm gözlemlerin skorlarının aritmetik ortalaması

$\bar{X}_2$: 2.madde için tüm gözlemlerin skorlarının aritmetik ortalaması

Bu uzaklık, tek boyutlu durumdaki ham uzaklıktaki gibi, bu değişkenlerin her birinin standart sapmasını hesaba katmaz. Mahalanobis uzaklığı, bu iki değişkenin kovaryans matrisini (C) dahil ederek bunun altında yatan varyans yapısını hesaba katar. Mahalanobis Uzaklığını hesaplamak için madde cevaplarının skorlarından oluşan bir X matrisi elde edilir ve aşağıdaki eşitlik 2.3 eşitliğiyle bulunabilir (Maesschalck, Jouan-Rimbaud, & Massart, 2000).

$$\text{Mahalanobis Uzaklığı} = \sqrt{(X_i - \bar{x}) C_X^{-1} (X_i - \bar{x})^T} \tag{2.3}$$

X_i: i.gözlemin skorlarının vektörü

$\bar{x}$: skorların ortalama vektörü

C_X^{-1}: veri setinin kovaryans matrisinin tersi

Mahalanobis uzaklığı, dikkatsiz ve özensiz cevap vermeyi içeren çok az sayıda belirli çalışmalarda kullanılmıştır ve tam olarak özelliklerinin anlaşılması mümkün değildir. Mahalanobis Uzaklığı, dikkatsiz ve özensiz olarak yanıtlayan bireyleri işratlemek için kullanılabilir; ancak henüz bu yanıtlayıcıları tespit etmek için tek başına net bir yöntem olmadığını belirtmek önemlidir (Curran, 2016).

2.1.2. Long-string analizi

İlk olarak Johnson'ın (2005), bu tekniği basit bir şekilde kullanmasıyla başlamıştır. İlerleyen zamanlarda Costa ve McCrae'nin (2008) çalışmasında bu tekniği genişletmiştir. Dikkatsiz ve özensiz bir şekilde yanıt veren bireyleri belirlemek için kullanılan "long-string analizi" veya "yanıt modeli indeksleri" olarak literatürde bilinen bir tür yanıt dizilerinin analizidir (Huang, Curran, Keeney, Poposki, & DeShon, 2012; Meade, & Craig, 2012).

Örneğin, her bir katılımcı için "kesinlikle katılmıyorum"dan "kesinlikle katılıyorum"a kadar 1'den 5'e kadar bir Likert ölçeği oluşturularak, 10 maddelik bir ölçek için aşağıdaki yanıtlama şekli ele alınır (Curan, 2015).

cevap= 3, 3, 4, 4, 4, 3, 5, 3, 3, 4

Elde edilen bu cevap dizisinde, aynı yanıtın en uzun dizisi üçüncüden beşinciye kadar olan(4,4,4) yanıtlardır. Bu "4" yanıt dizisinin uzunluğu "üç"tür. Yalnızca en uzun yanıt dizisinin uzunluğu incelenirse, bu bireyin alacağı puanı 3 olacaktır. Her yanıt seçeneği incelenirse, bu kişinin her bir yanıt için bir dizi puanı olacaktır. 1'den 5'e kadar puanları şu şekildedir: 0, 0, 2, 3, 1. Bu örnekte, aslında "4" yanıtlardan daha fazla "3" yanıtının olduğunu dikkat ediniz. Burada önemli olan kesintisiz bir sırayla en fazla "4" yanıtının olmasıdır. Bu kesintisiz dizi, long-string yöntemiyle tanımlanır.

Bu teknik, her bir katılımcıdan gelen en uzun aynı yanıt dizisinin incelenmesini içerir ve oldukça basit bir yöntemdir. Buradaki varsayım, dikkatsizce yanıt veren bireylerin bunu her soruya aynı yanıt seçeneğini seçerek yapabilecekleri yönündedir. Bu varsayımın uzantısı, dikkatli ve yeterli çabayla yanıt veren bireylerin aynı yanıt seçeneğini uzun süre kullanmayacaklarıdır. Bu teknik, ölçek boyunca yanıtlarını değiştirmek için yeteri kadar çaba göstermeyen dikkatsiz ve özensiz şekilde cevap veren kişileri belirler. Long-string analizi, çok kötü yanıt veren katılımcıların bazılarını ortadan kaldırma potansiyeline sahiptir; ancak daha iyi sonuçlar elde etmek için yeterli değildir (Curran 2015).

2.1.3. Tek-çift tutarlılık

En basit bireysel tutarlılık tekniklerinden biri tek-çift tutarlılık (Meade, & Craig, 2012) veya bireysel güvenirlik (Huang ve ark., 2012; Huang, Bowling, Liu, & Li, 2014; Jackson, 1977; Johnson, 2005) olarak bilinmektedir**.**

Günümüzde kullanılan "odd–even consistency" (tek-çift tutarlılık) tekniği, Her bir bireyin yanıtlarını, ölçek veya alt ölçekleri iki bölüme ayırmak suretiyle hesaplanır. İlk bölüm, çift maddelere verilen yanıtların bir araya getirildiği kısımdır, diğer bölüm ise tek maddelere verilen yanıtların bir araya getirildiği kısımdır. Eğer ters maddeler varsa, puanlama öncesinde diğer maddelerin yönünü gösterecek şekilde yeniden kodlanır. Daha sonra, yarıya bölünmüş ölçeklerin ya da alt ölçeklerin ortalaması

alınarak bireyin yaklaşık puanı elde edilir. Her bir birey için iki vektör (tek ve çift maddeler için) elde edilir. Bu iki vektör için daha sonra korelasyon analizi yapılır.

Örneğin; 18 maddelik bir ölçeğin A, B ve C olmak üzere üç alt ölçek içerdiğini varsayalım, j'inci kişi için tek-çift maddelerin alt ölçeklerin aşağıdaki şekilde bulabiliriz (Curran, 2016).

- Tek maddeler için ölçek;

A(tek)=(1j+3j+5j)/3

B(tek)=(7j+9j+11j)/3

C(tek)=(13j+15j+17j)/3

- Çift maddeler için ölçek;

A(çift)=(2j+4j+6j)/3

B(çift)=(8j+10j+12j)/3

C(çift)=(14j+16j+18j)/3

Her bir kişi için elde edilen tek-çift puanları; (Atek, Btek, Ctek) ve (Açift, Bçift, Cçift) şeklinde iki vektör olsun. Bu vektörler arasındaki korelasyon Spearman-Brown formülü kullanılarak hesaplanır.

Tek ve çift maddelerin korelasyonunun hesaplanmasının, ilk ortaya çıkışından bu yana bu alanda yapılan birçok çalışmaya rağmen korelasyonla ilgili hesaplamada çok az bir değişiklik olmuştur. Ölçekleri yarıya bölme (tek maddeler ve çift maddeler) büyük ihtimalle zamanın en kolay yöntemiydi ve sonraki yıllarda en iyi uygulama olarak kabul edildi.

2.1.4. Maddeler arası standart sapma

Long-string analizinin tam tersi olarak, maddeler arası standart sapmalara ilişkin yeni bir yöntemdir. Marjanovic, Holden, Struthers, Cribbie ve Greenglass (2015) tarafından önerilen ve test edilen bir tekniktir. Bireyin ölçekdeki her maddeye verdiği cevabın ölçeği oluşturan tüm maddelere verdiği cevapların ortalamasından ne kadar saptığını ölçer. Maddeler arası standart sapma (SD) eşitlik 2.4'deki formülle hesaplanır (Marjanovic, Holden, Struthers, Cribbie, & Greenglass, 2015).

$$SD_i = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{k}(X_{ij}-\bar{X}_i)^2}{(k-1)}} \quad (2.4)$$

X_{ij}: i. gözlemin j. maddeye verdiği puan

$\bar{X}_i$: i. gözlemin k tane maddeye verdiği puanların ortalaması

k: madde sayısı

Maddeler arası standat sapmada, elde edilen büyük değerlerin dikkatsiz ve özensiz yanıt verenlerin bir göstergesi olduğu öne sürülmüştür. Dikkatsiz ve özensiz bir şekilde cevap verenleri tespit etme de iyi sonuçlar veren bir yöntem olarak kullanılsa da de bazı temel kusurları vardır (Marjanovic ve ark., 2015).

2.1.5. Psikometrik terimlerin zıt ve eşanlamlıları

Dikkatsiz ve özensiz cevap verenlerin tespitine yönelik bu teknik, anlamsal (semantik) zıtlıklarla ortaya çıkmıştır yani anlamsal olarak zıt olan madde çiftlerinden oluşmuştur (Goldberg, & Kilkowski, 1985). Bu madde çiftlerinin, içerikleri itibariyle zıt oldukları belirlenir ve bu tür çiftler veri yokluğunda da oluşturulabilir. Zıt ve eş anlamlıların eşleştirmelerinden yola çıkarak veriye dayalı eşleştirmeler için, tüm örneklemdeki tek tek maddeler arasında büyük negatif korelasyonlar aranarak bulunan zıt madde çiftleri olan psikometrik zıtlıkların incelenmesine yol açmıştır (Johnson, 2005).

Psikometrik eşanlamlılar yüksek derecede pozitif korelasyona, psikometrik zıt anlamlılar ise yüksek derecede negatif korelasyona sahip madde çiftlerinden oluşur. Daha sonra bu madde çiftlerine dayalı olarak her bir kişi için korelasyon katsayısı hesaplanır (Curran, 2016).

Psikometrik zıtlık katsayısının değeri, her katılımcı için iki veri vektörü oluşturulur. Bu veri kümelerindeki çiftlerin her biri psikometrik olarak zıt analmlı madde çiftleridir ve her birey için bir korelasyon katsayısı hesaplanır. Daha güçlü negatif korelasyona sahip bireylerin, daha zayıf veya pozitif korelasyona sahip olanlara göre daha dikkatli yanıt verdikleri varsayılmaktadır. Benzer şekilde psikometrik eşanlamlılar içinde aynı teknik kullanılır; ancak madde çiftleri pozitif korelasyona sahiptir ve her bir kişi için en yüksek pozitif korelasyon olması beklenilir. Psikometrik zıt anlamlılar bu tekniklerin en popüleri gibi görünse de bazı çalışmalar

psikometrik eş anlamlılar kavramını da test etmeye başlamıştır (Meade, & Craig, 2012).

Dikkatsiz ve özensiz yanıt verdiğini gösteren bireyler için neredeyse kesin puanlar vardır. Örneğin; psikometrik eşanlamlılarla ilgili her kişi için negatif korelasyonlar veya psikometrik zıt anlamlılarla ilgili her kişi için pozitif korelasyonlar, dikkatsiz ve özensiz yanıt verdiğini gösterir (Huang ve ark., 2012).

2.1.6. Cattell'in sabotaj indeksi

The Sixteen Personality Factor Questionnaire (16PF), kişinin bir bütün olarak çok boyutlu değerlendirilmek amacıyla 16 farklı kişilik özelliklerini belirlemek için kullanılan bir psikolojik öçektir. 16PF, on altı tane temel kişilik özelliğini incelemesinin yanı sıra, Büyük Beşli (Big 5) kuramını oluşturan beş genel kişilik özelliğini de tanımlamıştır (Cattell, Eber, & Tatsuoka, 1970; Cattell, 1957).

Büyük Beşli (Big 5) Kuramı:

- Openness(Açıklık)
- Conscientiousness(Sorumluluk)
- Extraversion(Dışadönüklük)
- Agreeableness(Uyumluluk)
- Neuroticism(Nevrotiklik)

şeklinde beş genel kişilik özelliği içerir (Goldberg, 1990).

Cattell'in sabotaj indeksi, kişilik özelliklerini değerlendirmek için Cattell'in The Sixteen Personality Factor Questionnaire (16PF) gibi psikolojik ölçeklerde kullanılan bir indeksdir. Temel amacı, ölçümlerin güvenilirliğini ve geçerliliğini artırmak için dikkatsiz veya özensiz şekilde verilen cevapları belirlemektir. Örneğin, özensiz veya dikkatsiz bir şekilde cevaplanırsa, ölçüm sonuçları güvenilir olmayabilir. Sabotaj İndeksi, bu tür yanıtları belirleyerek ölçümün geçerliliğini ve güvenilirliğini artırmaya çalışır (Fronczyk, 2014).

Cattell'in 16PF'de kullanılan sabotaj indeksi, her bir ölçeğin iki bölüme ayrılabileceği varsayımıyla geliştirilmiştir (Cattell ve ark., 1970). Belirli bir ölçeği oluşturan soruların yarısına göre hesaplanan puan, aynı ölçeği oluşturan soruların diğer yarısına göre regresyon yöntemi kullanılarak tahmin edilebilir. Bu tür bir tahmin,

katılımcıların kendi bilgilerine atıfta bulunarak yanıt verdiklerini, dikkatsiz veya özensiz yanıt vermediklerini ve herhangi bir yanıt verme stili izlemediklerini mümkün kılmaktadır. Böylece, deneysel verilere dayanarak, iki puan grubunu hesaplamak mümkündür: Belirli bir ölçeğin iki bölümünün her biri için gerçek puanlar ve diğer bölüm temelinde tahmin edilen puanlar elde edilir. Kombine Sabotaj İndeksi, her bir ölçeğinin yarısı için gerçek puanlar ile ikinci yarı puanında ilk yarı puanının doğrusal bir regresyonuna dayalı olarak tahmin edilen puanlar arasındaki farkların karesinin toplamı olarak hesaplanır. Başka bir deyişle, bu indeks, her bir ölçek için hesaplanan ikinci bölüm puanına her ölçeğin birinci bölüm puanının regresyonundan elde edilen artıkların karelerinin toplamıdır. Bu indeksin değeri ne kadar düşükse, indeksin hesaplandığı kişinin dikkatsiz ve özensiz bir şekilde yanıt verme olasılığı o kadar düşük olur (Fronczyk, 2014).

Cattell ve arkadaşları (1970), sabotaj indeksinin ikiye bölünmüş ölçek çiftleri arasındaki ortalama korelasyon kullanılarak hesaplanmasını ve bu hesaplamaların normalleştirilmiş puanlar üzerinde yapılması gerektiğini önerirler. Bu muhtemelen hesaplamaları basitleştirmek içindir. Bu ortalama korelasyon yönteminin kullanılması, hesaplama sürecini daha kolay hale getirir ve böylece Sabotaj İndeksinin uygulanabilirliğini artırmaya yardımcı olur. Ayrıca, normalleştirilmiş puanlar üzerinde yapılması önerilen hesaplamalar, farklı ölçekler arasında doğru karşılaştırmalar yapılmasına yardımcı olur (Fronczyk, 2014).

Cattell ve arkadaşları (1970) tarafından önerilen Sabotaj İndeksi, Fronczyk(2014) tarafından geliştirilerek daha kullanışlı hale getirilmiştir. Cattell'in önerdiği normalleştirilmiş veriler yerine ham veriler kullanılarak Sabotaj İndeksi hesaplanmıştır. Costa ve McCrae's'in Polonya versiyonu NEO-FFI Personality Inventory, bireyin beş genel kişilik özelliğini (Big 5) ölçmeyi amaçlar (Fronczyk. 2014). Çalışmada kullanılan NEO-FFI ölçeğinin her bir alt ölçeği için, biri çift sayılı maddelerden, diğeri tek sayılı maddelerden oluşan iki yarıya bölünmüştür. Sabotaj İndeksi hesaplanırken, ölçeğin tek sayılı kısmı bağımlı değişken ve çift sayılı kısmı bağımsız değişken olacak şekilde, NEO-FFI ölçeğinin her bir alt ölçeği için regresyon analizi gerçekleştirildi (Fronczyk, 2014).

2.1.7. Sabit bireyselleştirilmiş şans puanları

Dikkatsiz ve özensiz verilen yanıtları belirlemek için farklı bir yaklaşım daha kullanmak mümkündür. Kullanılacak olan bu yaklaşımda, her bir ölçekde beklenen puan, katılımcının dikkatsiz ve özensiz yanıt verdiği varsayımıyla belirlenir.

Bireysel düzeyde, dikkatsiz veya özensiz yanıt vermede belirli bir yanıt türünün (örneğin, "evet" yanıtları) oranı tüm ölçekde ve ölçeğin her birinde aynıysa, sabit bireyselleştirilmiş şans puanı (FIC), içerik açısından hangi ölçeğe ait olduklarına bakılmaksızın tüm ölçekteki belirli türdeki yanıtların oranlarına dayalı olarak her bir ölçek için ayrı ayrı hesaplanabilir. Bu yaklaşım Haertzen ve Ross (1978) tarafından uygulanmıştır. En basit durumda, iki kategorili yanıt formatı (“evet” – “hayır”) olan bir ölçek düşünüldüğünde, belirli bir alt ölçeği için beklenen puan eşitlik 2.5’deki gibi hesaplanır (Haertzen, & Ross, 1978).

$$FIC_s = P_T \times T_s + Q \times N_s \tag{2.5}$$

Burada;

FIC_s: s. ölçek için sabit bireyselleştirilmiş şans puanları

P_T: Ölçeğe bakılmaksızın kişinin tüm ölçekdeki pozitif cevaplarının oranı

T_s: s. ölçekdeki pozitif teşhis edilen yanıtların sayısı

Q: $1 – P_T$: Ölçeğe bakılmaksızın; kişinin tüm ölçekdeki olumsuz yanıtlarının oranı

N_s: s. ölçekteki negatif teşhis edilen yanıtların sayısı

Her bir ölçek için dikkatsiz ve özensiz yanıt verildiğini varsayan sabit bireyselleştirilmiş şans puanları, gerçek puanlarla karşılaştırılabilir. Her bir ölçek için sabit bireyselleştirilmiş şans puanı ile gerçek puanı arasındaki farklarının karesi alınıp ve toplandığında, tüm ölçekler için genel sabit bireyselleştirilmiş şans puanını elde edilir. Bu yapılan hesaplamanın sonunda, indeksin değeri ne kadar yüksek olursa, kişinin puanları sabit bireyselleştirilmiş şans puanları temelinde belirlenen profilden önemli ölçüde farklı olduğu için, kişinin dikkatsiz ve özensiz bir şekilde yanıt verme olasılığı o kadar düşük olacaktır (Fronczyk, 2014).

2.1.8. Modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları (MFIC)

Daha önce tartışılan sabit bireyselleştirilmiş şans puanı İndeksi, yalnızca ikili yanıtları olan maddelere uygulandı. Fronczyk (2014) tarafından yapılan çalışmada, daha kullanışlı hale getirmek için çok kategorili yanıt formatına (modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanı, MFIC) sahip maddelerden oluşan ölçümlerle kullanım için genişletilmiştir. Çalışmada kullanılan NEO-FFI ölçeği kullanıldı ve bir bütün olarak ölçekteki her yanıt kategorisinin bireysel oranlarının hesaplanması yapıldı. Daha sonra bu oranlar, düz (pozitif olarak kodlanan) maddelerin sayısıyla ve ayrıca ters (negatif olarak kodlanan) maddelerin sayısıyla çarpılmıştır. Bir sonraki adımda, yukarıda anlatıldığı gibi elde edilen sonuçların her biri, belirli bir puanlama yöntemiyle atanan puanların sayısıyla çarpıldı. Sonuç olarak bireysel kategoriler ve her iki puanlama türü için hesaplanan tüm sonuçların toplanmasıyla eşitlik 2.6 elde edilir (Fronczyk, 2014).

$$MFIC_s = \sum_{j=1}^{k} w_j \, P_j T_{sj} + \sum_{j=1}^{k} z_j \, P_j N_{sj} \tag{2.6}$$

$MFIC_s$: s. ölçek için modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları

w_j: Doğrudan puanlanmış j kategorisi yanıtına atanan puan sayısı

z_j: Ters puanlanmış j kategorisi yanıtına atanan puan sayısı

P_j: Ölçekten bağımsız olarak, belirli bir kişi tarafından tüm ölçekte j. kategoriye verilen yanıtların oranı

T_{sj}: s. ölçekte, j kategorisine verilen yanıtların sayısı (w bu kategoriye atanan puan sayısı)

N_{sj}: s. ölçekte j kategorisinin yanıtlarının sayısı(z bu kategoriye atanan puan sayısı)

Her bir ölçek için MFIC ile gerçek puanı arasındaki farklarının karesi alınıp ve toplandığında, tüm ölçekler için genel MFIC elde edilir. İndeksin değeri ne kadar büyük olursa kişinin dikkatsiz ve özensiz bir şekilde yanıt verme olasılığı o kadar düşük olacaktır (Fronczyk, 2014).

Cattell'in sabotaj indeksi ve MFIC için NEO-FFI ölçeği kullanılarak gerçek katılımcılardan elde edilen puanlar ile simülasyon yoluyla türetilen verilerin karşılaştırılmasında ROC (Receiver Operating Characteristic) analizi yapılıp cut-off değerleri elde edilmiştir (Fronczyk, 2014).

3. GEREÇ VE YÖNTEM

Bu tez çalışmasında, dikkatsiz veya özensiz olarak cevaplanan soruların Cattell'in sabotaj indeksi ve MFIC karşılaştırmak ve önerilen indekslerin performansını görmek amacıyla anakütleler türetildi. Bu iki indeks için, farklı örneklem büyüklüklerine (n) uygulanacak madde ve ters madde sayıları farklı olacak şekilde 5'li likert ölçek simüle edilmiştir. İndekslerin performansının değerlendirmesinde kullanılan ölçütler, Hata Kareleri Ortalamasının Karekökü (Root Mean Squared Error, RMSE) ve yanlılık (BIAS)' dır.

Anakütle parametresinden çift yönlü sapmaların büyüklüğünü belirlemek için RMSE kullanılır (Xing, & Nabendu, 2010). Bu ölçü, 0 ile ∞ aralığında yer alır. Ayrıca hatanın yönünü hesaba katmaz. "0"değerine yaklaştıkça tahmin değerinin anakütle değerine yaklaştığını gösterir. Bu da tahmin değerlerinin iyi olduğunu ifade eder. Aşağıda (3.1) eşitliğinde verilmiştir.

$$\text{RMSE}=\sqrt{\sum_{i=1}^{t}\frac{(\hat{u}_i-U)^2}{t}} \tag{3.1}$$

$\hat{u}_i$: örneklemden tahmin edilen dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı

U: anakütlede dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı

t: tekrar sayısı

Yanlılık (BIAS), anakütle parametresinden tek yönlü sapmayı ifade eder (Smith, & Noble, 2014). Bu amaçla, tez çalışmasında, simülasyon sonuçları için yanlılık formülü ile elde edildi. BIAS, "-∞" ile "+∞" arasında değerler alabilmektedir. Tahmin değeri için, BİAS, negatif değer alıyorsa anakütle değerinin altında tahmin değeri, pozitif değer alıyorsa anakütle değerinin üstünde tahmin değeri ve "0" ise anakütle değerine eşit tahmin değeri olduğunu ifade eder. Dolayısıyla 0'a yakın değerler elde etmek, tahminlerin anakütle değerinden sapmadığını gösterir. Aşağıda (3.2) eşitliklerinde verilmiştir.

$$\text{BIAS}=\sum_{i=1}^{t}\frac{(\hat{u}_i-U)}{t} \tag{3.2}$$

$\hat{u}_i$: örneklemden tahmin edilen dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı

U: anakütlede dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı

t: tekrar sayısı

İndekslerde kullanılan simülasyon çalışmaları için R 3.4.1 programı kullanılmıştır.

Farklı simülasyon senaryolardan elde edilen Cattell'in sabotaj indeksi ve modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanı (MFIC) için RMSE ve BIAS değerleri için farklı grafikler çizilmiştir. Bunlardan Cattell'in Sabotaj İndeksi için birincisi, madde sayısındaki değişime göre örneklem büyüklüğü için ikincisi ise örneklem büyüklüğündaki değişime göre madde sayısı için RMSE ve BIAS grafikleri çizilmiştir. Benzer şekilde modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanı (MFIC) için, ters madde oranları sabit tutularak birincisi madde sayısındaki değişime göre örneklem büyüklüğü için ikincisi ise örneklem büyüklüğündaki değişime göre madde sayıları için RMSE ve BIAS grafikleri çizilmiştir.

3.1. Simülasyon Senaryosu

Farklı örneklem büyüklükleri (n), 30, 50, 100, 250, 500 için 5'li likert ölçeğinde madde sayıları sırasıyla (k) 10, 30, 50 ve 80 ayrıca ters madde sayıları madde sayılarının %10, %20, %40'ı olacak şekilde uygulandığı varsayıldı. (1,2,3) ve (2,3,4) ve (3,4,5) bir ölçekte tutarlı maddeleri işaretleme olarak dar bir aralıkta alındı; fakat (1,3,5) ise dikkatsiz veya özensiz olarak geniş aralıkta kabul edilerek veri türetildi. Bu ölçekte; (1,3,5) likertlerini türeten verilerin sayılarının dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranları (U) 0,10; 0,20; 0,30 ve 0,60 alınmıştır. Bu şekilde simülasyon çalışması yapılmıştır. Çalışmamızda her bir simülasyon için 1000 tekrar yapılmıştır.

