ANKARA ÜNİVERSİTESİ
EĞİTİM BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

EĞİTİM BİLİMLERİ ANABİLİM DALI
EĞİTİMDE ÖLÇME VE DEĞERLENDİRME PROGRAMI

MADDE PARAMETRE KAYMASININ BULUNDUĞU DURUMLARDA TEST EŞİTLEMEDE FARKLI KALİBRASYON YÖNTEMLERİYLE ELDE EDİLEN KESTİRİMLERİN KARŞILAŞTIRILMASI

DOKTORA TEZİ

AYŞE BİLİCİOĞLU GÜNEŞ

ANKARA
KASIM, 2023


ANKARA ÜNİVERSİTESİ
1946

ANKARA ÜNİVERSİTESİ
EĞİTİM BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

EĞİTİM BİLİMLERİ ANABİLİM DALI
EĞİTİMDE ÖLÇME VE DEĞERLENDİRME PROGRAMI

MADDE PARAMETRE KAYMASININ BULUNDUĞU DURUMLARDA TEST EŞİTLEMEDE FARKLI KALİBRASYON YÖNTEMLERİYLE ELDE EDİLEN KESTİRİMLERİN KARŞILAŞTIRILMASI

DOKTORA TEZİ

AYŞE BİLİCİOĞLU GÜNEŞ

DANIŞMAN: DOÇ. DR. ERGÜL DEMİR

ANKARA
KASIM, 2023

Ankara Üniversitesi Eğitim Bilimleri Enstitüsü Müdürlüğüne,

Ayşe BİLİCİOĞLU GÜNEŞ adlı öğrencinin hazırladığı "Madde Parametre Kaymasının Bulunduğu Durumlarda Test Eşitlemede Farklı Kalibrasyon Yöntemleriyle Elde Edilen Kestirimlerin Karşılaştırılması" başlıklı bu çalışma Eğitim Bilimleri Anabilim Dalı / Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Programı'nda jüri üyelerince oy birliği ile **Doktora Tezi** olarak kabul edilmiştir.

Jüri Üyeleri		İmza
Başkan	Prof. Dr. Duygu ANIL	
Üye	Doç. Dr. Ergül DEMİR (Danışman)	
Üye	Prof. Dr. Kaan Zülfikar DENİZ	
Üye	Doç. Dr. Celal Deha DOĞAN	
Üye	Dr. Öğr. Üyesi Merve ŞAHİN KÜRŞAD	

ONAY

Bu tez Ankara Üniversitesi Lisansüstü Eğitim Öğretim Yönetmeliği'nin ilgili maddeleri uyarınca, jüri üyeleri tarafından 27/11/2023 tarihinde, Enstitü Yönetim Kurulu tarafından ise .../.../20... tarihinde kabul edilmiştir.

Prof. Dr. Mehmet İkbal YETİŞİR
Eğitim Bilimleri Enstitüsü Müdürü

ETİK İLKELERE UYGUNLUK BİLDİRİMİ

Tez içindeki bütün bilgileri akademik yazım kurallarına uygun biçimde raporlaştırdığımı ve bunları etik ilkelere (atıfta bulunulan tüm yapıtlara kaynaklarda yer verilmesi, tezde kullanılan bilgi ve belgelere resmi yollarla ulaşılması ve bunların aslı bozulmadan kullanılması vb.) uygun olarak elde ettiğimi ve sunduğumu bildiririm.

Ayşe BİLİCİOĞLU GÜNEŞ

ÖZET

MADDE PARAMETRE KAYMASININ BULUNDUĞU DURUMLARDA TEST EŞİTLEMEDE FARKLI KALİBRASYON YÖNTEMLERİYLE ELDE EDİLEN KESTİRİMLERİN KARŞILAŞTIRILMASI

BİLİCİOĞLU GÜNEŞ, Ayşe
Doktora Tezi, Eğitim Bilimleri Anabilim Dalı
Tez Danışmanı: Doç. Dr. Ergül DEMİR
Kasım, 2023, xvi + 154 sayfa

Araştırmada, ortak maddeli eşdeğer olmayan gruplar deseninde, ortak maddelerde madde parametre kaymasının (MPK) varlığında, Madde Tepki Kuramı (MTK)'na dayalı test eşitlemede kullanılan farklı kalibrasyon yöntemleriyle elde edilen kestirimlerin karşılaştırılması amaçlanmıştır. Bu amaçla araştırmanın ilk bölümünde, MPK'nin kalibrasyon yöntemleriyle (Haebara (H), Stocking-Lord (SL), Ortalama-Ortalama (OO), Ortalama-Standart Sapma (OS)) kestirilen *a-b* parametresi ile *A-B* sabiti üzerine etkisi; MPK'li madde oranının (%0, %25, %50, %75), MPK türünün ("a", "b", "axb") ve yetenek dağılımının (N(0,1), N(.2,1), N(-.2,1)) değişimlendiği farklı koşullar altında incelenmiştir. Benzetim tabanlı araştırma modelindeki bu araştırmada kullanılan MTK modeli (2PL), örneklem büyüklüğü (1000), ortak madde sayısı (20) ve test uzunluğu (100) sabit tutulan koşullardır. Araştırmanın ikinci bölümünde, elde edilen bulguların gerçek veriyle desteklenmesi amacıyla TIMSS 2011'deki kitapçık 5 ve 6'nın verileri kullanılmıştır. Ardından, tüm veri setlerine ilişkin geçerlik çalışmalarıyla eşitlemenin varsayımları sınanmıştır. Varsayımların sınanmasından sonra farklı koşullar altında elde edilen *A-B* sabiti ile *a-b* parametresine ilişkin standart hata, yanlılık ve ortalama hata kareleri kökü (OHKK) değerleri bulguların değerlendirilmesinde ölçüt olarak kullanılmıştır. Hata değerlerinin elde edilmesinin ardından, değişkenlerin etkilerinin ortaya konulması amacıyla faktöriyel ANOVA; varyans kaynaklarının detaylı incelenebilmesi amacıyla Tukey- LSD testi kullanılmıştır. Araştırmanın sonucunda, farklı MPK oranları, MPK türü-büyüklükleri ve yetenek dağılımlarının hata değerlerinin üzerinde manidar etkisi olduğuna; yöntemlerden elde edilen hataların ise manidar olarak

farklılaştığına ulaşılmıştır. MPK oranının yüksek olduğu koşullarda, SL ve OS yöntemleri daha tutarlı bulunurken; H ve OS yöntemlerinin daha hassas olduğuna ve bazı koşullarda en düşük hataları verirken bazı koşullarda en yüksek hataları üreterek, farklılaşan bulgular ürettiklerine ulaşılmıştır. Değişimlenen MPK türlerinde ise en tutarlı bulgular, OO yöntemiyle elde edilmiştir. Farklılaşan yetenek dağılımları dikkate alındığında ise benzer yetenek dağılımına sahip bireylere uygulanan formların yanlılık değerlerinin daha düşük olduğuna ulaşılmıştır.

Anahtar Sözcükler: Madde parametre kayması, test eşitleme, standart hata, yanlılık, OHKK

ABSTRACT

A COMPARISON OF ESTIMATES OBTAINED WITH DIFFERENT CALIBRATION METHODS IN TEST EQUATING IN THE PRESENCE OF ITEM PARAMETER DRIFT

BILICIOGLU GUNES, Ayse

Dissertation, Department of Educational Sciences

Supervisor: Assoc. Prof. Dr. Ergul DEMIR

November, 2023, xvi + 154 pages

Within the scope of the current research, it was aimed to examine the effect of item parameter drift (IPD) in common items on the estimates obtained by different calibration methods in test equating based on Item Response Theory (IRT) in a Non-Equivalent groups with Anchor Test. Within the scope of this purpose, in the first part of the study, the effect of IPD on *a-b* parameters estimated by four different equating methods (Haebara (H), Stocking-Lord (SL), Mean-Mean (MM) and Mean-Sigma (MS)) and the effect of equating on *A-B* constants; The effect of the proportion of item with IPD (0%, 25%, 25%, 50%, 75%), the type of IPD ("a", "b", "axb") and the ability distribution (N(0,1), N(.2,1), N(-.2,1)) under different conditions. The IRT model (2PL), sample size (1000), number of common items (20) and test length (100) are the conditions fixed in this simulation-based research model. In the second part of the study, in order to support the findings obtained within the scope of the simulation design with real data, the data of booklet 5 and booklet 6 of TIMSS 2011 were included in the study. Then, the validity studies for the real and generated data sets and the assumptions of equating were tested. After testing the assumptions, the standard error, bias and Root Mean Square Error (RMSE) values of the constants *A-B* and the estimated parameters *a-b* obtained under different conditions were used as criteria for the evaluation of the findings. Following the obtaining of the error values, factorial analysis of variance (ANOVA) was utilized to reveal the effects of the variables and Tukey LSD test was used to examine in detail the variance sources. As a result of the findings, it was found that different IPD ratios, IPD types and sizes, and ability distributions had a significant effect on the error values in test

equating, while the errors obtained from the methods differed significantly. While SL and MS were found to be the more consistent methods when the IPD ratio was high, H and OO methods were found to be more sensitive and produced quite different findings by producing the lowest errors in some conditions and the highest errors in some conditions. Considering the differentiated ability distributions, it was found that the bias values of the forms applied to individuals with similar ability distributions were lower.

Key Words: Item parameter drift, test equating, standard error, bias, RMSE

ÖNSÖZ

Doktora öğrenimim boyunca değerli bilgilerini benimle paylaşan, takıldığım her noktada büyük bir sabır ve ilgiyle destek olan, akademik bilgisini ve desteğini asla esirgemeyen, bilgi birikimi ve bilimsel bakış açısıyla çalışmamın problem durumunu derinleştirmemi sağlayan çok değerli danışmanım Doç. Dr. Ergül DEMİR'e teşekkürü bir borç bilirim.

Tez izleme komitemde yer alarak değerli görüşlerini benimle paylaşan ve tezimde büyük emekleri olan saygıdeğer hocalarım Prof. Dr. Duygu ANIL'a ve Doç. Dr. Deha DOĞAN'a; savunma jürimde yer alarak değerli katkılarını sunan Prof. Dr. Kaan Zülfikar DENİZ'e ve Dr. Öğr. Üyesi Merve ŞAHİN KÜRŞAD'a çok teşekkür ederim.

Doktora sürecinde ders almaktan onur duyduğum, öğrencilerinin her zaman yanında olan ve kıymetli bilgi birikimlerini aktarmaktan keyif duyan Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Anabilim Dalındaki tüm hocalarıma; Yüksek Lisans öğrencisi iken aynı kurumda çalışma fırsatı bulduğum, öğrencilerini her zaman destekleyen, akademik bilgisini asla esirgemeyen değerli hocam Doç. Dr. Hakan KOĞAR'a çok teşekkür ederim.

Aynı kurumda çalışmakta olduğum, takıldığım her noktada kapısını çalabildiğim, süreç boyunca sorduğum tüm soruları özen ve ilgi ile yanıtlayan, güzel sohbeti ile desteğini asla esirgemeyen çok kıymetli hocam Doç. Dr. Münevver İLGÜN DİBEK'e; doktora sürecinde hayatıma giren dostluklarını ve akademik desteklerini her daim hissettiğim sevgili arkadaşlarım Şerife ZEYBEKOĞLU'na, Evrim YALÇIN'a, Ceren TUNABOYLU DEMİR'e ve Hatice GÜRDİL'e çok teşekkür ederim.

Sürecin başından beri bana en büyük desteği veren, yorulduğum her anda beni sarıp sarmalayan canım yol arkadaşım, kıymetli eşim Onur GÜNEŞ'e ve hayatımızın neşesi biricik kızımız Talya'ma varlığı için sonsuz teşekkür ederim.

Son olarak, bugünlere gelmemde en büyük emeği veren, aldığım tüm kararlarda yanımda olan, sevgilerini tüm kalbimle hissettiğim anneme, babama ve kardeşime ne teşekkür etsem azdır.

Ayşe BİLİCİĞLU GÜNEŞ

Hayat arkadaşım Onur'a ve

Canım kızım Talya'ya…

İÇİNDEKİLER

Sayfa

ETİK İLKELERE UYGUNLUK BİLDİRİMİ ... iii
ÖZET ... iv
ABSTRACT ... vi
ÖNSÖZ ... viii
İÇİNDEKİLER ... x
TABLOLAR DİZİNİ ... xii
ŞEKİLLER DİZİNİ ... xiv
KISALTMALAR/SİMGELER ... xvi
BÖLÜM 1 ... 1
GİRİŞ ... 1
Problem ... 1
Amaç ... 4
Önem ... 4
Sınırlılıklar ... 6
Kuramsal Çerçeve ... 6
Test Eşitleme ... 6
Eşitleme Deseni ... 7
MTK' ye Dayalı Test Eşitlemede Kullanılan Kalibrasyon Yöntemleri ... 9
Ortalama- Standart Sapma (Mean- Sigma) ... 9
Ortalama- Ortalama (Mean- Mean) ... 10
Haebara ... 11
Stocking- Lord ... 11
Madde Parametre Kayması ... 12
İlgili Araştırmalar ... 14
MTK'ye Dayalı Test Eşitlemedeki Kalibrasyon Yöntemlerine İlişkin İlgili Araştırmalar ... 14
MTK'ye Dayalı Test Eşitlemedeki Kalibrasyon Yöntemleri ve MPK'ye İlişkin İlgili Araştırmalar ... 19
BÖLÜM 2 ... 25
YÖNTEM ... 25
Araştırmanın Modeli ... 25
Benzetim Deseni ... 25
Sabit Tutulan Koşullar ... 26
Veri Üretiminde Kullanılan Model. ... 26
Örneklem Büyüklüğü. ... 26
Test Uzunluğu ve Ortak Madde Oranı. ... 27
Değişimlenen Koşullar ... 27
MPK'li Madde Oranı ... 28
MPK'nin Türü ve Büyüklüğü ... 28

Yetenek Dağılımı. 29
Verilerin Üretimi 30
Üretilen Verilere İlişkin Geçerlik Çalışmaları 32
Verilerin Çözümlenmesi 34
Gerçek Veri Çalışması 35
BÖLÜM 3 39
BULGULAR VE YORUMLAR 39
Değişimlenen Koşullar Altında Elde Edilen a ve b Parametresine İlişkin Standart Hata, Yanlılık ve OHKK Ortalama Değerlerinin İncelenmesi 40
'a' Parametresine İlişkin Elde Edilen Standart Hata Ortalama Değerleri Bulguları 40
'a' Parametresine İlişkin Elde Edilen Yanlılık Ortalama Değerleri Bulguları 46
'a' Parametresine İlişkin Elde Edilen OHKK Ortalama Değerleri Bulguları 46
'b' Parametresine İlişkin Elde Edilen Standart Hata Ortalama Değerleri Bulguları 56
'b' Parametresine İlişkin Elde Edilen Yanlılık Ortalama Değerleri Bulguları 63
'b' Parametresine İlişkin Elde Edilen OHKK Ortalama Değerleri Bulguları 68
Değişimlenen Koşullar Altında Elde Edilen Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Standart Hata, Yanlılık ve OHKK Ortalama Değerlerinin İncelenmesi 74
A Sabitine İlişkin Elde Edilen Standart Hata Ortalama Değerleri Bulguları 74
A Sabitine İlişkin Elde Edilen Yanlılık Ortalama Değerleri Bulguları 76
A Sabitine İlişkin Elde Edilen OHKK Ortalama Değerleri Bulguları 84
B Sabitine İlişkin Elde Edilen Standart Hata Ortalama Değerleri Bulguları 86
B Sabitine İlişkin Elde Edilen Yanlılık Değerleri Bulguları 89
B Sabitine İlişkin Elde Edilen OHKK Değerleri Bulguları 89
Gerçek Veri Setinde Farklı Kalibrasyon Yöntemleriyle Elde Edilen Eşitleme Hatalarının İncelenmesi 95
BÖLÜM 4 103
SONUÇLAR VE ÖNERİLER 103
Sonuçlar 103
Öneriler 107
Uygulayıcılara Yönelik Öneriler 107
Araştırmacılara Yönelik Öneriler 108
KAYNAKLAR 109
EKLER 119
EK 1. Kestirilen a ve b Parametrelerine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri 120
EK 2. Kestirilen a ve b Parametrelerine İlişkin Faktöriyel ANOVA Bulguları 130
EK 3. Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri 136
EK 4. Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Faktöriyel ANOVA Bulguları 146
EK 5. Etik Kurul Onayı 152
BENZERLİK BİLDİRİMİ 153
ÖZGEÇMİŞ 154

TABLOLAR DİZİNİ

Tablo **Sayfa**

Tablo 1. Araştırma Kapsamında Değişimlenen Koşullar 30

Tablo 2. Gerçek Veri Setindeki MPK'lı Maddelerin Parametre Değerleri 36

Tablo 3. Kestirilen 'a' Parametrelerinin Standart Hata Ortalama Değerleri 41

Tablo 4. 'a' Parametresine İlişkin Standart Hata Değerleri ile Kullanılan Eşitleme Yöntemine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 41

Tablo 5. 'a' Parametresine İlişkin Standart Hata Değerleri ile a parametresinde kayma düzeyine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 43

Tablo 6. 'a' Parametresine İlişkin Standart Hata Değerlerinin 'Yöntem x b parametresinde kayma' İkili Etkileşim Etkisine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 44

Tablo 7. Kestirilen 'a' Parametrelerinin OHKK Ortalama Değerleri 47

Tablo 8. 'a' Parametresine İlişkin OHKK Değerleri ile Kullanılan Eşitleme Yöntemlerine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 48

Tablo 9. 'a' Parametresine İlişkin OHKK Değerleri ile 'a' Parametresinde Kayma Düzeyine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 49

Tablo 10. 'a' Parametresine İlişkin OHKK Değerlerinin 'Yöntem x MPK Oranı' İkili Etkileşim Etkisine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 51

Tablo 11. 'a' Parametresine İlişkin OHKK Değerlerinin 'Yöntem x b parametresinde kayma' İkili Etkileşim Etkisine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 53

Tablo 12. Kestirilen 'b' Parametrelerinin Standart Hata Ortalama Değerleri 56

Tablo 13. 'b' Parametresine İlişkin Standart Hata Değerleri ile Kullanılan Eşitleme Yöntemine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 57

Tablo 14. 'b' Parametresine İlişkin Standart Hata Değeri ile Yetenek Dağılımına göre İkili Karşılaştırma Bulguları 59

Tablo 15. 'b' Parametresine İlişkin Standart Hata Değerleri ile b Parametresinde Kayma Düzeyine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 60

Tablo 16. 'b' Parametresine İlişkin Standart Hata Değerlerinin 'Yöntem x b parametresinde kayma' ikili etkileşim etkisine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 61

Tablo 17. Kestirilen 'b' Parametrelerinin Yanlılık Ortalama Değerleri 64

Tablo 18. 'b' Parametresine İlişkin Yanlılık Değerleri ile Yetenek Dağılımına göre İkili Karşılaştırma Bulguları 64

Tablo 19. 'b' Parametresine İlişkin Yanlılık Değerleri ile b Parametresinde Kayma Düzeyine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 65

Tablo 20. ‘b’ Parametresine İlişkin Yanlılık Değerlerinin ‘Yetenek dağılımı x b Parametresinde Kayma’ İkili Etkileşim Etkisine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 67
Tablo 21. Kestirilen ‘b’ Parametrelerinin OHKK Ortalama Değerleri 69
Tablo 22. ‘b’ Parametresine İlişkin OHKK Değerleri ile Kullanılan Eşitleme Yöntemlerine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 70
Tablo 23. ‘b’ Parametresine İlişkin OHKK Değerlerinin ‘Yöntem x b Parametresinde Kayma’ İkili Etkileşim Etkisine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 71
Tablo 24. A Sabitine İlişkin Standart Hata Ortalama Değerleri 75
Tablo 25. A Sabitine İlişkin Standart Hata Değerleri ile Kullanılan Eşitleme Yöntemlerine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 75
Tablo 26. A Sabitine İlişkin Yanlılık Ortalama Değerleri 77
Tablo 27. A Sabitine İlişkin Yanlılık Değerleri ile Kullanılan Eşitleme Yöntemlerine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 78
Tablo 28. A Sabitine İlişkin Yanlılık Değerleri ile a Parametresinde Kayma Düzeyine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 79
Tablo 29. A Sabitine İlişkin Yanlılık Değerleri ile ‘Yöntem x MPK Oranı’ Düzeyine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 81
Tablo 30. A Sabitine İlişkin Yanlılık Değerlerinin ‘Yöntem x b Parametresinde Kayma’ İkili Etkileşim Etkisine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 82
Tablo 31. B Sabitine İlişkin Standart Hata Ortalama Değerleri 86
Tablo 32. B Sabitine İlişkin Standart Hata Değerleri ile Yetenek Dağılımına göre İkili Karşılaştırma Bulguları 87
Tablo 33. B Sabitine İlişkin Standart Hata Değerleri ile b Parametresinde Kayma Düzeyine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 88
Tablo 34. Kestirilen B Sabiti OHKK Ortalama Değerleri 90
Tablo 35. B Sabitine İlişkin OHKK Değerleri ile Yetenek Dağılımına göre İkili Karşılaştırma Bulguları 90
Tablo 36. B Sabitine İlişkin OHKK Değerleri ile b Parametresinde Kayma Düzeyine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 91
Tablo 37. B Sabitine İlişkin OHKK Değerlerinin ‘Yetenek Dağılımı x b Parametresinde Kayma’ İkili Etkileşim Etkisine göre İkili Karşılaştırma Bulguları 93
Tablo 38. Gerçek Verinin Temel Form ve Yeni Formuna İlişkin Yerel Bağımsızlık Bulguları 96
Tablo 39. Temel Form ve Yeni Form Model- Veri Uyumu Bulguları 97
Tablo 40. Gerçek Veri Setinden Elde Edilen Kestirilen a ve b Parametresine İlişkin Hata Değerleri 98
Tablo 41. Gerçek Veri Setinden Elde Edilen Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Hata Değerleri 100

ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil **Sayfa**

Şekil 1. Eşitleme Desenleri 8
Şekil 2 Yöntem Temel Etkisi için Standart Hata Değerleri 42
Şekil 3. 'a' Parametresinde Kayma Temel Etkisi için Standart Hata Değerleri 43
Şekil 4. 'Yöntem x b parametresinde kayma' İkili Etkileşim Etkisi için Standart Hata Değerleri 45
Şekil 5. 'Yöntem' Temel Etkisi için OHKK Değerleri 49
Şekil 6. 'a Parametresinde Kayma' Temel Etkisi için OHKK Değerleri 50
Şekil 7. 'Yöntem x MPK Oranı' İkili Etkileşimsel Etkisi için OHKK Değerleri 52
Şekil 8. 'Yöntem x b Parametresinde Kayma' İkili Etkileşimsel Etkisi için OHKK Değerleri 54
Şekil 9. 'Yöntem' Temel Etkisi için Standart Hata Değerleri 58
Şekil 10. 'Yetenek Dağılımı' Temel Etkisi için Standart Hata Değerleri 59
Şekil 11. 'b Parametresinde Kayma' Temel Etkisi için Standart Hata Değerleri 60
Şekil 12. 'Yöntem x b Parametresinde Kayma' İkili Etkileşimsel Etkisi için Standart Hata Değerleri 62
Şekil 13. 'Yetenek Dağılımı' Temel Etkisi için Yanlılık Değerleri 65
Şekil 14. 'b Parametresinde Kayma' Temel Etkisi için Yanlılık Değerleri 66
Şekil 15. 'Yetenek dağılımı x b parametresinde kayma' İkili Etkileşimsel Etkisi için Yanlılık Değerleri 68
Şekil 16. 'Yöntem' Temel Etkisi için OHKK Değerleri 70
Şekil 17. 'Yöntem x b Parametresinde Kayma' İkili Etkileşim için OHKK Değerleri.. 72
Şekil 18. 'Yöntem' Temel Etkisi için Standart Hata Değerleri 76
Şekil 19. 'Yöntem' Temel Etkisi için Yanlılık Değerleri 79
Şekil 20. 'a Parametresinde Kayma' Temel Etkisi için Yanlılık Değerleri 80
Şekil 21. 'Yöntem x MPK Oranı' İkili Etkileşimsel Etkisi için Yanlılık Değerleri 82
Şekil 22. 'Yöntem x b Parametresinde Kayma' İkili Etkileşimsel Etkisi için Yanlılık Değerleri 84
Şekil 23. 'Yetenek Dağılımı' Temel Etkisi için Standart Hata Değerleri 87
Şekil 24. 'b Parametresinde Kayma' Temel Etkisi için Standart Hata Değerleri 88

Şekil 25. ‘Yetenek Dağılımı’ Temel Etkisi için OHKK Değerleri..... 91
Şekil 26. ‘b Parametresinde Kayma’ Temel Etkisi için OHKK Değerleri..... 92
Şekil 27. ‘Yetenek Dağılımı x b Parametresinde Kayma’ İkili Etkileşim Etkisi için OHKK Değerleri..... 94
Şekil 28. Gerçek Veri Setindeki Temel Form ve Yeni Form Verilerine İlişkin Paralel Analiz Bulguları..... 96
Şekil 29. Kestirilen a ve b Parametrelerine İlişkin Standart Hata, Yanlılık ve OHKK Değerleri..... 99
Şekil 30. Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Standart Hata, Yanlılık ve OHKK Değerleri..... 101

KISALTMALAR/SİMGELER

KTK	Klasik Test Kuramı
MTK	Madde Tepki Kuramı
MKE	Madde Karakteristik Eğrisi
H	Haebara Yöntemi
SL	Stocking Lord Yöntemi
OO	Ortalama- Ortalama Yöntemi
OS	Ortalama- Standart Sapma Yöntemi
OHKK	Ortalama Hata Kareleri Kökü
a	Madde Ayırt Edicilik Parametresi
b	Madde Güçlük Parametresi
c	Şans Parametresi
θ	Yetenek Düzeyi
A- B	Eşitleme Sabitleri
1PL	Bir Parametreli Lojistik Model
2PL	İki Parametreli Lojistik Model
3PL	Üç Parametreli Lojistik Model

BÖLÜM 1

GİRİŞ

Araştırmanın bu bölümünde öncelikle problem durumu, amaç, önem ve sınırlılıklara ilişkin bilgiler; ardından ise kuramsal çerçeve ve ilgili araştırmalar sunulmuştur.

Problem

Testler, geçmişten günümüze bireylerde bulunan belirli özelliklerin ölçülmesinde bir araç olarak kullanılmaktadır. Testlerden elde edilen ölçümlerle, ilgili özellik ya da niteliğe ilişkin düzeyler belirlenerek önemli kararlar alınmaktadır. Bu bağlamda, bireylere uygulanan testlerden elde edilen ölçümlerin doğru ve hassas olması oldukça önemlidir. Bu doğrultuda bir ölçme aracında, geçerlik ve güvenirlik olmak üzere bulunması gereken iki temel nitelikten söz etmek mümkündür. Geçerlik, bir ölçme aracının geliştirilmesi ve değerlendirilmesinde en önemli yön olarak görülmektedir. Bir testin, belirli bir bağlamda ölçmeyi amaçladığı şeyi ne kadar iyi ölçtüğüne ilişkin yargıya varılması anlamına gelmektedir (Cohen ve Swerdlik, 2009). Test puanlarının karşılaştırılabilir olması ve geçerli bir şekilde yorumlanması, tüm testler için esastır. Geniş ölçekli test uygulamaları düşünüldüğünde, testlerin döngüsel olarak uygulamasının yapıldığı bilinmektedir (OECD, 2019a). Uluslararası Matematik ve Fen Eğilimleri Araştırması (Trends in International Mathematics and Science Study, TIMSS), Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı (Programme for International Student Assessment, PISA) gibi geniş ölçekli testler düşünüldüğünde, bu uygulamalardan elde edilen puanlar öğrenci performansının bir göstergesi olarak yaygın bir şekilde kullanılmaktadır. Bu uygulamalar ile araştırmacılar, yöneticiler ve eğitimciler öğrencilerinin mevcut durumlarındaki değişimi izlemektedir. Ancak, farklı yıllarda döngüsel bir şekilde uygulaması bulunan ilgili geniş ölçekli testlerde madde ifşasını önlemek ve test güvenliğini sağlamak amacıyla farklı test formları kullanılmaktadır. Bu şekilde farklı test formlarının Madde Tepki Kuramı (MTK) bağlamında karşılaştırılabilir olması için puanların aynı ölçek üzerine konumlandırılması gerekmektedir. Başka bir

ifadeyle, madde parametre değerlerinin ve sınava giren katılımcıların yetenek parametrelerinin aynı örtük özellik metriğinde ifade edilmesi gerekmektedir ki ancak bu şekilde, elde edilen sonuçlar yıldan yıla karşılaştırılabilir bir hal alabilmektedir (Baker, 2001). Literatürde, farklı formlardan elde edilen puanların karşılaştırılabilmesi için uygulanan bu süreç, test eşitleme olarak adlandırılmaktadır (Kolen ve Brennan, 2004).

Test eşitleme, testi alan bireylerin farklı ya da aynı yıl içerisindeki performanslarının izlenmesine ve uygulayıcıların farklı örneklemlerden elde edilen madde parametre kestirimlerini karşılaştırabilmesine olanak sağlar. Klasik Test Kuramı (KTK) ve MTK'ye dayalı olarak geliştirilmiş farklı eşitleme yöntemleri vardır. MTK'de madde ve birey parametreleri farklı test ve yetenek dağılımlarından bağımsız ve değişmezdir (Baker, 2001). Değişmezlik özelliği, KTK ile karşılaştırıldığında MTK'nin en güçlü yönlerinden birini oluşturmaktadır. Bunun temel sebebi, farklı test formlarına ilişkin madde ve yetenek parametrelerinin aynı ölçeğe yerleştirilebiliyor olması ve test geliştiricilere puanların karşılaştırılabilirliği sorununu çözme şansı sunmasıdır. İlgili değişmezliğin bir yönü, benzer özellik grubundaki bireylere uygulanan test sonuçlarının benzerlik göstermesi anlamında grup değişmezliği şeklinde tanımlanırken; bir diğer yönü, ölçme aracındaki maddelerin karakteristiklerinin yıldan yıla ya da gruptan gruba değişmez olması anlamında kullanılan parametre değişmezliği şeklinde tanımlanmaktadır (de Ayala, 2009). MTK'ye dayalı geliştirilen bir ölçme aracı ile elde edilen yetenek kestirimi, madde parametrelerinin bir fonksiyonu olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu nedenle kullanılan testlerde ölçümün karakteristiğinin değişmezliği önemli bir role sahiptir (Kingsbury ve Wise, 2020). Ancak, pratikte maddeler üzerinde sistematik değişimlere neden olan farklı faktörlerin etkisi söz konusu olduğu için zaman ile "kayma (drift)" eğilimi göstermeleri nedeniyle, değişmezlik ihlalleri meydana gelebilmektedir (Risk, 2015). Bir test sürecinde kayma kavramı, madde puan ölçeğinde meydana gelen ya da madde iki farklı zamanda/ grupta uygulandığında ölçülen yapıya dair meydana gelen değişikliklerin olması anlamına gelmektedir (Bock ve diğerleri, 1988). Ancak bilindiği üzere testlerden elde edilen puanların geçerliği, test puanlarının katılımcıların bilgi/becerilerini doğru olarak yansıtmasına bağlıdır (Goldstein, 1983). Madde Parametre Kaymasının (MPK) varlığı, ölçme hatalarını artırarak yapı geçerliğini etkileyebilmektedir. Testte yer alan maddeler, başlangıçtaki parametre kestirimlerini artık doğru bir şekilde modelleyemiyor olabilir; bu şekilde, yetenek kestirimleri artık ölçülmesi amaçlanan yapının sonuçları olarak kabul edilemez hale gelebilir. Madde parametreleri değişirse de başlangıç parametreleri ile kestirilmiş olan yetenek kestirimleri üzerinden

yapılan yorumlar daha az geçerli hale gelir (McCoy, 2010). Puanlara dayalı kararlarda, zamanla davranış ile maddenin ilgisi farklılaştığı için parametre kestirimlerindeki değişimler geçerliği tehdit eder (Risk, 2015). Sıralanan MPK durumlarından herhangi birinin olması, test puanlarının yorumlanmasını, puanlara dayalı yapılan yargıların doğru olmasını ve eşitleme sürecinin doğruluğunu riske atmış olur (Babcock ve Albano, 2012). MPK yalnızca ölçeğin kararlılığını ve doğruluğunu etkilemekle kalmaz, aynı zamanda sınava giren katılımcıların performansı ile ilgili yanlış ve geçersiz çıkarımlara da yol açabilir. Özellikle eşitleme süreçlerinde madde parametreleri zaman içerisinde değişir ise madde bankasındaki maddeler sahip oldukları güçlük düzeyinden daha kolay ya da daha zor hale gelebilir (Risk, 2015). Buna göre MPK nedeniyle eşitlemede kullanılan ortak maddelerde daha iyi performans gösteren grupların yeteneklerinin olduğundan fazla tahmin edilmesi; MPK'den etkilenmeyen grupların yeteneklerinin olduğundan az tahmin edilmesi söz konusu olabileceğinden, bireylerin yetenek kestirimleri de bu durumdan etkilenebilmektedir (McCoy, 2010).

Eşitlemede esas amaç, zaman içinde ölçme aracının değişmezliğini koruyarak puanların karşılaştırılabilir olmasını sağlamaktır (Kolen ve Brennan, 2004). Ancak, MPK'nin varlığı yeni formun güçlük ya da ayırt ediciliklerinde farklılıklara yol açarak; hatalı eşitleme sonuçlarına sebep olabilir (Livingston, 2004). Dolayısıyla, MPK'nin varlığı hem madde parametre kestirimlerini hem de formları aynı ölçeğe yerleştirmek için kullanılan eşitleme sabitlerini etkileme potansiyeline sahiptir. Bu nedenle eşitleme süreçlerinde ele alınması gereken önemli bir konudur (Chen, 2021). Literatürde eşitlemede kullanılan kalibrasyon yöntemleriyle elde edilen kestirimler ile MPK'nin incelendiği çalışmalar dikkate alındığında, parametre kayması bulunan ortak maddelerin testten ya da formdan çıkarılmasının eşitleme sürecine iyileştirici katkıları bulunduğuna ilişkin bilgilerin sunulduğu görülmektedir (Hu ve diğerleri, 2008; Li, 2012). Öte yandan ilgili ortak maddelerin testten çıkarılmasının yapının temsil gücünü düşürdüğü bulgularına ulaşan çalışmalarda bulunmaktadır (Keller ve Keller, 2015; Klein ve Jarjoura, 1985; Kolen ve Brennan, 1995). Ek olarak, bir diğer problem olarak MPK'nin tespitinde kullanılan yöntemlerin kimi zaman yetersiz kalabildiğine ulaşılmıştır (DeMars, 2010; Donoghue ve Isham, 1998). Sıralanan tüm bu nedenler göz önünde bulundurulduğunda, özellikle bireyler hakkında önemli kararların alındığı uygulamalarda MPK'nin varlığının eşitlemede kullanılan kalibrasyon yöntemleriyle elde edilen kestirimler üzerine etkisinin ne derece olduğunun ve hangi düzeye kadar kabul edilebilir olabileceğinin ya da hangi kalibrasyon yöntemiyle MPK'ye bağlı eşitleme hatalarının daha az olduğunun

belirlenmesi önem arz etmektedir. Bu nedenle, araştırmanın problem durumunu kaymanın bulunduğu ortak maddelerin tespit edilemediği ya da ortak madde setinden çıkarılamadığı durumlarda, MPK'nin eşitlemedeki kalibrasyon yöntemleriyle elde edilen kestirimler üzerine etkisinin incelenmesi oluşturmaktadır.

Amaç

Ortak maddeli eşdeğer olmayan gruplar deseninde, ortak maddelerde MPK bulunmasının MTK'ye dayalı eşitlemedeki kalibrasyon yöntemleriyle (H, SL, OO, OS) elde edilen kestirimler üzerine etkisinin farklı koşullar (MPK oranı, MPK türü, yetenek dağılımı) altında incelenmesi ve eşitleme için uygun ve uygun olmayan koşulların tanımlanması, araştırmanın amacını oluşturmaktadır. Bu amaç kapsamında yanıt aranacak alt problemler ise şu şekildedir:

1. MPK'li madde oranı (%0, %25, %50, %75), MPK türü ("a", "b", "axb") ve yetenek dağılımı (N(-.2,1),N(0,1), N(.2,1) koşullarında kestirilen a ve b parametrelerine ilişkin standart hata, yanlılık ve ortalama hata kareleri kökü (OHKK) değerleri nasıl değişmektedir?
2. MPK'li madde oranı (%0, %25, %50, %75), MPK türü ("a", "b", "axb") ve yetenek dağılımı (N(-.2,1),N(0,1), N(.2,1) koşullarında elde edilen eşitlemenin A ve B sabitine ilişkin standart hata, yanlılık ve OHKK değerleri nasıl değişmektedir?
3. MPK içeren gerçek bir veri setinde, H, SL, OO ve OS kalibrasyon yöntemleriyle elde edilen,
    a. Kestirilen a ve b parametrelerine ilişkin standart hata, yanlılık ve OHKK değerleri nasıl değişmektedir?
    b. Eşitlemenin A ve B sabitine ilişkin standart hata, yanlılık ve OHKK değerleri nasıl değişmektedir?

Önem

Literatürde, MPK'nin belirlenmesinde kullanılan yöntemlere yönelik çeşitli karşılaştırma çalışmaları bulunmaktadır (DeMars, 2010; Donoghue ve Isham, 1998). Sonuçlarında ise hangi yöntemin daha iyi olduğuna ya da hatayı düşürdüğüne ilişkin bilgiler; MPK'nin varlığında neler yapılabileceği gibi bulgular ortaya konulmuştur

(Babcock ve Albano, 2012; Kingston ve Doran, 1984; Kolen ve Brennan, 1995). MPK'nin varlığında yapılması gerekenlere ilişkin öneriler ise genel olarak maddenin testten çıkarılması ve mümkünse yerine yeni bir madde yazılmasına yöneliktir (Hu ve diğerleri, 2008; Li, 2012). Gerek testlerde gerek ise formlarında yer alan maddelerin çıkarılması çoğunlukla kapsam geçerliği ihlallerine sebebiyet vermektedir. Özellikle madde bankasının büyük olmadığı durumlarda, ilgili maddeyi alternatif bir madde ile değiştirmek de güç olabilmektedir (Risk, 2015). Öte yandan, ilgili madde yerine yeni bir maddenin yazılması ise zaman alıcı olabilmektedir (Kolen ve Brennan, 1995). Bunun yanı sıra bazı yöntemler de MPK'nin tespitinde yetersiz kalabilmektedir (Donoghue ve Isham, 1998). Tespit edilememesi durumunda da testlerde parametre kayması bulunan maddeler göz ardı edilerek değerlendirmeler yapılmaktadır.

MPK, yalnızca tek oturumda gerçekleştirilen testler de değil; farklı zamanlarda uygulanan test formlarının eşitlenmesi sürecinde de bir problem olarak ortaya çıkmaktadır. Ancak, literatür incelendiğinde, MPK'nin eşitlemedeki kalibrasyon yöntemleriyle elde edilen kestirimler üzerindeki etkisini inceleyen az sayıda çalışmanın bulunduğu görülmüştür (Chen, 2013; Chen 2021; Huang ve Shyu, 2003; Jurich ve diğerleri, 2012; Sukin ve Keller, 2008; Stahl ve diğerleri, 2002; Wells ve diğerleri, 2002; Wollack ve diğerleri, 2006). Bu durumun incelenmesi, özellikle TIMSS ve PISA gibi geniş ölçekli test uygulamalarında, yeterliğin test edildiği ya da seçme- yerleştirme kararlarının alındığı test uygulamalarında oldukça önemlidir. Bu sınavlarda MPK'nin görülmesi, bireylerin yetenek kestirimlerinde ve a- b parametrelerinde hatalara neden olmakta, testin geçerliğini olumsuz yönde etkilemekte ve yapılan test uygulamalarının adilliğini tartışmaya açık hale getirmektedir (Risk, 2015). Bu nedenlerle MPK'li ortak madde içeren formlarda eşitlemedeki kalibrasyon yöntemleri ile elde edilen kestirimlerin nasıl çalışacağının ortaya konulması; hangi koşullar altında eşitleme yapılıp; hangi koşullar altında yapılmasının uygun olmayacağının tespit edilmesi kritiktir. Bu bağlamda, bu çalışma, araştırmacılara ortak madde içeren farklı formlarda, MPK'nin bulunmasının eşitlemedeki kalibrasyon yöntemleriyle elde edilen kestirimler üzerindeki etkisini gösterecek olması yönüyle önemlidir.

Sınırlılıklar

Kullanılan gerçek veri seti, ilginin araştırmanın sınırlılığını oluşturmaktadır. Bu kapsamda, TIMSS, PISA gibi ortak madde içeren test uygulamaları incelendiğinde, formlarda yer alan toplam madde sayılarının 30'u geçmediğine ve matematik alanında uygulanan formlardaki test uzunluğunun aynı olduğu az sayıda test formuna ulaşılmıştır. Bu çerçevede, araştırmanın koşullarından biri olan %25 düzeyinde MPK bulunmasına erişilmeye çalışıldığında, 8 ortak madde içeren ve 2 tanesinde MPK bulunan veri setine ulaşılmıştır ve araştırma kapsamında ilgili veri seti kullanılmıştır.

Kuramsal Çerçeve

Bu bölüm kapsamında, araştırmanın problem durumuyla ilişkisi bulunan test eşitleme ve desenleri, MTK'ye dayalı test eşitlemedeki kalibrasyon yöntemleri ve MPK konuları alt başlıklar halinde sunulmuştur.

Test Eşitleme

Geniş ölçekli test uygulamalarında, benzer içerik ve güçlük düzeyine sahip test formları kullanılmaktadır. Ancak ilgili formlar her ne kadar benzer yapıyı ölçen; benzer psikometrik özelliklere sahip formlar olsalar da elde edilen puanların birbiri yerine kullanılması için çeşitli dönüşümlere ihtiyaç duyulmaktadır. Literatürde bu dönüşüm test eşitleme süreci olarak adlandırılmaktadır (Kolen ve Brennan, 2004). Test eşitleme, Angoff (1984) tarafından bir test formunun birim sisteminin başka bir test formunun birim sistemine dönüştürülme süreci olarak tanımlanmaktadır. Test eşitleme, Kolen ve Brennan (2004)'a göre iki test puanı arasındaki en güçlü bağlama yöntemlerinden biri olarak görülmektedir.

Bağlama kelimesi ilk olarak Linn (1993) ve Mislevy (1992)'in çalışmalarında kullanılan bir terimdir. Bir testten elde edilen puanlar ile diğer testten elde edilen puanların ilişkilendirilmesi anlamına gelen bağlama; kimi zaman eşitleme ile karıştırılabilmektedir (Dorans ve Puhan, 2017; Kolen ve Brennan, 2004). Bağlama ve eşitleme, benzer istatistiksel süreçler içermesine karşılık amaç olarak farklılaşan iki kavramdır. Amaçları farklı olan iki testin ilişkilendirilmesinde bağlama kullanılırken; mümkün olduğunca benzer bir içerik ve istatistiksel karaktere sahip iki test formundan

elde edilen puanların ilişkilendirilmesinde ise eşitleme kullanılır. Bu şekilde, eşitleme sonrası alternatif formlardaki puanlar birbiri yerine kullanılabilir hale gelir (Lord, 1980). Eşitleme genel olarak madde güçlüklerinin farklı olması durumunda bir düzenleme yapılmasına imkân sağlayan bir kavramdır. Eğer testler, aynı özelliği ölçüyorsa ve benzer istatistiksel özellikleri gösteriyorsa bu testleri gerçekten de bir testin formları kabul ederek; sonuçları eşitlemede bağlama olarak da adlandırmak mümkündür.