Simüle edilen örneklemlerdeki her bir gözlem için modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanı (MFIC) ve Cattell'in sabotaj indeksi hesaplanmıştır. Cattell'in sabotaj indeksi değeri, ne kadar büyük olursa indeksin hesaplandığı gözlemlerin dikkatsiz veya özensiz cevaplamış olarak geniş bir aralıkta türetilme olasılığı o kadar yüksek olur. Ancak, modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları (MFIC) ne kadar büyük olursa indeksin hesaplandığı gözlemlerin tutarlı bir şekilde dar bir aralıkta üretilme olasılığı o kadar yüksek olur. Elde edilen bu indekler için, $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyine her bir örneklem için ROC (Receiver Operating Characteristic) analizi yapılıp ve cut-off değerleri elde edilmiştir. Elde edilen bu cut-off değerlerine göre, dikkatsiz veya özensiz verilen cevaplar ile tutarlı verilen cevapların sayıları hesaplanmıştır. Her bir örneklem büyüklüğü için tahmin edilen

dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranları elde edilmiştir. İndekslerin performansının değerlendirmesinde Hata Karelerinin Ortalamasının Karekökü (RMSE) ve Yanlılık (BIAS) karşılaştırılmıştır.

4. BULGULAR

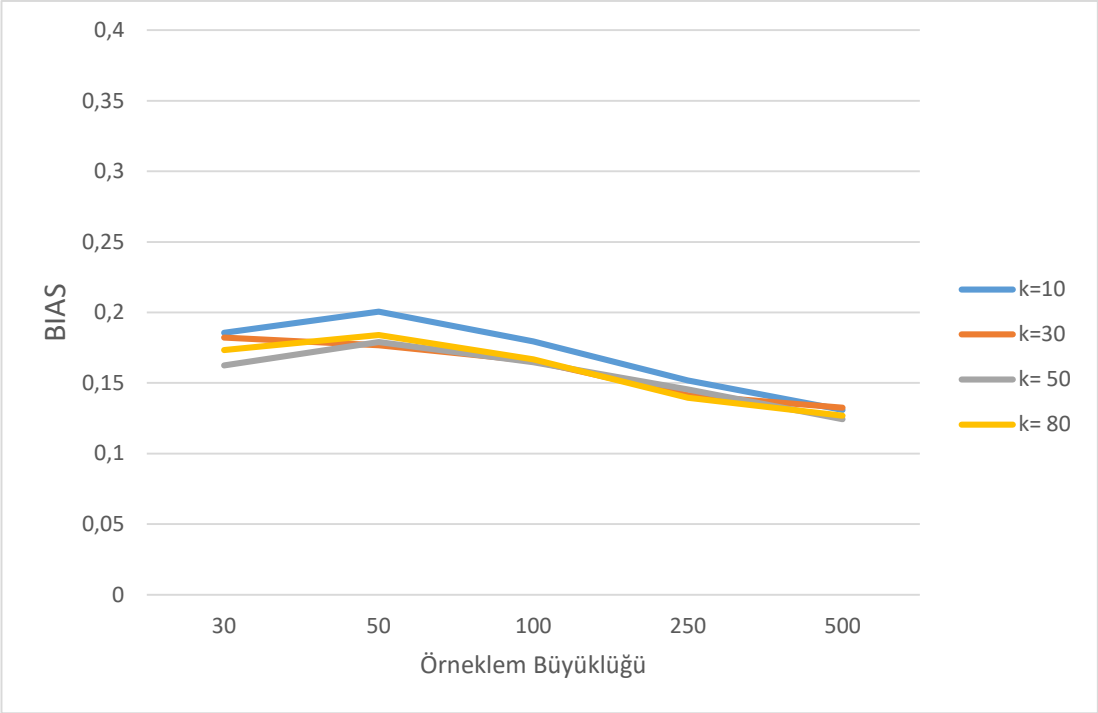
4.1. Cattell'in Sabotaj İndeksi

Cattell'in sabotaj indeksi için, simülasyon senaryosunu n=50, 100, 250 ve 500 örneklem büyüklükleri, U=0,10; 0,20; 0,30; 0,40 ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranları, madde sayıları sırasıyla 10, 30, 50 ve 80 olacak şekilde uygulanmıştır. Tablo 1 - Tablo 8 Cattell'in sabotaj indeksine ait simülasyon sonuçlarından elde edilen BIAS ve RMSE değerleri verilmiştir. Cattell'in sabotaj indeksi için, madde sayısındaki değişime göre örneklem büyüklüğü için RMSE ve BIAS grafikleri ve örneklem büyüklüğündeki değişime göre madde sayısı için RMSE ve BIAS grafikleri Şekil 1 - Şekil 16'da gösterilmiştir.

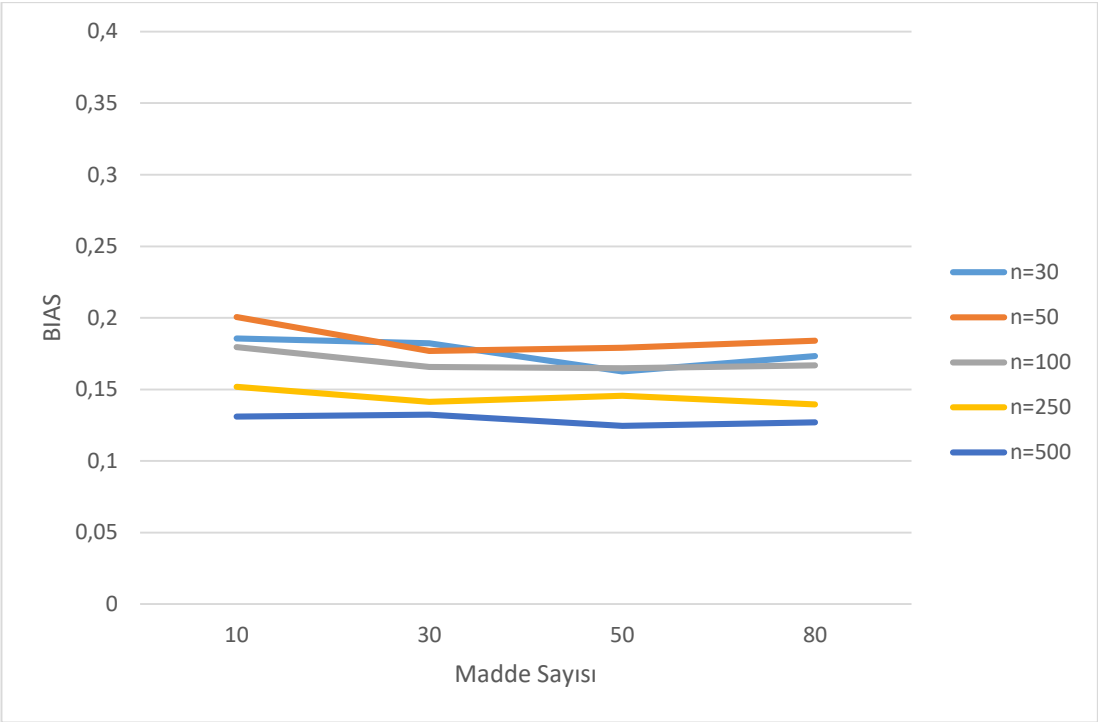
Dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı 0,10 için örrneklem büyüklüğü arttıkça Cattell'in sabotaj indeksi için performans artmıştır. n=500 için farklı madde sayılarında aynı performansı göstermiştir. Bu indeks için anakütle parametresinden büyük değerler elde edilmiştir. Madde sayıları farklı, örneklem büyüklüğü aynı iken anakütle parametresinden sapmalar hemen hemen aynıdır (Tablo 1., Şekil 1., Şekil 2.).

Tablo 1. Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları

Örneklem Büyüklüğü (n)	**Madde Sayısı (k)**			
	10	**30**	**50**	**80**
30	0,185633	0,182266	0,162466	0,173300
50	0,200480	0,176840	0,179100	0,183940
100	0,179470	0,165600	0,164810	0,166690
250	0,151780	0,141284	0,145540	0,139508
500	0,130904	0,132422	0,124464	0,126914



Şekil 1. Örneklem büyüklüğüne göre Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları grafiği

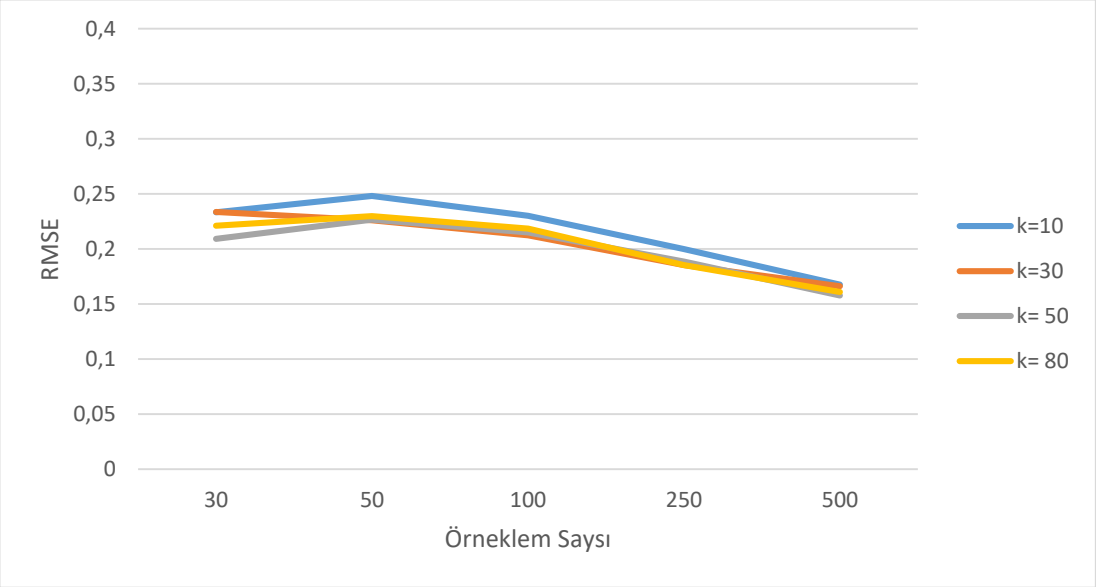


Şekil 2. Madde sayısına göre Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları grafiği

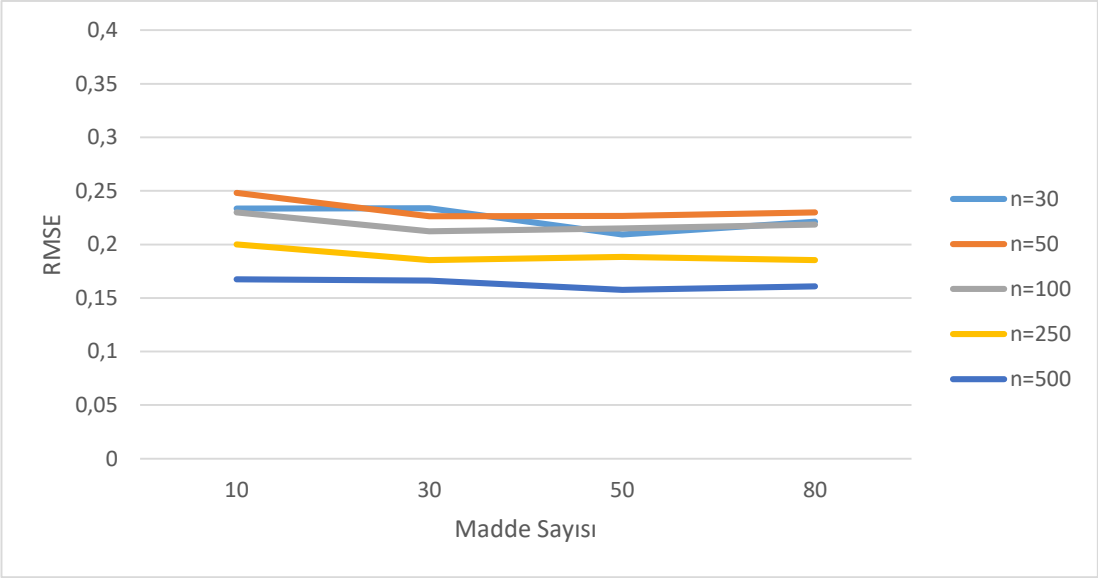
0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı için, örneklem büyüklüğü arttıkça Cattell'in sabotaj indeksi için performans artmıştır. n=500 için farklı madde sayılarında aynı performansı göstermiştir Bu indeksde örneklem büyüklüğü arttıkça anakütle parametresinden sapmalar azalmıştır. Örneklem sayıları aynı, madde sayıları farklı iken anakütle parametresinden sapmalar hemen hemen aynıdır (RMSE azalmıştır) (Tablo 2., Şekil 3., Şekil 4.).

Tablo 2. Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları

Örneklem Büyüklüğü (n)	Madde Sayısı (k)			
	10	**30**	**50**	**80**
30	0,233440	0,233794	0,209380	0,221201
50	0,248154	0,226189	0,226573	0,230035
100	0,230042	0,212367	0,215079	0,218474
250	0,200041	0,185510	0,188485	0,185361
500	0,167535	0,166288	0,157718	0,160969



Şekil 3. Örneklem büyüklüğüne göre Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları

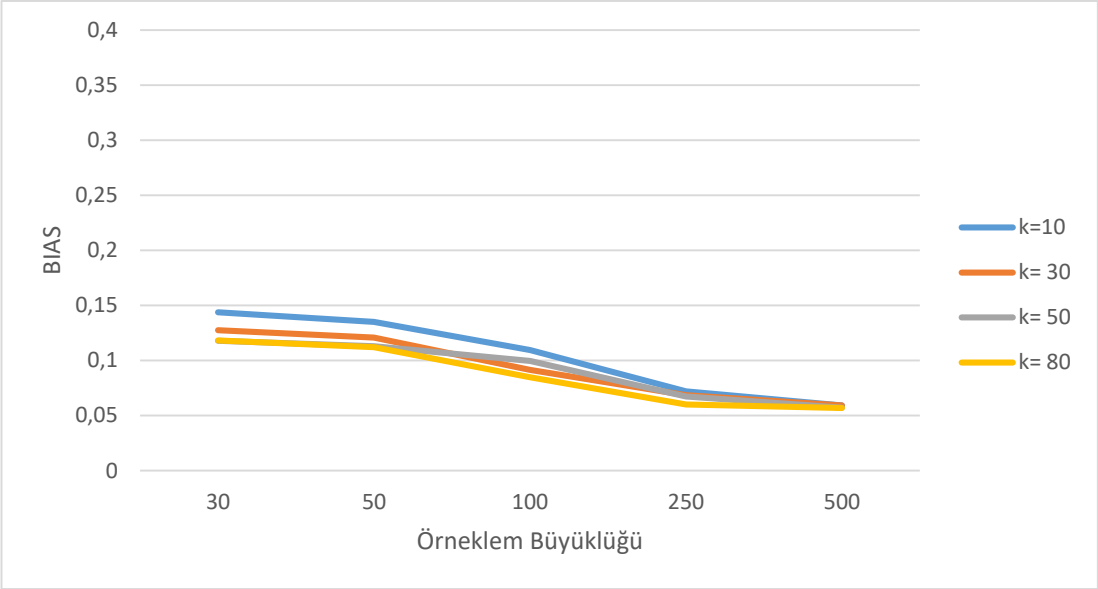


Şekil 4. Madde sayısına göre Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları

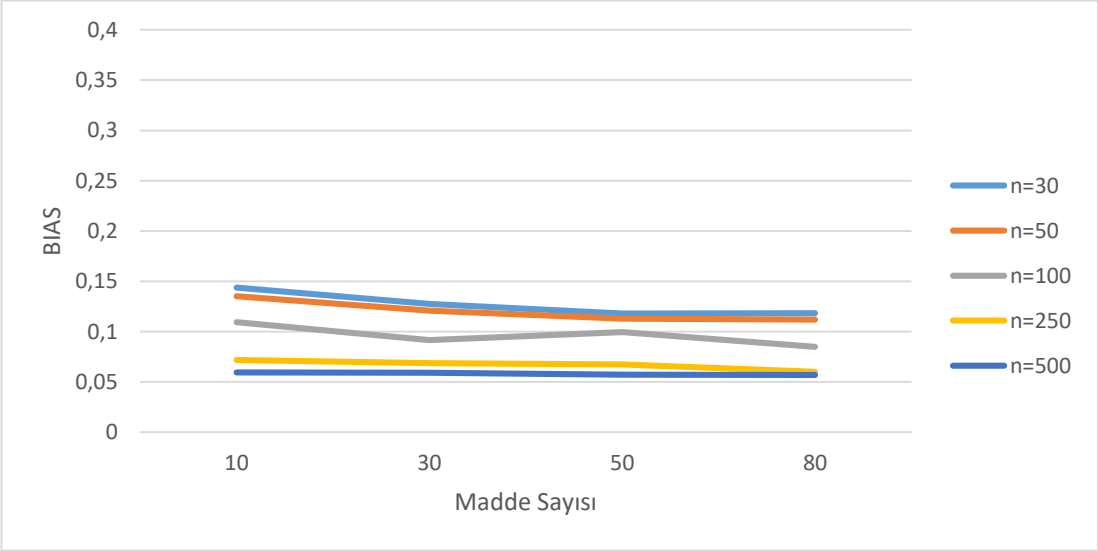
Örneklem büyüklüğü arttıkça 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı için Cattell'in sabotaj indeksi için performans artmıştır. Bu indeks, örneklem büyüklüğü artıkça anakütle parametresinden sapmalar azalmıştır ve n=500 için farklı madde sayılarında en iyi performansı göstermiştir (Tablo 3., Şekil 5., Şekil 6.)

Tablo 3. Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları

Örneklem Büyüklüğü (n)	**Madde Sayısı (k)**			
	10	**30**	**50**	**80**
30	0,143800	0,127433	0,117933	0,118300
50	0,135220	0,120960	0,112940	0,112080
100	0,109480	0,091570	0,099550	0,084790
250	0,071892	0,068624	0,067464	0,060232
500	0,059348	0,059086	0,057320	0,056950



Şekil 5. Örneklem büyüklüğüne göre Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları

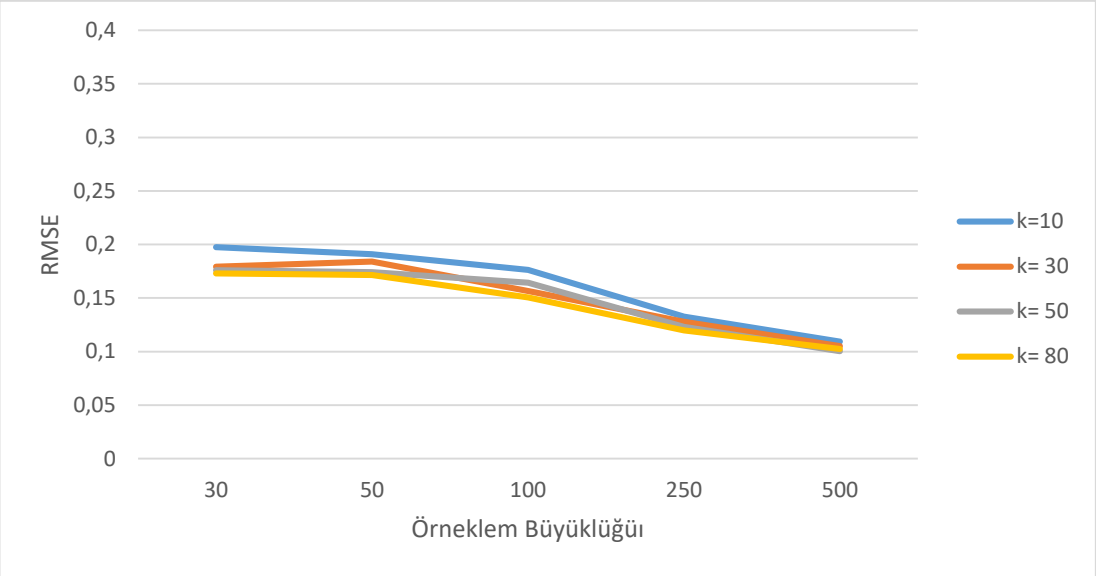


Şekil 6. Madde sayısına göre Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları

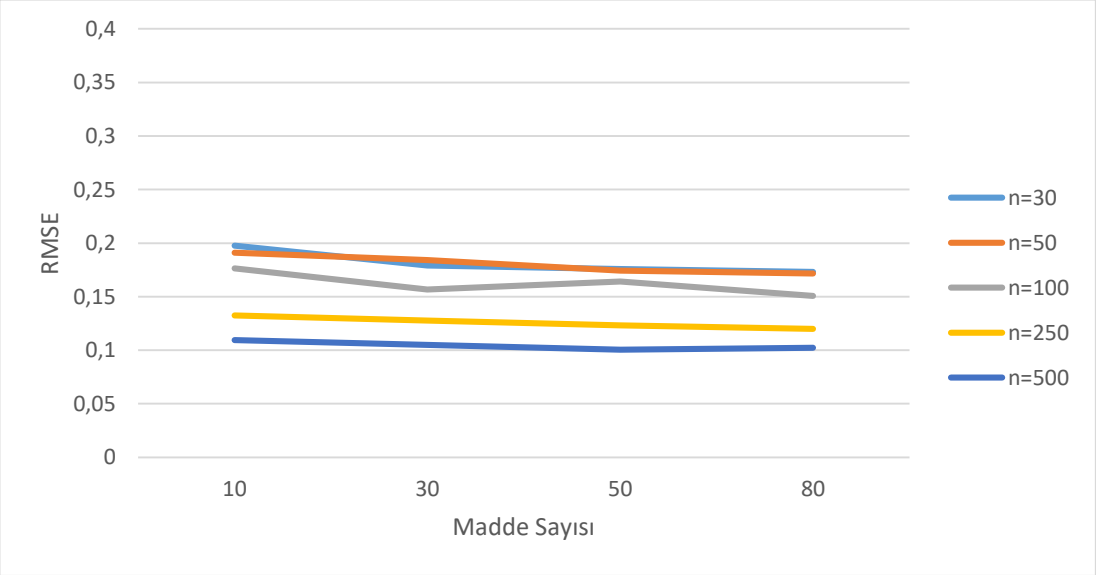
0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı için örneklem büyüklüğü arttıkça Cattell'in sabotaj indeksi için performan artmıştır. n=500 için farklı madde sayılarında aynı performansı göstermiştir Bu indeks için örneklem büyüklüğü arttıkça anakütle parametresinden sapmalar azalmıştır (RMSE azalmıştır). Madde sayıları farklı, örneklem büyüklüğü aynı iken anakütle parametresinden sapmalar hemen hemen aynıdır (Tablo 4., Şekil 7., Şekil 8.).

Tablo 4. Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları

Örneklem Büyüklüğü (n)	Madde Sayısı (k)			
	10	**30**	**50**	**80**
30	0,197647	0,179167	0,175923	0,173015
50	0,190941	0,184202	0,174233	0,171541
100	0,176338	0,156590	0,164190	0,150607
250	0,132513	0,127785	0,123139	0,119795
500	0,109412	0,105117	0,100489	0,102336



Şekil 7. Örneklem büyüklüğüne göre Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları

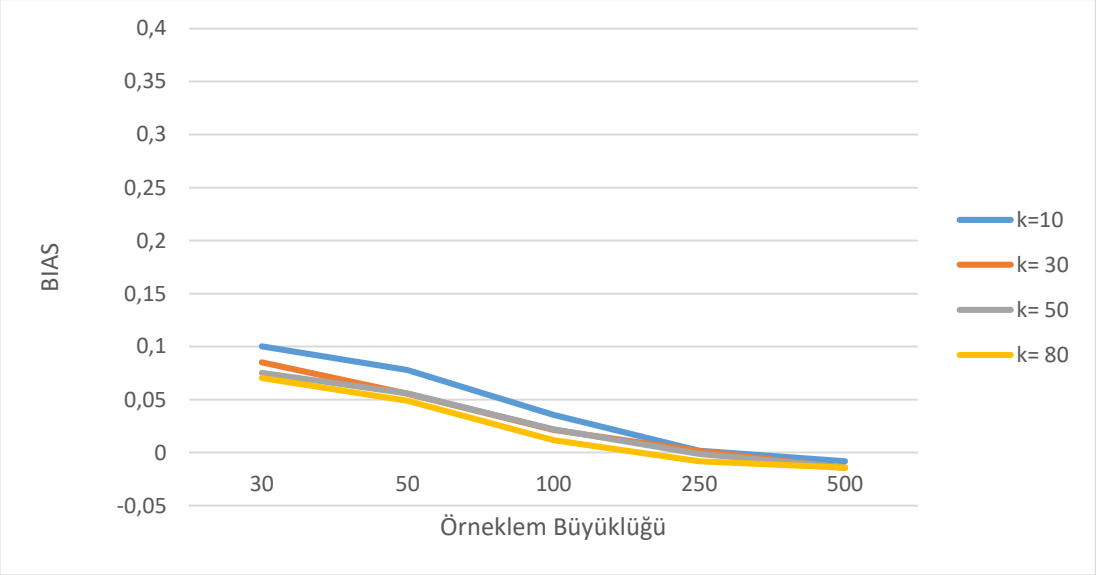


Şekil 8. Madde sayısına göre Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları

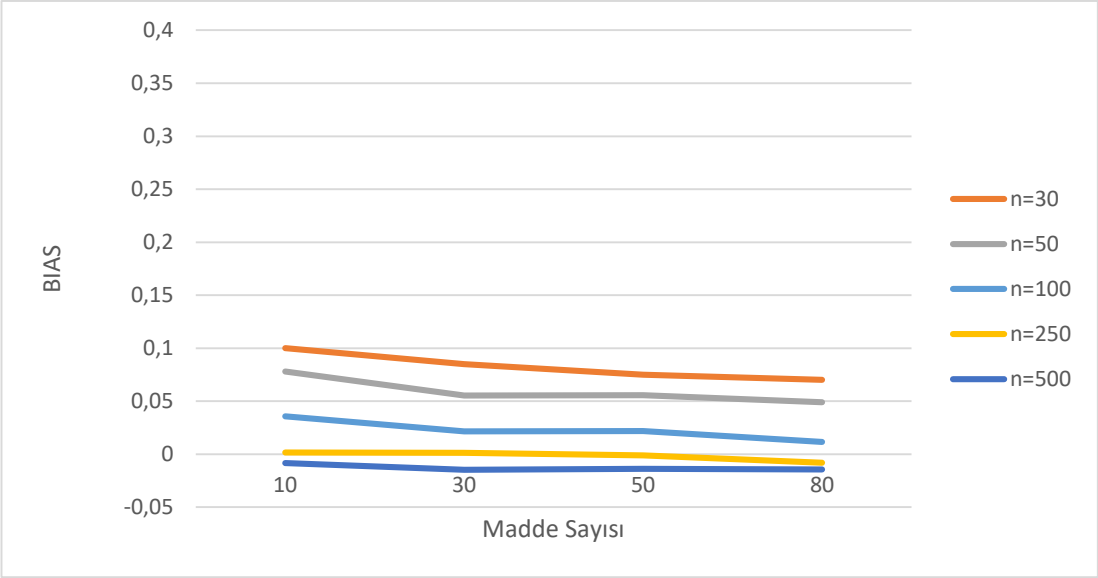
Cattell'in sabotaj indeksi, 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı için n=250 örneklem büyüklüğünde parametre tahmininde yüksek performans göstermektedir. Bu indeksde 30, 50 ve 100 örneklem büyüklüklerinde anakütle parametresinden büyük değerler elde edilirken, n=500 örneklem büyüklüğünde anakütle parametresinden düşük değerler elde edilmiştir (Tablo 5., Şekil 9., Şekil 10.).