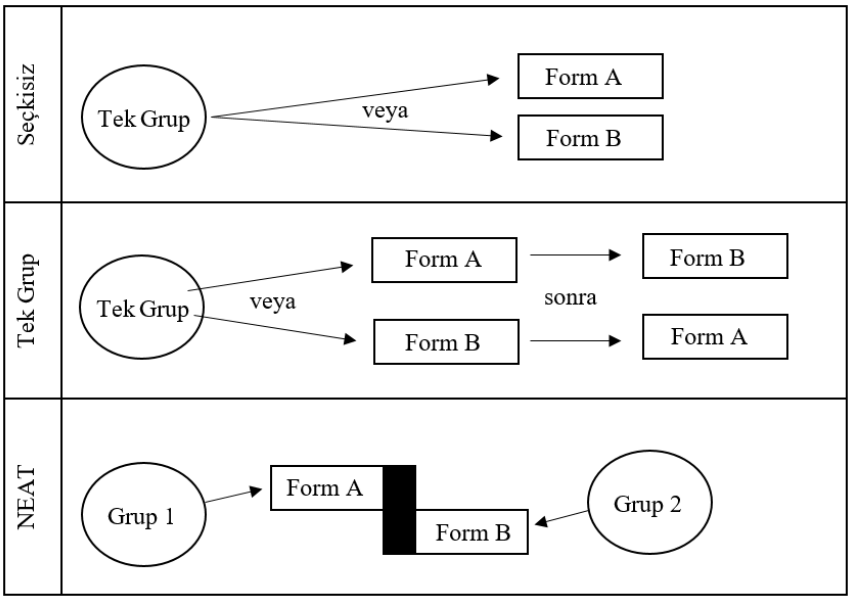
Test eşitleme çalışmaları doğrudan ve dolaylı olmak üzere iki şekilde yapılabilmektedir. Doğrudan test eşitlemede, bir formdan elde edilen puanlar doğrudan diğer formun puanlarına dönüştürülebilirken; dolaylı test eşitlemede, bir formdan elde edilen puanlar üçüncü bir form kullanılarak, diğer formun puanlarına dönüştürülmektedir (Holland, 2007). Kolen ve Brennan (2004) dolaylı test eşitlemeyi zincirleme eşitleme olarak da tanımlamaktadır. Test eşitleme sürecinde, eşitlemede kullanılacak desen ve eşitlemedeki kalibrasyon yöntemi olmak üzere karar verilmesi gereken iki önemli konu bulunmaktadır.

Eşitleme Deseni

Literatürde çok sayıda eşitleme deseni bulunmasına rağmen, temelde veri toplarken kullanılan beş tür desenden söz etmek mümkündür: Seçkisiz grup deseni (random group design), tek grup deseni (single group design), dengelenmiş tek grup deseni (single group with counterbalancing), ortak maddeli eşdeğer olmayan gruplar deseni (nonequivalent groups with anchor, NEAT) ve ortak değişkenli eşdeğer olmayan gruplar deseni (non-equivalent groups with covariates, NEC) (Bränberg and Wiberg, 2011; Kolen ve Brennan, 2004; Wallin, 2019). Şekil 1'de seçkisiz grup, tek grup ve NEAT deseni için sunulan grafiksel gösterimler incelendiğinde, Form A temel form; Form B ise yeni form olarak düşünülmelidir (Hori ve diğerleri, 2020). Seçkisiz grup deseni, formlar arasında ortak maddelerin bulunmadığı ve bir grup katılımcıya seçkisiz olarak A ya da B formunun uygulandığı bir desendir. Tek grup deseni de benzer şekilde ortak maddelerin bulunmadığı ve her bir formun farklı sırayla tüm bireylere uygulandığı bir süreci içermektedir. Bu desende, bireyler ikinci formu aldığında, ilk test formundan etkilenmediği varsayılmaktadır. Farklı bir ifadeyle sıra etkisi göz ardı edilmektedir (Hambleton ve diğerleri, 1991). Bahsi geçen sıra etkisinin ortadan kaldırılması amacıyla ise dengelenmiş tek grup deseni geliştirilmiştir. Bu desen kapsamında, bir örneklem iki alt gruba ayrılmaktadır ve gruplar sırayla test formlarını almaktadır (Kolen ve Brennan,

2004). İlk gruba Form A uygulanırken, ikinci gruba Form B; ikinci gruba Form A uygulanırken, ilk gruba Form A her iki forma da eşit süre tanınarak uygulanmaktadır. Ancak, grupların eşdeğer olmadığı ya da ortak maddelerin bulunmadığı testlerde ilgili desenlerin uygulanması mümkün değildir (Sansivieri ve Wiberg, 2017). Bu nedenle, Bränberg ve Wiberg (2011), Andersson ve diğerleri (2013a) ile Wiberg ve Bränberg (2015), yetenek farkını düzenleyebilmek için testi alan bireylerin arka plandaki bilgilerinin kullanılmasını önerdikleri NEC eşitleme desenini geliştirmiştir (Wallin, 2019).

Yukarıda sıralanan test eşitleme desenleri kendi içerisinde bir takım avantajlara sahip olsa da TIMSS ve PISA gibi birden fazla gruba uygulanan geniş ölçekli testler düşünüldüğünde, yetersiz kalabilmektedir. Bu nedenle de ilgili uygulamalar kapsamında formlarda ortak madde kullanılmasına olanak sağlayan NEAT desenine başvurulmaktadır. NEAT deseninde, bu ortak maddeler, yeni form ile temel form verilerinin aynı ölçek üzerine yerleştirilmesinde kullanılmaktadır.



Şekil 1. Eşitleme Desenleri

NEAT desenindeki ortak maddeler, iç ortak ya da dış ortak madde olarak alınabilmektedir (Crocker ve Algina, 1986). İç ortak madde deseninde katılımcıların ortak maddelere verdikleri yanıtlar, toplam puana dâhil edilirken; dış ortak madde deseninde dâhil edilmeden kullanılmaktadır. İç ortak madde deseninde ilgili ortak maddelerin formlardaki konumunun farklı olması, MPK'ye neden olabileceği ve eşitleme sonuçlarını

etkileyebileceği için aynı konumda olmaları da oldukça önemlidir (Cook ve Paterson, 1987).

MTK' ye Dayalı Test Eşitlemede Kullanılan Kalibrasyon Yöntemleri

Test eşitlemede, tek ya da eşdeğer gruplar deseni kullanıldığında, elde edilen puanlar aynı ölçek üzerinde olduğu için ek bir ölçekleme işlemine ihtiyaç duyulmamaktadır. Ancak ortak maddeli eşitleme desenleri kullanıldığında, iki farklı grup söz konusu olduğu için madde parametre kestirimlerinin aynı ölçek üzerinde olmaması söz konusu olabilmektedir. Bu nedenle, iki formu aynı ölçek üzerine yerleştirebilmek için eşitleme sabitleri kullanılarak doğrusal bir dönüşüm yapılması gerekmektedir (Kolen ve Brennan, 2004). Örneğin, Form 1 ve Form 2 olmak üzere iki test formu düşünüldüğünde, eşitlemenin sabitleri kullanılarak Eşitlik 1 ve 2'deki formül ile Form 2' ye ilişkin madde parametreleri, Form 1 üzerinden yeniden ölçeklendirilir.

$$b_{2j}^{*} = Ab_{2j} + B \quad (1)$$

$$a_{2j}^{*} = \frac{a_{2j}}{A} \quad (2)$$

a_{2j}^{*}: Form 2'deki j maddesinin ayırt edicilik parametresi

b_{2j}^{*}: Form 2'ki j maddesinin güçlük parametresi

A ve *B*: Eşitleme Sabitleri

MTK' ye dayalı eşitlemede yetenek parametresine ilişkin doğrusal dönüşüm ise Eşitlik 3'te sunulmuştur.

$$\theta_{Yi} = A\theta_{Xi} + B \quad (3)$$

θ_{Yi}: Katılımcı i'nin Form Y için yeteneği

θ_{Xi}: Katılımcı i'nin Form X için yeteneği

Ortalama- Standart Sapma (Mean- Sigma). NEAT deseninde ölçekleri dönüştürmenin en kolay yolu, ortak maddelerin madde parametre kestirimlerinin

ortalama ve standart sapmalarını kullanmaktır (Kolen ve Brennan, 2004). Ortalama-Standart Sapma (OS) yöntemi, Marco (1977) tarafından geliştirilen formların madde güçlük parametrelerinin ortalama ve standart sapmalarını kullanarak eşitleme sabitlerini hesaplayan bir yöntemdir. OS yönteminde, eşitlemenin A ve B sabitinin hesaplanmasında kullanılan eşitlik ise şu şekildedir (Kolen ve Brennan, 2004):

$$A = \frac{\sigma(a_y)}{\sigma(a_x)} \tag{4}$$

$$B = \mu(b_y) - A\mu(b_x) \tag{5}$$

İlgili eşitliklere göre $\sigma(a_y)$ ve $\sigma(a_x)$ sırasıyla Y ve X formunda yer alan ortak maddeler için kestirilen a parametresinin standart sapması; $\mu(b_y)$ ve $\mu(b_x)$ ise sırasıyla Y ve X formunda yer alan ortak maddeler için kestirilen b parametresinin ortalamasıdır. Eşitlik 4 ve 5'te sunulan dönüşümlerin yapılması madde parametre kalibrasyonunun yapıldığı anlamına gelmektedir (Kolen ve Brennan, 2004).

Ortalama- Ortalama (Mean- Mean). Loyd ve Hoover (1980) tarafından tanımlanan Ortalama- Ortalama (OO) yöntemi, OS yöntemine benzer bir şekilde madde güçlük ve ayırt edicilik parametrelerinin ortalamasını kullanarak eşitlemenin A ve B sabitinin hesaplandığı bir yöntemdir. OO yönteminde, eşitlemenin A ve B sabitinin hesaplanmasında kullanılan eşitlik ise şu şekildedir (Kolen ve Brennan, 2004):

$$A = \frac{\mu(a_y)}{\mu(a_x)} \tag{6}$$

İlgili eşitliğe göre A sabiti, Form X için kestirilen ayırt edicilik parametresinin ortalamasının, Form Y için kestirilen ayırt edicilik parametresinin ortalamasına bölünmesiyle elde edilmektedir.

OO ve OS yöntemleri madde güçlük parametresi kullanılıyor olması yönüyle benzerlik göstermesine karşılık hangisi yöntemin daha iyi sonuç verdiğine ilişkin farklı görüşler bulunmaktadır. Baker ve Al- Karni (1991) ortalamalar, standart sapmaya göre daha sabit (stable) olduğu için OO yönteminin tercih edilmesi gerektiğini ifade ederken;

Kolen ve Brennan (2004), , b parametresinin kestirilmesi a parametresine göre daha sabit olduğu için OS yönteminin daha sık tercih edildiğini ifade etmiştir. Mislevy ve Bock (1990) ise OO ve OS yöntemlerine alternatif olarak b parametresinin ortalaması ile a parametresinin geometrik ortalamasının kullanıldığı başka bir yöntem önermiştir.

Kolen ve Brennan (2004), a ve b parametrelerine dayalı olarak kullanılan OO ve OS yöntemlerinin potansiyel sorunu olarak, parametrelerin farklı kestirildiği durumlarda Madde Karakteristik Eğrilerinin (MKE) benzer olabileceğini ifade etmektedir. Bu soruna çözüm olarak ise Haebara (1980) ve Stocking Lord (1983) MKE'lere dayalı kalibrasyon yöntemleri geliştirmiştir.

Haebara. Haebara (1980) tarafından MKE'ye dayalı olarak geliştirilen Haebara (H) yöntemi, OO ve OS yöntemlerine alternatif olarak üç parametreli lojistik modelde (3PL) de kalibrasyon yapılabilmesi amacıyla tanımlanmıştır. İlgili yöntem kapsamında, temel form ve yeni formda yer alan ortak maddelere (*j:V*) ait MKE'leri arasındaki farkın karelerinin toplamı alınarak bir ölçüt fonksiyon elde edilir. Yönteme ilişkin formül ise şu şekildedir:

$$Hdiff(\theta_i) = \sum_{j:V} \left[p_{ij}\left(\theta_{Yi}; \hat{a}_{Yj}, \hat{b}_{Yj}, \hat{c}_{Yj}\right) - p_{ij}\left(\theta_{Yi}; \frac{\hat{a}_{Xj}}{A}, A\hat{b}_{Xj} + B, \hat{c}_{Xj}\right)\right]^2 \qquad (7)$$

İlgili eşitlikler için $p_{ij}\left(\theta_{Yi}; \hat{a}_{Yj}, \hat{b}_{Yj}, \hat{c}_{Yj}\right)$, Form Y'ye ilişkin madde karakteristik fonksiyonunu; $p_{ij}\left(\theta_{Yi}; \frac{\hat{a}_{Xj}}{A}, A\hat{b}_{Xj} + B, \hat{c}_{Xj}\right)$ ise Form Y'nin madde karakteristik fonksiyonunun Form X'in ölçeğine dönüştürülmüş halini temsil etmektedir.

Stocking- Lord. Stocking ve Lord (1983) tarafından tanımlanan bu yöntem, kareleri alınmadan önce MKE farklarını toplaması dışında H yöntemine oldukça benzemektedir. Stocking- Lord (SL) yöntemine ilişkin formül aşağıdaki gibidir:

$$SLdiff(\theta_i) = \left[\sum_{j:V} p_{ij}\left(\theta_{Yi}; \hat{a}_{Yj}, \hat{b}_{Yj}, \hat{c}_{Yj}\right) - \sum_{j:V} p_{ij}\left(\theta_{Yi}; \frac{\hat{a}_{Xj}}{A}, A\hat{b}_{Xj} + B, \hat{c}_{Xj}\right) \right]^2 \qquad (8)$$

MKE'lere dayalı ilgili yöntem için temel fark, karesi alınmadan önce ortak maddelerin tüm farklarının toplamlarının alınmasıdır. Başka bir ifadeyle, SL yöntemi belirli bir θ_i için test karakteristik eğrileri arasındaki karesel farkı incelerken, H belirli bir θ_i için MKE'ler arasındaki karesel farkı incelemektedir.

Yukarıda MTK özelinde sunulmuş olan eşitlemede kullanılan kalibrasyon yöntemlerinin etkili ve doğru şekilde işleyebilmesi için dikkat edilmesi gereken temel husus, bu yöntemlerin kuramsal varsayımlarının karşılanmasıdır. MTK'ye dayalı kalibrasyon yöntemlerinin varsayımları ise MTK'nin kendi kuramsal varsayımlarının sağlanması anlamına gelmektedir (Sansivieri ve diğerleri, 2017; von Davier ve Wilson, 2007). Tek boyutlu MTK bağlamında düşünüldüğünde, ölçme değişmezliği, yerel bağımsızlık, tek boyutluluk ve model-veri uyumu olmak üzere çeşitli varsayımları olduğu bilinmektedir (Hambleton ve diğerleri, 1991). MTK'ye dayalı geliştirilen testlerde bulunması beklenen ölçme değişmezliği özelliğinin ise iki yönü vardır. Bu değişmezliğin bir yönü, benzer özellik grubundaki bireylere uygulanan test sonuçlarının benzerlik göstermesi anlamında grup değişmezliği şeklinde tanımlanırken; bir diğer yönü, ölçme aracındaki maddelerin karakteristiklerinin yıldan yıla ya da gruptan gruba değişmez olması anlamında kullanılan parametre değişmezliği şeklinde tanımlanmaktadır (de Ayala, 2009). MTK'ye dayalı geliştirilen bir ölçme aracı ile elde edilen yetenek kestirimi, madde parametrelerinin bir fonksiyonu olarak ortaya çıkmaktadır. Bu nedenle kullanılan testlerde ölçümün karakteristiğinin değişmezliği önemli bir role sahiptir (Kingsbury ve Wise, 2020). Ancak pratikte maddeler üzerinde sistematik değişimlere neden olan farklı faktörlerin etkisi söz konusu olduğu için zaman ile kayma eğilimi göstermeleri nedeniyle, değişmezlik ihlalleri meydana gelebilmektedir. Literatürde bu durum MPK olarak adlandırılmaktadır (Risk, 2015).

Madde Parametre Kayması

Bir test sürecinde kayma kavramı, madde puan ölçeğinde meydana gelen ya da madde iki farklı zamanda/ grupta uygulandığında ölçülen yapıya dair meydana gelen değişikliklerin olması anlamına gelmektedir (Bock ve diğerleri, 1988). Kayma türlerinden biri olan MPK, Goldstein (1983) tarafından tekrar eden test oturumlarında madde parametrelerinin diferansiyel değişimi olarak tanımlanmıştır. Bock ve diğerleri (1988), eğitim, teknoloji ve kültürel değişimlerin MPK'nin olası nedenleri olabileceğini ifade etmektedir. Maddeler, çoklu uygulamalarda ya da farklı zamanlarda

uygulandığında, parametrelerinde beklenen ölçme hatasından daha fazla değişim göstermesi, parametre değerlerinin farklı oturumlarda değişmezliğinin sağlanamadığı anlamına gelmektedir (Wells ve diğerleri, 2002). Öte yandan, testlerden elde edilen puanların geçerliği, test puanlarının katılımcıların bilgi/becerilerini doğru olarak yansıtmasına bağlıdır (Goldstein, 1983). Uygulamalarda, test uygulayıcılar, katılımcıların yetenek düzeylerinin madde parametrelerindeki farklılaşma ile değişim göstermesini beklerken; MPK'den korunulamaması halinde farklı nedenlerden kaynaklı kaymalar meydana gelerek, MTK'nin önemli gereklerinden biri olan ölçme değişmezliği de ihlal edilmiş olur (Risk, 2015). Bu ihlal ile maddenin etkinliği; bireyin yetenek kestirim hassasiyeti düşebilir.

MTK'de a ve b parametresindeki değişimler, MPK'nin bir sonucu olarak ortaya çıkabilmektedir. Literatürde a, b, ve axb olmak üzere üç tür madde parametre kayması bulunmaktadır (Risk, 2015). a- kayması, madde ayırt ediciliğinde meydana gelen değişimi; b- kayması, maddenin kalibrasyonunun ardından zaman ile güçlük düzeyinde meydana gelen artışı ya da azalışı; ab- kayması ise her iki parametrede de meydana gelen değişimi ifade etmektedir (Bock ve diğerleri, 1988; Donoghue ve Isham, 1998). Kullanılan modellere göre MPK türlerinin kullanımı da değişiklik göstermektedir. Örneğin, Rasch model için yalnızca b- kayması incelirken; iki parametreli lojistik model (2PL) için tüm kayma türleri incelenebilmektedir. Hangi türü olursa olsun MPK'nin varlığı özellikle önemli kararların alınmasında kullanılan test puanlarının yanlı olarak kestirilmesine ve katılımcıların hatalı sınıflandırılmasına yol açabilmektedir. Bu nedenle, test geliştiriciler için MPK'nin nedenlerinin ve sonuçlarının farkında olunması oldukça mühimdir (Guo ve Wang, 2003).

Bir maddenin yanıtlanması katılımcılar için zaman içerisinde kimi zaman daha kolay bir hal alabilirken; kimi zaman daha güç olabilmektedir (Risk, 2015). Bu bağlamda, MPK'nin nedenlerini genel olarak iki grupta ele almak mümkündür. Madde zaman içerisinde daha kolay hale geliyorsa MPK'nin nedeni, madde ifşasından ya da güvenlik ihlalinden kaynaklı olabilirken; aksine maddenin yanıtlanması zamanla daha güç hale geliyorsa bu durumda, kültürel, eğitimsel ya da teknolojik değişimlerden kaynaklı olabilmektedir (Bock ve diğerleri, 1988). Zayıf başlangıç kalibrasyonu ise maddenin her iki yönde de kaymasına sebep olabilmektedir (Donoghue ve Isham, 1998). Maddenin daha kolay ya da zor gelmesine sebep olabilecek bir başka neden olarak maddenin konumunun değiştirilmesi (Haertel, 2004; Meyers ve diğerleri, 2009; Uysal ve diğerleri; 2022; Whitely ve Dawis, 1976), madde türü (Taylor ve Lee, 2010) ve test yönergesi

(Haladyna ve diğerleri, 1991; Smith, 1991; Stone ve Lane, 1991) gösterilebilir. Bunlara ek olarak, yapılandırılmış maddelerin puanlama güvenirliğinin değişmesinin de a parametresinde kaymaya neden olması mümkündür (Risk, 2015).

İlgili Araştırmalar

Bu bölüm kapsamında, ilk olarak araştırma kapsamında ele alınan eşitlemedeki kalibrasyon yöntemlerine ilişkin yürütülen çalışmalara yer verilmektedir. Ardından ise MPK ve MPK'nin test eşitleme sürecine etkilerini değerlendiren çalışmalar sunulmaktadır.

MTK'ye Dayalı Test Eşitlemedeki Kalibrasyon Yöntemlerine İlişkin İlgili Araştırmalar

Baker ve Al Karni (1991) tarafından yapılan çalışmada, SL ve OO yöntemlerinin madde parametre kestirimi ve yetenek kestirimi uyum değerlerinin incelenmesi amaçlanmıştır. Bu amaç kapsamında, hem gerçek veri hem de benzetim deseninde üretilmiş verilerin kullanıldığı çalışmada, 15 ortak madde içeren 60 maddelik formlarda yatay ve dikey eşitleme yapılarak; OHKK eşitleme hataları değerlendirme ölçütü olarak kullanılmıştır. Elde edilen bulgular doğrultusunda ise gerçek veri seti için her iki yöntem sonucunda da benzer hata değerleri elde edilirken; benzetim deseni kapsamında, SL yönteminin daha az hata ürettiğine ulaşılmıştır.

Cohen ve Kim (1998) tarafından yürütülen çalışmada, MTK'ye dayalı aşamalı tepki modeline uygun olarak üretilmiş verilerle çalışılmıştır. Çalışmada, OO, OS, Sağlam OS ve SL kalibrasyon yöntemleri kullanılarak ortak madde sayısı ile yetenek dağılımı değişkenlerinin eşitleme hatası üzerindeki etkisinin incelenmesi amaçlanmıştır. Çalışma sonucunda, ortak madde sayısının artmasının eşitleme hatalarını düşürdüğü ve ortak madde sayısındaki değişimden OS ve SL yöntemlerinin daha az etkinlendiğine ulaşılmıştır. Ek olarak, çarpık yetenek dağılımlarında eşitleme hatalarının daha düşük olduğuna ulaşılmıştır.