Tablo 5. Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları

Örneklem Büyüklüğü (n)	**Madde Sayısı (k)**			
	10	**30**	**50**	**80**
30	0,100100	0,085100	0,075066	0,070233
50	0,078020	0,055460	0,055760	0,048900
100	0,035730	0,021440	0,021980	0,011600
250	0,001656	0,001380	-0,001184	-0,008072
500	-0,008212	-0,014582	-0,013920	-0,014256



Şekil 9. Örneklem büyüklüğüne göre Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları

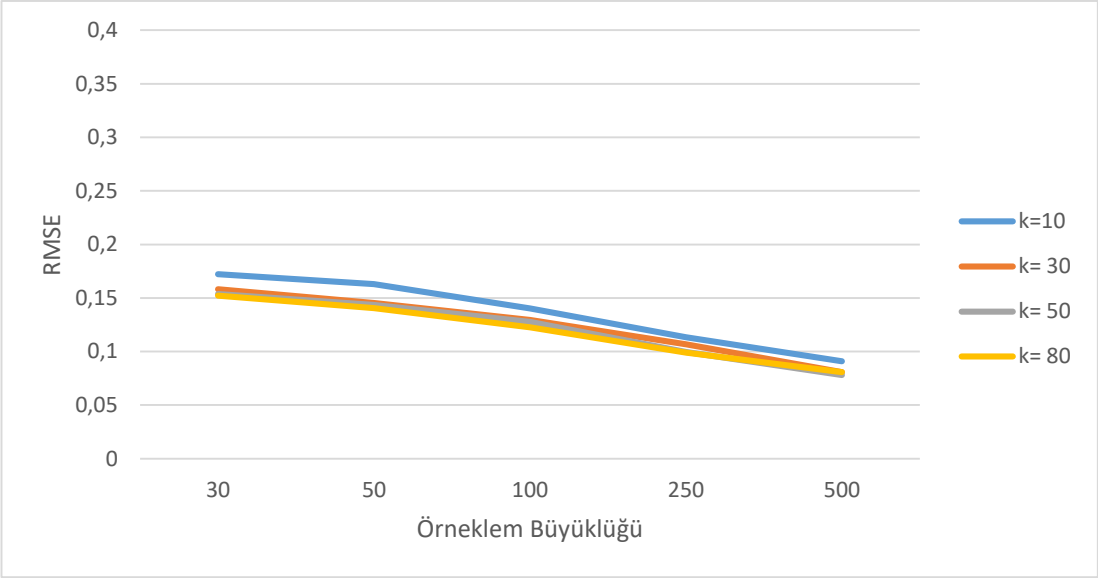


Şekil 10. Madde sayısına göre Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları

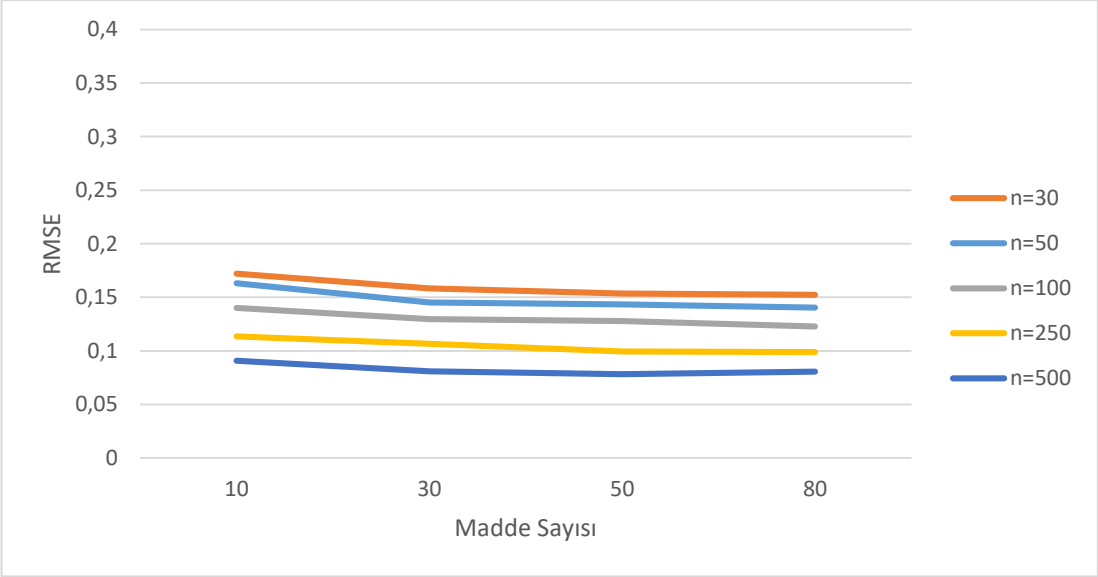
0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı için örneklem büyüklüğü arttıkça Cattell'in sabotaj indeksi için performans artmıştır. Bu indeks, örneklem büyüklüğü arttıkça anakütle parametresinden sapmalar azalmıştır (RMSE azalmıştır) (Tablo 6., Şekil 11., Şekil 12.).

Tablo 6. Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları

Örneklem Büyüklüğü (n)	**Madde Sayısı (k)**			
	10	**30**	**50**	**80**
30	0,172172	0,158307	0,153601	0,152282
50	0,163086	0,145312	0,143415	0,140437
100	0,140137	0,129485	0,127741	0,122741
250	0,113465	0,106750	0,099591	0,098939
500	0,090820	0,080858	0,078213	0,080763



Şekil 11. Örneklem büyüklüğüne göre Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları

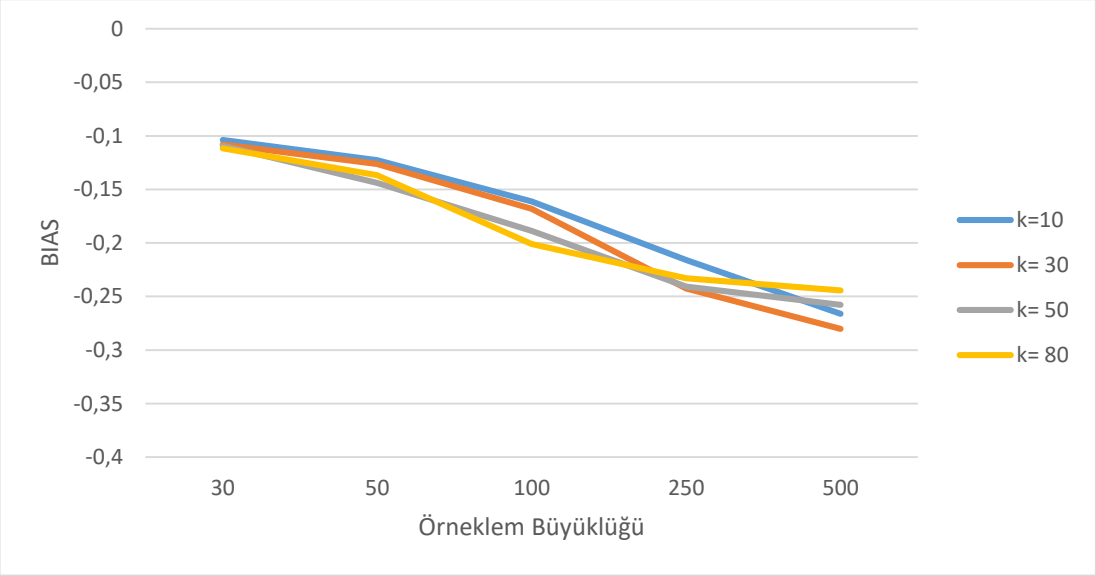


Şekil 12. Madde sayısına göre Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları

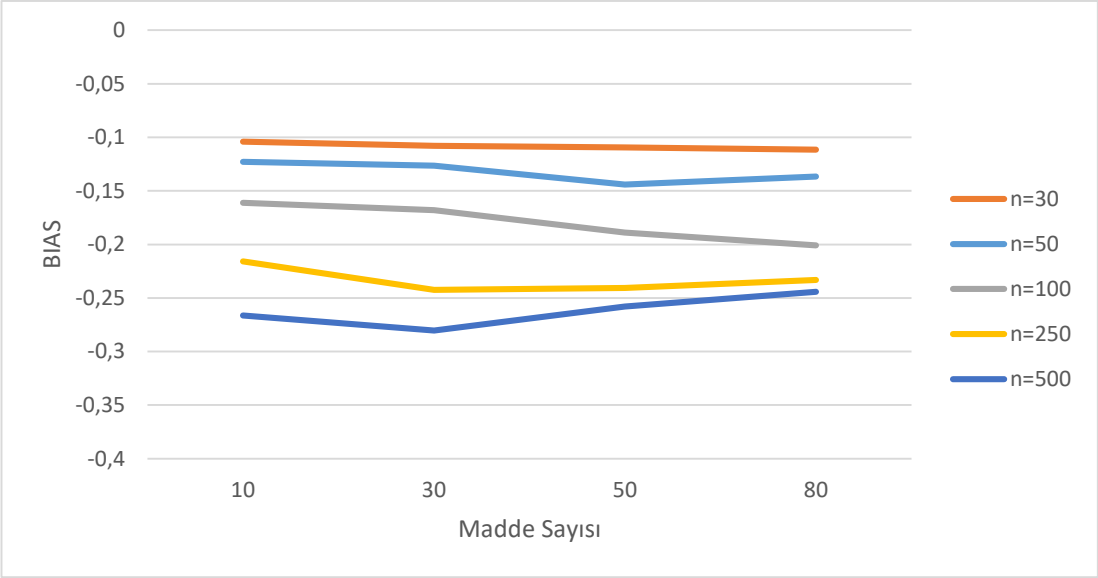
0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı için anakütle parametresinden küçük değerler elde edilmiştir. Örneklem sayısı artıkça performans azalmıştır (Tablo 7., Şekil 13., Şekil 14.).

Tablo 7. Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları

Örneklem Büyüklüğü (n)	Madde Sayısı (k)			
	10	**30**	**50**	**80**
30	-0,103900	-0,108000	-0,109366	-0,111633
50	-0,122800	-0,126400	-0,143960	-0,136700
100	-0,161180	-0,168040	-0,188880	-0,200870
250	-0,215828	-0,242496	-0,240716	-0,233048
500	-0,266236	-0,280258	-0,257868	-0,244328



Şekil 13. Örneklem büyüklüğüne göre Cattell'in Sabotaj İndeksi ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları

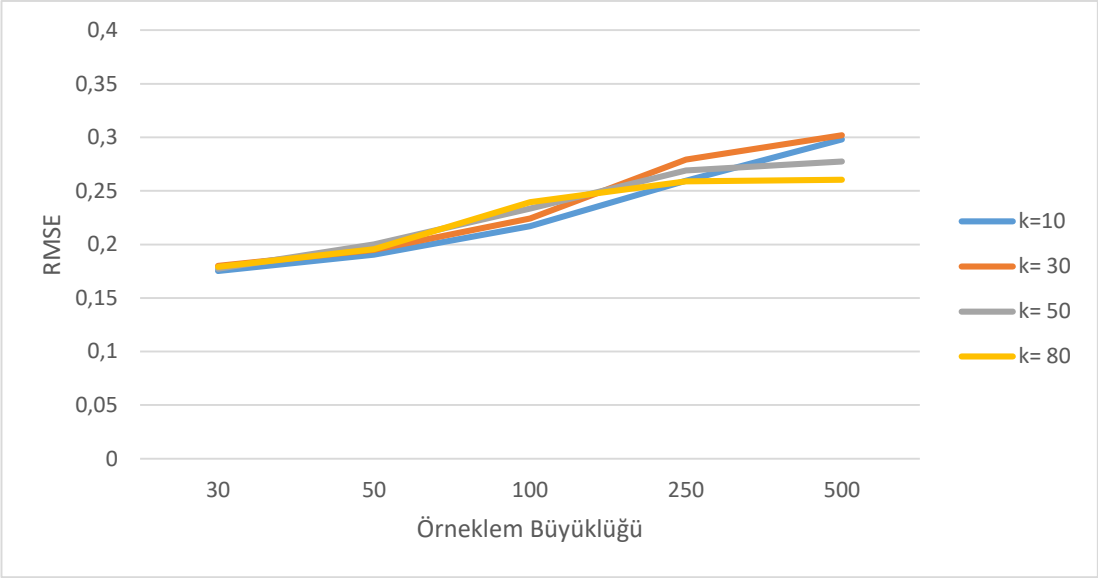


Şekil 14. Madde sayısına göre Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları

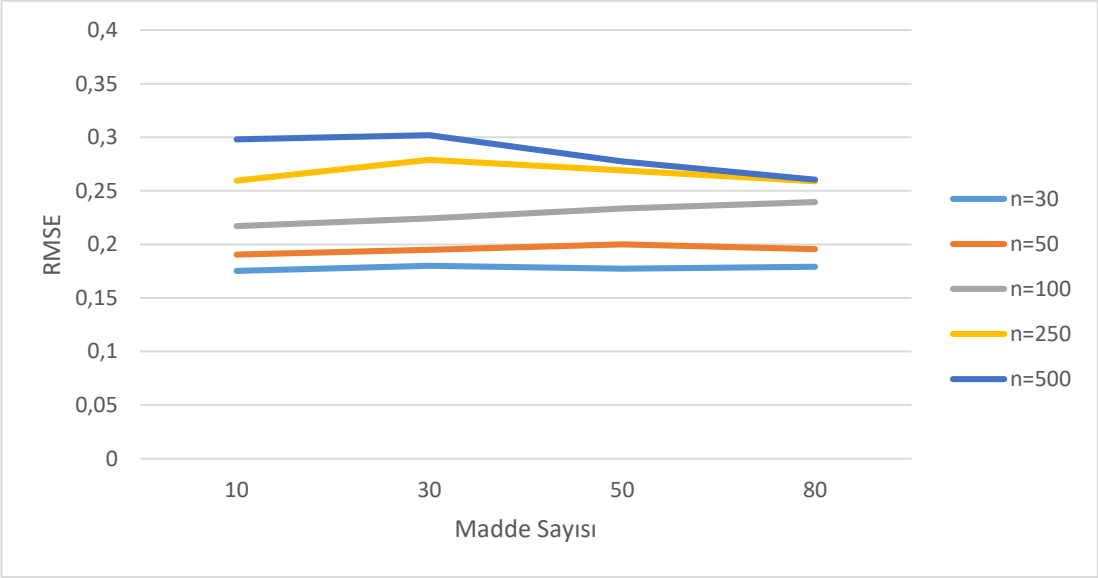
Örneklem büyüklüğü arttıkça 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı için Cattell'in sabotaj indeksi için performans azalmıştır. Bu indeks, örneklem büyüklüğü arttıkça anakütle parametresinden sapmalar artmıştır (RMSE artmıştır) (Tablo 8., Şekil 15., Şekil 16.).

Tablo 8. Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları

Örneklem Büyüklüğü (n)	**Madde Sayısı (k)**			
	10	**30**	**50**	**80**
30	0,175350	0,179907	0,177291	0,179186
50	0,190361	0,195028	0,200163	0,195576
100	0,216974	0,224344	0,233408	0,239602
250	0,259537	0,279085	0,268946	0,258826
500	0,297927	0,302028	0,277427	0,260511



Şekil 15. Örneklem büyüklüğüne göre Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



Şekil 16. Madde sayısına göre Cattell'in sabotaj indeksi ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları

4.2. Modifiye Sabit Bireyselleştirilmiş Şans Puanları

Modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için simülasyon senaryosunu n=50, 100, 250 ve 500 örneklem büyüklükleri, U=0,10; 0,20; 0,30; 0,40 ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranları, madde sayıları sırasıyla 10, 30, 50 ve 80 ayrıca ters madde sayıları madde sayılarının %10, %20, %40'ı olacak şekilde uygulanmıştır.

Tablo 9 - Tablo 16 Modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanlarına ait simülasyon sonuçlarının BIAS ve RMSE değerleri verilmiştir. Modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanı (MFIC) için ters madde oranları sabit tutularak birincisi madde sayısındaki değişime göre örneklem büyüklüğü için ikincisi ise örneklem büyüklüğündeki değişime göre madde sayısı için RMSE ve BIAS grafikleri Şekil 17 - Şekil 64'de verilmiştir.

Modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı için örneklem büyüklüğü artıkça anakütle parametresinden yüksek değerler elde edilmiştir. Ters madde oranı 0,10; 0,20; 0,40 için madde sayıları 30, 50, 80 iken anakütle parametresinden hemen hemen sapmalar aynı; fakat madde sayısı 10 iken örneklem büyüklüğü artıkça anakütle parametresinden sapmalar artmıştır. Benzer şekilde ters madde oranı 0,10; 0,20; 0,40 için bütün örneklem büyüklüğü için madde sayısı artıkça hemen hemen aynı performansı göstermiştir (Tablo 9., Tablo 10.).

Dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı 0,20 ve 0,30 için örneklem büyüklüğü ve madde sayısı aynı iken BIAS ve RMSE değerleri çok yakındır. Genel olarak anakütle parametresinden yüksek değerler elde edilmiştir. 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı için ters madde oranı 0,10; 0,20; 0,40 ve madde sayıları 30, 50, 80 iken anakütle parametresinden hemen hemen sapmalar aynıdır. Madde sayısı 10 iken örneklem büyüklüğü artıkça anakütleden sapma neredeyse değişmemiş ve daha düşük performans göstermiştir. Benzer şekilde ters madde oranı 0,10; 0,20; 0,40 için bütün örneklem büyüklüğü için madde sayısı artıkça anakütle parametresinden sapmalar azalmıştır ve aynı performansı göstermişlerdir. 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı için ters madde oranı 0,10; 0,20; 0,40 iken bütün örneklem büyüklüğü ve madde sayıları için aynı performansı göstermektedir (Tablo 11., Tablo 12., Tablo 13., Tablo 14.).

0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı için madde sayısı=10 iken en yüksek performans gözlemlenmiştir. Örneklem sayısı aynı ve madde sayısı arttıkça anakütle parametresinden yüksek değerler elde edilmiştir. Ters madde oranı 0,10; 0,20; 0,40 ve madde sayıları 30, 50, 80 iken anakütle parametresinden sapmalar aynıdır. Benzer şekilde ters madde oranı 0,10; 0,20; 0,40 iken bütün örneklem büyüklüğü için madde sayıları düşükken en yüksek performansı göstermişlerdir (Tablo 15., Tablo 16.).

Tablo 9. Modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları

Örneklem Büyüklüğü (n)	Ters madde Oranı (%)	Madde Sayısı (k)			
		10	30	50	80
30	10	0,278233	0,283000	0,280900	0,280500
	20	0,280033	0,283166	0,280733	0,280566
	40	0,278733	0,282400	0,280400	0,280033
50	10	0,326540	0,297720	0,292340	0,292280
	20	0,328020	0,298000	0,292600	0,292320
	40	0,329400	0,297680	0,292360	0,292260
100	10	0,348290	0,303370	0,297970	0,298740
	20	0,348680	0,303790	0,297870	0,298750
	40	0,348550	0,304030	0,297920	0,298700
250	10	0,355312	0,306720	0,300476	0,299880
	20	0,352780	0,306816	0,300504	0,299880
	40	0,360488	0,307032	0,300524	0,299880
500	10	0,355614	0,307060	0,300754	0,299992
	20	0,354176	0,307432	0,300718	0,299992
	40	0,361540	0,306916	0,300716	0,299992

Tablo 10. Modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları

Örneklem Büyüklüğü (n)	Ters madde Oranı(%)	Madde Sayısı (k)			
		10	30	50	80
30	10	0,288834	0,285968	0,283942	0,283225
	20	0,290591	0,286207	0,283795	0,283284
	40	0,290329	0,285614	0,283635	0,282887
50	10	0,337937	0,299022	0,293505	0,293576
	20	0,339282	0,299289	0,293689	0,293614
	40	0,340103	0,299202	0,293528	0,293560
100	10	0,357264	0,303889	0,298245	0,298813
	20	0,357638	0,304338	0,298179	0,298823
	40	0,356825	0,304581	0,298229	0,298774
250	10	0,361027	0,306939	0,300491	0,299881
	20	0,358439	0,307024	0,300521	0,299881
	40	0,365713	0,307254	0,300541	0,299881
500	10	0,359666	0,307195	0,300762	0,299992
	20	0,358226	0,307570	0,300726	0,299992
	40	0,365373	0,307063	0,300724	0,299992

Tablo 11. Modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları

Örneklem Büyüklüğü (n)	Ters Madde Oranı (%)	Madde Sayısı (k)			
		10	30	50	80
30	10	0,280366	0,263966	0,262433	0,262800
	20	0,281933	0,263766	0,262400	0,262833
	40	0,280033	0,263600	0,262300	0,262566
50	10	0,282300	0,262980	0,258900	0,258920
	20	0,283460	0,263180	0,258940	0,258940
	40	0,287080	0,263500	0,258940	0,258900
100	10	0,305280	0,274080	0,270170	0,269830
	20	0,303890	0,274240	0,270180	0,269840
	40	0,307970	0,274360	0,270230	0,269820
250	10	0,299056	0,272828	0,268564	0,267992
	20	0,298144	0,273048	0,268548	0,267992
	40	0,307308	0,272988	0,268552	0,267992
500	10	0,294202	0,270352	0,266658	0,266012
	20	0,293244	0,270526	0,266660	0,266010
	40	0,304526	0,270432	0,266652	0,266012

Tablo 12. Modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları

Örneklem Büyüklüğü (n)	Ters Madde Oranı (%)	Madde Sayısı (k)			
		10	30	50	80
30	10	0,292025	0,265206	0,263056	0,263274
	20	0,293454	0,265093	0,263025	0,263305
	40	0,292375	0,264906	0,262993	0,263115
50	10	0,293616	0,263368	0,259068	0,259041
	20	0,294515	0,263573	0,259106	0,259059
	40	0,297692	0,263896	0,259106	0,259020
100	10	0,313089	0,274307	0,270189	0,269836
	20	0,311656	0,274479	0,270199	0,269845
	40	0,315026	0,274604	0,270250	0,269826
250	10	0,303702	0,272976	0,268574	0,267992
	20	0,302816	0,273191	0,268557	0,267992
	40	0,311812	0,273140	0,268561	0,267992
500	10	0,297494	0,270444	0,266665	0,266012
	20	0,296605	0,270621	0,266667	0,266010
	40	0,308253	0,270528	0,266659	0,266012

Tablo 13. Modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları

Örneklem Büyüklüğü (n)	Ters Madde Oranı (%)	Madde Sayısı (k)			
		10	30	50	80
30	10	0,230566	0,233266	0,232000	0,231466
	20	0,231333	0,233000	0,231966	0,231533
	40	0,235666	0,233333	0,232066	0,231400
50	10	0,244780	0,241560	0,239820	0,239680
	20	0,245100	0,241680	0,239840	0,239760
	40	0,247700	0,242180	0,239880	0,239760
100	10	0,239240	0,232480	0,230380	0,229990
	20	0,238750	0,232470	0,230390	0,229990
	40	0,249210	0,232500	0,230420	0,229990
250	10	0,238728	0,234364	0,232400	0,232016
	20	0,237924	0,234452	0,232416	0,232016
	40	0,247948	0,234204	0,232436	0,232016
500	10	0,234570	0,235336	0,234402	0,234014
	20	0,233806	0,235376	0,234384	0,234014
	40	0,246142	0,235278	0,234396	0,234014

Tablo 14. Modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları

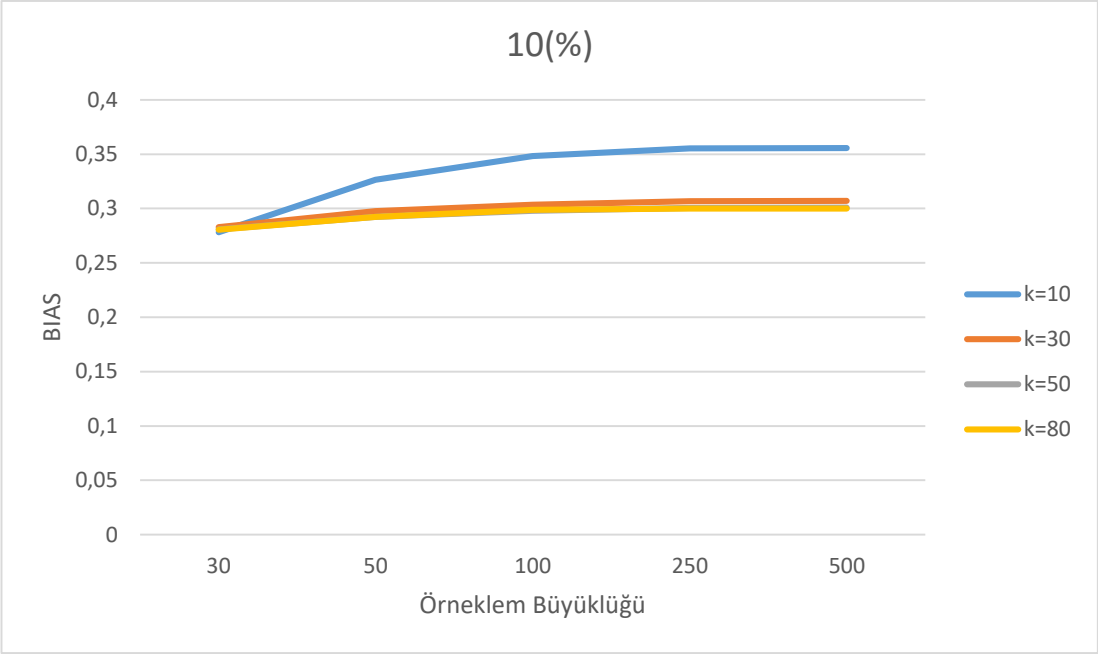
Örneklem Büyüklüğü (n)	Ters Madde Oranı (%)	Madde Sayısı (k)			
		10	30	50	80
30	10	0,246195	0,234132	0,232278	0,231895
	20	0,247256	0,233908	0,232247	0,231957
	40	0,251431	0,234312	0,232340	0,231833
50	10	0,256919	0,241957	0,239907	0,239719
	20	0,256922	0,242095	0,239926	0,239786
	40	0,259723	0,242596	0,239965	0,239786
100	10	0,247911	0,232727	0,230398	0,229991
	20	0,247235	0,232710	0,230408	0,229991
	40	0,257044	0,232745	0,230440	0,229991
250	10	0,243665	0,234510	0,232410	0,232016
	20	0,242801	0,234600	0,232426	0,232016
	40	0,252848	0,234352	0,232447	0,232016
500	10	0,237484	0,235420	0,234408	0,234014
	20	0,236764	0,235461	0,234390	0,234014
	40	0,249936	0,235364	0,234402	0,234014

Tablo 15. Modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları

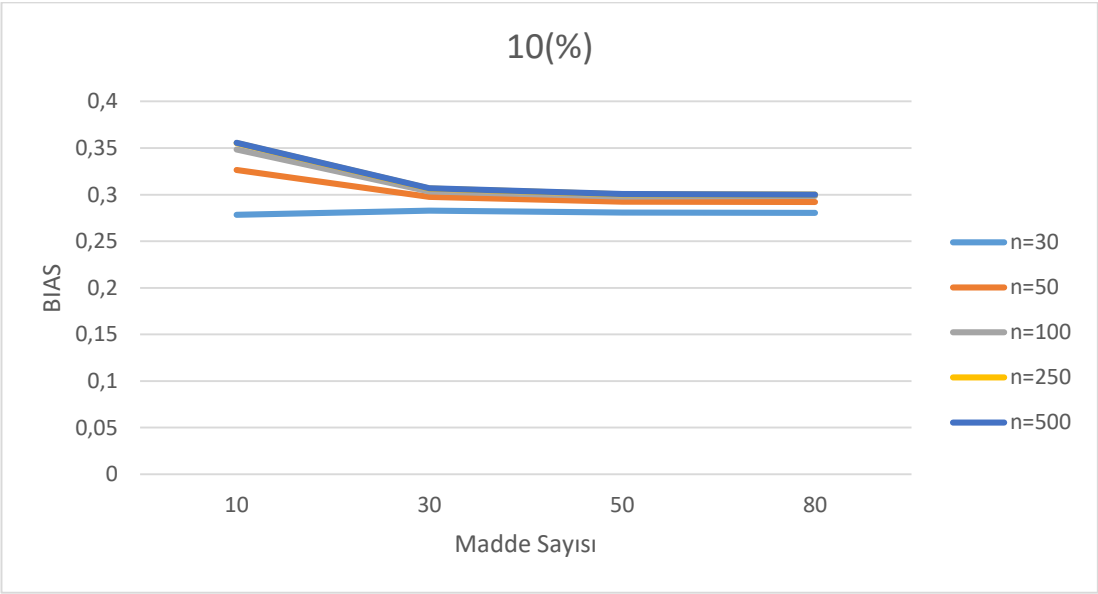
Örneklem Büyüklüğü (n)	Ters Madde Oranı (%)	Madde Sayısı (k)			
		10	30	50	80
30	10	0,066400	0,126733	0,131433	0,131666
	20	0,068566	0,126666	0,131466	0,131666
	40	0,069700	0,126700	0,131433	0,131633
50	10	0,074900	0,133740	0,139020	0,139740
	20	0,076480	0,133840	0,139000	0,139740
	40	0,081740	0,133560	0,139040	0,139700
100	10	0,069940	0,123490	0,129250	0,129980
	20	0,069180	0,123530	0,129240	0,129980
	40	0,076530	0,123380	0,129250	0,129980
250	10	0,069240	0,125256	0,131008	0,132000
	20	0,067788	0,125376	0,131008	0,132000
	40	0,076484	0,125360	0,130960	0,132000
500	10	0,062892	0,126954	0,133032	0,133990
	20	0,062610	0,127042	0,133052	0,133990
	40	0,075172	0,126822	0,133044	0,133990

Tablo 16. Modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları

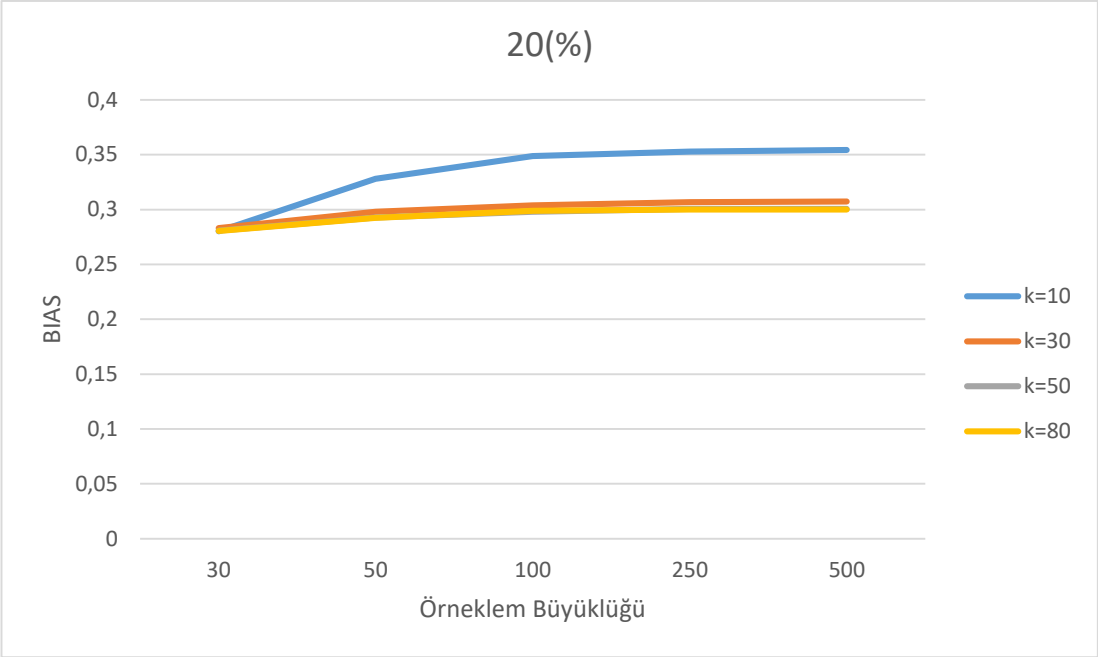
Madde Büyüklüğü (n)	Ters Madde Oranı (%)	Madde Sayısı (k)			
		10	30	50	80
30	10	0,114552	0,128590	0,131913	0,132169
	20	0,114789	0,128495	0,131942	0,132169
	40	0,117449	0,128473	0,131921	0,132140
50	10	0,109834	0,134400	0,139176	0,139838
	20	0,109592	0,134488	0,139160	0,139838
	40	0,113949	0,134226	0,139180	0,139804
100	10	0,094370	0,123946	0,129279	0,129981
	20	0,093222	0,123994	0,129270	0,129981
	40	0,098206	0,123845	0,129280	0,129981
250	10	0,082606	0,125529	0,131025	0,132000
	20	0,081908	0,125649	0,131025	0,132000
	40	0,089917	0,125637	0,130977	0,132000
500	10	0,072402	0,127119	0,133042	0,133990
	20	0,072207	0,127209	0,133062	0,133990
	40	0,086530	0,126991	0,133054	0,133990



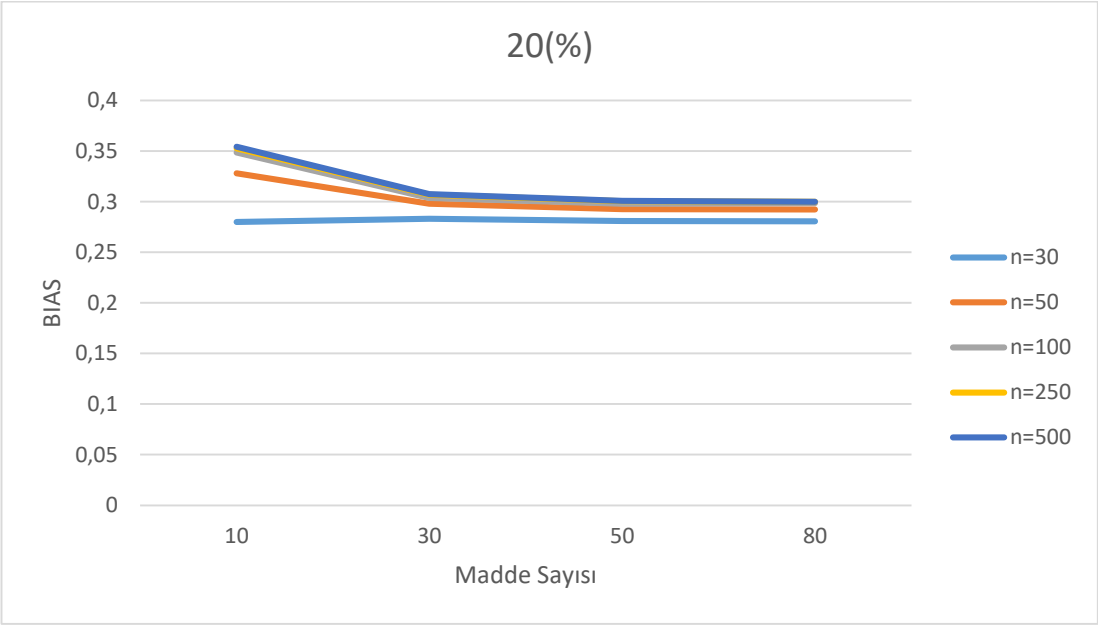
Şekil 17. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,10 ters madde oranı ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



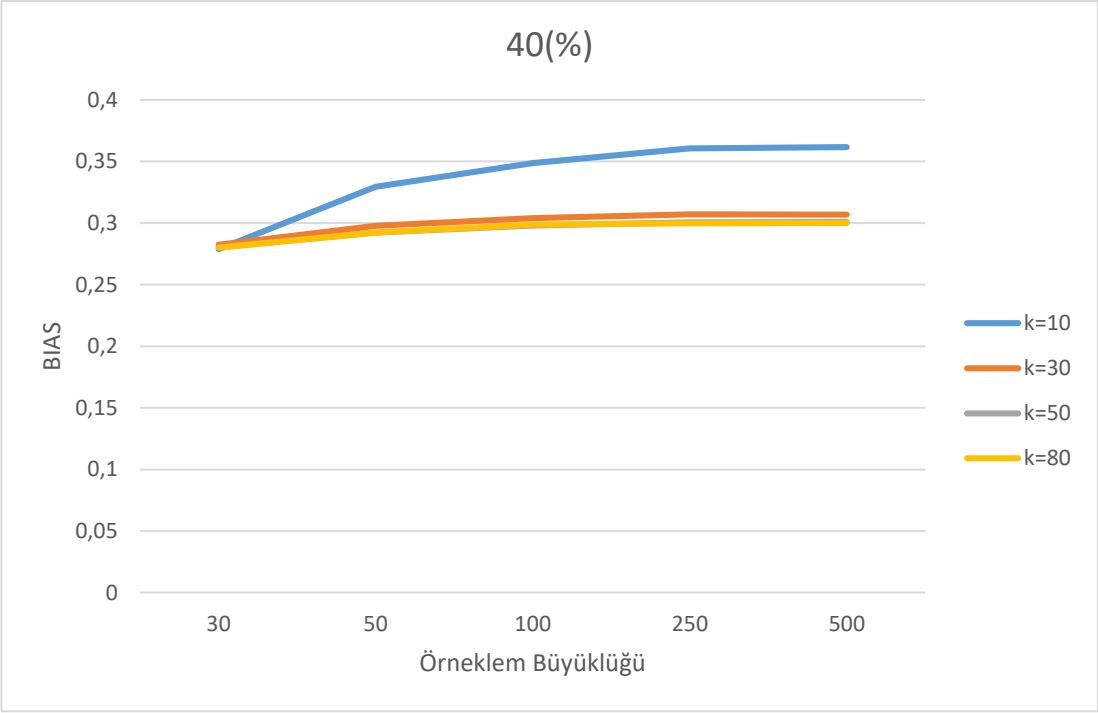
Şekil 18. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,10 ters madde oranı ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



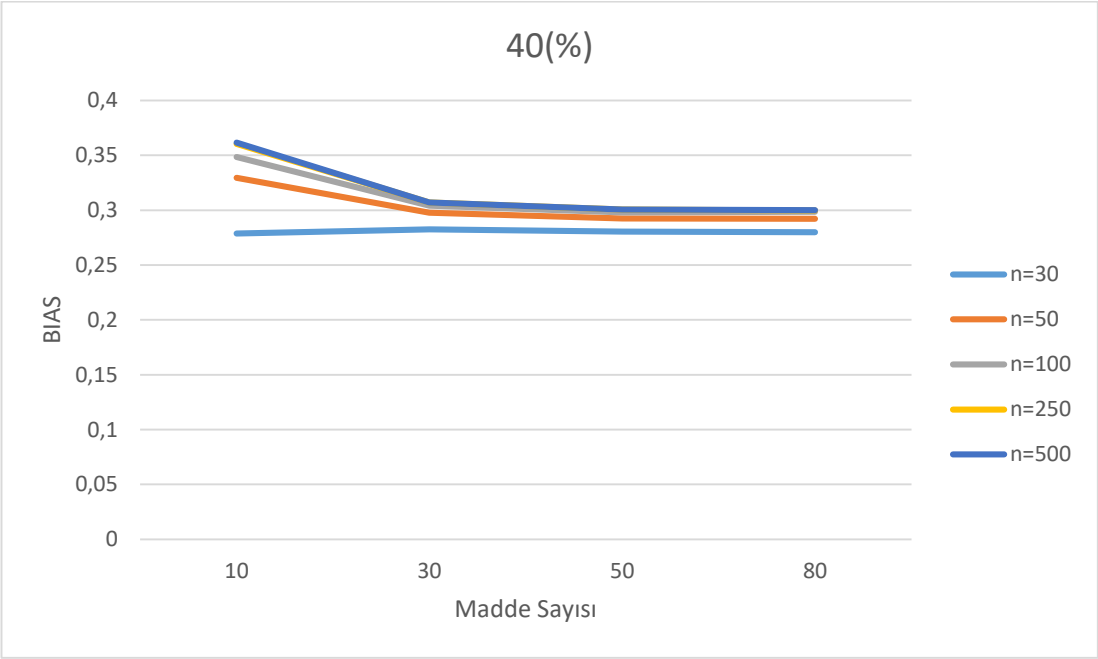
Şekil 19. Örneklemsayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,20 ters madde oranı ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



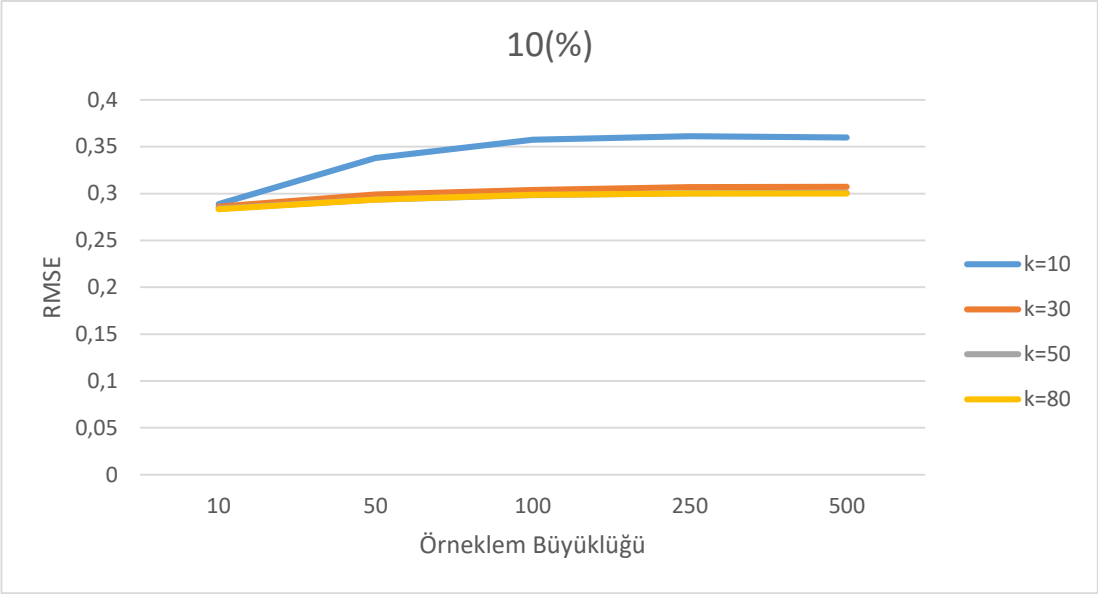
Şekil 20. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,20 ters madde oranı ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



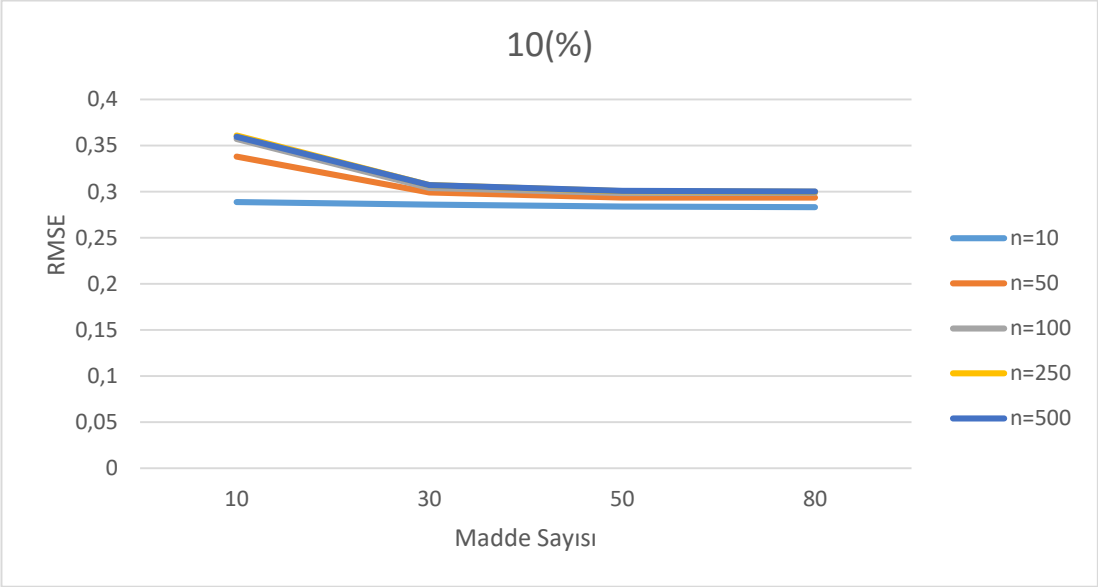
Şekil 21. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,40 ters madde oranı ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



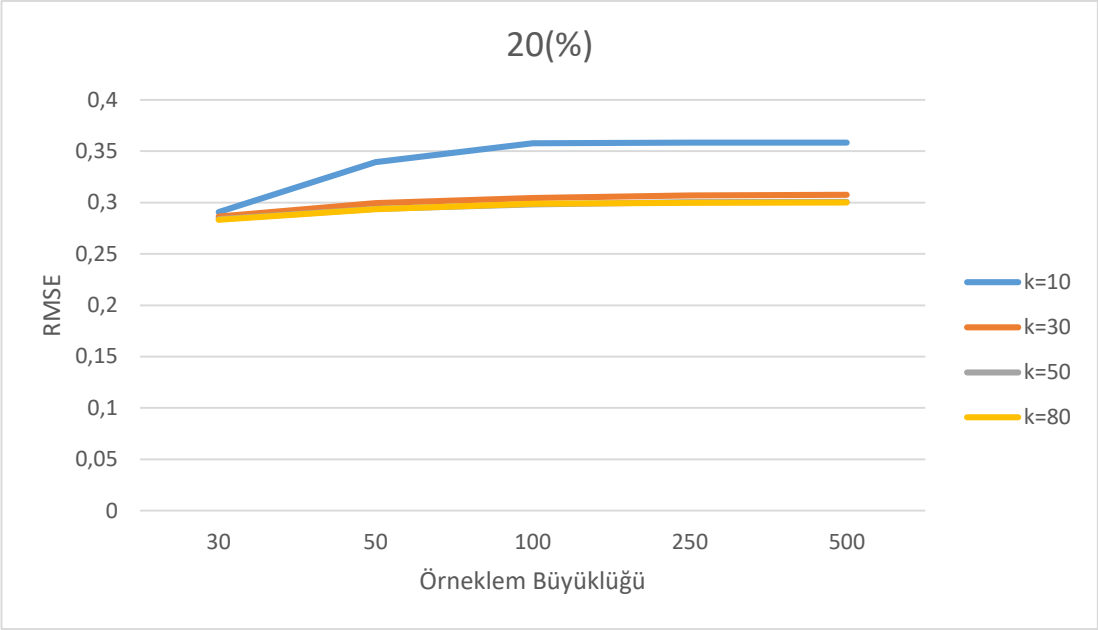
Şekil 22. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,40 ters madde oranı ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



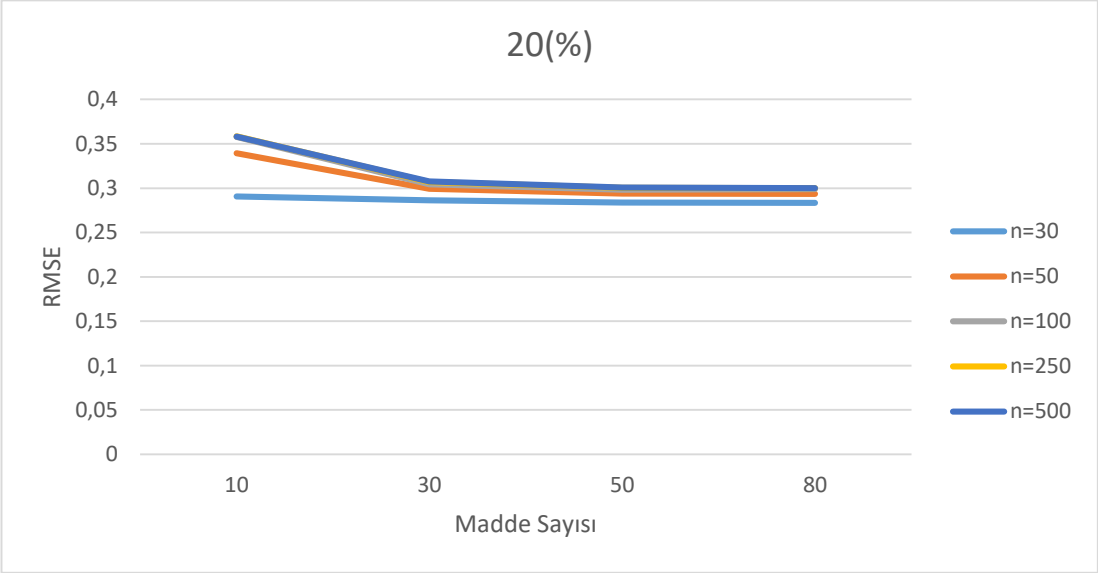
Şekil 23. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,10 ters madde oranı ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