Ogasawara (2000) tarafından yapılan çalışmada, OO, OS ve Ortalama- Geometrik Ortalama (OG) kalibrasyon yöntemlerinin karşılaştırılması sonucunda elde edilen eşitleme sabitlerinin standart hata değerleri incelenmiştir. Bu kapsamda iki bölümden oluşan çalışmanın ilk bölümünde NEAT deseni; ikinci bölümünde ise tek grup deseni

kullanılmıştır. Çalışmadaki koşullar; ortak madde sayıları 10 ve 15 olarak; grupların yetenek dağılımları ilk grup için N(0,1), ikinci grup için N(.5,1.2); örneklem büyüklüğü 10 ortak madde için 1000 ve 2000, 15 ortak madde için 1000 olarak belirlenmiştir. Elde edilen bulgular doğrultusunda, ortak madde oranının 10 olduğu koşullarda OS yönteminin daha az hatayla çalıştığını ve kullanılan yöntemler arasındaki farkın ortak madde oranındaki artışa paralel şekilde arttığına ulaşılmıştır. Çalışma sonucunda elde edilen bulgular doğrultusunda araştırmacının önerisi, OS yönteminin kullanılmasının belirli bir avantajı bulunmuyorsa OO yöntemiyle çalışılabileceği şeklinde olmuştur.

Hanson ve Beguin (2002) tarafından yürütülen bir başka çalışmada ise H, OO, OS, SL ve Eş Zamanlı Kalibrasyon(CC) modellerinin performansını incelenmiştir. Bu kapsamda, kestirim programı, örneklem büyüklüğü (3000, 1000), ortak madde sayısı (20, 10) ve yetenek dağılımı (N(0,1), N(1,1)) çalışmanın değişimlenen koşullarını oluşturmaktadır. Çalışmanın bulguları incelendiğinde, N(1,1) olduğu yetenek dağılımında SL yönteminin en iyi performansı gösterdiği ve diğer tüm koşullarda CC yönteminin daha az hata ile çalıştığına ulaşılmıştır. Elde edilen bulgular doğrultusunda, yöntem tercihlerine yönelik olarak araştırmacı, benzer koşullarda yürütülecek eşitleme çalışmalarında moment yöntemlerinden olan OO ve OS yerine MKE yöntemlerinin kullanılmasını önermiştir. Benzer şekilde, Kolen ve Brennan (1995)'da ortak maddelerin bulunduğu NEAT deseninde çalışılıyorsa MKE dayalı eşitleme yöntemlerinin tercih edilmesinin daha doğru sonuçlar vereceğini savunmaktadır.

Karkee ve Wright (2004) çalışmasında, 8 ile 12. sınıf düzeyinde öğrenim gören 31.813 öğrenciye 78 maddelik çoktan seçmeli İngilizce testi uygulamıştır. Çalışma kapsamında, OO, OS, H, SL ve theta regresyon yöntemlerinin performansının karşılaştırılması amaçlanmıştır. Yöntemlerin performansının değerlendirilmesinde, test karakteristik eğrisi, standart hata, frekans dağılımı eğrisi, ölçek puan ortalaması, test karakteristik eğrisi ve standart sapma ölçütleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda ise MKE dayalı yöntemlerin moment yöntemlerine göre daha düşük hata değerleri ürettiğine ulaşılmıştır.

Kim ve Lee (2006) tarafından yapılan çalışmada, tek boyutlu ancak karma formattaki testler için H, OO, OS ve SL yöntemlerinin performansı benzetim deseni kullanılarak değerlendirilmiştir. Çalışmanın benzetim deseni karma formattaki bir testin iki farklı gruba uygulanması ve bu şekilde tüm maddelerin ortak madde olarak kabul edilmesi şeklinde kurgulanmıştır. Çalışmanın sonucunda elde edilen bulgulara göre H ve SL yönteminin OO ve OS yöntemine göre daha az hatalı sonuçlar verdiğine ulaşılmıştır.

Norman Dvorak (2009) tarafından benzetim tabanlı olarak yürütülen çalışmada, Kernel Eşitleme Yöntemi ile SL yöntemi karşılaştırılmıştır. NEAT eşitleme desenindeki ilgili çalışmada, test uzunluğu (25, 50, 75), örneklem büyüklüğü (1000, 2000, 10000), ortalama faktör yükleri (0.50, 0.62) ve dış ortak madde yüzdesi (%10, %20, %30) değişimlenen koşullar olarak ele alınmıştır. Değerlendirme ölçütü olarak RMSD'nin kullanıldığı çalışmanın sonucunda, 10000 örneklem büyüklüğü ve 75 maddelik test uzunluğunda SL yöntemi ile Kernel yönteminin yakın değerler ürettiğine ancak tüm koşullardaki bulgular genel olarak değerlendirildiğinde, Kernel Eşitleme Yönteminin SL yöntemine göre daha iyi performans gösterdiğine ulaşılmıştır.

Speron (2009), benzetim tabanlı olarak yürüttüğü çalışmasında MTK'ye dayalı OO, OS, H ve SL yöntemleriyle elde edilen eşitleme hatalarının karşılaştırılmasını amaçlamıştır. Çalışma kapsamında, NEAT deseninde ikili puanlanan 2PL modele uyumlu veriler, değişimlenen örneklem büyüklüğü, ortak madde sayısı, ortak maddelerin tüm testi temsil gücü ve yetenek dağılımı koşulları altında üretilmiştir. Çalışmanın sonucunda, örneklem büyüklüğü arttıkça eşitleme hatalarının düştüğüne; OS yönteminin ise diğer yöntemlere göre daha yüksek hata değerleri ürettiğine ulaşılmıştır.

Kilmen (2010) tarafından yapılan çalışmada MTK'ye dayalı test eşitlemedeki kalibrasyon yöntemlerinden OO, OS, H ve SL yöntemleri değişimlenen farklı koşullar altında karşılaştırılmıştır. Çalışma, 3PL modele uygun olarak üretilen ve ikili puanlanan maddeler ile yürütülmüştür. NEAT deseninin kullanıldığı bu çalışma kapsamındaki değişimlenen koşullar yetenek dağılımı (benzer- farklı yetenek dağılımı) ve örneklem büyüklüğü (500- 1000) olarak belirlenmiştir. Araştırma sonucunda, en yüksek hata değerleri OO ve OS yöntemleriyle elde edilirken; en düşük hata değerlerinin SL yöntemi ile üretildiğine ulaşılmıştır. Yetenek dağılımlarının farklılaştığı koşullara ilişkin elde edilen eşitleme hataları değerlendirildiğinde ise benzer yetenek dağılımına sahip gruplara ilişkin eşitleme hatalarının farklı yetenek dağılımdan elde edilene göre daha düşük çıktığı yönünde olmuştur.

Keller ve Keller (2011) tarafından yapılan çalışmada, OO, OS, H, SL ve Sabit Ortak Madde Parametresi (Fixed Common Item Parameter, FCIP) yöntemlerinin eşitlemedeki yetenek kestirimi üzerine etkisi karşılaştırmalı olarak incelenmiştir. Çalışma kapsamında üretilen veriler, eyalet genelinde uygulanan bir test programı dikkate alınarak hazırlanmıştır. 3PL modele uyumlu 5000 katılımcı için ikili puanlanan 20'si ortak madde olmak üzere toplam 60 maddeden oluşan veri seti çalışmanın sabit koşullarını oluşturmaktadır. Ortalama ve çarpıklık değerleri ise çalışmada belirlenen değişimlenen

koşullardır. Yöntemlerin karşılaştırmasında kullanılacak değerlendirme ölçütü olarak yanlılık, OHKK ve sınıflama doğruluğunun dikkate alındığı bu çalışma kapsamında, MKE'ye dayalı eşitleme yöntemleri moment yöntemlerine göre kısmen daha iyi performans gösterirken; FCIP yönteminin de H ve SL yöntemlerine göre daha doğru sonuçlar verdiğine ulaşılmıştır.

Meng (2012) tarafından yürütülen benzetim desenindeki çalışmada, OS, SL ve Kernel kalibrasyon yöntemleri kullanılarak ortak madde uzunluğu ve yetenek dağılımının eşitleme üzerindeki etkilerinin karşılaştırmalı olarak incelenmesi amaçlanmıştır. İlgili çalışma kapsamında, ortak madde sayısı arttıkça hataların düştüğüne; yetenek dağılımlarının ise eşitleme hataları üzerinde anlamlı etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır. Grupların yetenek dağılımları farklılaştıkça eşitleme hatalarının da arttığına ve SL yönteminin OS yöntemine göre daha düşük hata değeri ürettiğine ulaşılmıştır. Ek olarak OS ve SL yöntemlerinin Kernel Yöntemine göre daha iyi performans gösterdiği bulunmuştur.

Gök ve Kelecioğlu (2014) tarafından yapılan çalışmada NEAT deseninde iki kategorili olarak üretilen verilerin OO, OS ve SL yöntemleriyle elde edilen eşitleme hataları incelenmiştir. Çalışma kapsamında, test uzunluğu (30, 60, 80), cevaplayıcı sayısı (1000, 3000), yetenek dağılımı (normal, pozitif ve negatif çarpık) ve veri modeli (2PL, 3PL) değişimlenen koşullar olarak belirlenmiştir. Eşitleme hatası olarak OHKK değerinin dikkate alındığı bu çalışmadaki en düşük hatalar, 3000 kişilik örneklem, 80 maddelik test uzunluğu ve benzer yetenek dağılımına sahip gruplar için OO yöntemiyle elde edilmiştir. Güçlük ve ayırt edicilik parametrelerine ilişkin elde edilen bulgularda ise a parametresindeki en düşük ortalama hatanın OO; en yüksek ortalama hatanın ise OS yöntemiyle üretildiğine ulaşmıştır. Kestirilen b parametresine ilişkin bulgularda ise en düşük ortalama hatanın OO ve en yüksek ortalama hatanın SL yöntemiyle üretildiğine ulaşılmıştır.

Demirus (2015) tarafından yürütülen çalışmada, cinsiyete göre Değişen Madde Fonksiyonu (DMF) gösteren maddelerin bulunduğu formların MTK'ye dayalı test eşitlemedeki farklı kalibrasyon yöntemleriyle elde edilen kestirimleri karşılaştırılmıştır. 8. sınıf düzeyinde 1350 öğrencinin verilerinin kullanıldığı çalışmada, OO, OS, H ve SL yöntemleri kullanılmıştır. Kullanılan kalibrasyon yöntemlerinin performansı, RMSD hata değerleri hesaplanarak değerlendirilmiştir. Çalışmanın sonucunda, ortak maddelerde erkeklerin lehine DMF bulunması halinde en yüksek hata değerlerinin OO yöntemiyle; en düşük hata değerlerinin ise OS yöntemiyle elde edildiğine ulaşılmıştır. Ortak

maddelerde DMF'nin bulunmadığı durumlarda ise en büyük hata değerleri OS; en küçük hata değerleri SL ve H yöntemleriyle bulunmuştur.

Akın Arıkan (2017) tarafından yapılan çalışmada NEAT deseninde MTK'ye dayalı H yöntemi ile Kernel yöntemi değişimlenen örneklem büyüklüğü (500, 1500, 5000), yetenek dağılımı (N(.05,1), N(.5,1), ortak madde tipi (iç- dış), ortak madde oranı (%20, %30, %40) ve madde güçlük dağılımı (mini- midi) koşulları dikkatte alınarak karşılaştırmalı olarak incelenmiştir. Bu amaç kapsamında, değerlendirme ölçütü olarak OHKK ve standart hata değerlerinin dikkate alındığı çalışmada, ilgili koşulların hem temel hem de etkileşimsel etkilerinin eşitlemedeki kalibrasyon yöntemlerinden elde edilen hata değerlerini anlamlı olarak etkilediğine ulaşmıştır. Örneklem büyüklüğünün artması eşitleme hatalarını düşürürken; gruplar arası yetenek dağılımının farklılaşması ise hatayı artıran bir etkiye sahip olarak bulunmuştur.

Aksekioğlu (2017) tarafından yapılan çalışmada, MTK'ye dayalı OO, OS, H ve SL yöntemlerinin performansı karşılaştırılmıştır. PISA 2018 fen okuryazarlığı testinin iki kitapçığına ait verilerin kullanıldığı çalışmanın değerlendirme ölçütü olarak ağırlıklandırılmış hata kareleri ortalaması kullanılmıştır. İlgili çalışma sonucunda elde edilen bulgular, en düşük hata değerlerinin sırasıyla OS, OO, SL ve H yöntemleriyle üretildiğine ulaşılmıştır.

Leoncio ve diğerleri (2023) tarafından yapılan çalışmada, MTK gözlenen puan eşitlemesi, Kernel Eşitleme ve MTK Kernel Eşitleme yöntemleriyle elde edilen eşitleme dönüşümlerinin karşılaştırılması amacıyla hem gerçek veri hem de benzetim deseninde üretilmiş olan veriler kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda ise MTK'ye dayalı yöntemlerin daha iyi sonuçlar verdiğine ulaşılmıştır. Elde edilen bulgular doğrultusunda, kullanılan kalibrasyon yöntemlerinin daha iyi sonuçlar vermesi için model uyum değerlerinin ve varsayımların karşılanmasının önemli olduğu ifade edilmiştir.

İlgili araştırmalar incelendiğinde, çalışmaların genel olarak benzetim deseninde yürütüldüğüne ulaşılmıştır. Kullanılan test eşitlemedeki kalibrasyon yöntemleri dikkate alındığında ise büyük bir kısmının MTK'ye dayalı moment yöntemleri ile MKE yöntemlerinin farklı koşullar altında karşılaştırılmasına ilişkin olduğu bulunmuştur (Gök ve Kelecioğlu, 2014; Hanson ve Beguin, 2002; Keller ve Keller 2011; Kilmen, 2010; Kim ve Lee, 2006; Kolen ve Brennan, 1995; Ogasawara, 2000). Elde edilen bulgular doğrultusunda ise araştırmaların bir kısmı moment yöntemlerinden OO yönteminin daha iyi bir performans gösterdiğine ulaşırken (Gök ve Kelecioğlu, 2014; Ogasawara, 2000);

bir kısmı da MKE'ye dayalı yöntemlerin daha iyi performans gösterdiğine ulaşmıştır (Hanson ve Beguin, 2002; Kilmen, 2010; Kim ve Lee, 2006; Kolen ve Brennan, 1995).

MTK'ye Dayalı Test Eşitlemedeki Kalibrasyon Yöntemleri ve MPK'ye İlişkin İlgili Araştırmalar

Petersen ve diğerleri (1983) tarafından yapılan çalışmada, Akademik Yetenek Testi (Scholastic Aptitude Test, SAT) kapsamındaki matematik ve dil bilgisi testlerinde yer alan maddelerdeki MPK durumları doğrusal, eşit yüzdelikli ve MTK'ye dayalı eşitlemedeki kalibrasyon yöntemleriyle karşılaştırmalı olarak incelenmiştir. Çalışma kapsamında elde edilen bulgulara göre paralel formlarda doğrusal eşitleme modelinin daha tutarlı sonuçlar verdiğine ulaşırken; formların içerik ya da uzunluğunda farklılıklar olduğunda, MTK'ye dayalı kalibrasyon yöntemlerinin daha iyi performans gösterdiğine ulaşılmıştır.

Kim ve Cohen (1992) tarafından yürütülen çalışmada, 2PL modele uygun bir veri setinde MPK/DMF bulunması halinde farklı kalibrasyon yöntemlerinden elde edilen bulguların değerlendirilmesi amaçlanmıştır. Bu amaç kapsamında, OO ve MKE yöntemlerinin kullanıldığı ilgili araştırma sonucunda, örneklem büyüklüğünün düşük olduğu koşullarda yöntemler arasında oldukça düşük düzeyde farklılıkların olduğuna; örneklem büyüklüğü arttıkça da bulguların değiştiğine ulaşılmıştır.

Wells ve diğerleri (2002) tarafından yapılan çalışmada, MPK'nin MTK'deki yetenek kestirimleri üzerine etkisinin incelenmesi amaçlanmıştır. 2PL modele dayalı olarak üretilen verilerin kullanıldığı bu çalışma kapsamında, test uzunluğu (40, 80), örneklem büyüklüğü (300, 1000), MPK oranı (%5, %10, %15, %20) ve MPK türü (a, a, axb) değişimlenen koşullar olarak belirlenmiştir. İlgili çalışma kapsamında değerlendirme ölçütü olarak OHKK ve RMSD değerleri kullanılmıştır. Yapılan analizler sonucunda ise en düşük OHKK değerlerinin 1000 örneklem büyüklüğünde elde edildiğine ulaşılırken; test uzunlukları dikkate alındığında a parametresi için 80 maddelik test uzunluğunda daha düşük; b parametresinde ise daha yüksek OHKK değerlerinin ortaya çıktığına ulaşılmıştır.

MPK'nin ihmal edilmesi halinde yetenek kestirimleri üzerindeki etkisi üzerine Stahl ve diğerleri (2002) tarafından yapılan araştırma kapsamında, Rasch modele uygun ikili puanlanan verilerle çalışılarak MPK'nin yetenek kestirimi üzerinde düşük düzeyde bir etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır.

Huang ve Shyu (2003) tarafından yapılan çalışmada, 3PL modele uygun olarak üretilen veriler ile MPK'nin ortalama puanlar ve sınıflama doğruluğuna etkisini değerlendirmek amacıyla incelemeler yapılmıştır. Çalışmada elde edilen bulgular doğrultusunda, a parametresinde kayma olmasının puanlar ve sınıflama doğruluğu üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmazken; b parametresinde meydana gelen kaymanın, örneklem büyüklüğü ve ortak madde oranı koşullarının hem eşitleme puanları hem de sınıflama doğruluğu üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır.

Wollack ve diğerleri (2006) tarafından yürütülen çalışmada ise hem gerçek hem de simülatif veri üzerinde çalışılarak MPK'nin yetenek puanları üzerine etkisi incelenmiştir. Çalışmanın bulguları doğrultusunda ise seçilen bağlama yönteminin (doğrudan ya da dolaylı) yetenek puanları üzerinde büyük bir etkiye sahip olduğuna ve MPK'nin bağlama süreci üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır.

Han (2008) tarafından yapılan çalışmada, test eşitlemede MPK'nın hangi düzeye kadar kabul edilebilir olduğu ortaya konulmaya çalışılmıştır. Bu amaçla Monte-Carlo benzetim deseninden faydalanarak tek yönlü ve çok yönlü kayma durumuna ilişkin incelemeler yapılmıştır. Bu bağlamda, eşitlemedeki kalibrasyon yöntemi olarak OO, OS ve MKE yöntemlerinden faydalanan araştırmacı, MPK oranını (%10, %20, %30, %40, %50) ve b parametresi için MPK büyüklüğünü (.05'lik artışlarla -.05 ile -1.00 arasında) çalışmasının değişimlenen koşulları olarak belirlemiştir. İkili puanlanan maddeler kullanılarak yetenek dağılımı N (0,1) için 5000 kişilik örneklem büyüklüğünün belirlendiği ilgili çalışmada kestirilen parametrelere ilişkin OHKK, yanlılık ve RMSD değerleri karşılaştırılarak MPK'nin bulunması halinde OO yönteminin diğer yöntemlere göre daha düşük hata değerleri ürettiğine ulaşılmıştır.

Hu ve diğerleri (2008) tarafından yapılan çalışmada, ortak maddeler için b parametresindeki kaymanın olası nedeni olarak uç değerler ele alınarak incelemeler yapılmıştır. Bu amaçla benzetim deseninde yürütülen araştırmada, yetenek dağılımı (N(0,1), N(1,1)), uç değerlere ilişkin puanlar ve uç değerlerin türü değişimlenen koşullar olarak belirlenerek Eş Zamanlı Kalibrasyon (CC), FCIP, SL ve OS yöntemlerinin performansı karşılaştırılmıştır. NEAT deseninde geliştirilen ilgili benzetim çalışmasında 2000 kişilik örneklem büyüklüğü kullanılırken; formlardaki ortak ve özgün madde sayıları sırasıyla 10 ve 72 olarak belirlenmiştir. Çalışmanın sonucunda, SL yönteminin CC, FCIP ve OS yöntemleriyle kıyaslandığında uç değerlere daha hassas olduğuna ulaşılmıştır.

Li (2008) tarafından yapılan çalışmada, ortak maddelerin test eşitlemedeki önemi vurgulanarak MTK varsayımları ile parametre değişmezliğinin ilişkisine değinilmiştir. Bu bağlamda, çalışmasında hem gerçek hem de simülatif veriden faydalanarak tek boyutluluk varsayımının karşılanamamasındaki olası nedenleri tespit etmeyi amaçlayan araştırmacı, elde edilen bulgular doğrultusunda ilgili tehditlerden birinin de MPK olabileceğini ifade etmiştir. Buna göre çalışmanın sonucunda, çok boyutluluk üzerinde MPK'nin potansiyel bir etkisi olduğuna ulaşılmıştır.

Sukin ve Keller (2008) tarafından kayma içeren bir maddenin ortak madde setinde tutulması ve çıkarılması durumunda sınıflama doğruluk oranları üzerindeki etkisi incelenmiştir. İlgili çalışmada, 3PL modelde OO, OS, SL ve H yöntemlerinin değişimlenen kayma büyüklüğü (.5, .8) ve yetenek dağılımı (N(0,1), N(.2,1)) koşulları altındaki performansları karşılaştırılmıştır. Elde edilen bulgular doğrultusunda ise maddenin formdan çıkarılmasının ya da formda tutulmasının yöntemlerin sınıflama doğruluğu performansı üzerinde bir farklılık oluşturmadığına ulaşılmıştır.

Lee ve Ban (2010) tarafından yapılan çalışmada, bir İngilizce testinin gerçek verilerinin madde parametreleri dikkate alınarak 3PL modele uygun veriler üretilmiştir. Benzetim desenindeki çalışma kapsamında farklı koşullar altında CC, SL, H ve Yeterlilik Dönüşüm (Proficiency Transformation) yöntemlerinin karşılaştırılması amaçlanmıştır. Çalışmanın değişimlenen koşullarını örneklem büyüklüğü (500, 3000), madde sayısı (75, 25) ve yeni form örneklemi için yetenek dağılımı (N(0,1), N(.5,1), N(1,1)) oluşturmaktadır. Çalışmanın sonucunda elde edilen bulgular ise Hanson ve Beguin (2002) tarafından yapılan çalışmanın sonuçlarının aksine H ve SL yöntemlerinin CC yöntemine göre daha iyi bir performans gösterdiği şeklinde olmuştur.