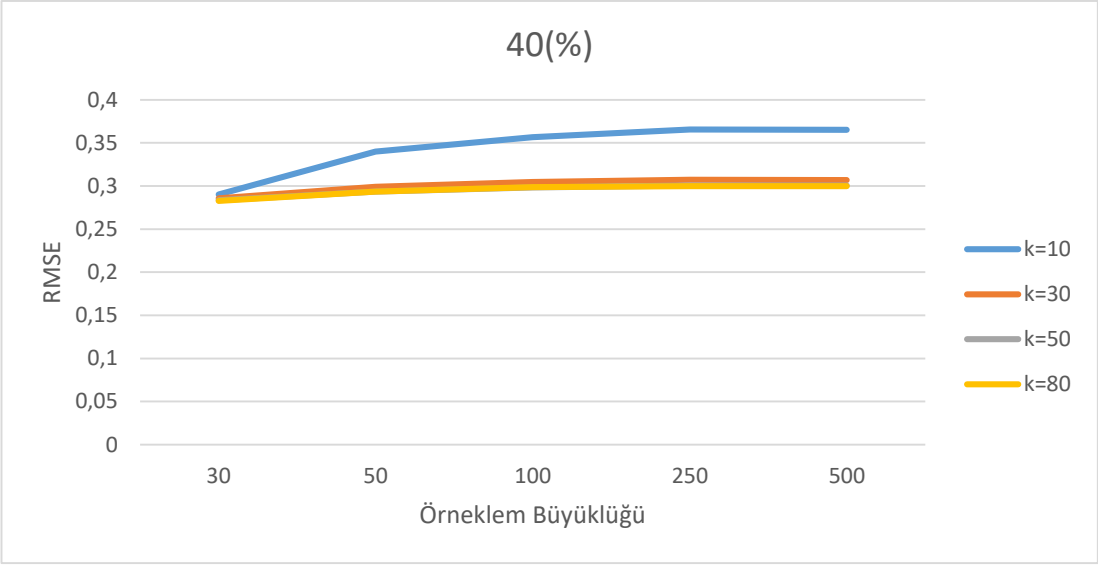
Şekil 24. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,10 ters madde oranı ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



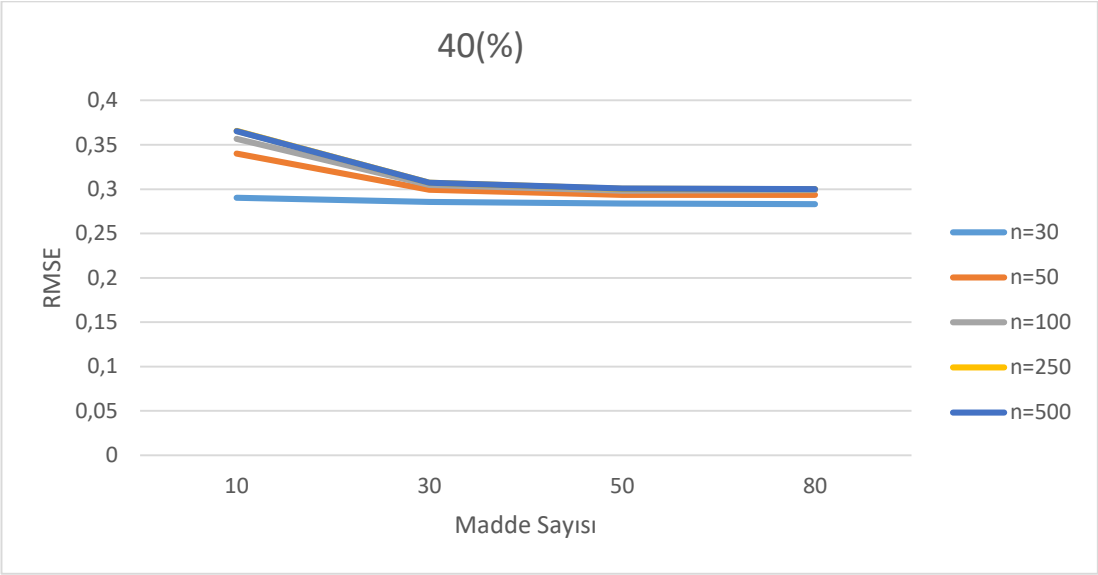
Şekil 25. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,20 ters madde oranı ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



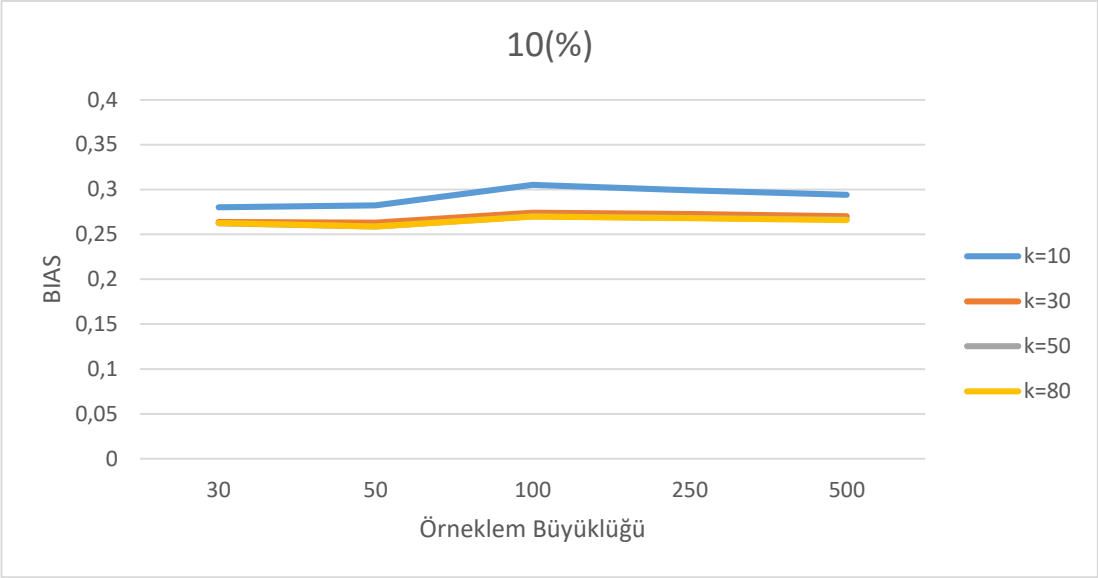
Şekil 26. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,20 ters madde oranı ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



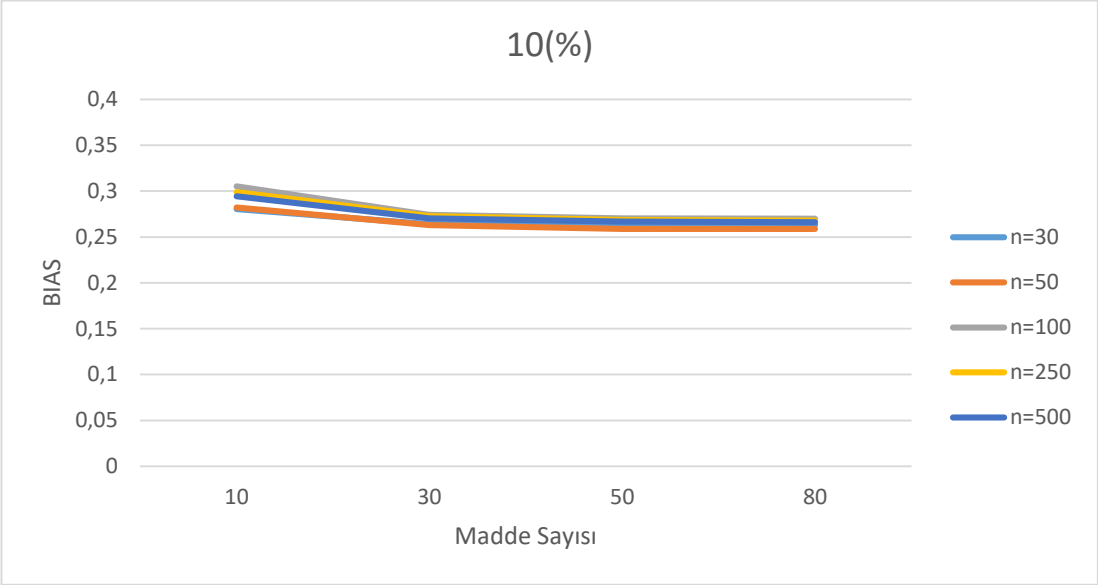
Şekil 27. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,40 ters madde oranı ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



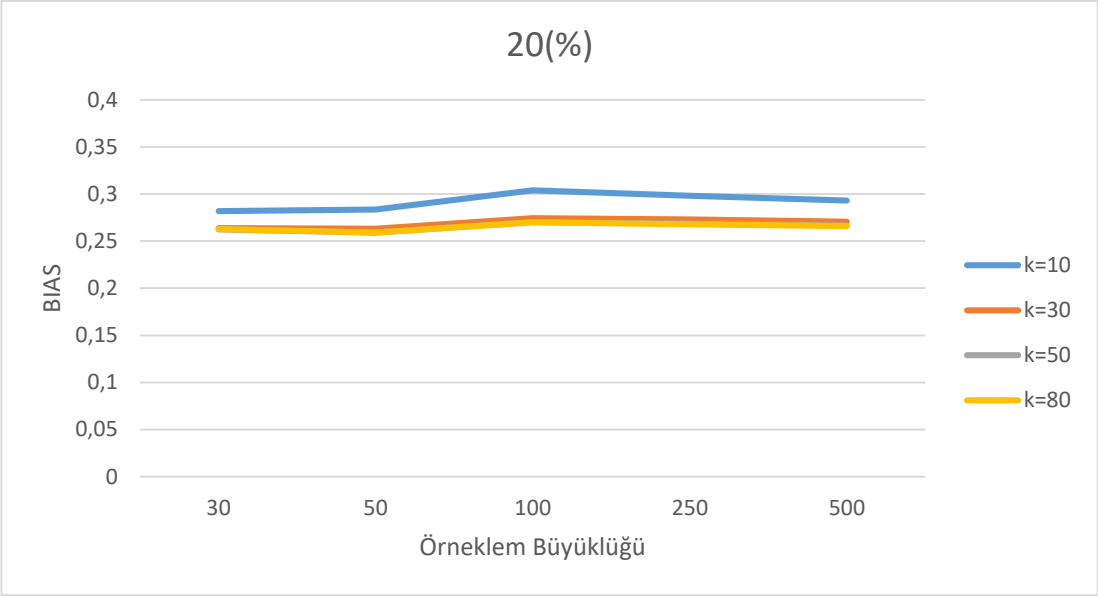
Şekil 28. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,40 ters madde oranı ve 0,10 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



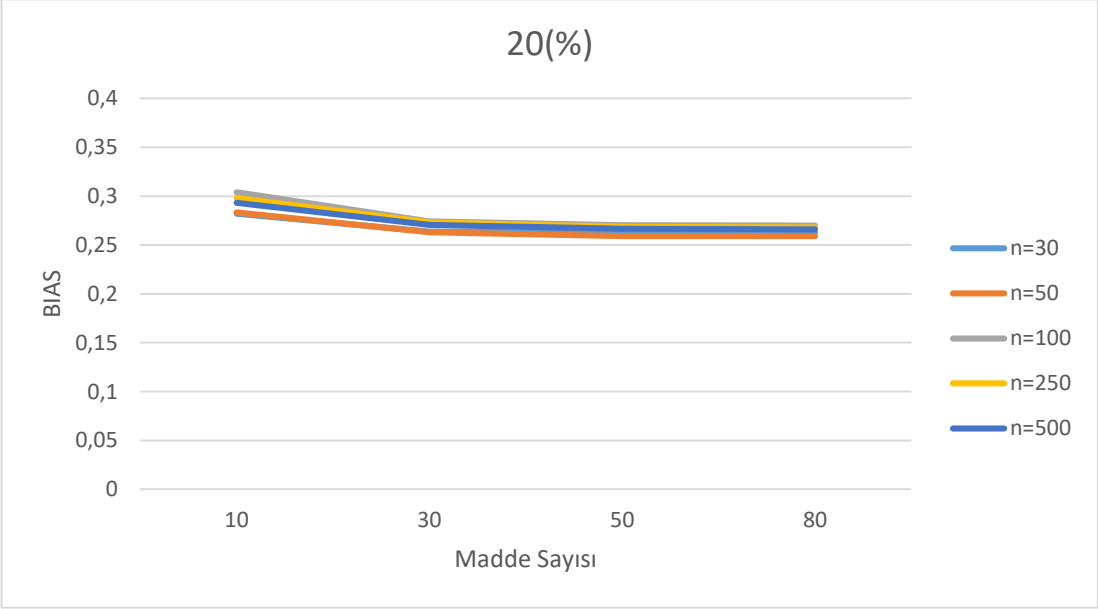
Şekil 29. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,10 ters madde oranı ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



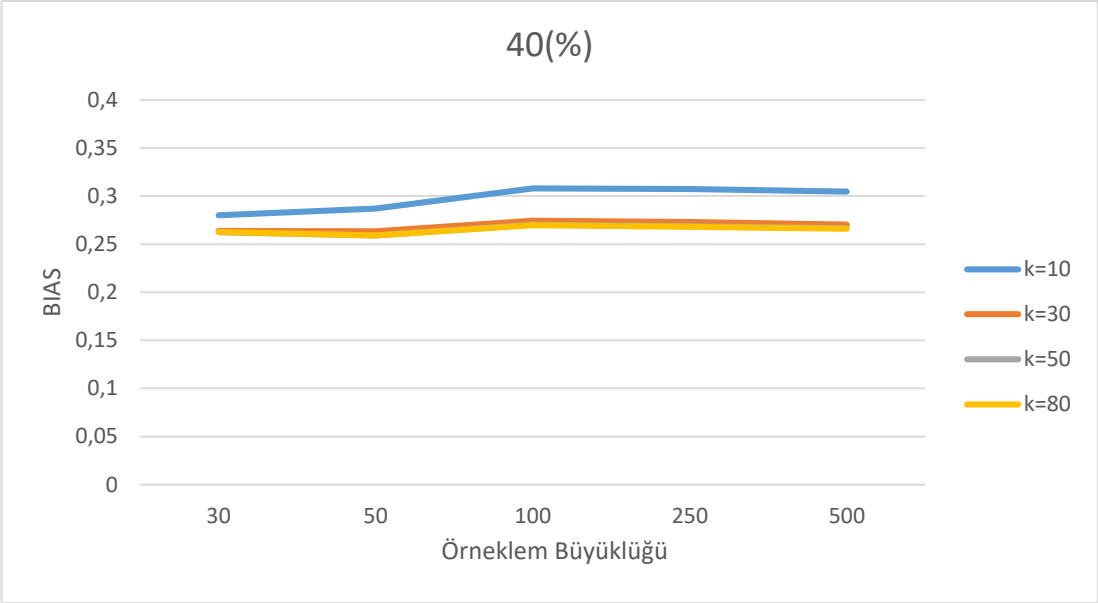
Şekil 30. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,10 ters madde oranı ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



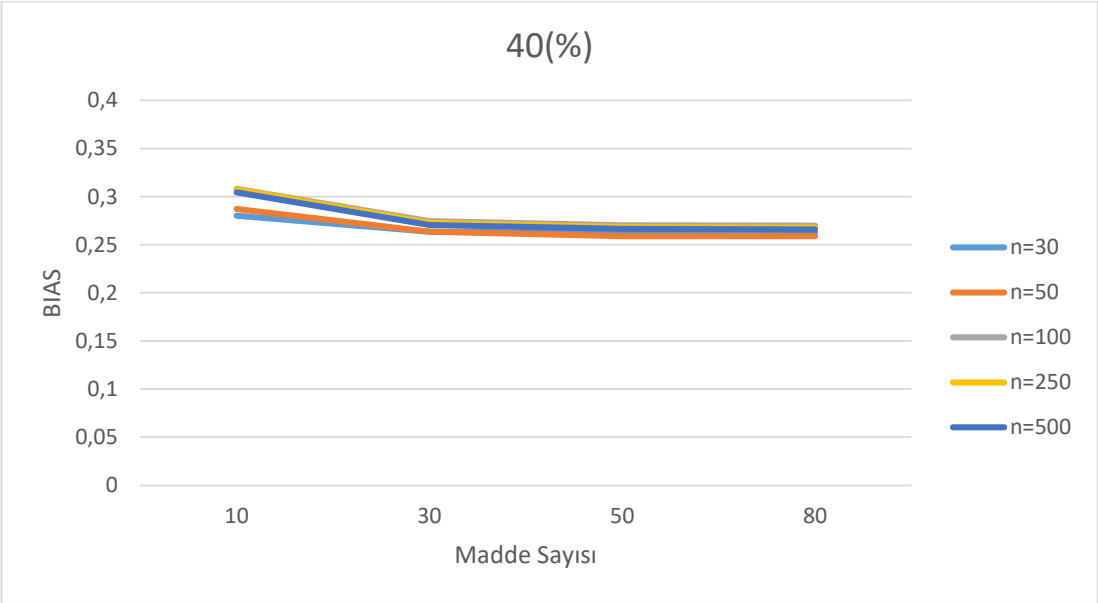
Şekil 31. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,20 ters madde oranı ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



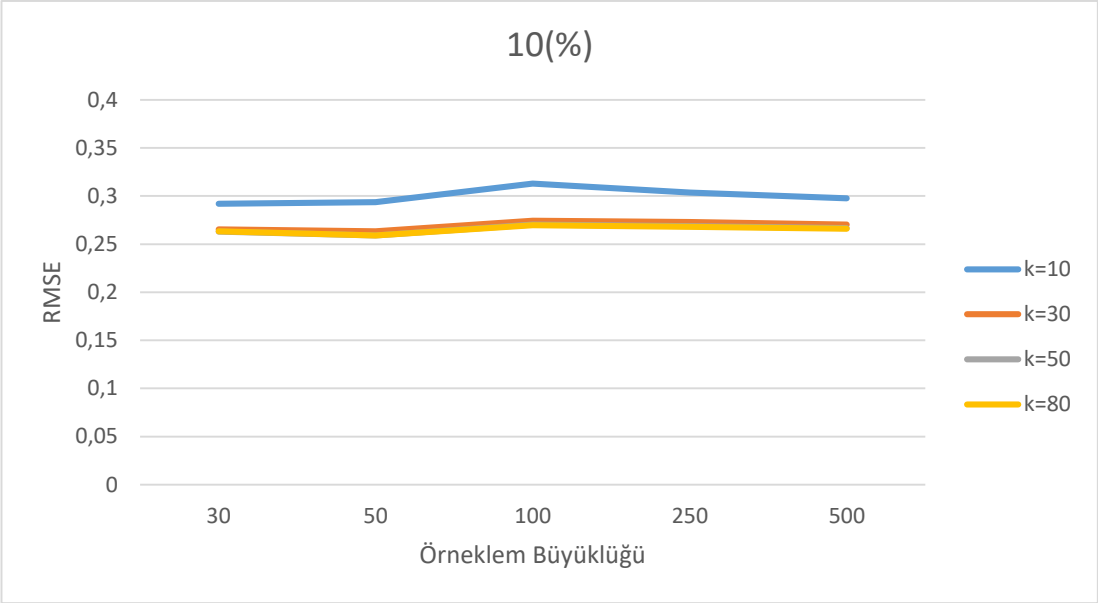
Şekil 32. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,20 ters madde oranı ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



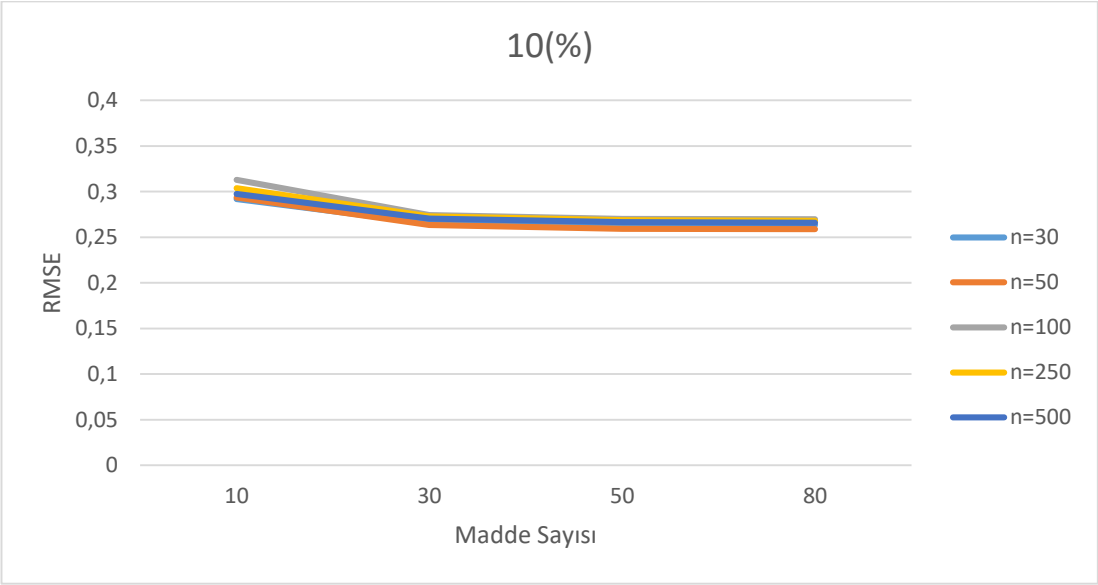
Şekil 33. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,40 ters madde oranı ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



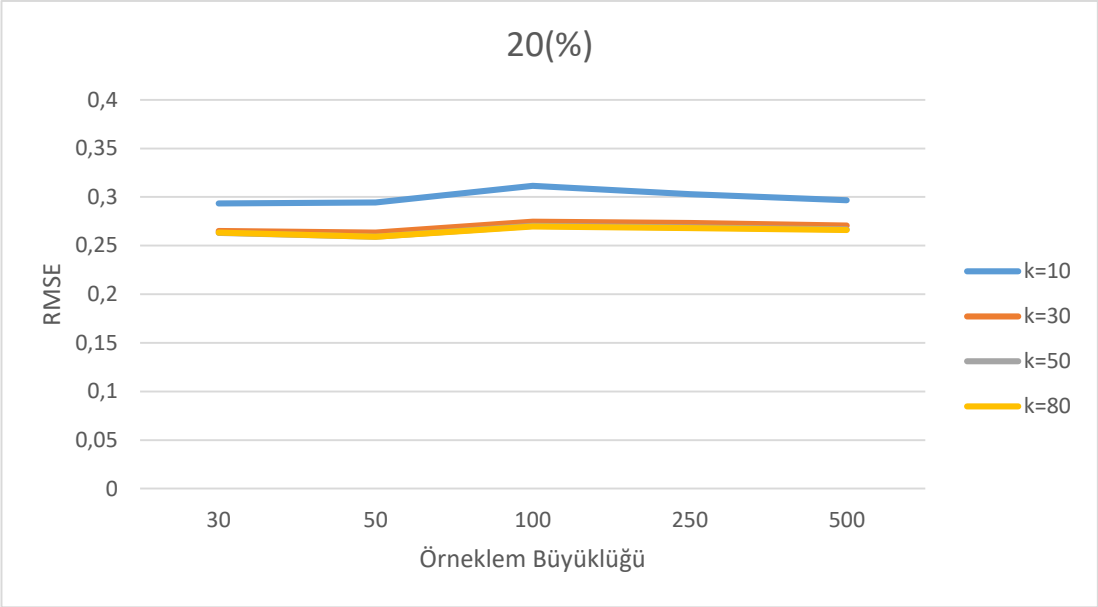
Şekil 34. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,40 ters madde oranı ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



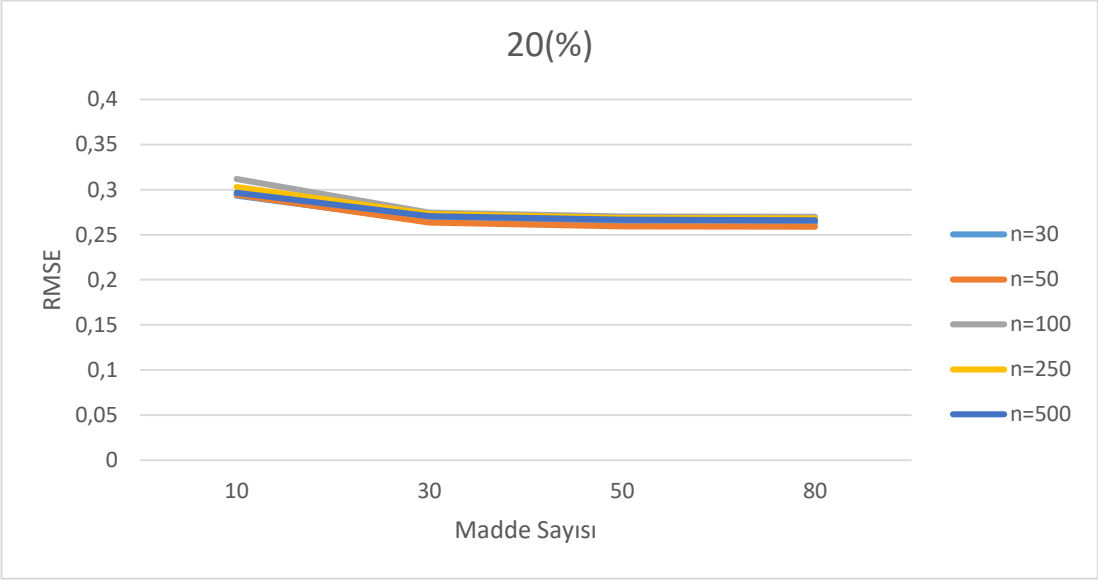
Şekil 35. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,10 ters madde oranı ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