Han ve diğerleri (2012) tarafından yapılan çalışmada, eyalet genelinde 7.sınıflar için yürütülen bir test uygulamasının verileri üzerinde farklı yönlerdeki kayma örüntülerinin eşitleme ve bağlama çıktıları üzerindeki etkisi incelenmiştir. Çalışma kapsamında OO, OS ve SL yöntemleriyle elde edilen bağlama sabitleri, parametre kestirimleri ve yeterlilik kestirimlerine ilişkin sınıflama hataları ve OHKK değerleri karşılaştırılmıştır. Her yıl uygulanan on farklı test formu için dış ortak madde deseninde yürütülen bu çalışmada yer alan on form; 40 özgün madde ve 20-30 dış ortak madde içermektedir. Çalışmanın örneklemini testi ilk yıl alan ve yetenek dağılımı N(0,1) olan 50.000 katılımcı; ikinci yıl için ise yetenek dağılımı N(.1,1) olan 50.000 katılımcı oluşturmaktadır. İlgili çalışma kapsamında elde edilen bulgular doğrultusunda, OO yönteminin farklı kayma örüntüleri için daha tutarlı sonuçlar verdiğine ulaşılmıştır.

Jurich ve diğerleri (2012) tarafından yapılan çalışmada, MTK'ye dayalı SL yöntemiyle kopyanın, eşitleme sonuçları üzerindeki etkisi ortaya konulmaya çalışılmıştır. Benzetim deseninde yürütülen ilgili çalışma kapsamında, bulguların değerlendirilmesinde eşitlenmiş puanlar ve eşitleme sabitleri dikkate alınmıştır. Benzetim deseni 3PL modele göre NEAT deseninde 20 ortak maddesi bulunan 100 maddelik iki formun farklı oturumda uygulanması şeklinde işlenmiştir. Çalışmada değişimlenen koşullar olarak, yeni form için katılımcıların yetenek dağılımları (N(0,1), N(.5,1), N(0,1.25), N(20.5,1.25)), kopya çeken öğrencilerin oranı (%5, %10, %25, %50) ve kopya düzeyi (ifşa edilen madde oranı: %25, %100) ele alınmıştır. Eşitleme hatalarının değerlendirilmesinde ise yanlılık ve OHKK değerlerinin kullanıldığı çalışma sonucunda elde edilen bulgular şu şekildedir: Beklenen şekilde kopya çekme durumu olmadığında yanlılık değerlerinin sıfıra yakın olduğu; kopya düzeyi ve kopya çeken öğrenci sayısı arttıkça da artan yanlılık ve OHKK değerleri gözlemlenmiştir. Yetenek dağılımının farklılaştığı koşullara ilişkin bulgularda ise kullanılan yetenek dağılımının eşitleme hataları üzerinde düşük bir etkiye sahip olduğuna ancak A sabitinin yetenek dağılımından etkilendiğine ulaşılmıştır.

Chen (2013) tarafından yapılan çalışmada, MPK içeren maddelerin test formlarında tutulması ya da çıkarılmasının bağlama sürecine etkisinin ortaya konulması amaçlanmıştır. Bu amaçla NEAT deseninde MTK'ye dayalı 3PL modele uygun olarak 3000 örneklem büyüklüğünde, 60 madde (30 ortak+ 30 özgün) için üretilen veriler kullanılarak, MPK oranı (%10, %25), MPK türü (a ve b), MPK büyüklüğü (±.4, ±.2), yetenek dağılımı (N(0,1), N(.2,1), N(-.2,1)) ve eşitleme yöntemi (FCIP, SL, CC) değişimlenen koşullar olarak belirlenmiştir. MPK'nin etkisini belirlemek amacıyla gerçek yetenek (θ) ile kestirilen θ ların ortalama farkları alınmıştır. Çalışmanın sonucunda elde edilen bulguların bir kısmı ise şu şekildedir: FCIP yöntemi ile SL yöntemi üzerinde MPK'li maddeler diğer yöntemlerle kıyaslandığında daha düşük düzeyde etkiye sahiptir; CC yöntemi MPK pozitif olduğunda (maddenin güçlüğü arttığında) daha doğru şekilde θ kestirimine olanak sağlamaktadır.

Chen (2021) tarafından yapılan çalışmada, MPK'nin eşitlemedeki beş farklı kalibrasyon yönteminin çıktıları üzerine etkisi tespit edilmeye çalışılmıştır. Hem gerçek hem de simülatif veriye dayalı yürütülen bu çalışmanın değişimlenen koşullarını MPK oranı (%0, %25, %50), MPK büyüklüğü (-.25, -.50, -1.00) yetenek dağılımı (N(0,1), N(.5,1), N(1,1), S(.5,1), S(1,1)) ve örneklem büyüklüğü (1000, 3000) oluşturmaktadır. Çalışmanın sabit koşulları ise ikili puanlanan 20'si ortak madde olan toplam 100 madde

içeren test formunun kullanılması ve verilerin 3PL modele uygun olarak üretilmesi oluşturmaktadır. Çalışmada, SL, H, En Küçük Mutlak Değer, FCIP ve CC yöntemleriyle elde edilen A ve B sabiti ile kestirilen a ve b parametresine ilişkin standart hata, yanlılık ve OHKK değerlerindeki değişimler dikkate alınarak karşılaştırmalar yapılmıştır. Çalışma sonucunda elde edilen bulgular doğrultusunda, A sabiti ve a parametresi için en iyi performansı En Küçük Mutlak Değer yönteminin; B sabiti ve b parametresi için FCIP ve CC yöntemlerinin daha iyi performans gösterdiğine ulaşılmıştır. Koşullara ilişkin olarak elde edilen diğer bulgular sonucunda ise MPK büyüklüğünün, MPK oranına göre eşitleme çıktıları üzerinde daha fazla etkiye sahip olduğuna; yetenek dağılımının da eşitleme çıktıları üzerine etkisi olduğuna ulaşılmıştır.

Uysal ve diğerleri (2022) tarafından yapılan çalışmada, çoktan seçmeli ve açık uçlu maddelerin bulunduğu karma test formatında NEAT desenindeki test eşitleme sürecinde MPK'nin etkisinin incelenmesi amaçlanmıştır. Monte Carlo benzetim desenine sahip ilgili çalışmada, test uzunluğu (30, 50), örneklem büyüklüğü (1000, 3000), ortak madde oranı (%30, %40), MPK oranı (%20, %30), ortak maddelerin testteki konumu (başlangıçta, seçkisiz ve testin sonunda) ve MPK büyüklüğü (düşük (.2), yüksek (1.0)) değişimlenen koşullar olarak belirlenmiştir. SL kalibrasyon yönteminin kullanıldığı çalışma kapsamda ikisinde MPK'nin bulunmadığı dört test formu için veriler üretilmiştir. Çalışmanın sonucunda, MPK'li madde oranı, MPK büyüklüğü, ortak madde oranı, örneklem büyüklüğü ve test uzunluğunun eşitleme hataları üzerinde anlamlı etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır. Elde edilen bulgular, MPK oranı düştükçe OHKK değerinin de düştüğüne; örneklem büyüklüğü arttıkça hata değerlerinin değişmediği ya da daha düşük düzeyde çıktığına; ortak maddenin konumunun hata değerlerini çok fazla etkilemediğine; MPK'li madde oranı arttıkça da etki büyüklüğü düşük olmasına karşın hata değerlerinin arttığına ulaşılmıştır.

MPK'nin varlığında, eşitlemedeki kalibrasyon yöntemleriyle elde edilen bulguların değerlendirildiği ilgili araştırmalar incelendiğinde, bir kısmının gerçek veriyle (Han ve diğerleri, 2012; Li, 2008; Petersen ve diğerleri, 1983); bir kısmının ise benzetim deseninde üretilmiş veriler (Chen, 2021; Han, 2008; Hu ve diğerleri, 2008; Kim ve Cohen, 1992; Lee ve Ban, 2010; Wollack ve diğerleri, 2006; Uysal ve diğerleri, 2022) ile yürütüldüğü görülmektedir. Çalışmalar incelendiğinde, çoğunluğunun MPK'nin varlığında eşitlemedeki kalibrasyon yöntemlerinin performansını değerlendirmek için sınıflama doğruluğu ya da yetenek kestirimine ilişkin bulguları dikkate aldığına ulaşılmıştır (Chen, 2013; Huang ve Shyu, 2003; Sukin ve Keller, 2008; Stahl ve diğerleri,

2002; Wells ve diğerleri, 2002; Wollack ve diğerleri, 2006). Öte yandan parametre kesitirimleri ile A ve B sabitine ilişkin hata değerlerinin incelendiği çalışmaların ise oldukça sınırlı olduğuna ulaşılmıştır (Chen, 2021; Jurich ve diğerleri, 2012). Ancak ilgili araştırmaların neredeyse tamamında elde edilen bulgular, MPK oranı, MPK türü, MPK büyüklüğü ve yetenek dağılımının eşitleme çıktıları üzerinde manidar ve olumsuz yönde bir etkisi olduğuna yönelik olmuştur. Bu bağlamda değerlendirildiğinde, eşitleme denkleminin temelinde yer alan A ve B sabiti ile kestirilen parametrelerin MPK'nin varlığında nasıl etkilendiğinin farklı koşullar altında ortaya konulması oldukça önemli olduğu için bu araştırma kapsamında, yöntemlerin performansı değerlendirilirken A ve B sabiti ile kestirilen a ve b parametrelerinin hata değerleri dikkate alınmıştır.

BÖLÜM 2

YÖNTEM

Araştırmanın bu bölümünde sırasıyla araştırmanın modeli, benzetim deseni, verilerin üretilmesi, üretilen verilere ilişkin geçerlik çalışmaları, verilerin çözümlenmesi ve gerçek veri setine ilişkin bilgilere yer verilmektedir.

Araştırmanın Modeli

Bu araştırma kapsamında, MPK'nin test eşitlemedeki dört farklı kalibrasyon yöntemiyle (H, SL, OO ve OS) elde edilen A-B sabiti ve kestirilen a-b parametresi üzerine etkisinin MPK'li madde oranının (%0, %25, %50, %75), MPK türünün ("a", "b", "axb" parametresinde kayma ve düzeyleri) ve yetenek dağılımının (N(0,1), N(.2,1), N(-.2,1)) değişimlendiği farklı koşullar altında incelenmesi amaçlanmaktadır. Bu amaçla, araştırmanın ilk bölümünde, ilgili koşullar çerçevesinde verilerin üretimi yapılarak; değişimlenen koşullar altında incelemeler yapılmıştır. Dooley (2002)'e göre bu türdeki araştırmalar, benzetim (simülasyon) tabanlı araştırmalar olarak adlandırılmaktadır. Benzetim tabanlı araştırmalar, araştırmacıya farklı koşullar altında çalışma imkânı sağlarken, gerçek veri üzerinde yürütülen çalışmalar daha sınırlı kalmaktadır. Bu nedenle, sınırlı sayıda koşuldan ziyade birden fazla koşul altında elde edilen kestirimleri değerlendirme imkânı sağlayabilecek olması yönüyle araştırma kapsamında benzetim tabanlı bir çalışma yürütülmüştür.

Benzetim Deseni

Araştırma kapsamında, MPK'nin varlığının eşitleme hataları üzerine etkisinin tespit edilmesi amacıyla, Monte Carlo benzetim yaklaşımı kullanılmıştır. Bu yaklaşımda, üretilen verilere ilişkin parametre kestirimlerine ilişkin hataları azaltmak ve gerçek değerlere ulaşabilmek amacıyla çok sayıda tekrar (replikasyon) yapılmaktadır. Bu araştırmada, farklı koşullara göre veriler 100 tekrar ile R 4.3.2 (R Core Team, 2023)

programında üretilmiştir. Üretilen veriler için sabit tutulan ve değişimlenen koşullara ilişkin bilgiler aşağıda alt başlıklar halinde sunulmuştur.

Sabit Tutulan Koşullar

Araştırma kapsamında, veri üretiminde kullanılan MTK modeli, örneklem büyüklüğü, formlardaki ortak madde sayısı ve test uzunluğu koşulları sabit tutulmuştur. İlgili koşullara ilişkin detaylı bilgiler aşağıda alt başlıklar halinde sunulmuştur.

Veri Üretiminde Kullanılan Model. Tek boyutlu MTK'ye dayalı olarak geliştirilen modelleri, bir parametreli lojistik model (1PL), 2PL ve 3PL olarak sıralamak mümkündür. Literatürde sıklıkla kullanılan modellerden biri 2PL'dir. Bu modelde, bireyin ilgili maddeyi doğru yanıtlama olasılığının belirlenmesinde, ayırt edicilik parametresine karşılık gelen a ile güçlük parametresine karşılık gelen b parametreleri kullanılmaktadır (Hambleton ve diğerleri, 1991). Bu çalışma kapsamında, MPK'nin farklı koşullar altında eşitleme hatası üzerine etkileri tespit edilmeye çalışılmıştır. Bu bağlamda, koşullar göz önünde bulundurulduğunda, MPK'nin a, b ve axb olmak üzere üç türünün olduğu bilinmektedir. Bu bağlamda, 2PL model ile tüm MPK türlerinin sınanması mümkündür (Goldstein, 1983). Öte yandan test eşitlemedeki doğrusal dönüşümlerde, şans/tahmin parametresi olarak adlandırılan c parametresi de dönüşümlerden bağımsız kabul edilmektedir (Kolen ve Brennan, 2004). Sıralanan bu nedenler göz önünde bulundurulduğunda, çalışma kapsamında, MTK modeli olarak 2PL sabit tutulan bir koşul olarak alınmıştır.

Örneklem Büyüklüğü. MTK'ye dayalı test eşitlemede kalibrasyon çalışmalarında, sıklıkla 1000 kişilik örneklem büyüklüğünün kullanıldığı görülmektedir (Gök ve Kelecioğlu, 2014; Hanson ve Beguin, 2002; He ve diğerleri, 2015; Kilmen, 2010; Ogasawara, 2000; Uysal ve diğerleri, 2022; Wollack ve diğerleri, 2006; Yurtçu ve Güzeller, 2018). Bunun yanı sıra bazı çalışmalarda 3000 ya da 5000 kişilik daha büyük örneklem büyüklükleri de kullanılmaktadır (Akın Arıkan, 2017; Chen, 2013; Hanson ve Beguin, 2002; Keller ve Keller, 2011; Jurich ve diğerleri, 2012; Lee ve Ban, 2009). Öte yandan, Hulin ve diğerleri (1982) ise yaptıkları çalışmada 2PL model için en az 500 kişilik örneklem büyüklüğüne ihtiyaç duyulduğunu belirtirken; Gök ve Kelecioğlu

(2014), çalışmalarından elde ettikleri sonuçlar doğrultusunda; örneklem büyüklüğünün artmasıyla daha kararlı madde parametre kestirimleri elde edileceğini ve 1000 ve üzerindeki örneklemlerin bu noktada yeterli olacağını ifade etmektedir. Bu bağlamda, parametre kestirimlerinde örneklem büyüklüğünden kaynaklı etkileri en aza indirebilmek amacıyla araştırmada örneklem büyüklüğü 1000 olarak sabitlenmiştir.

Test Uzunluğu ve Ortak Madde Oranı. Literatür incelendiğinde, çoğunlukla 10, 15, 20, 30, 40, 60 ve 80 test uzunluklarıyla; daha az sayıda ise 100 maddelik test uzunluğu ile çalışıldığı görülmektedir (Chen, 2013; Gök ve Kelecioğlu, 2014; Han ve diğerleri, 2012; Hu ve diğerleri, 2008; Ogasawara, 2000; Wells ve diğerleri, 2002). Testteki madde sayısının değişimlendiği bu çalışmalar sonucunda, test uzunluğunun artmasıyla daha kararlı madde parametre kestirimlerinin elde edildiği görülmüştür. Gök ve Kelecioğlu (2014), madde sayısının 60 ve üzerinde olmasının kestirimlerin kararlılığı için yeterli olacağını vurgulamıştır. Öte yandan, pratikteki madde sayılarını düşünüldüğünde, Akademik Personel ve Lisansüstü Eğitimi Giriş Sınavı (ALES), Yabancı Dil Sınavı (YDS) gibi testlerde 80; Tıpta Uzmanlık Sınavında (TUS) ise 120 maddenin yer aldığı bilinmektedir. Bu bağlamda, benzetim deseninde yürütülen çalışmalar ve pratikte kullanılan madde sayıları göz önünde bulundurulduğunda, bu çalışma kapsamında pratikte kullanılan madde sayılarının ortalaması alınarak daha kararlı kestirim sonuçları da elde edebilmek için ikili puanlanan madde türünü içeren 100 maddelik test uzunluğunun kullanılmasına karar verilmiştir. Formlarda bulunan ortak madde oranının belirlenmesinde ise Angoff (1984) ile Kolen ve Brennan (2004)'ın önermiş olduğu en az %20 oranında ortak madde seçimi dikkate alınarak madde sayısının %20'sinin ortak madde olarak alınmasına karar verilmiştir. Bu bağlamda, araştırma kapsamında, test uzunluğu 100 madde olarak ele alındığından, her iki formda da 20 ortak madde bulunacak şekilde veriler üretilmiştir.

Değişimlenen Koşullar

Araştırma kapsamında, MPK'li madde oranı, MPK türü (kayma türü ve büyüklüğü) ve yetenek dağılımı koşulları değişimlenmiştir. İlgili koşullara ilişkin detaylı bilgiler aşağıda alt başlıklar halinde sunulmuştur.

MPK'li Madde Oranı. Literatür incelendiğinde, madde parametre kaymasının %5, %10, %20, %25, %50 ve hatta %100 oranında alındığı çeşitli çalışmaların bulunduğu görülmektedir (Chen, 2013; Chen, 2021; Han, 2008; Jurich ve diğerleri, 2012; Stahl ve Muckle, 2007; Wells ve diğerleri, 2002; Uysal ve diğerleri, 2022). %50 ve üzerindeki MPK oranları kimi zaman pratikte karşılığının olması güç oranlar olarak düşünülmektedir. Ancak özellikle son zamanlarda kağıt- kalem testlerinden bilgisayar ortamında bireye uyarlanmış testlere (BOBUT) geçiş söz konusudur. Bu geçiş ile birlikte madde sayılarında azalmaya gidilmektedir. Dolayısıyla test uzunluğunun 8 madde olduğu düşünüldüğünde, %50 MPK oranı için yalnızca 4 maddede MPK bulunması yeterli olmaktadır. Bu nedenle, yüksek MPK oranlarının da çalışılması oldukça önemlidir. Bu bağlamda, MPK'li madde oranının etkisini görmek için daha az sayıda çalışılmış olan oranlar da göz önünde bulundurularak bu çalışma kapsamında, DeMars (2004)'ın da çalışmasında belirlemiş olduğu gibi düşük, orta ve yüksek değer aralığında kabul edilen %25, %50 ve %75 oranlarında ve MPK'nin olmadığı; ölçüt veri seti olarak kabul edilen %0 oranında MPK içeren veri setleri oluşturulmuştur.

MPK'nin Türü ve Büyüklüğü. Yapılan çalışmalar, MPK'li madde oranından daha çok MPK'nin büyüklüğünün eşitleme çıktıları üzerinde etkisi olduğunu göstermektedir (Kopp ve Jones, 2020; Li, 2012; Risk, 2015). Bu nedenle, MPK'nin farklı büyüklüklerinin değişimlendiği koşullar altında incelemeler yapmak oldukça önemlidir. Daha önce de değinildiği gibi MPK'nin çeşitli türleri bulunmaktadır; a kayması, b kayması ve axb kayması (Risk, 2015). MTK'ye dayalı 2PL modellerin ise bu türlerin tamamını içermesi mümkündür. b parametresindeki kaymada, madde güçlüğünde zaman içerisinde farklı fonksiyonlaşma gözlemlenirken; a ve axb parametresindeki kaymada sınava giren bireylerin yetenek dağılımındaki konumları farklı kestirilebilmektedir. Bu nedenle, MPK'nin büyüklüğünün yanı sıra türünün de hatalı kestirimlere neden olabileceğinin dikkate alınması gerekmektedir. Literatürde, a ve b parametrelerindeki kaymaları birbirinden bağımsız olarak inceleyen çalışmaların yanı sıra (Chen, 2013; Donoghue ve Isham, 1998; Huang ve Shyu, 2003), Wells ve diğerleri, (2002) ile DeMars (2004) tarafından yapılan çalışmalarda, axb kaymasının etkisi birlikte incelenerek; ilgili kayma türünün de kestirimlerde önemli bir yeri olduğu vurgulanmıştır. Bu bağlamda ilgili araştırma kapsamında a, b ve axb olmak üzere üç MPK türü değişimlenmiştir. Öte yandan axb kayması bir arada değerlendirilirken göz önünde bulundurulması gereken bir başka

koşul, MPK büyüklüklerinin maddelere yüklenme biçimidir. Ortak maddelerin her birine belirlenen MPK oranlarının eşit düzeyde yüklenmesi, pratikte geçerliği olan bir durum gibi görülmemektedir. Bu nedenle, bu çalışma kapsamında, MPK oranlarının yalnızca belirli bir değer ataması gerçekleştirilerek yapılmasından ziyade bir aralık tanımlaması yapılarak, bu aralık içerisinden rastgele yüklemeler yapılmasına karar verilmiştir. Bu bağlamda, yürütülen çalışmalarda değişimlenen MPK büyüklükleri incelendiğinde, a parametresindeki kayma miktarının negatif ve pozitif yönde .30, .40, .50 ve 1.00 düzeylerinde; b parametresindeki kayma miktarının ise .05, .10, .20, .25, .30, .40, .50 ve 1.00 düzeyinde değişimlenen koşullar altında incelendiği görülmektedir (Chen, 2013; DeMars, 2004; Donoghue ve Isham, 1998; Huang ve Shyu, 2003; Kopp ve Jones, 2020; Risk, 2015; Wells ve diğerleri, 2002). Bu araştırma kapsamında ise a parametresindeki kayma için düşük (.30- .65), yüksek (.66- 1.00) ve birleşik (.30- 1.00); b parametresindeki kayma için düşük (.20- .60), yüksek (.61- 1.00) ve birleşik (.20- 1.00) olmak üzere pozitif yönde üçer alt düzey tanımlanmıştır.

Yetenek Dağılımı. Literatürdeki çalışmalar incelendiğinde, bazı çalışmalar MPK'nin varlığında, yetenek dağılımının eşitleme üzerinde manidar bir etkisi olmadığına ulaşmasına (He ve diğerleri, 2015; Li, 2012; Witt ve diğerleri, 2003) karşılık bazı çalışmalar ölçeğin durağanlığı (stability) ve eşitlemedeki kalibrasyon yöntemleri üzerine etkisi olduğuna ulaşmıştır (Babcock ve Albano, 2012; Chen, 2013; Hu ve diğerleri, 2008). Bu bağlamda, yetenek dağılımının da araştırmadaki değişimlenen koşullar arasına alınması gerekli görülmüştür. İlgili araştırmalar kapsamında, yetenek dağılımının N(0, 1), N(.5, 1.2), N(1, 1), N(.2, 1), N(.5, 1), N(-.2, 1) olarak ele alındığı görülmüştür (Chen, 2021; Chen, 2013; Han ve diğerleri, 2012; Hanson ve Beguin, 2002; Hu ve diğerleri, 2008; Lee ve Ban, 2009; Ogasawara, 2000; Sukin ve Keller, 2008). Bu araştırma kapsamında ise ilgili literatür dikkate alınarak testin ilk formunun uygulandığı grubun yetenek parametreleri N(0,1) olan normal dağılımdan; yeni formun uygulandığı grubun yetenek parametreleri ise (N (0,1), N (.2,1) ve N (-.2,1)) dağılımlarından üretilmiştir.

Araştırma kapsamında değişimlenen koşulların tamamı Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1

Araştırma Kapsamında Değişimlenen Koşullar

Koşullar	Düzeyleri
MPK'li Ortak Madde Oranı	%0, %25, %50, %75
"a" Parametresinde Kayma	Kayma yok Düşük düzey* Yüksek düzey** Birleşik düzey***
"b" Parametresinde Kayma	Kayma yok Düşük**** Yüksek***** Birleşik düzey******
"axb" Parametresinde Kayma	a: düşük – b: düşük a: düşük – b: yüksek a: yüksek – b: düşük a: yüksek – b: yüksek
Yetenek Dağılımı	N(0, 1) ---- N(0,1) N(0,1) ---- N(.2,1) N(0,1) ---- N(-.2,1)

* a: düşük (.30- .65), ** a: yüksek (.66- 1.00), ***a: birleşik (.30- 1.00)
**** b: düşük (.20- .60), ***** b: yüksek (.61- 1.00), ******b: birleşik (.20- 1.00)

Verilerin Üretimi

Araştırma kapsamında, verilerin üretilmesinde R programının 4.3.2 sürümünde yer alan "catR" (Magis ve Raiche, 2011), "irtoys" (Partchev ve Maris, 2022), "dplyr" (Wickham ve diğerleri, 2023), "psych" (Revelle, 2023), "sirt" (Robitzsch, 2023), "ltm" (Rizopoulos, 2006), "equateIRT" (Battauz, 2015), "stats" (R Core Team, 2023), "lsr" (Navarro, 2015) ve "irt" (Gonulates, 2022) paketlerinden faydalanılmıştır. Verilerin üretilmesine yönelik çalışmalara temel form ile yeni form veri setinin oluşturulmasıyla başlanmış ve değişimlenen koşullara ilişkin verilerin üretimiyle devam edilmiştir. Formlara ilişkin veri setleri oluşturulurken ilk olarak a ve b parametreleri üretilmiştir. Her iki parametrenin de teoride - ∞ ile ∞ arasında değerler aldığı bilinmekle birlikte, literatür incelendiğinde, a ve b parametrelerinin üretildiği çalışmalarda, kimi zaman ortalamanın ve standart sapmanın kullanıldığı bir dağılıma dayalı olarak; kimi zaman ise minimum maksimum değer aralığında sınırlandırılarak üretildiği görülmektedir. Chen (2013) çalışmasında, a parametresini N (.56, .18), b parametresini N (-.11, 1.12) dağılımı

üzerinden üretirken; Jurich ve diğerleri (2012), a parametresini N (.95, .30), b parametresini N (.13, 1.07) dağılımı üzerinden; Roded (2017), a parametresini N (1, .5), b parametresini N (0, 1) dağılımı üzerinden; Sünbül ve Ömür Sünbül (2016) a parametresini N (.8, .04) dağılımı üzerinden; Wells ve diğerleri (2002), 40 maddelik formlar için a ve b parametrelerinin ortalamasını sırasıyla .70 ve -.18; 80 maddelik formlar için ise a ve b parametrelerinin ortalamasını sırasıyla .57 ve -.93 olarak belirleyerek üretilmiştir. Öte yandan Chen (2021) çalışmasında, a parametresini .5- 1.5 ve b parametresini -3.0- 3.0 aralığında sınırlandırırken; Desa, (2012) ve Koğar (2018), b parametresini -2.0- 2.0 aralığında sınırlandırarak parametre üretimlerini gerçekleştirmiştir. Bu çalışma kapsamında ise a parametresi için .5 ile 1.5 aralığı; b parametresi için ise -2.0 ile 2.0 aralığı dikkate alınarak veriler üretilmiştir.

Araştırmada, a ve b parametresinin belirlenen değer aralıklarında rastgele değerler alabilmesi için "catR" (Magis ve Raiche, 2011) paketi içerisinde yer alan "genDichoMatrix" fonksiyonundan yararlanılmıştır. Ardından, 100 tekrar ile veri setlerinin üretilebilmesi ve bilgisayar ortamına kayıt edilebilmesi amacıyla "for" döngüsü yazılmıştır. Döngüye ilk olarak "runif" fonksiyonu ile kalan 80 madde için a ve b parametrelerinin üretimiyle başlanmıştır. Sonrasında ise "rbind" fonksiyonu kullanılarak ortak madde parametreleriyle üretilen 80 maddenin parametresi birleştirilmiştir. Madde parametrelerinin üretilmesinin ardından, ortalaması 0, standart sapması 1 olan standart normal dağılımdan gelecek şekilde bireylerin yetenek parametreleri "rnorm" fonksiyonu kullanılarak üretilmiştir. Parametrelerinin üretilmesinin ardından "irtoys" (Partchev ve Maris, 2022) paketi içerisinde bulunan "sim" fonksiyonu kullanılarak 1-0 veri setleri oluşturulmuştur. Kullanılan döngü ile 100 tane temel form veri seti üretilerek "write.csv2" fonksiyonu ile programın dışına aktarılmıştır. Bu işlem adımları değişimlenen tüm yetenek dağılımlarında tekrarlanmıştır. Değişimlenen diğer koşullara ilişkin veri üretimi aşamasıda ise ilk olarak "dplyr" (Wickham ve diğerleri, 2023) paketinden faydalanılarak MPK oranı dikkate alındığında kaymanın yükleneceği ortak maddeler veri setinden ayrılmıştır. Ardından belirtilen MPK büyüklüğüne göre "runif" fonksiyonu ile rastgele değerler üretilerek; seçilen ortak maddelerin ilgili parametrelerine değerler eklenmiştir. MPK'nin yüklenmesinin ardından yukarıda sunulan işlem adımları tekrarlanarak araştırmada kullanılacak tüm veri setlerinin üretimi tamamlanmıştır.

Üretilen Verilere İlişkin Geçerlik Çalışmaları

Benzetim modellerine dayalı çalışmalar, belirli bir amaç ile geliştirilir; geliştirilen bu modelin geçerliğine ilişkin yürütülen çalışmalar ise tüm koşullar altında modelin geçerli olduğunu kanıtlamaktan ziyade elde edilen sonuçların geçerliğinin bir derecesi olarak ortaya çıkar. Fishman ve Kiviat (1968)'a göre benzetim modelinin doğru çalışıp çalışmaması doğrulama (verification) anlamına gelirken; benzetim modelinin belli bir amaç için geliştirilen sistemi yeterli düzeyde temsil edebilmesi geçerlik olarak tanımlanmaktadır. Sargent (1979)'a göre üretilen verilerin geçerliği teorik ve operasyonal geçerlik olmak üzere iki bileşenden meydana gelmektedir. Teorik geçerlik, veri üretiminde kullanılan parametrelerin literatürden destek alınarak seçilmesine karşılık gelen bir kavramdır.

Naylor ve Finger (1967), benzetim tabanlı olarak üretilen verilerin geçerliğinde, kuramın varsayımlarına, gözlemlere, genel bilgiye dayalı olarak geliştirilmesinden ve bu varsayımların sınanması ile gerçek sistemle elde edilen girdi ile çıktı arasındaki ilişkiyi içeren çok aşamalı bir süreçten söz etmektedir. Benzer şekilde Horn (1971), benzetim çalışmalarında, geçerlik için modelin varsayımlarının karşılanması, girdi ve çıktılardaki değerlerin izlenmesi, parametre ve dağılımların incelenmesi, verilerin tekrar yoluyla üretilmesi gerektiğine vurgu yapmaktadır. Buna göre bu araştırmanın geçerlik kanıtlarının oluşturulmasında, ilk olarak MTK varsayımları sınanmıştır. MTK'nin tek boyutluluk varsayımını sınamak amacıyla öncelikle tekrakorik korelasyon matrisleri oluşturulmuştur; ardından ise faktör analizi varsayımları sınanmıştır. Bu bağlamda, tüm veri setleri için KMO testi sonuçları .90'dan büyük ve Bartlett testinin manidar olduğuna ulaşılmıştır ($p < .05$). Veri setlerinin faktör analizine uygunluğuna karar verildikten sonra "psych" (Revelle, 2023) paketi içerisinde bulunan "fa.parallel" fonksiyonu kullanılarak tek boyutluk için analizler yapılmıştır. Elde edilen paralel analiz bulgularına ilişkin yamaç- birikinti grafikleri incelenmiş ve birinci faktörden sonra özdeğerler arasındaki farkın oldukça azalarak neredeyse düz bir çizgi şeklinde devam ettiği görülmüştür. Bu bağlamda, paralel analiz bulgularına göre tüm veri setlerinde baskın tek bir boyutun varlığına ulaşılmıştır (Cattell, 1966b).

MTK'nin bir diğer varsayımı olan yerel bağımsızlığın sınanmasında ise Yen'in Q_3 istatistiğinden faydalanılmıştır. Yen'in Q_3 istatistiğinin hesaplanabilmesi amacıyla "sirt" (Robitzsch, 2023) paketi içerisinde yer alan "Q_3" fonksiyonuna başvurulmuştur.

Elde edilen bulgular doğrultusunda Eşitlik 9'da sunulan formül ile Q_3 değerleri hesaplanmıştır (Christensen ve diğerleri, 2017).

$$Q_3 = Q_{3,max} - \bar{Q}_3 \quad (9)$$

Chen ve Thissen (1997) Q_3 kritik değerini .2 olarak kabul ederken Cohen (2013)'e göre .36'nın altındaki Q_3 değerleri de yerel bağımsızlığın sağlandığının bir göstergesi olarak kabul edilmektedir. Araştırma kapsamında Cohen (2013)'in ölçütü dikkate alınarak, elde edilen Q_3 değerleri kritik değerle karşılaştırıldığında, veri setlerinin tamamında yerel bağımsızlığın sağlandığına ulaşılmıştır. MTK varsayımlarına ilişkin son olarak model- veri uyumu, "ltm" (Rizopoulos, 2006) paketinin içerisinde bulunan "rasch", "ltm" ve "tpm" fonksiyonları kullanılarak sınanmıştır. Bu bağlamda öncelikle Rasch, 2PL ve 3PL'ye uygun modeller oluşturulmuş, ardından ise modeller arası farkın incelenmesine ve model- veri uyumunun değerlendirilmesine geçilmiştir. Bu amaçla, ANOVA istatistiği kullanılarak ikili model karşılaştırılmaları yapılmıştır. Model karşılaştırmaları yapılırken modellerin anlamlılık değerleri incelenerek Akaike'nin bilgi ölçütü, Bayes bilgi ölçütü ve -2Loglikelihood değerleri ölçüt olarak kullanılmıştır. Elde edilen bulgular sonucunda, tüm veri setlerinde 2PL modelde istatistiksel olarak anlamlı ve daha düşük ölçüt değerleri elde edildiği için veri setlerinin 2PL modele uygun olduğuna ulaşılmıştır.

Geçerlik çalışmalarının ikinci bölümünde, üretilen veri setlerinin istenilen aralıkta olma durumları incelenmiştir. Bu amaçla, her bir koşula ilişkin "ltm" (Rizopoulos, 2006) paketi içerisinde bulunan ve 2PL modele uygun parametre kestirimi yapmaya olanak sağlayan "ltm" fonksiyonu ile "for" döngüsü oluşturulmuştur. Ardından ise üretilen veri setlerindeki istenilen parametre aralığı dışında bulunan değerlerin sayısına ulaşmak için "ifelse" komutu ile aralık dışında kalan maddelere "0", diğerlerine ise "1" ataması yapılacak şekilde farklı bir döngü daha eklenmiştir. Her bir koşul için toplam 10000 (100 madde x 100 tekrar) verinin a ve b parametreleri incelenmiştir. Elde edilen bulgular ise şu şekildedir: Toplam 94 koşula ilişkin tüm b parametrelerinde istenilen aralık dışında değer alan veri sayısı %5'ten düşük bulunmuştur. a parametresine ilişkin elde edilen sonuçlar ise farklılaşmaktadır: Toplam 52 koşulda aralık dışında değer alan veri sayısı %5 ya da %5'ten düşükken; 26 koşulda %6'sının ve 16 koşulda %7'sinin istenilen aralık dışında değerler aldığına ulaşılmıştır. Elde edilen bu bulgular, madde parametrelerinin

beklenen aralıklarda sonuçlar verdiğini göstermektedir. Geçerlik çalışmaları kapsamında elde edilen bulgular genel olarak değerlendirildiğinde ise veri setlerinin tamamında baskın olan tek faktörlü bir yapının bulunduğuna, yerel bağımsızlık ihlalinin bulunmadığına ve modelin 2PL'ye istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde daha uygun olduğuna ulaşılmıştır. Bu bağlamda, üretilen veri setlerinde geçerliğin sağlandığını ifade etmek mümkündür.

Verilerin Çözümlenmesi

Bu araştırmanın birinci ve ikinci alt problemi kapsamında, MPK'li madde oranı (%0, %25, %50, %75), MPK türü ("a", "b", "axb") ve yetenek dağılımının (N(-.2,1),N(0,1), N(.2,1) değişimlendiği koşullar altında MTK'ye dayalı farklı kalibrasyon yöntemleriyle (H, SL, OO, OS) elde edilen eşitlemenin A ve B sabiti ile kestirilen a ve b parametresine ilişkin standart hata, yanlılık ve OHKK değerlerinin karşılaştırılması amaçlanmıştır. Bu bağlamda ilk olarak ilgili koşullara göre üretilen formlar "equateIRT" (Battauz, 2015) paketi içerisindeki "direct" foksiyonu kullanılarak kalibre edilmiştir. Ardından ise elde edilen A ve B sabiti ile kestirilen a ve b parametrelerine ilişkin değerler hata değerlerinin hesaplanabilmesi için çekilmiştir.

Literatür incelendiğinde, tesadüfi ve sistematik hata olmak üzere iki tür eşitleme hatasına vurgu yapıldığı görülmektedir. Harris ve Crouse (1993) tarafından, tesadüfi hatanın ortaya konulması amacıyla standart hatanın kullanılabileceği ifade edilmiştir. Sistematik hata ise yetenek parametrelerinde kestirilen yanlılık çalışmaları ile ortaya konulabilmektedir (Kolen, 1988). Test eşitleme sonucunda değerlendirilebilecek bir diğer çıktı ise OHKK değeridir. OHKK değeri, kestirimlerdeki toplam hata (tesadüfi ve sistematik hatanın toplamı) ölçümünü verdiği için doğrudan eşitleme hatası olarak da adlandırılmaktadır (Gök ve Kelecioğlu, 2014). Bu araştırma kapsamında da değerlendirme ölçütü olarak kullanılan standart hata, yanlılık ve OHKK değerlerinin hesaplanmasına ilişkin formüller sırasıyla Eşitlik 10, 11 ve 12'de sunulmuştur (Kolen ve Brennan, 2004).

$$SH = \sqrt{\frac{1}{R}\sum_{r=1}^{R}(l_r - l^*)^2} \qquad (10)$$

$$Yanlılık = \frac{1}{R}\sum_{r=1}^{R}(l_r - l) \quad (11)$$

$$OHKK = \sqrt{Yanlılık^2 + SH^2} \quad (12)$$

R: Replikasyon sayısı

l_r: Tekrar edilen veri seti (r= 1,….R) için r parametresinin kestirilen değeri

l: Aynı maddenin tüm tekrarlarından elde edilen ortalama standart sapma değeri

l^*: Gerçek parametre kestirim değeri

Test eşitlemedeki kalibrasyon yöntemleriyle elde edilen kestirimlerin ardından R programında yukarıdaki formüllere ilişkin kodlar yazılmıştır. İlgili kodlar aracılığıyla her bir koşul için 100 tekrar ile elde edilen hata değerlerinin ortalaması alınmıştır. Eşitlemenin A ve B sabiti ile kestirilen a ve b parametresine ilişkin elde edilen hata bulgularının karşılaştırılması amacıyla varsayımların kontrol edilmesinin ardından "stats" (R Core Team, 2023) paketinde yer alan "aov" fonksiyonu kullanılarak faktöriyel ANOVA yapılmıştır. Analizler sonucunda elde edilen temel, ikili etkileşim ve üçlü etkileşim etkileri değerlendirilirken anlamlılık değeri ve etki büyüklükleri dikkate alınmıştır. Buna göre manidar farklılıkları bulunan ve etki büyüklükleri orta ya da yüksek düzeyde bulunan etkilerin kendi içerisinde ikili olarak karşılaştırmalarının yapılabilmesi amacıyla post- hoc testlerine başvurulmuştur. Bu bağlamda, örneklem büyüklüklerinin eşit olduğu durumlarda en güçlü testlerden biri olan Tukey LSD testi kullanılmıştır (Field, 2013). Analizler kapsamında, etki büyüklükleri hesaplanırken "lsr" (Navarro, 2015) paketi içerisinde yer alan "etaSqured" fonksiyonu kullanılmıştır. Etki büyüklüklerinin değerlendirilmesinde ise Cohen (1988)'in .01 (düşük), .06 (orta) ve .14 (yüksek) şeklindeki sınıflandırması dikkate alınmıştır.

Gerçek Veri Çalışması

Araştırmanın ikinci bölümünde benzetim deseni kapsamında elde edilen bulguların gerçek veri ile desteklenmesi amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda MPK içeren ortak maddelere sahip iki test formu elde edilmeye çalışılmıştır. Süreçte ilk olarak PISA ve TIMSS gibi geniş ölçekli testlere katılım gösteren ve örneklem büyüklüğü

1000'e yakın olan ülkelerin verileri incelenmiştir ve TIMSS 2011 yılı ABD uygulamasına ilişkin kitapçık 5 (temel form) ve kitapçık 6 (yeni form)'nın verileri araştırmaya dâhil edilmiştir. Ardından ilgili veri setindeki madde yanıtları 1-0 şeklinde ikili puanlanan yanıt tepkilerine dönüştürülmüştür. Temel form ve yeni form için kayıp veriler incelendiğinde, kayıp verilerin %5'ten az olduğuna ulaşılarak, kayıp veriler veri setinden çıkarılmıştır (Çokluk ve diğerleri, 2012). Bu şekilde 8'i ortak madde olan toplam 18 maddeden oluşan temel form ve yeni form kapsamında sırasıyla 663 ve 656 bireyin verileri kullanılmıştır. Verilerin temizlenmesinin ardından R programında "irt" (Gonulates, 2022) paketi içerisinde bulunan "ipd" fonksiyonu kullanılarak ortak maddelerde MPK'nin varlığı sınanmıştır. Buna göre elde edilen bulgular, a parametresinde iki maddenin; b parametresinde bir maddenin MPK içerdiği yönünde olmuştur. Elde edilen bulgular doğrultusunda MPK'nin bulunduğu madde parametrelerine ilişkin değerler Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2

Gerçek Veri Setindeki MPK'lı Maddelerin Parametre Değerleri

MADDE	'a' parametresi		'b' parametresi	
	Temel Form	Yeni Form	Temel Form	Yeni Form
4. Madde	3.417	2.491		
5. Madde	1.761	1.827		
7. Madde			.586	-.108

Tablo 2 incelendiğinde, ilgili veri setinde a parametresi için MPK oranı %25; MPK düzeyi 4. madde için yüksek; 5. madde düşük düzeyde bulunurken; b parametresinde MPK oranı %13; MPK düzeyi yüksek düzeyde bulunmuştur.

Veri setinin belirlenmesinin ardından MTK varsayımlarının sınanması amacıyla "psych" (Revelle, 2023) paketi içerisinde bulunan "fa.parallel" fonksiyonu, "sirt" (Robitzsch, 2023) paketi içerisinde yer alan "Q3" fonksiyonu ve "ltm" (Rizopoulos, 2006) paketi içerisinde yer alan "rasch", "ltm" ve "tpm" fonksiyonları kullanılmıştır. Varsayımların sınanmasına ilişkin çıktılar, bulgular bölümünde sunulmuştur. Varsayımların sağlanmasının ardından bootstrap yöntemiyle veriler 100 tekrarla yeniden örneklenerek MTK'ye dayalı test eşitlemedeki farklı kalibrasyon yöntemleriyle (H, SL, OO, OS) elde edilen eşitlemenin A ve B sabiti ile kestirilen a ve b parametresine ilişkin

standart hata, yanlılık ve OHKK değerlerinin karşılaştırılması amacıyla formlar "equateIRT" (Battauz, 2015) paketi içerisindeki "direct" fonksiyonu kullanılarak kalibre edilmiştir.