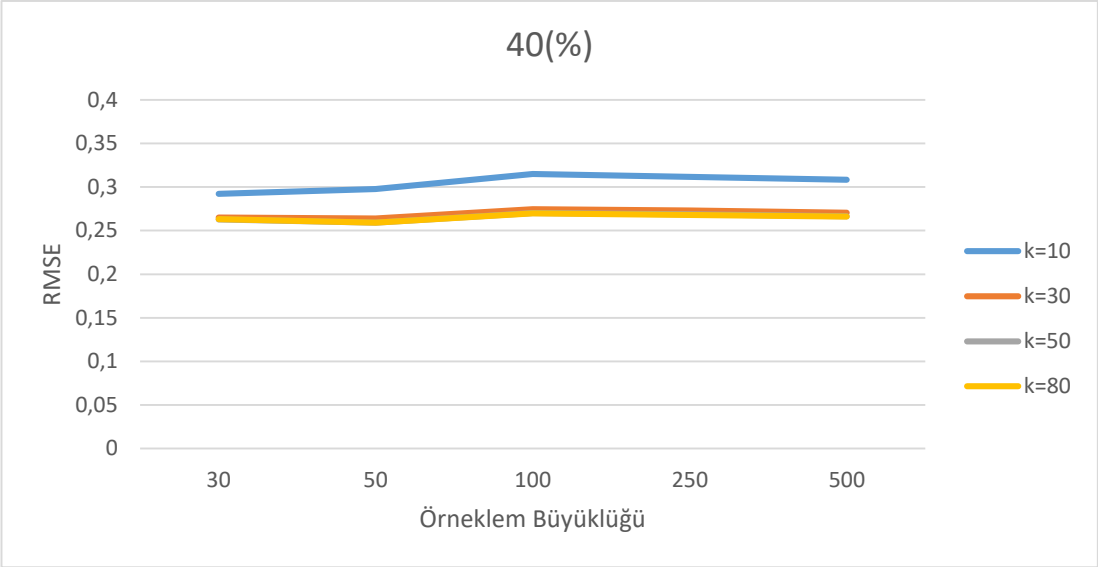
Şekil 36. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,10 ters madde oranı ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



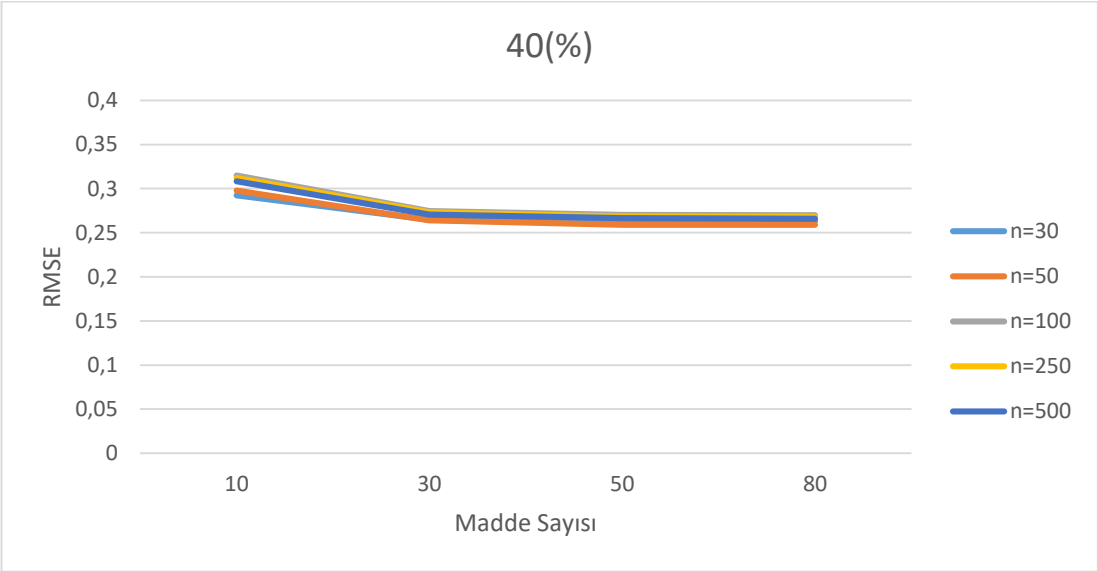
Şekil 37. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,20 ters madde oranı ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



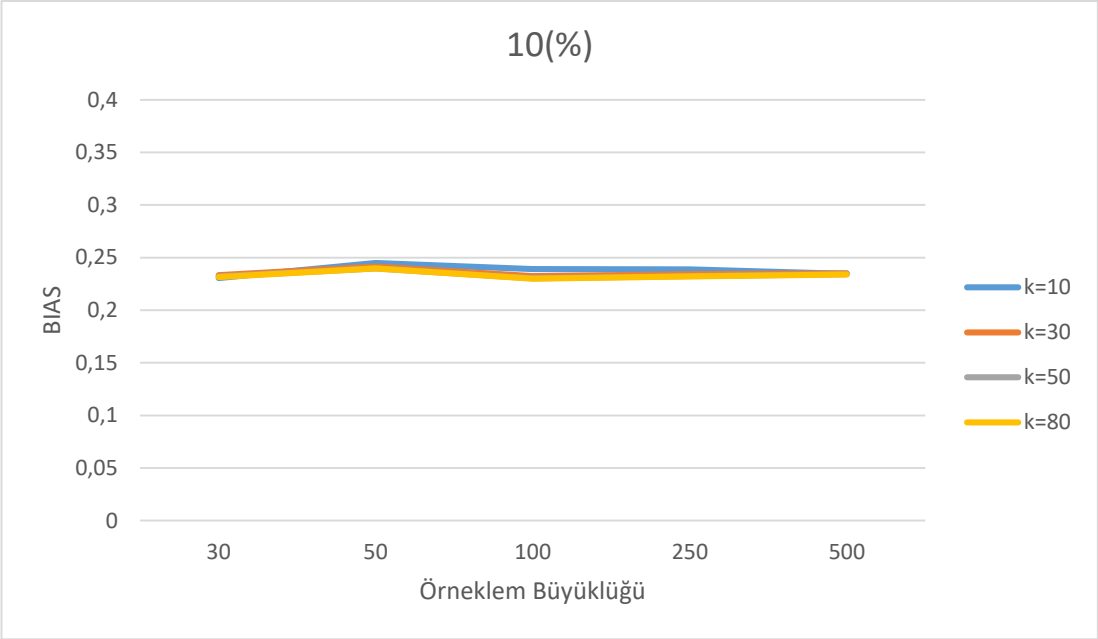
Şekil 38. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,20 ters madde oranı ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



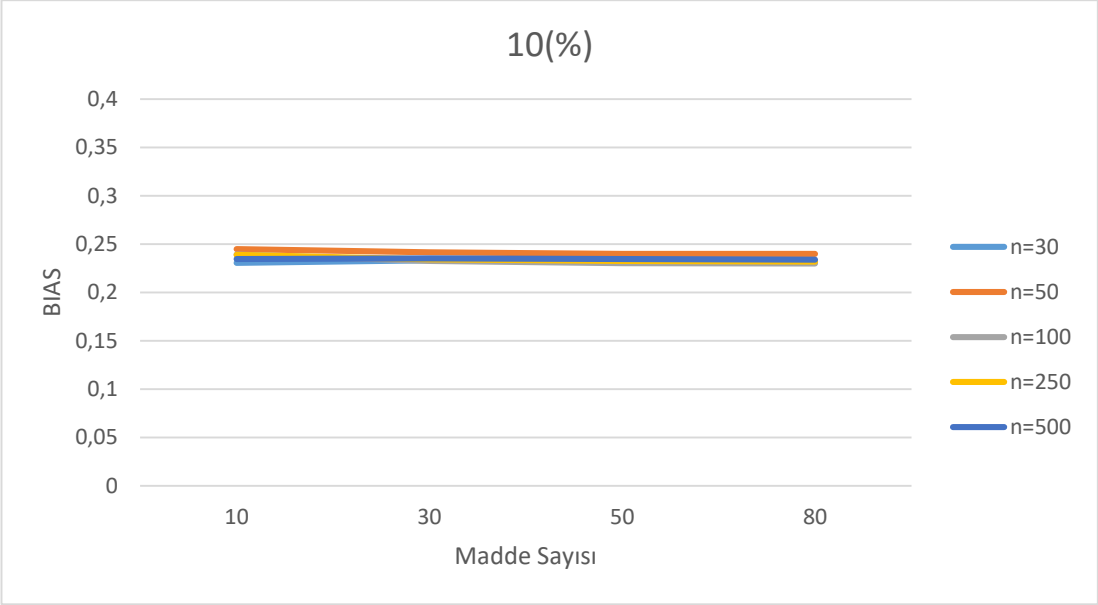
Şekil 39. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,40 ters madde oranı ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



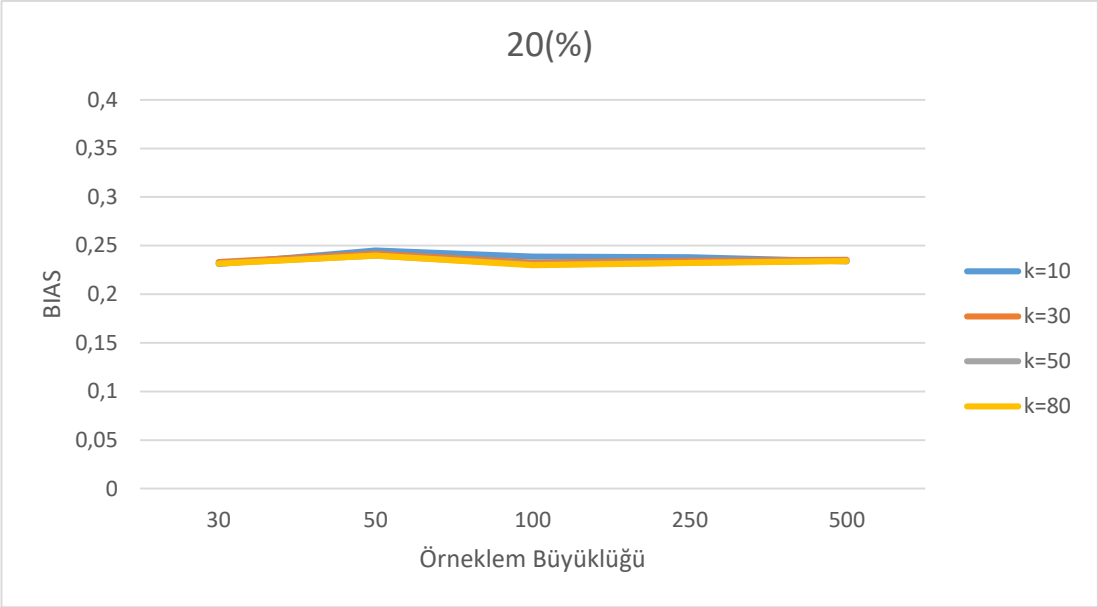
Şekil 40. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,40 ters madde oranı ve 0,20 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



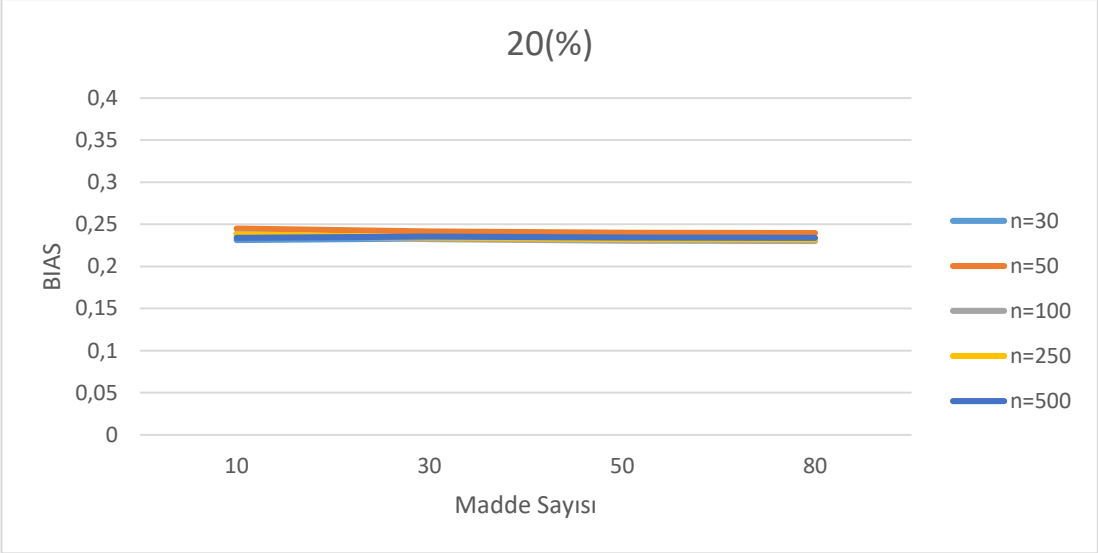
Şekil 41. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,10 ters madde oranı ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



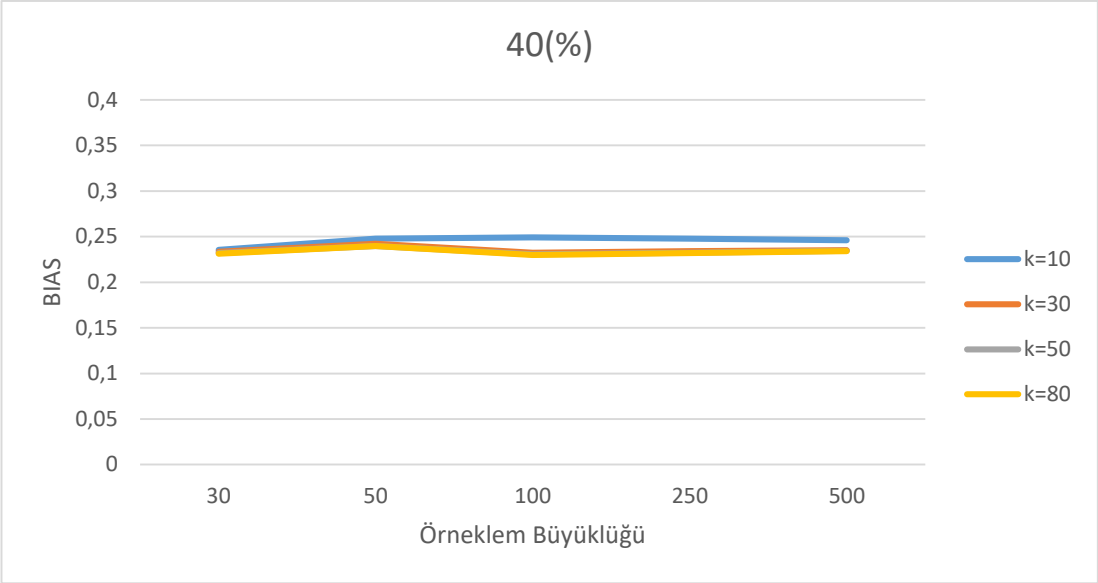
Şekil 42. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,10 ters madde oranı ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



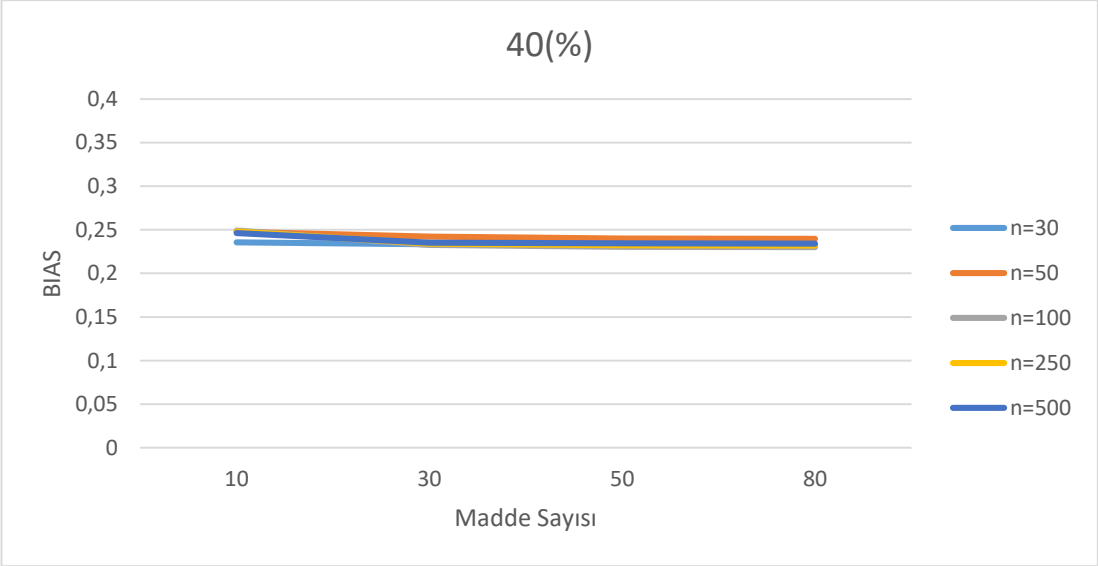
Şekil 43. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,20 ters madde oranı ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



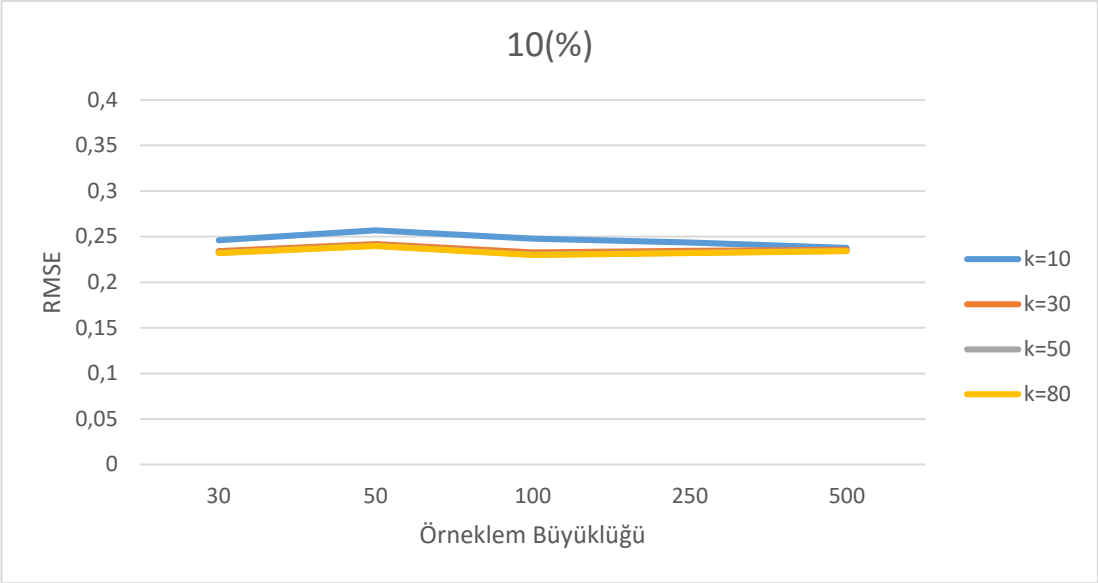
Şekil 44. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,20 ters madde oranı ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



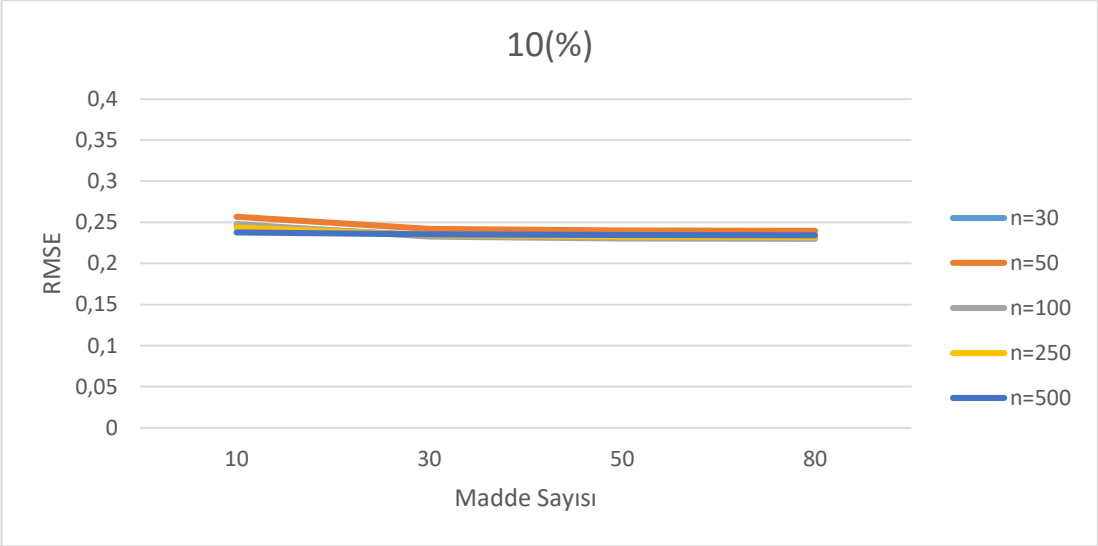
Şekil 45. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,40 ters madde oranı ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



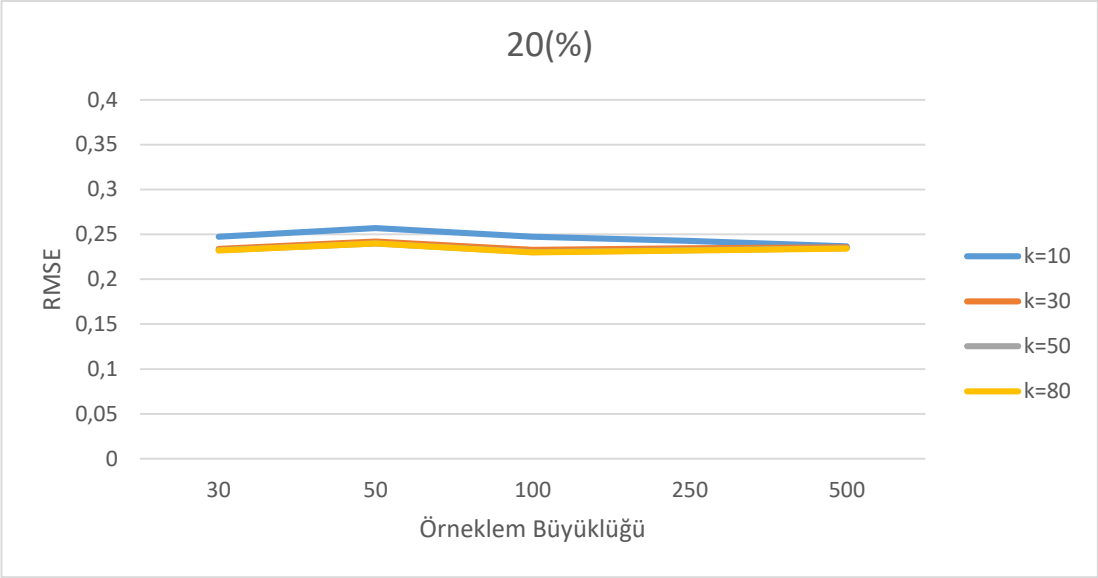
Şekil 46. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,40 ters madde oranı ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



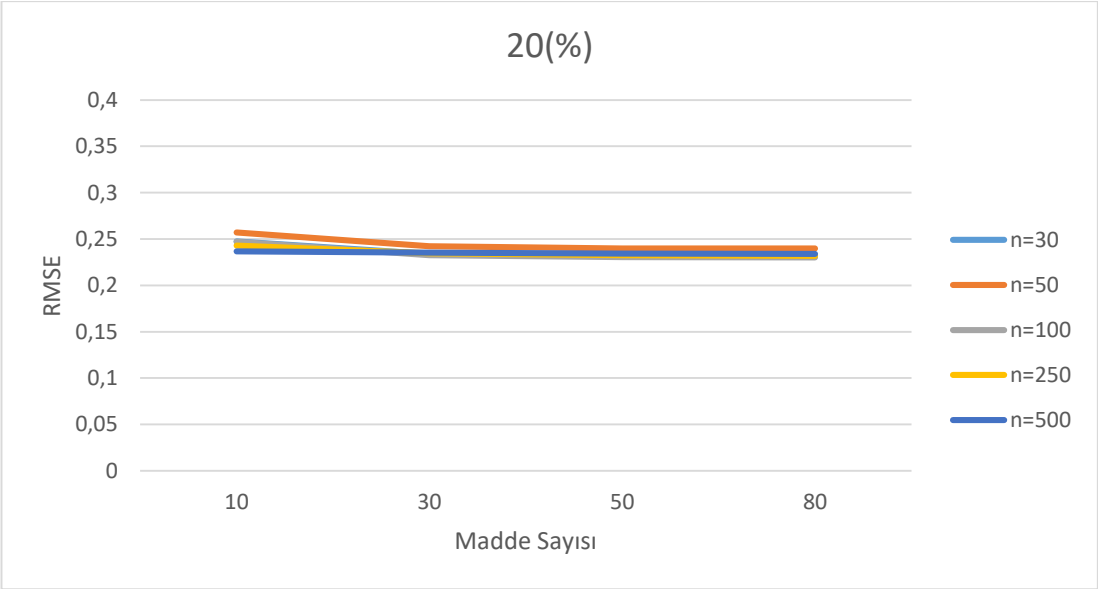
Şekil 47. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,10 ters madde oranı ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



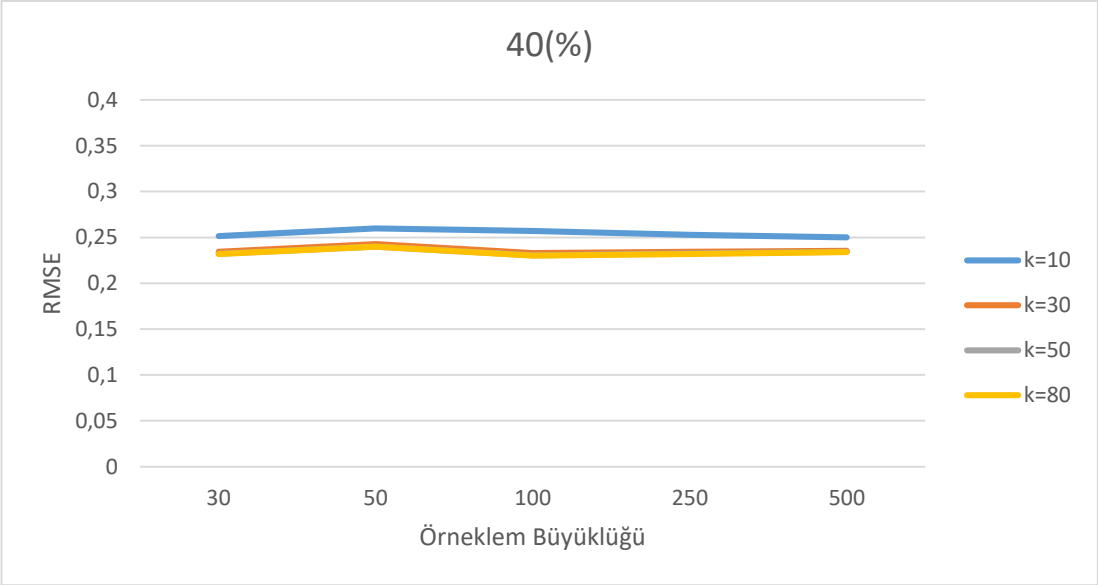
Şekil 48. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,10 ters madde oranı ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



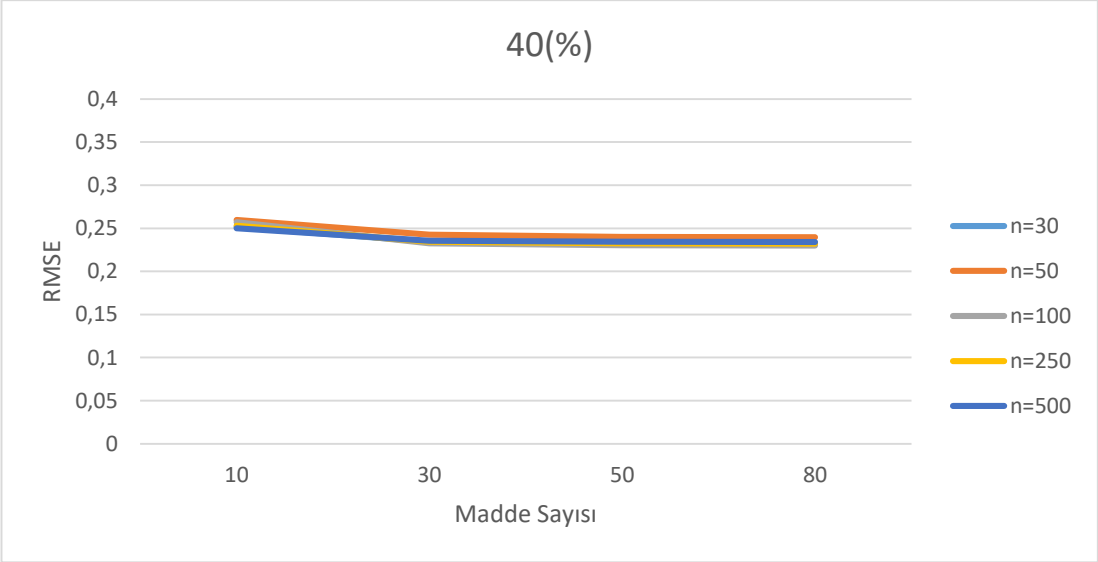
Şekil 49. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,20 ters madde oranı ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



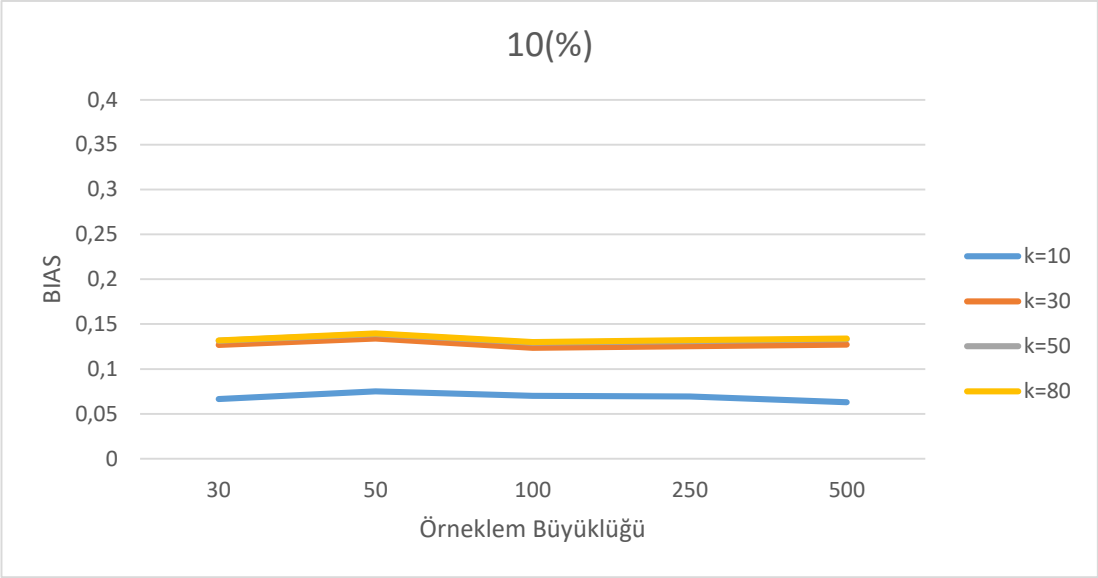
Şekil 50. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,20 ters madde oranı ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



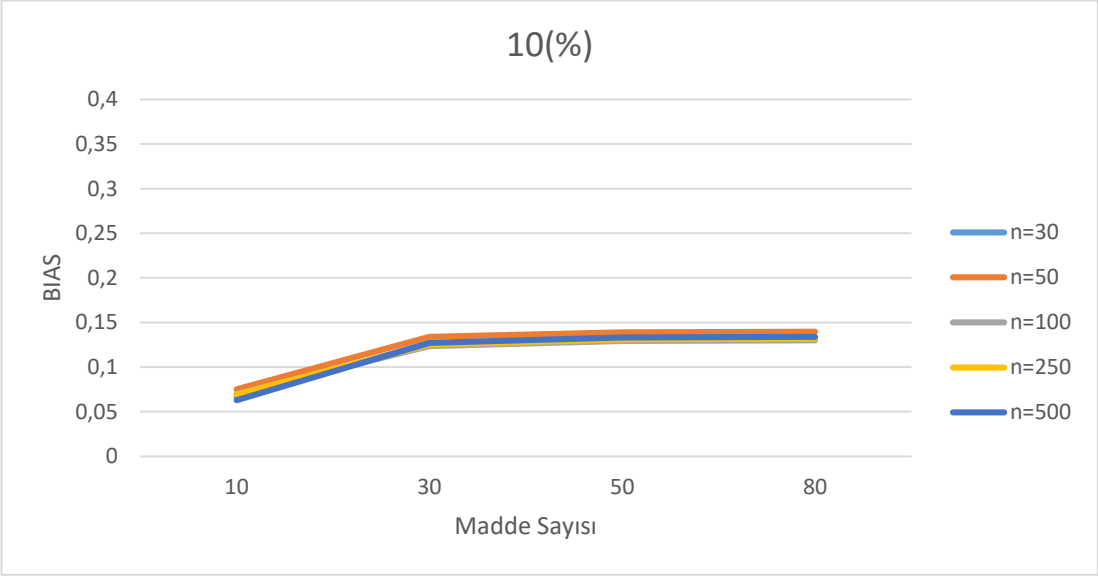
Şekil 51. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,40 ters madde oranı ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



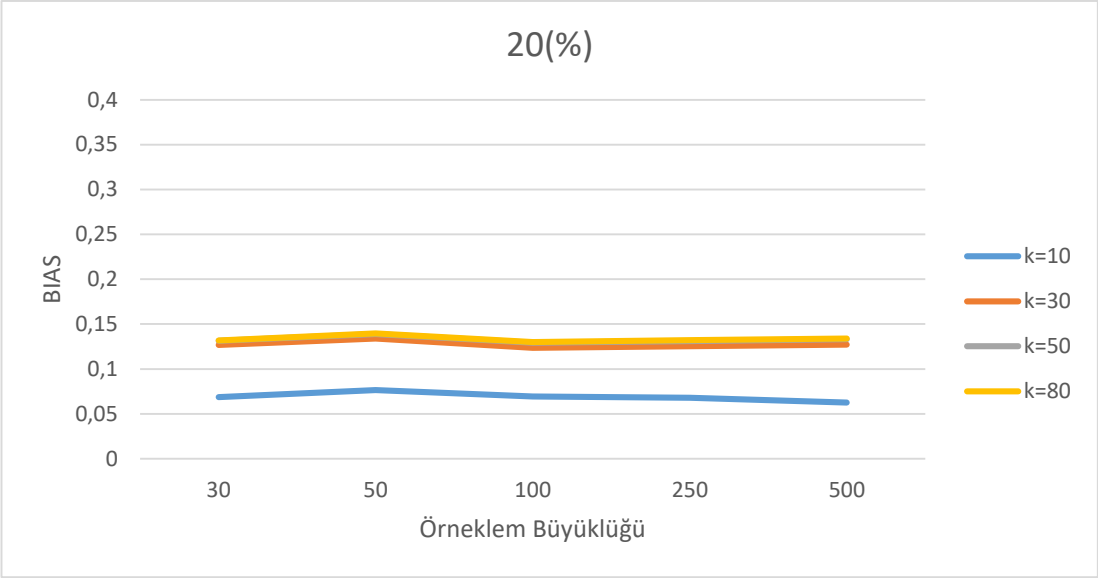
Şekil 52. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,40 ters madde oranı ve 0,30 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



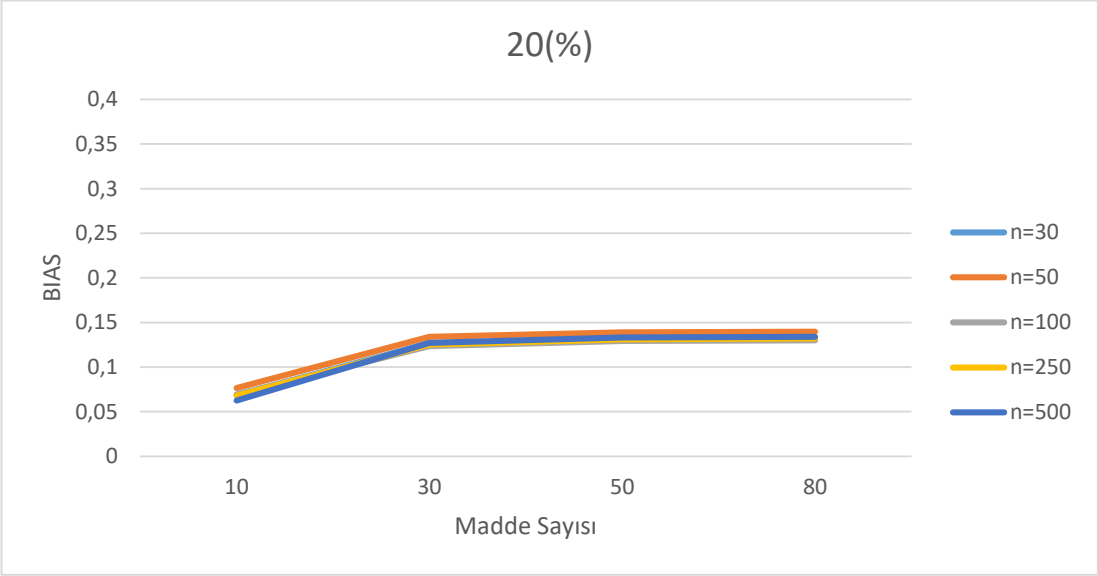
Şekil 53. Örneklemsayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,10 ters madde oranı ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



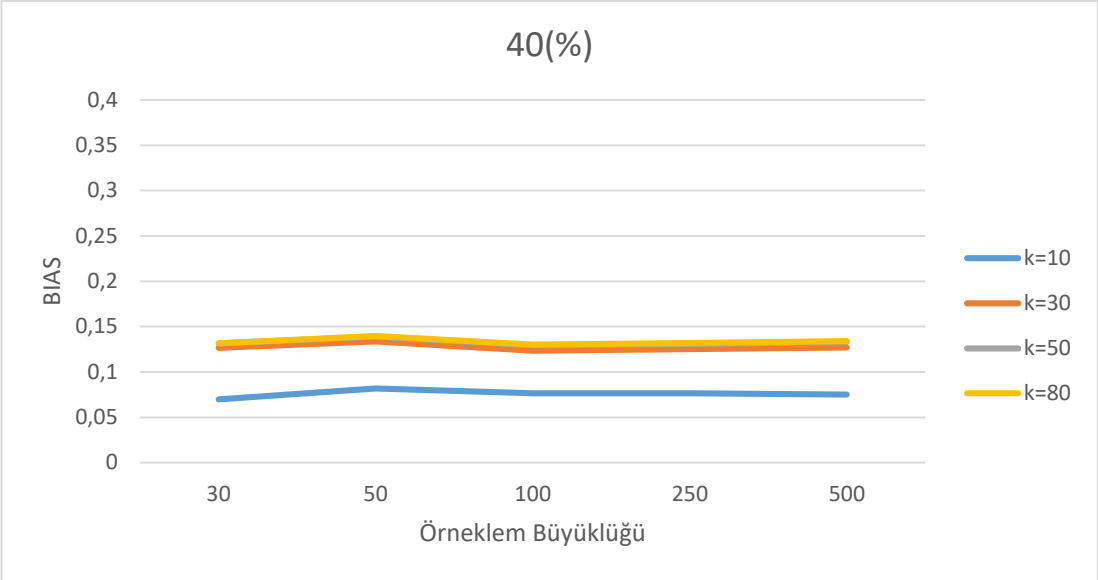
Şekil 54. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,10 ters madde oranı ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



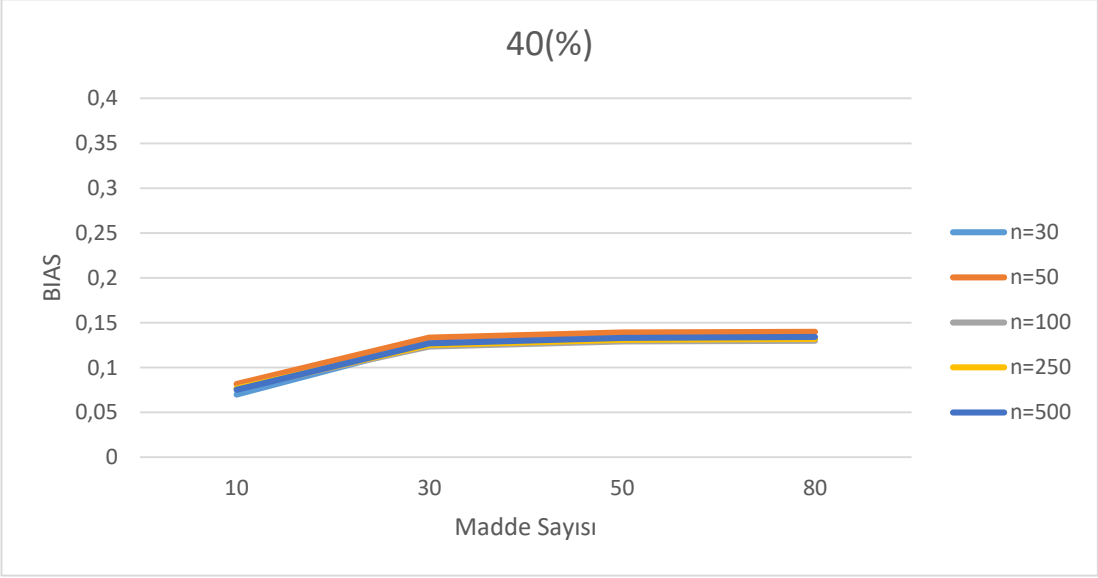
Şekil 55. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,20 ters madde oranı ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



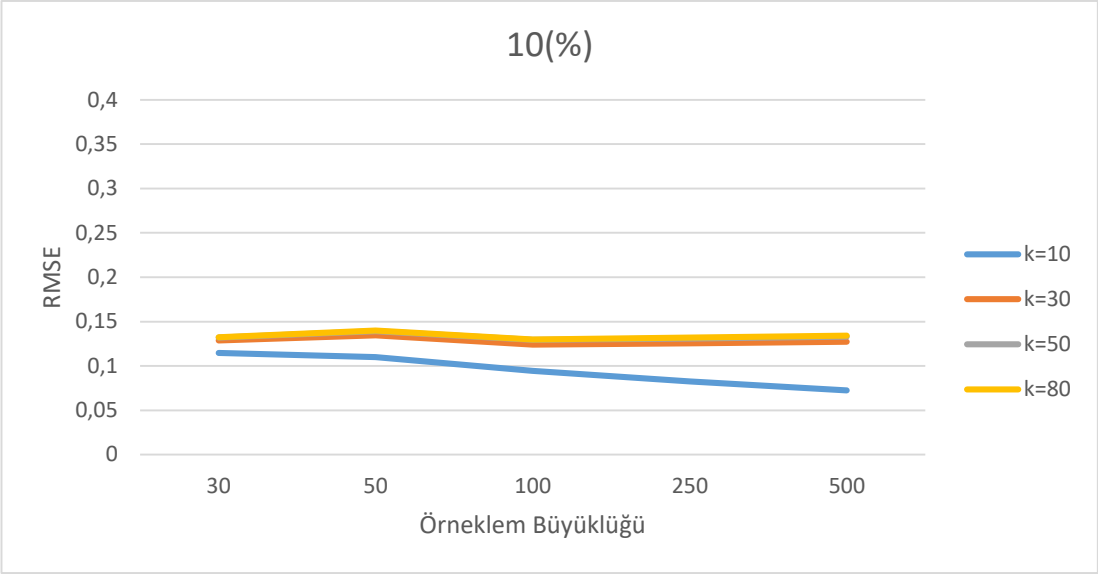
Şekil 56. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,20 ters madde oranı ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



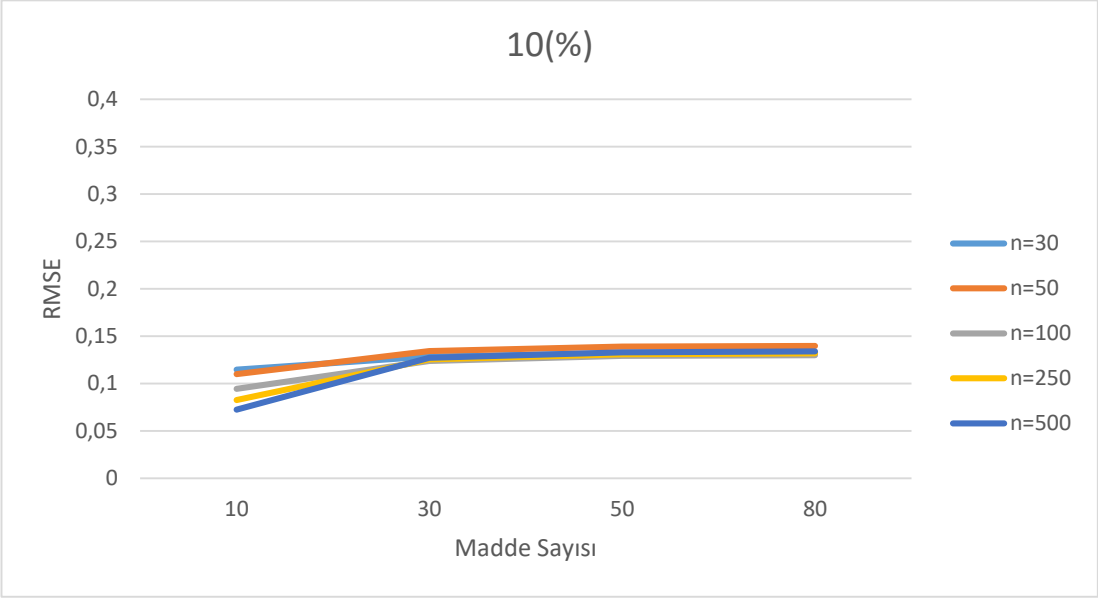
Şekil 57. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,40 ters madde oranı ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



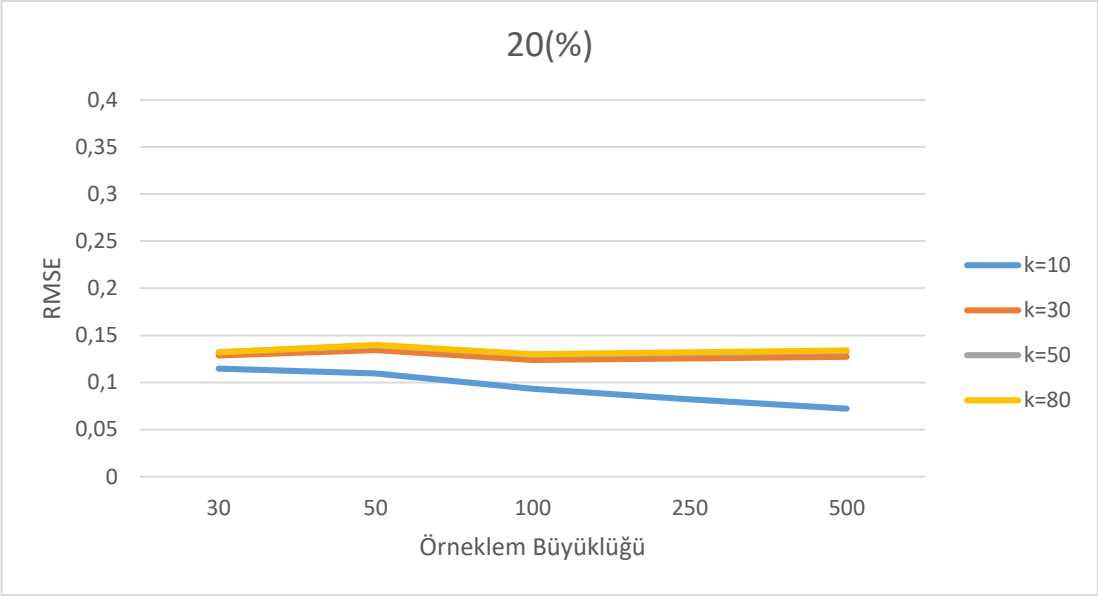
Şekil 58. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,40 ters madde oranı ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, BIAS sonuçları



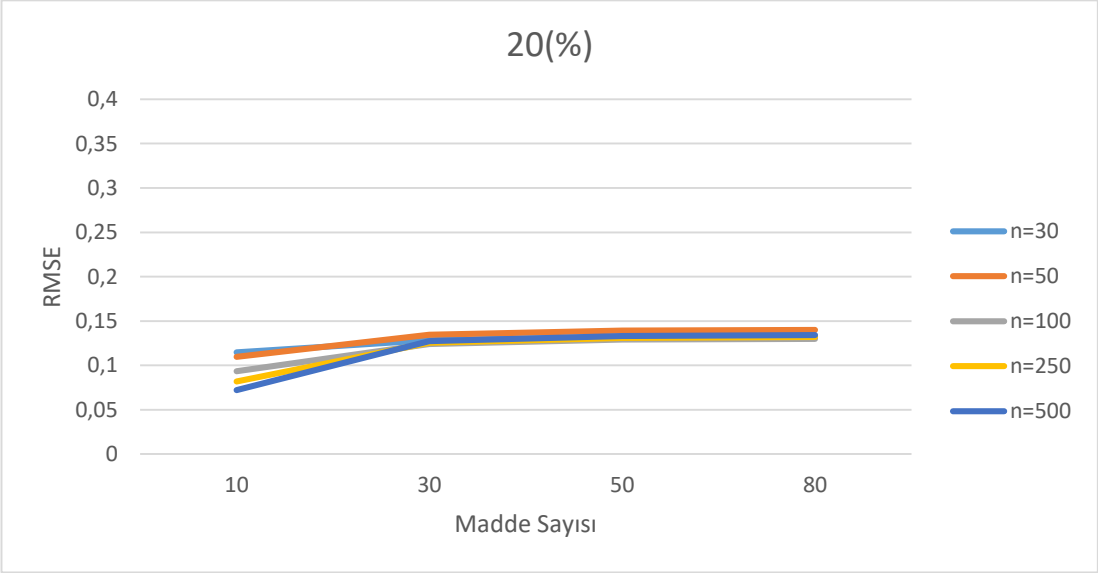
Şekil 59. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,10 ters madde oranı ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