BÖLÜM 3

BULGULAR VE YORUMLAR

Bu bölümde ilk olarak araştırmanın birinci ve ikinci alt problemi kapsamında kullanılan analiz yöntemlerinin varsayımlarına ilişkin çalışmalara yer verilmiştir. Ardından ise araştırma problemleri kapsamında elde edilen bulgular ve bunlara ilişkin yorumlar sunulmuştur.

Araştırma kapsamında, test eşitlemedeki kalibrasyon yöntemleriyle kestirilen a ve b parametresi ile eşitlemenin A ve B sabitine ilişkin elde edilen standart hata, yanlılık ve OHKK değerleri her bir koşulun 100 tekrarı için hesaplanmış ve elde edilen hata değerlerinin ortalamaları alınmıştır. Elde edilen bu değerlere ilişkin a ve b parametresi için detaylı bilgileri içeren tablolar EK-1'de; eşitlemenin A ve B sabiti için ise EK-3'te sunulmuştur. Hesaplanan standart hata, yanlılık ve OHKK değerlerinin istatistiksel olarak manidar bir şekilde farklılaşıp farklılaşmadığını belirleyebilmek için faktöriyel ANOVA'dan faydalanılmıştır. Bu bağlamda, öncelikle dağılımların normalliği ve varyansların homojenliği varsayımları sınanmıştır (Field, 2009). Dağılımların normalliği varsayımı için çarpıklık ve basıklık değerleri incelenmiştir (Hair ve diğerleri, 2010; Kline, 2011; Tabachnick ve Fidell 2013). Buna göre araştırma kapsamında elde edilen bulgular değerlendirildiğinde, çarpıklık ve basıklık değerlerinin ±1 kabul edilebilir değer aralığında yer aldığına ve normallik varsayımının sağlandığına ulaşılmıştır. Varyansların homojenliği varsayımı ise Levene Testi ile sınanarak ilgili varsayımın sağlandığına ulaşılmıştır ($p>.05$). Varsayımların sınanmasının ardından a ve b parametresi için elde edilen faktöriyel ANOVA bulguları EK-2'de; eşitlemenin A ve B sabiti için elde edilen bulgular ise EK-4'te sunulmuştur. Yapılan analizler ile değişkenlerin hem temel, hem de ikili ve üçlü etkileşimsel etkileri ortaya konulmaya çalışılmıştır. Bu bağlamda, faktöriyel ANOVA bulgularında anlamlı olarak farklılaşan ve etki büyüklüğü .06'dan büyük olan varyans kaynakları için elde edilen Tukey LSD testi bulguları aşağıda alt başlıklar halinde verilmiştir.

Değişimlenen Koşullar Altında Elde Edilen a ve b Parametresine İlişkin Standart Hata, Yanlılık ve OHKK Ortalama Değerlerinin İncelenmesi

Araştırmanın birinci alt problemi kapsamında, MTK'ye dayalı eşitlemedeki kalibrasyon yöntemleriyle (H, SL, OO, OS) kestirilen a ve b parametresinin, 4 MPK'li madde oranı (%0, %25, %50, %75), 10 MPK türü ("a", "b", "axb" parametresinde kayma ve düzeyleri) ve 3 yetenek dağılımı (N(-.2,1),N(0,1), N(.2,1) olmak üzere değişimlenen koşullar altında eşitleme hataları bağlamında incelenmesi amaçlanmıştır. Bu kapsamda elde edilen bulgular a ve b parametresi için ayrı alt başlıklar halinde sunulmuştur.

'a' Parametresine İlişkin Elde Edilen Standart Hata Ortalama Değerleri Bulguları

Değişimlenen koşullar altında, a parametresine ilişkin standart hataya göre elde edilen faktöriyel ANOVA bulgularına göre kullanılan '*Yöntem', 'MPK Oranı', 'Yetenek dağılımı', 'a parametresinde kayma'* ve *'b parametresinde kayma'* varyans kaynaklarının her birinin manidar temel etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır (p<.05). Ancak bu etkilerin, etki büyüklüğü değerlendirildiğinde, yalnızca *'Yöntem'* (F(3, 200)= 153.616, p<.05, η^2=.29) ve *'a parametresinde kayma'* (F(3, 200)= 65.490, p<.05, η^2=.12) etkilerinin yüksek düzeyde olduğu bulunmuştur.

'Yöntem' ile ikili etkileşimler incelendiğinde ise '*Yöntem x MPK oranı'* (F(6, 200)= 14.928, p<.05, η^2=.06), '*Yöntem x a parametresinde kayma*'(F(9, 200)= 12.043, p<.05, η^2=.03) ve '*Yöntem x b parametresinde kayma*' (F(9, 200)= 18.526, p<.05, η^2=.11) ikili etkileşimlerinin manidar ve sırasıyla düşük, düşük ve yüksek düzeyde etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır. Buna göre eşitlemede kestirilen a parametresine ilişkin standart hata değerleri üzerindeki en yüksek temel etki kaynağı *'Yöntem'* iken; beklenilen şekilde ikinci en yüksek etki kaynağı *'a parametresinde kayma'* olmuştur. Öte yandan *'b parametresinde kayma'* temel etkisi tek başına oldukça düşük bir etkiye sahipken *'Yöntem'* ile bir arada oluşturduğu ikili etkileşimlerinin daha etkili olduğuna ulaşılmıştır. İlgili varyans kaynaklarına ilişkin ortalama standart hata değerleri Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3

Kestirilen 'a' Parametrelerinin Standart Hata Ortalama Değerleri

Varyans Kaynakları*			Standart Hata Değeri
Yöntem		H	.855
		SL	.643
		OO	.764
		OS	.564
a parametresinde kayma		Kayma yok	.615
		Düşük	.720
		Yüksek	.801
		Birleşik	.686
Yöntem x b parametresinde kayma	Kayma yok	H	.637
		SL	.653
		OO	.812
		OS	.548
	Düşük	H	.993
		SL	.665
		OO	.756
		OS	.568
	Yüksek	H	.995
		SL	.635
		OO	.781
		OS	.568
	Birleşik	H	.747
		SL	.569
		OO	.581
		OS	.600

*$*p < .05$ ve $\eta^2 \geq .06$

Yukarıda sunulan varyans kaynaklarından biri olan '*Yöntem'* temel etkisine ilişkin Tukey LSD bulguları Tablo 4'te sunulmuştur.

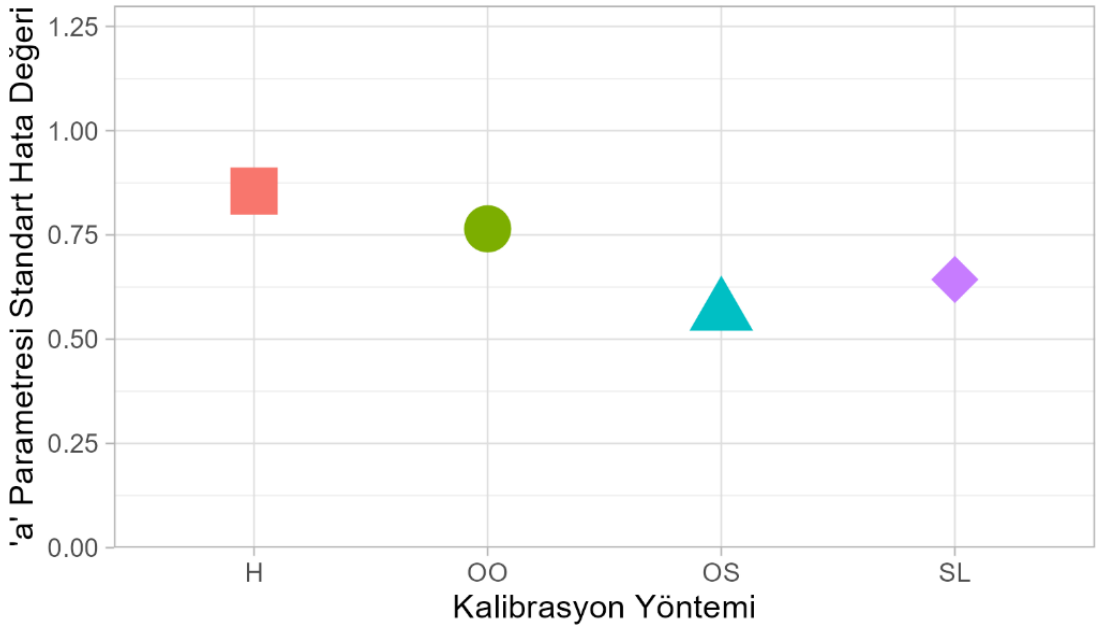
Tablo 4

'a' Parametresine İlişkin Standart Hata Değerleri ile Kullanılan Eşitleme Yöntemine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

Kalibrasyon Yöntemi	Fark	Standart hata	t (Tukey)
OO- H	-.091		-3.583*
OS- H	-.291		-11.506*
SL- H	-.211	.025	-8.395*
OS- OO	-.200		-7.923*
SL- OO	-.121		-4.812*
SL- OS	.078		3.112*

*$*p < .05$

Tablo 4 incelendiğinde, her bir yöntem için yapılan ikili karşılaştırmalar sonucunda, a parametresine ilişkin standart hata değerleri üzerinde yöntemler arasında manidar farklılıklar olduğuna ulaşılmıştır ($p < .05$). OO yöntemi OS ve SL yöntemine göre; H yöntemi OO, OS ve SL yöntemine göre; SL yöntemi ise OS yöntemine göre daha yüksek standart hata değerleri üretmiştir. Yöntemlere ilişkin a parametresinin standart hata ortalama değerleri için oluşturulan grafik Şekil 2'de sunulmuştur.



Şekil 2 Yöntem Temel Etkisi için Standart Hata Değerleri

Şekil 2 incelendiğinde, a parametresine ilişkin standart hata ortalama değerlerinin düşükten yükseğe sırasıyla OS, SL, OO ve H yöntemleriyle elde edildiği görülmektedir. Sukin ve Keller (2008) tarafından yapılan aynı yöntemlerin farklı koşullar altında karşılaştırıldığı çalışmada ise bu araştırmadaki bulguların aksine yöntemler arasında manidar farklılıklar bulunmadığına ulaşılmıştır. Chen (2021)'in çalışması sonucunda ise MPK'nin bulunması halinde H ve SL yöntemlerinin daha fazla hata değerleri ürettiğine ulaşılmıştır. Şekil 2 incelendiğinde, özellikle H yöntemi için, bu araştırmada elde edilen bulgular ile tutarlı olduğu görülmektedir. Manidar temel etkiye sahip bir diğer varyans kaynağı olan *'a parametresinde kayma'* için elde edilen Tukey LSD testi bulguları Tablo 5'te sunulmuştur.

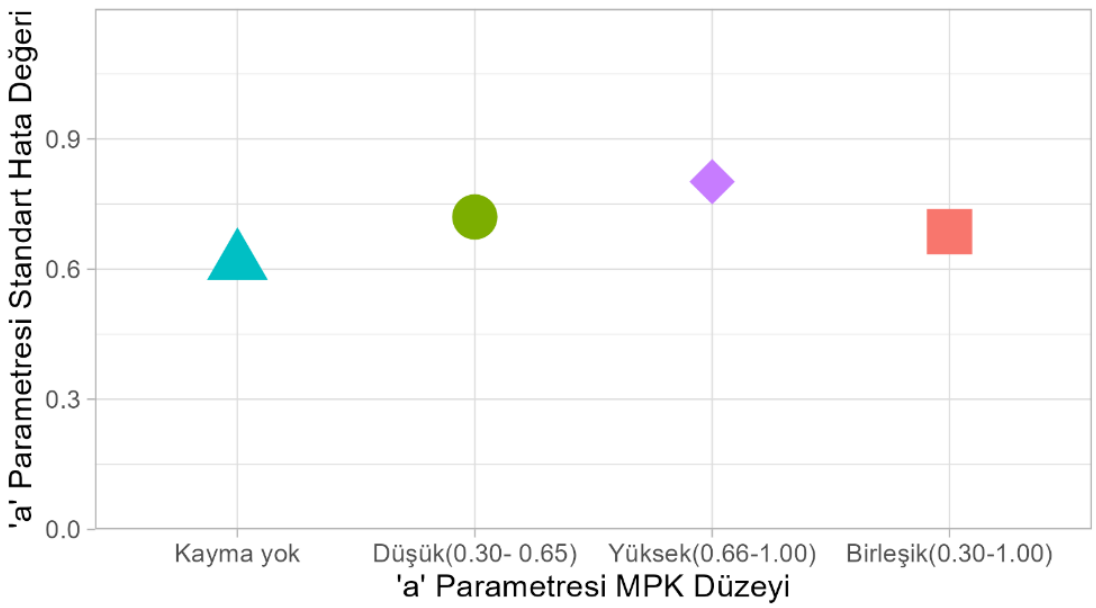
Tablo 5

'a' Parametresine İlişkin Standart Hata Değerleri ile a parametresinde kayma düzeyine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

MPK Düzeyi	Fark	Standart hata	t (Tukey)
Düşük- Birleşik	.034		.925
Kayma yok- Birleşik	-.070	.036	-1.946
Yüksek- Birleşik	.115		3.130*
Kayma yok- Düşük	-.104		-4.129*
Yüksek- Düşük	.081	.026	3.118*
Yüksek- Kayma yok	.186		7.328*

**p<.05*

Tablo 5 incelendiğinde, a parametresinde kayma düzeylerine ilişkin ikili karşılaştırmalar sonucunda, kaymanın yüksek-birleşik (t=3.130; $p<.05$), yüksek-düşük (t=-4.129; $p<.05$), kayma yok-düşük (t=3.118; $p<.05$) ve yüksek-kayma yok (t=7.328; $p<.05$) olduğu karşılaştırmalarda manidar ve sırasıyla birleşik, düşük, kayma yok ve kayma yok MPK oranının lehine farklılıklar olduğuna ulaşılmıştır. Elde edilen standart hata ortalama değerlerine ilişkin değişimler Şekil 3'te sunulmuştur.



Şekil 3. 'a' Parametresinde Kayma Temel Etkisi için Standart Hata Değerleri

Şekil 3 incelendiğinde, beklenilen şekilde kaymanın olmadığı koşullarda a parametresine ilişkin standart hata ortalama değerlerinin, MPK düzeyi arttıkça yükseldiğine ulaşılmıştır. Elde edilen bu bulgu, Uysal ve diğerleri (2022) tarafından yapılan çalışma ile de tutarlılık göstermiştir. İlgili çalışma kapsamında da MPK düzeyinin

manidar bir etkiye sahip olduğuna ve MPK düzeyi arttıkça elde edilen hata değerlerinin arttığına ulaşılmıştır. Öte yandan, bu araştırma kapsamında .30 ile 1.00 arasında kayma düzeyinin verildiği birleşik düzeydeki kaymanın hem düşük hem de yüksek düzeydeki kayma hatasına göre daha az hata verdiği görülmektedir. Ancak Tablo 5'te sunulan bulgular incelendiğinde, birleşik düzey ile düşük düzey arasında manidar bir fark olmadığı görülmektedir. Yüksek düzey ile düşük düzey arasındaki bu ilişkinin temel sebebi ise 'a' ya da 'b' parametresinde birleşik düzeyde kaymanın olduğu koşullarda, diğer parametrede kayma olmamasından kaynaklı olabilir. 'a' parametresi standart hata değeri üzerinde manidar etkiye sahip olan *'Yöntem x b parametresinde kayma'* ikili etkileşim etkisine yönelik Tukey LSD testi bulguları Tablo 6'da sunulmuştur.

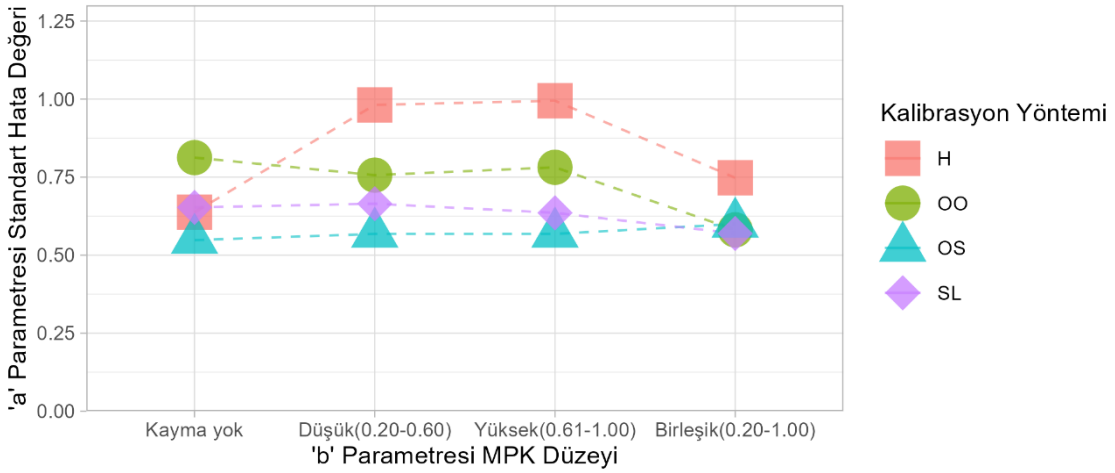
Tablo 6

'a' Parametresine İlişkin Standart Hata Değerlerinin 'Yöntem x b parametresinde kayma' İkili Etkileşim Etkisine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

Kalibrasyon Yöntemi	MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
H	Birleşik- Düşük	-.246		-4.288*
	Birleşik- Kayma yok	.110	.057	1.946
	Birleşik- Yüksek	-.247		-4.315*
	Düşük- Kayma Yok	.356		9.010*
	Düşük- Yüksek	-.158	.040	-.039
	Kayma yok- Yüksek	-.357		-9.050*
S	Birleşik- Düşük	-.953		-1.665
	Birleşik- Kayma yok	-.834	.057	-1.474
	Birleşik- Yüksek	-.660		-1.152
	Düşük- Kayma Yok	.120		.303
	Düşük- Yüksek	.293	.040	.725
	Kayma yok- Yüksek	.174		.441
OO	Birleşik- Düşük	-.175		-3.064*
	Birleşik- Kayma yok	-.232	.057	-4.097*
	Birleşik- Yüksek	-.201		-3.502*
	Düşük- Kayma Yok	-.562		-1.424
	Düşük- Yüksek	-.251	.040	-.620
	Kayma yok- Yüksek	.311		.788
OS	Birleşik- Düşük	.318		.555
	Birleşik- Kayma yok	.517	.057	.914
	Birleşik- Yüksek	.318		.556
	Düşük- Kayma Yok	.199		.503
	Düşük- Yüksek	.206	.040	.001
	Kayma yok- Yüksek	-.198		-.503

**p<.05*

Tablo 6 incelendiğinde, kullanılan eşitleme yöntemi ve b parametresinde kayma düzeyi için yalnızca H ve OO yönteminin bazı koşullarında manidar farklılıklara ulaşılmıştır (p<.05). H yöntemi için b parametresindeki Birleşik- Düşük (t=-4.288; p<.05), Birleşik- Yüksek (t=-4.315; p<.05), Düşük- Kayma yok (t=9.010; p<.05) ve Kayma Yok- Yüksek (t=-9.050; p<.05) MPK düzeyleri için standart hata değerleri arasında manidar farklılıklar bulunurken; OO yöntemi için a parametresindeki Birleşik-Düşük (t=-3.064; p<.05), Birleşik- Kayma yok (t=-4.097; p<.05) ve Birleşik- Yüksek (t=-3.502; p<.05) MPK düzeyleri için standart hata değerleri arasında manidar farklılıklar bulunmuştur. Elde edilen bu bulgu Huang ve Shyu (2003)'nun çalışması ile de tutarlılık göstermektedir. İlgili çalışma kapsamında da b parametresinde kaymanın eşitleme hataları üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır. Öte yandan S ve OS yöntemleri için yapılan ikili karşılaştırmalar arasında manidar farklılaşmanın olmamasına ilişkin olarak, bu iki yöntemin b parametresindeki kaymadan diğer yöntemlere göre daha az etkilendiği yorumu yapılabilir. '*Yöntem x b parametresinde kayma'* ikili etkileşim etkisinden elde edilen standart hata ortalama değerlerine ilişkin grafik Şekil 4'te sunulmuştur.



Şekil 4. 'Yöntem x b parametresinde kayma' İkili Etkileşim Etkisi için Standart Hata Değerleri

Şekil 4 incelendiğinde, a parametresine ilişkin standart hata ortalamalarının beklenen şekilde kaymanın olmadığı koşuldan yüksek düzeyde kaymaya kadar paralel olarak artış gösterdiği yöntemler OS ve H olmuştur. SL yöntemi dışındaki tüm yöntemlerin ortak noktası, MPK düzeyinin düşük olduğu koşullarda hatanın MPK düzeyinin yüksek olduğu koşullara göre daha düşük olmasıdır. Ek olarak, kaymanın

olmadığı ve olduğu durumlar için en hassas yöntemin H olduğu söylenebilir. Şekil 4'te görüldüğü gibi kaymanın olmadığı koşuldan düşük düzeydeki kaymaya geçişte en yüksek hata ortalamaları farkı H yöntemi ile elde edilmiştir. Öte yandan, MPK düzeyleri içerisinde hatalar değerlendirildiğinde, MPK oranının hem düşük hem de yüksek olduğu koşullarda, en küçük hatayı OS; en yüksek hatayı H yönteminin ürettiğine ulaşılmıştır.

'a' Parametresine İlişkin Elde Edilen Yanlılık Ortalama Değerleri Bulguları

Değişimlenen koşullar altında, a parametresine ilişkin yanlılık değerlerine göre elde edilen faktöriyel ANOVA bulguları doğrultusunda, kullanılan '*Yöntem', 'MPK oranı', 'a parametresinde kayma'* ve *'b parametresinde kayma'* varyans kaynaklarının temel etkiye sahip olduğuna ulaşılırken; ikili etkileşimler incelendiğinde, '*Yöntem x MPK oranı', 'Yöntem x a parametresinde kayma', 'Yöntem x b parametresinde kayma'*; üçlü etkileşimli etkilerde ise yalnızca *'Yöntem x MPK oranı x a parametresinde kayma'* etkisinin manidar olduğuna ulaşılmıştır ($p<.05$). Ancak elde edilen bu etkilerin etki büyüklükleri incelendiğinde, düşük düzeyde olduğu bulunmuştur (Cohen, 1988). Buna göre a parametresine ilişkin yanlılık değerinin MPK'den etkilenmediği yorumu yapılabilir. Bu nedenle kestirilen a parametresine ilişkin yanlılık değerleri için Post- Hoc testlerine başvurulmamıştır.