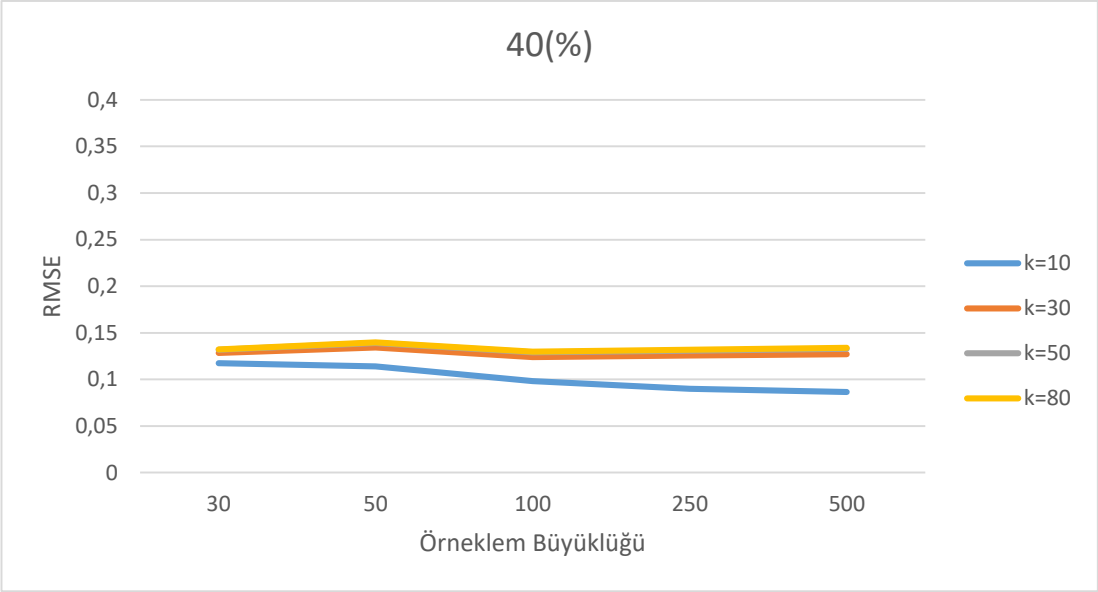
Şekil 60. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,10 ters madde oranı ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



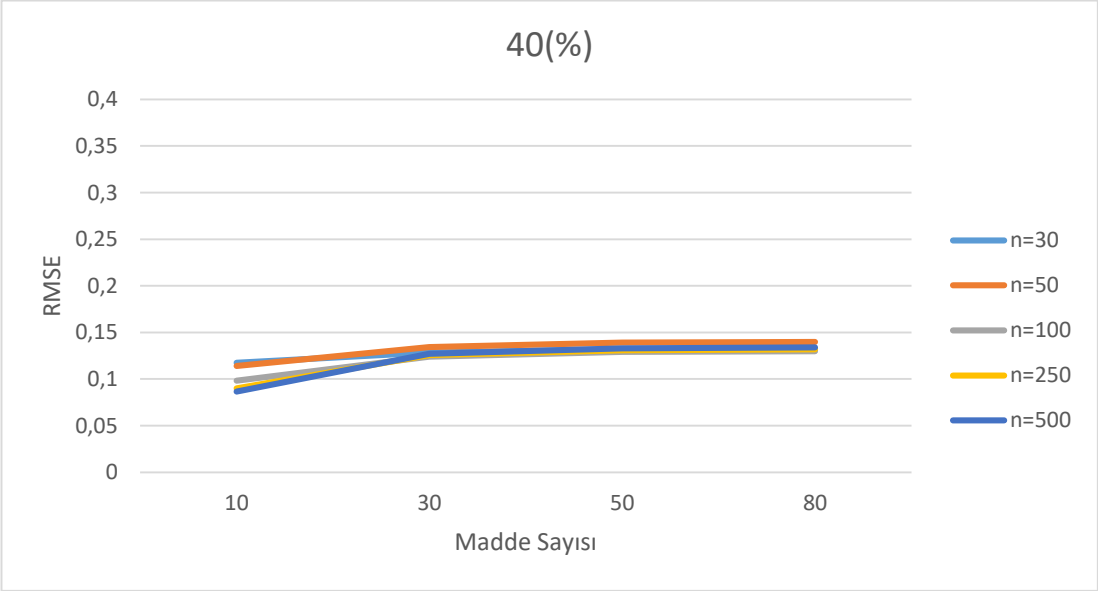
Şekil 61. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,20 ters madde oranı ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



Şekil 62. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,20 ters madde oranı ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



Şekil 63. Örneklem büyüklüğüne göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,40 ters madde oranı ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları



Şekil 64. Madde sayısına göre modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanları için 0,40 ters madde oranı ve 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı, RMSE sonuçları

5. TARTIŞMA ve SONUÇ

Kişilik özelliklerinin araştırılmasında, bireylere uygulanan ölçeklerden edilen sonuçları olumsuz yönde etkileyen pek çok faktör bulunmaktadır. Nichols, Greene ve Schmolck (1989) yanıtları olumsuz yönde etkileyen iki temel durum üzerinde durmuştur. Bunlardan ilki içerikle ilgili olanıdır. Yanıtlar içerikle ilgilidir ancak yanıtlayıcıların kendileri ile ilgi gerçek bilgileri yansıtmaz. Toplum tarafından kabul görme, bazı davranışları taklit etme, abartma ya da kendiyle ilgi bilgileri saklama gibi durumları oluşturur. Yani sosyal beklentilere uygun şekilde yanıt verilmesidir. Kişi belirlirli bir duruma ya da genel kabul gören kişlik özelliklerine göre davranır (Fronczyk, 2014). İkincisi ise, içerikle ilgisi olmayan durumu içerir. Uygulanan ölçekteki maddeleri cevapsız bırakmanın yanı sıra dikkatsiz ve özensiz bir şekilde yanıt verme gibi belirli bir yol izlenir (Beach, 1989). Cattell terminolojisinde bu tür cevaplara sabotaj denir (Cattell ve ark., 1970).

Genel olarak, ölçeklere dikkatsiz ve özensiz cevap verenleri tespit etmenin çeşitli yolları vardır. Bu geçersiz yanıtlayıcıların veri setinden kaldırılmasının hatayı azalttığı görülür ve aynı zamanda daha geçerli sonuçlar elde etmemizi sağlar. Dikkatsiz ve özensiz yanıt verenlerin bir örneklemde sınırlı ve az sayıda bulunmasının bile ölçeklerin özelliklerini (ortalama, varyans, güvenirlik gibi) ve ölçekler arasındaki ilişkileri olumsuz yönde etkilemiştir (Huang ve ark., 2015; Maniaci, & Rogge, 2014; Woods, 2006).

Bu çalışmada, Cattell'in sabotaj indeksi ve MFIC detaylı bir şekilde ele alınmıştır. Bahsedilen bu indeksler yapılan kapsamlı simülasyon planı ile karşılaştırılmıştır. İndekslerin performansları; örneklem büyüklüğü, madde sayısı, ters madde sayısı ve dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı dikkate alınarak değerlendirilmiştir.

Sabotaj indeksi, iç tutarlılığı yüksek olan ölçeklerde dikkatsiz ve özensiz yanıt verenleri belirlemenin en doğru yöntemidir. Bu indeks, çok fazla sayıda alt ölçekten oluşan ölçekler için bu tarz yanıt verenleri kendi bilgilerine uygun olarak yanıtlayanlardan ayırt etme konusunda oldukça iyidir. Benzer şekilde, sabit bireyselleştirilmiş şans puanı için de daha fazla sayıda ölçek ve maddeler, dikkatsiz ve özensiz yanıt veren kişilerin daha iyi tanımlanmasına olanak tanır. Sabotaj İndeksi, her ölçek için yanıtların iç tutarlılığının olmamasına daha duyarlıdır. Fakat sabit

bireyselleştirilmiş şans puanı ise her bir yanıt kategorisinin oranıyla ilişkilidir ve belirli yanıtlar için bireysel tercihleri hesaba katar. Cattell ve arkadaşları (1970) Sabotaj İndeksinin veya Haertzen ve Ross'a (1978) göre sabit bireyselleştirilmiş şans puanının özel kullanımının, dikkatsiz ve özensiz yanıt verenleri belirleme konusunda orta düzeyde olasılıklar sunduğunu göstermektedir. Ayrı ayrı kullanılan iki indekse dayalı sınıflandırmalar karşılaştırıldığında hangisinin daha iyi olduğuna karar vermek zordur (Fronczyk, 2014).

Dikkatsiz veya özensiz cevaplama indekslerini geliştirmek amacıyla birçok çalışma yapılmıştır ve bu çalışmalardan kesin sonuçlar elde edilmemiştir. Bu çalışmalardan biri olan Cattell ve arkadaşları (1970) tarafından "sabotaj" olarak adlandırılan ve dikkatsiz veya özensiz yanıtlama sorununu 16PF çalışmasında ele almışlardır. Tamamen teorik olarak, sabotaj tespiti için bir indeks önerdiler. Temel varsayımı, belirli bir 16PF ölçeğinin yarısındaki puanın, regresyon teknikleri yoluyla ölçeğin diğer yarısından tahmin edilebilmesi gerektiğidir. Her ölçek için, gerçek ve tahmin edilen puan arasındaki fark elde edilir, her farkın karesi alınır ve sabotaj indeksini elde etmek için 16 ölçeğin tamamındaki farkların kareleri toplanır. O'Dell (1971) tarafından yapılan çalışmada elde edilen bu indeksin, basitleştirilmiş sabotaj indeks hesaplama yönteminin bir yan ürünüdür. Her bir ölçeğinin yarısı için regresyon katsayılarının kullanılması durumunda (tüm ölçekler için ortalama değerler yerine) tartışılan indeksin uygulanabilirliğinin daha iyi olacağı varsayılır. Bu çalışmada 16PF iki grup üzerinde uygulanmıştır. Birinci grup (normal grup), son sınıf ve lisansüstü psikoloji öğrencilerinden oluşan ve ölçeğe tutarlı bir şekilde cevap veren 173 kişilik bir gruptur. İkinci gurup ise ölçeğe kasıtlı olarak dikkatsiz veya özensiz bir şekilde cevap veren 7 kişiye ve 52 kişiye 16PF ölçeği verilmeden toplamda 59 kişiye uygulanmıştır. Cattell'in 16PF örneğinde, Sabotaj İndeksi sonucuna göre birinci grupta 173 kişiden 110 (%63,5), ikinci grupta ise 59 kişiden yalnızca 30(%50,8) kişinin dikkatsiz veya özensiz bir şekilde cevap verdiğini göstermektedir. Bu indeks, özellikle dikkatsiz ve özensiz bir şekilde cevaplayan bir katılımcıyı belirleme konusunda iyi sonuçlar vermemiştir (O'Dell, 1971). Bazı puanlar, katılımcılar tarafından elde edilen gerçek puanlar olmasına rağmen bu puanlar yanlış sınıflandırılmıştır. Tez çalışmasındaki simülasyonlara göre, kendi öz bilgilerine göre doğru veya dikkatli bir

şekilde yanıt verenler ile dikkatsiz ve özensiz bir şekilde cevap verenleri sınıflandırmada Cattell'in sabotaj indeksi daha iyi performans göstermiştir.

Haertzen ve Ross (1978) ve Ross ve Haertzen (1979) tarafından Sabit bireyselleştirilmiş şans puanına ilişkin çalışmalar yapılmıştır. Bu araştırmacılar, Sosyal Deneyim Ölçeğini (Social Experience Questionnaire (SOEX)) kullanarak bu indeksin yüksek bir geçerliliğinin olduğunu gösterdiler. Bu araştırmada, iki tür veri analizi yapıldı. İlk olarak; SOEX ölçeğini dikkatli veya özenli bir şekilde cevaplayan 54 sağlıklı, 53 alkolik ve 28 ilaç bağımlımsı olacak şekilde toplamda 135 gerçek katılımcıdan toplanan veriler, sonrasında ise simülasyon ile oluşturulmuş 135 tane veri elde edildi. Bu indeks, simülasyon yoluyla türetilmiş 135 verinin %100 doğru tanımlanmasını mümkün kılarken gerçek verilerin yalnızca %3,7'sini yanlış sınıflandırır. Ancak bu oldukça iyi bir sonuçtur ve sınırlı sayıda katılımcıdan çok özel veriler kullanılarak elde edilmiştir. Cattell'in sabotaj indeks'inde olduğu gibi, Sabit bireyselleştirilmiş şans puanına ilişkin çalışmalar oldukça azdır. Bu indeks, Polonya bilimsel araştırmalarında mevcuttur (Fronczyk, 2014). Tez çalışmasındaki simülasyonlara göre, kendi öz bilgilerine göre doğru veya dikkatli bir şekilde yanıt verenler ile dikkatsiz ve özensiz bir şekilde cevap verenleri sınıflandırmada modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanı bu çalışmadaki kadar olmasa da iyi bir performans göstermiştir.

Literatürde, bu konuyla ilgili çok az sayıda çalışma bulunmaktadır. Fronczyk (2014) tarafından yapılan çalışmada, Polanya'daki dokuz farklı üniversitenin tıp fakültesi hemşirelik bölümü öğrencisi olan 943 kişiye NEO-FFI ölçeği uygulanmıştır ve katılımcılar dikkatli ve özenli bir şekilde ölçek maddelerini cevaplamışlardır. Katılımcılardan 943 gerçek veri elde edilmiştir. Daha sonra NEO-FFI'nin her bir maddesine verdiği yanıtları simüle eden uniform dağılımdan 1000 veri üretilmiştir. Genel olarak, tüm gözlemlerin Cattell'in sabotaj indeksi %74'ünü ve modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanı %78'ini doğru şekilde sınıflandırılmıştır. Bu iki indekse dayalı sınıflandırmalar karşılaştırıldığında hangisinin daha iyi olduğuna karar vermek oldukça zordur. Model uyum değerleri karşılaştırıldığında ise Cattell'in sabotaj indeksi, modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanınından daha iyi performans göstermektedir. Tez çalışmasındaki simülasyonlara göre, kendi öz bilgilerine göre doğru veya dikkatli bir şekilde yanıt verenler ile dikkatsiz ve özensiz bir şekilde cevap

verenleri sınıflandırmada Cattell'in sabotaj indeksi, modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanına göre daha iyi bir performans göstermiştir.

Tez çalışmamızda, dikkatsiz ve özensiz verilen cevapların puanları ile gerçek cevapların puanları türetilmiştir. Elde edilen bu puanları değerlendirmek ve bir sonuca varmak için Cattell'in sabotaj indeksi ve modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanı hesaplanmıştır. Elde edilen bu iki indeksin performansını karşılartırmak için anakütle parametresinden genel ve tek yönlü sapmalar elde edilmiştir.

Cattell'in sabotaj indeksi için, anakütleden genel ve tek yönlü sapmalar incelendiğinde dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı 0,10; 0,20; 0,30 için örrneklem büyüklüğü arttıkça performansı artmıştır. Dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı 0,30 ve büyük örneklem büyüklüğü için en yüksek performansı göstermektedir. Dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı 0,10; 0,20; 0,30 artıkça genel ve tek yönlü sapmalar için daha iyi performans göstermektedir.. Dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı 0,60 için örneklem büyüklüğü artıkça performansı azalmıştır. Madde sayılarındaki değişim genel olarak performansı etkilememiştir.

Modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanlarının ise anakütleden genel ve tek yönlü sapmalar incelendiğinde dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı arttıkça performansı artmakla birlikte anakütle parametresinden yüksek tahminler elde edilmektedir. En yüksek performans 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı için madde sayısı az iken gözlemlenmiştir. Ters madde sayılarındaki değişim genel olarak performansı etkilememiştir.

Bu çalışmanın en önemli bulgusu, dikkatsiz veya özensiz yanıt verme ile kendi bilgisine uygun yanıt verme arasındaki ayrımın oldukça etkili bir şekilde yapılabileceğini göstermektedir. Ancak her iki indeks için 0,60 dikkatsiz ve özensiz yanıtlama oranı güvenilir sonuçlar vermemektedir. Cattell'in sabotaj indeksinin performansı, modifiye sabit bireyselleştirilmiş şans puanı performansına göre daha iyi sonuçlar elde edilmiştir.

6. KAYNAKLAR

Alpar R. (2020). *Uygulamalı istatistik ve geçerlilik-güvenirlik* (6. Baskı). Ankara: Detay Yayıncılık.

Armağan İ. (1983). *Yöntembilim-2 bilimsel araştırma yöntemleri.* İzmir: Dokuz Eylül Üniversitesi Güzel Sanatlar Fak. Yayınları.

Beach, D. A. (1989). Identifying the random responder. *The Journal of Psychology*, 123(1), 101-103. https://doi.org/10.1080/00223980.1989.10542966

Berry, D.T.R. , Baer, R.A., & Harris, M.J. (1991). Detection of malingering on the MMPI: A meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 11(5), 585–598. https://doi.org/10.1016/0272-7358(91)90005-F

Birkeland, S.A., Manson, T.M., Kisamore, J.L., Brannick, M.T., & Smith, M.A. (2006). A metaanalytic investigation of job applicant faking on personality measures. *International Journal of Selection and Assessment*, 14(4), 317–335. https://doi.org/10.1111/j.1468-2389.2006.00354.x

Butcher, J.N., Dahlstrom, W.G., Graham, J.R., Tellegen, A., & Kaemmer, B. (1989). *Minnesota multiphasic personality inventory 2 (MMPI-2): Manual for administration and scoring.* Minneapolis, MN: University of Minnesota Press.

Cattell, R. B., Eber, H. W., & Tatsuoka, M. M. (1970). *Handbook for the Sixteen Personality Factor Questionnaire (16PF)*. Champaign, IL: IPAT.

Cattell, R.B. (1957) *Personality and motivation structure and measurement*. New York: World Book.

Costa, P. T., Jr., & McCrae, R. R. (2008). The Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R). In G. J. Boyle, G. Matthews, & D. H. Saklofske (Eds.), *The SAGE handbook of personality theory and assessment*, 2, 179–198. https://doi.org/10.4135/9781849200479.n9

Curran, P. G. (2016). Methods for the detection of carelessly invalid responses in survey data. *Journal of Experimental Social Psychology*, 66, 4–19. https://doi.org/10.1016/j.jesp.2015.07.006

Dunnette, M.D., McCartney, J., Carlson, H.C., & Kirchner, W.K. (1962). A study of faking behavior on a forced choice self-description checklist. *Personnel Psychology*, 15(2), 13–24. https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1962.tb01843.x

Ercan, İ., & Kan, İ. (2004). Ölçeklerde Güvenirlik ve Geçerlik. *Uludağ Üniversitesi Tıp Fakültesi Dergisi*, 30(3), 211-216.

Evans, R. G., & Dinning, W. D. (1983). Response consistency among high F scale scorers on the MMPI. *Journal of Clinical Psychology*, 39(2), 246-248. https://doi.org/10.1002/1097-4679(198303)39:2<246::AID-JCLP2270390217>3.0.CO;2-9

Fronczyk, K. (2014). The identification of random or careless responding in questionnaires: *The example of the NEO-FFI. Rczniki Psychologiczne*, 17(2), 457–473.

Gay LR. (1985). *Educational evaluation and measurement* (2nd edition). London: A Bell & Howell Company.

Goldberg, L. R. (1990). An alternative "description of personality": the big-five factor structure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59(6), 1216-1229. https://doi.org/10.1037/0022-3514.59.6.1216

Goldberg, L.R., & Kilkowski, J.M. (1985). The prediction of semantic consistency in self descriptions: Characteristics of persons and of terms that affect the consistency of responses to synonym and antonym pairs. *Journal of Personality and Social Psychology*, 48(1), 82–98. https://doi.org/10.1037/0022-3514.48.1.82

Griffith, R.L., & Peterson, M.H. (Eds.). (2006). *A closer examination of applicant faking behavior*. Greenwich, CT: Information Age Publishing.

Gümüş B. (1977). *Eğitimde ölçme ve değerlendirme.* Ankara: Kalite Matbası.

Haertzen, C. A., & Ross, F. E. (1978). Using four chance profiles to estimate carelessness. *Psychological Reports*, 41, 1079-1087.

Huang, J.L., Bowling, N.A., Liu, M., & Li, Y. (2014). Detecting insufficient effort responding with an infrequency scale: Evaluating validity and participant reactions. Journal of Business and *Psychology*, 30, 299–311. https://doi.org/10.1007/s10869-014-9357-6

Huang, J.L., Curran, P.G., Keeney, J., Poposki, E.M., & DeShon, R.P. (2012). Detecting and deterring insufficient effort responding to surveys. *Journal of Business and Psychology*, 27(1), 99–114. https://doi.org/10.1007/s10869-011-9231-8

Huang, J.L., Liu, M., & Bowling, N.A. (2015). Insufficient effort responding: Examining an insidious confound in survey data. *Journal of Applied Psychology*, 100(3), 828–845. https://doi.org/10.1037/a0038510

Jackson, D.N. (1977). *Jackson vocational interest survey manual.* Port Huron, MI: Research Psychologists Press.

Johnson, J.A. (2005). Ascertaining the validity of individual protocols from web-based personality inventories. *Journal of Research in Personality*, 39(1), 103–129. https://doi.org/10.1016/j.jrp.2004.09.009

Maesschalck, D., Jouan-Rimbaud, D.L., & Massart, D.L. (2000). The Mahalanobis distance. *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems*, 50(1), 1–18. https://doi.org/10.1016/S0169-7439(99)00047-7

Mahalanobis, P.C. (1936). On the generalized distance in statistics. *Proceedings of the National Institute of Science of India*, 12, 49–55.

Maniaci, M.R., & Rogge, R.D. (2014). Caring about carelessness: Participant inattention and its effects on research. *Journal of Research in Personality*, 48, 61–83. https://doi.org/10.1016/j.jrp.2013.09.008

Marjanovic, Z., Holden, R., Struthers, W., Cribbie, R., & Greenglass, E. (2015). The interitem standard deviation (ISD): An index that discriminates between conscientious and random responders. *Personality and Individual Differences*, 84, 79–83. https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.08.021

Meade, A.W., & Craig, S.B. (2012). Identifying careless responses in survey data. *Psychological Methods*, 17(3), 437–455. https://doi.org/10.1037/a0028085

Nichols, D., Greene, R., & Schmolck, P. (1989). Criteria for assessing inconsistent patterns of item endorsement on the MMPI: Rationale, development, and empirical trials. *Journal of Clinical Psychology*, 45(2), 239-250. https://doi.org/10.1002/1097-4679(198903)45:2<239::aid-jclp2270450210>3.0.co;2-1

O'Dell, J. W. (1971). Method for detecting random answers on personality questionnaires. *Journal of Applied Psychology*, 55(4), 380-383. https://doi.org/10.1037/h0031473

Orpen, C. (1971). The fakability of the Edwards Personal Preference Schedule in personnel selection. *Personnel Psychology*, 24(1), 1–4. https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1971.tb00353.x

Özçelik DA. (1981). *Okullarda ölçme ve değerlendirme*. Ankara: ÜSYM-Eğitim Yayınları.

Özdamar K. (2002). *Paket programlarla istatistiksel veri analizi-1*. 4. Baskı. Eskişehir: Kaan Kitabevi.

Peck, R., & Devore, J.L. (2012). *Statistics: The exploration & analysis of data*. Boston, MA: Brooks/Cole.

Phillips, D.L; Clancy, K.J. (1972). Some effects of" social desirability" in survey studies. *American Journal of Sociology* 77(5), 921-940, https://doi.org/10,1086/225231.

Ross, F. E., & Haertzen, C. A. (1979). The use of chance profiles for detecting carelessness: The effect of determining the true response rate from items in scales. *Journal of Psychology*, 101(1), 27-35. https://doi.org/10.1080/00223980.1979.9915049

Smith, J; Noble, H. (2014). BIAS in research. *Evidence-Based Nursing*, 17(4), 100-101. https://doi.org/10.1016/j.annemergmed.2004.07.454

Woods, C.M. (2006). Careless responding to reverse-worded items: Implications for confirmatory factor analysis. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 28(3), 189–194. https://doi.org/10.1007/s10862-005-9004-7

Xing Yang and Nabendu Pal. (2010). Estimation of a population size through capture-mark-recapture method: a comparison of various point and interval estimators. *Journal of Statistical Computation and Simulation*. 80(3), 335–354. https://doi.org/10.1080/00949650802635165.

7. SİMGELER VE KISALTMALAR

FIC : Sabit bireyselleştirilmiş şans puanı
MFIC : Modifeye sabit bireyselleştirilmiş şans puanı
RMSE : Hata kareler ortalaması karekökü

8. TEŞEKKÜR

Doktora eğitimim boyunca desteğini esirgemeyen, büyük bir özveriyle emek veren ve akademik olarak bugünümün mimarı kıymetli hocam ve tez danışmanım Prof. Dr. İlker ERCAN'a en içten saygılarımla teşekkürlerimi sunarım. Doktora eğitimime katkıda bulunan, doktora tez çalışmam için değerli önerilerini sunan ve destek olan kıymetli hocam Prof. Dr. Deniz SIĞIRLI'ya teşekkürlerimi sunarım. Tez izleme komitemde yer alan, kıymetli düşüncelerini paylaşarak tezime katkı sunan değerli hocam Prof. Dr. Özlem ALPU'ya ve doktora eğitimime katkıda bulunan anabilim dalımızdaki hocalarıma teşekkürlerimi sunarım.

Eğitim hayatım boyunca bana sağladıkları maddi ve manevi katkıdan dolayı annem, babam ve ablama bana verdikleri emek ve her zaman yanımda oldukları için şükranlarımı sunarım.

9. ÖZGEÇMİŞ

…… ilinde ….. yılında doğan Arda UZUNOĞLU, Fırat Üniversitesinde 2003– 2007 yılları arasında Fen Edebiyat Fakültesi Matematik bölümünde lisans, 2008 yıllında Fırat Üniversitesi Matematik Öğretmenliği Anabilim Dalında tezsiz yüksek lisans ve 2018 yılında yıllında Gazi Üniversitesi İstatistik Anabilim Dalında yüksek lisans eğitimini tamamlamıştır. Bursa Uludağ Üniversitesi Biyoistatistik Anabilim Dalında 2018 yılında doktora eğitimine başlamıştır.