'a' Parametresine İlişkin Elde Edilen OHKK Ortalama Değerleri Bulguları

Değişimlenen koşullar altında, a parametresine ilişkin OHKK ortalama değerlerine göre elde edilen faktöriyel ANOVA bulguları incelendiğinde, kullanılan '*Yöntem', 'MPK oranı', 'Yetenek dağılımı', 'a parametresinde kayma'* ve *'b parametresinde kayma'* varyans kaynaklarının manidar temel etkiye sahip olduğuna ulaşılırken; ikili ve üçlü etkileşimli etkileri incelendiğinde, '*Yöntem x MPK oranı', 'Yöntem x a parametresinde kayma', 'MPK oranı x a parametresinde kayma', 'Yöntem x b parametresinde kayma', 'Yöntem x MPK oranı x a parametresinde kayma'* ve *'Yöntem x MPK oranı x b parametresinde kayma'* etkilerinin manidar olduğuna ulaşılmıştır ($p<.05$). Buna göre etki büyüklüğünün orta ve yüksek olduğu varyans kaynakları değerlendirildiğinde, tıpkı a parametresi için standart hata değerlerinde olduğu gibi OHKK değerleri için de '*Yöntem'* temel etkisinin manidar ve en yüksek düzeyde etkiye sahip ($F(3, 200)= 481.291$, $p<.05$, $\eta^2=.36$) olduğu bulunmuştur.

'*Yöntem'* ile ikili etkileşimler incelendiğinde, '*Yöntem x MPK oranı'* (F(6, 200)= 61.318, *p*<*.05*, η^2=.09) ile '*Yöntem x b parametresinde kayma*' (F(9, 200)= 63.625, *p*<*.05*, η^2=.15) ikili etkileşimlerinin manidar ve sırasıyla orta ve yüksek düzeyde etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır. Ek olarak, *'a parametresinde kayma'* temel etkisinin ise manidar ve orta düzeyde bir etkiye sahip olduğu bulunmuştur (F(3, 200)= 133.470, *p*<*.05*, η^2=.09). İlgili bulgular değerlendirildiğinde, önceki çalışmalara benzer şekilde MPK büyüklüklerinin MPK oranına göre eşitleme hataları üzerindeki etkisinin daha fazla olduğuna ulaşılmıştır (Kopp ve Jones, 2020; Li, 2012; Risk, 2016). İlgili varyans kaynaklarına ilişkin ortalama OHKK değerleri Tablo 7'de sunulmuştur.

Tablo 7

Kestirilen 'a' Parametrelerinin OHKK Ortalama Değerleri

Varyans Kaynakları*			OHKK
Yöntem		H	.928
		SL	.652
		OO	.806
		OS	.574
a parametresinde kayma		Kayma yok	.655
		Düşük	.747
		Yüksek	.839
		Birleşik	.704
Yöntem x MPK oranı	0%	H	.575
		SL	.576
		OO	.577
		OS	.573
	25%	H	1.051
		SL	.591
		OO	.684
		OS	.536
	50%	H	.917
		SL	.647
		OO	.808
		OS	.587
	75%	H	.854
		SL	.726
		OO	.950
		OS	.600

(Devam ediyor)

Tablo 7 (Devam)

Kestirilen 'a' Parametrelerinin OHKK Ortalama Değerleri

Varyans Kaynakları*			OHKK
Yöntem x b parametresinde kayma	Kayma yok	H	.661
		SL	.679
		OO	.875
		OS	.567
	Düşük	H	1.125
		SL	.653
		OO	.790
		OS	.572
	Yüksek	H	1.085
		SL	.648
		OO	.819
		OS	.575
	Birleşik	H	.769
		SL	.572
		OO	.581
		OS	.603

$p < .05$ ve $\eta^2 \geq .06$

Yukarıda sunulan varyans kaynaklarından '*Yöntem'* temel etkisine ilişkin Tukey LSD bulguları Tablo 8'de sunulmuştur.

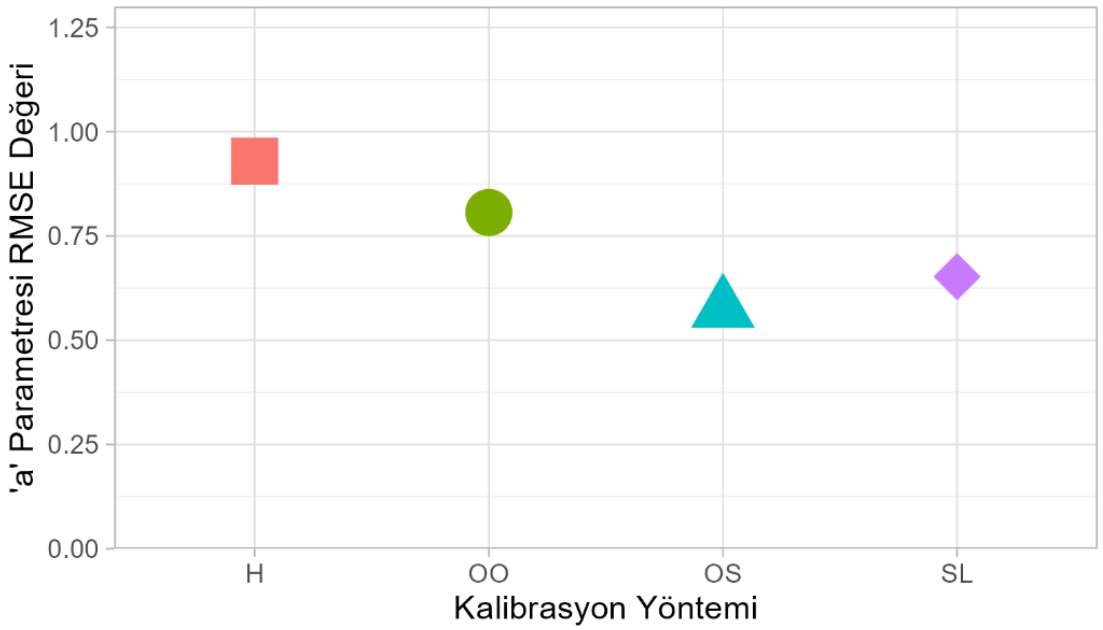
Tablo 8

'a' Parametresine İlişkin OHKK Değerleri ile Kullanılan Eşitleme Yöntemlerine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

Kalibrasyon Yöntemi	Fark	Standart hata	t (Tukey)
OO- H	-.122		-4.592*
OS- H	-.354		-13.263*
SL- H	-.276	.026	-10.346*
OS- OO	-.231		-8.671*
SL- OO	-.153		-5.754*
SL- OS	.078		2.917*

$p < .05$

Tablo 8 incelendiğinde, her bir yöntem için yapılan ikili karşılaştırmalar sonucunda, a parametresine ilişkin OHKK değerleri için yöntemler arasında manidar farklılıklar olduğuna ulaşılmıştır ($p < .05$). '*Yöntem'* temel etkisinden elde edilen OHKK ortalama değerlerinin daha rahat yorumlanabilmesi için değişimlerine ilişkin oluşturulan grafik Şekil 5'te sunulmuştur.



Şekil 5. 'Yöntem' Temel Etkisi için OHKK Değerleri

Şekil 5 incelendiğinde, a parametresine ilişkin en yüksek OHKK ortalamasının H; en düşük OHKK ortalamasının ise OS yöntemiyle elde edildiği görülmektedir. Elde edilen bulgular a parametresine ilişkin standart hata değerleri ile de oldukça benzer bulunmuştur. Buna göre MPK'nin bulunduğu durumlarda a parametresine ilişkin en hassas yöntemin MKE için H; moment yöntemleri için OO olduğu yorumu yapılabilir. Elde edilen bu bulgular önceki çalışmalarla da tutarlılık göstermektedir (Chen, 2021; Li, 2008). 'a' parametresine ilişkin OHKK değerleri üzerinde manidar temel etkiye sahip olan bir diğer varyans kaynağı *'a parametresinde kayma düzeyi'* etkisi için Tukey LSD testi bulguları Tablo 9'da sunulmuştur.

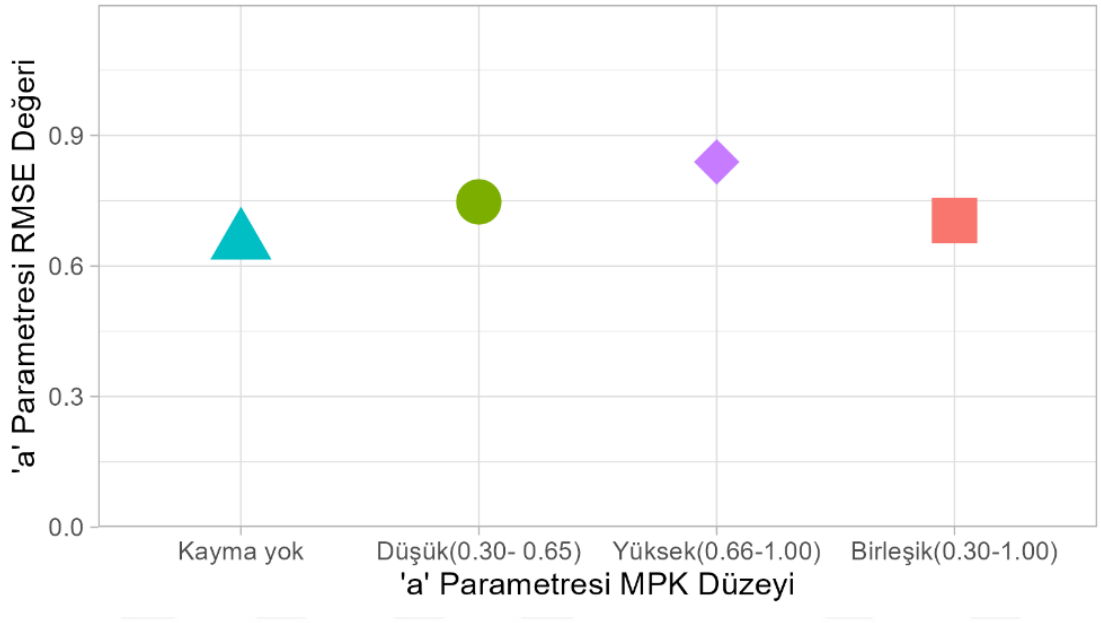
Tablo 9

'a' Parametresine İlişkin OHKK Değerleri ile 'a' Parametresinde Kayma Düzeyine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
Düşük- Birleşik	.042		1.020
Kayma yok- Birleşik	-.049	.041	-1.196
Yüksek- Birleşik	.134		3.223*
Kayma yok- Düşük	-.091		-3.195*
Yüksek- Düşük	.091	.029	3.114*
Yüksek- Kayma yok	.183		6.390*

*$p<.05$

Tablo 9 incelendiğinde, a parametresinde kayma düzeylerine ilişkin ikili karşılaştırmalar sonucunda, kaymanın düşük ve birleşik olduğu koşul ile kaymanın bulunmadığı ve birleşik olduğu koşul dışındaki ikili karşılaştırmaların tamamı arasında manidar farklılıklar olduğuna ulaşılmıştır ($p<.05$). *'a parametresinde kayma'* temel etkisinden elde edilen OHKK ortalama değerlerine ilişkin grafik ise Şekil 6'da sunulmuştur.



Şekil 6. 'a Parametresinde Kayma' Temel Etkisi için OHKK Değerleri

Şekil 6 incelendiğinde, beklenildiği şekilde kaymanın olmadığı koşullarda a parametresine ilişkin OHKK ortalama değeri en küçük olarak bulunurken; düşük ve yüksek düzeydeki kaymada da paralel şekilde hata ortalamasının arttığı bulunmuştur. Birleşik düzeyde ise kaymanın olmadığı koşullardan daha fazla ancak düşük düzeyde kaymanın olduğu koşullara göre daha az hataların elde edildiğine ulaşılmıştır. Ancak Tablo 9 incelendiğinde, düşük – birleşik ve kayma yok- birleşik ikili karşılaştırmaları arasında anlamlı bir fark olmadığı görülmektedir ($p>.05$). Öte yandan, kaymanın yüksek olduğu ve birleşik olduğu düzeye ilişkin OHKK değerleri manidar olarak farklılaşmaktadır. Buna göre elde edilen bulgular değerlendirildiğinde, birleşik düzeyde daha az hata değerlerinin üretildiği görülmektedir. 'a' parametresine ilişkin OHKK değerleri üzerinde manidar etkiye sahip olan bir diğer varyans kaynağı *'Yöntem x MPK Oranı'* ikili etkileşim etkisine yönelik Tukey LSD testi bulguları Tablo 10'da sunulmuştur.

Tablo 10

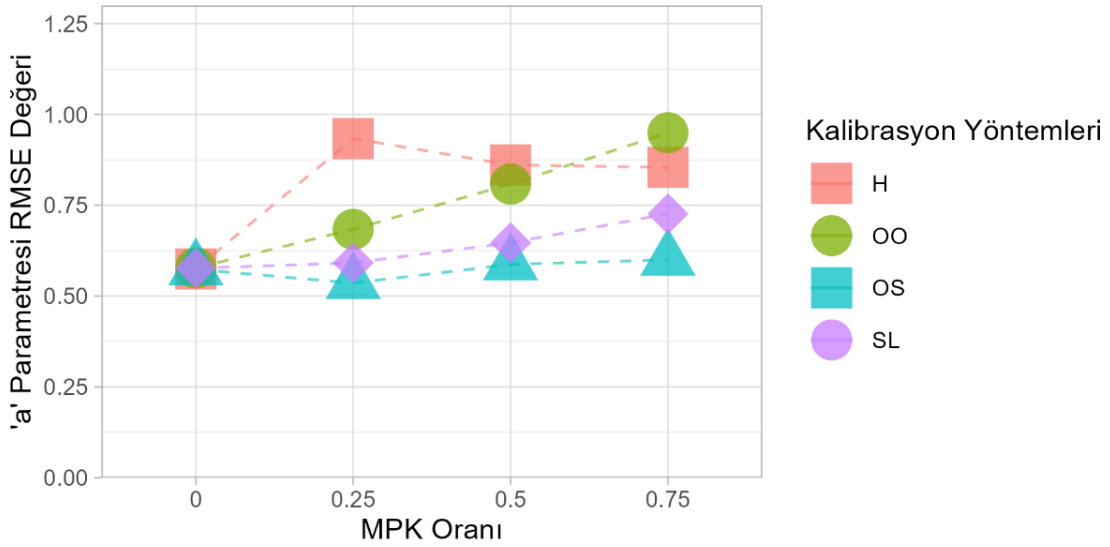
'a' Parametresine İlişkin OHKK Değerlerinin 'Yöntem x MPK Oranı' İkili Etkileşim Etkisine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

Kalibrasyon Yöntemi	MPK Oranı	Fark	Standart hata	t (Tukey)
H	%0- %25	-.476	.099	-4.775*
	%0- %50	-.342		-3.433*
	%0- %75	-.279		-2.802*
	%25- %50	.133	.042	3.145*
	%25- %75	.196		4.627*
	%50- %75	.063		1.481
SL	%0- %25	-.015	.099	-.151
	%0- %50	-.070		-.704
	%0- %75	-.149		-1.502
	%25- %50	-.055	.042	-1.297
	%25- %75	-.134		-3.169*
	%50- %75	-.079		-1.872
OO	%0- %25	-.106	.099	-1.064
	%0- %50	-.230		-2.313
	%0- %75	-.372		-3.729*
	%25- %50	-.124	.042	-2.929*
	%25- %75	-.265		-6.251*
	%50- %75	-.141		-3.322*
OS	%0- %25	.037	.099	.378
	%0- %50	-.016		-.137
	%0- %75	-.026		-.264
	%25- %50	-.051	.042	-1.207
	%25- %75	-.064		-1.507
	%50- %75	-.012		-.299

**p<.05*

Tablo 10 incelendiğinde, eşitlemede kullanılan kalibrasyon yöntemi ve MPK oranı için a parametresi OHKK değerleri üzerinde H yöntemi için %50- %75 (t=1.481; $p>.05$) ikili karşılaştırması dışındaki tüm oran karşılaştırmaları arasında manidar ve MPK oranının düşük olduğu koşulun lehine farklılık göstermiştir. Diğer yöntemler bağlamında değerlendirildiğinde ise SL yöntemi için %25- %75 (t=-3.169; $p<.05$) MPK oranlarında manidar fark bulunurken; OS yöntemi için MPK oranları arasında manidar bir farklılaşma bulunmadığına ulaşılmıştır. OO yöntemi için elde edilen bulgular ise %0 ile %25 ve %50 MPK oranları dışındaki tüm ikili karşılaştırmalarda manidar bir fark olduğunu göstermektedir. Buna göre elde edilen bulgular doğrultusunda, MPK oranındaki artıştan en çok etkilenen ve hassas olan yöntemlerin H ve OO yöntemi olduğu yorumu yapılabilir. Ek olarak, OS yöntemi ve SL yönteminin de MPK oranına dirençli olduğu söylenebilir.

'*Yöntem x MPK Oranı*' ikili etkileşimsel etkisinden elde edilen OHKK ortalama değerlerine ilişkin grafik Şekil 7'de sunulmuştur.



Şekil 7. 'Yöntem x MPK Oranı' İkili Etkileşimsel Etkisi için OHKK Değerleri

Şekil 7 incelendiğinde, H, OO ve SL yöntemlerinde MPK oranı arttıkça, a parametresine ilişkin OHKK ortalama değerlerinin yükseldiği; H yönteminde ise diğer yöntemlerin aksine %25 oranından büyük kaymalarda OHKK değerlerinin düştüğü görülmektedir. Ancak H yöntemi ile üretilen OHKK değerleri incelendiğinde, farklı oranlarda elde edilen hata değerlerinin oldukça yakın olduğu görülmektedir. SL, OO ve H yöntemlerinden elde edilen hatalar karşılaştırıldığında ise en düşük hatanın sırasıyla SL, OO ve H yöntemleriyle üretildiği görülmektedir. Elde edilen bu bulgu, Setiawan (2019) tarafından yapılan çalışmanın bulgularıyla benzerlik göstermektedir. İlgili çalışma kapsamında da SL yönteminin H yöntemine göre daha iyi performans gösterdiğine ulaşılmıştır. Şekil 7 incelendiğinde, bu araştırma kapsamında da benzer bir durumun olduğu görülmektedir. Öte yandan OS yönteminde elde edilen bulgularda MPK oranının 0 olduğu durumda %25 olduğu duruma göre düşük de olsa daha fazla hata değerlerinin elde edildiği görülmektedir. Ancak Tablo 10'da yer alan bulgular incelendiğinde, ilgili karşılaştırmanın manidar olmadığı görülmektedir. 'a' parametresine ilişkin OHKK değerleri üzerinde manidar etkiye sahip olan bir diğer varyans kaynağı *'Yöntem x b parametresinde kayma'* ikili etkileşim etkisine yönelik Tukey LSD testi bulguları Tablo 11'de sunulmuştur.

Tablo 11

'a' Parametresine İlişkin OHKK Değerlerinin 'Yöntem x b parametresinde kayma' İkili Etkileşim Etkisine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

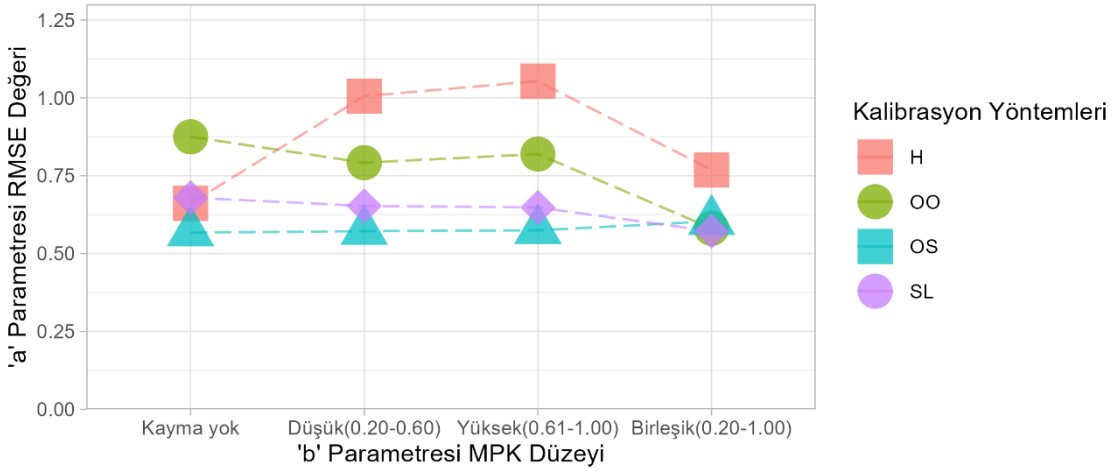
Kalibrasyon Yöntemi	MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
H	Birleşik- Düşük	-.356		-6.386*
	Birleşik- Kayma yok	.107	.055	1.955
	Birleşik- Yüksek	-.316		-5.671*
	Düşük- Kayma Yok	.463		12.067*
	Düşük- Yüksek	.039	.038	1.010
	Kayma yok- Yüksek	-.423		-11.00*
SL	Birleşik- Düşük	-.081		-1.454
	Birleşik- Kayma yok	-.107	.055	-1.954
	Birleşik- Yüksek	-.076		-1.363
	Düşük- Kayma Yok	-.026		-.691
	Düşük- Yüksek	.005	.038	.128
	Kayma yok- Yüksek	.031		.822
OO	Birleşik- Düşük	-.210		-3.784*
	Birleşik- Kayma yok	-.294	.055	-5.342*
	Birleşik- Yüksek	-.238		-4.280*
	Düşük- Kayma Yok	-.083		-2.163
	Düşük- Yüksek	-.027	.038	-.701
	Kayma yok- Yüksek	.055		1.444
OS	Birleşik- Düşük	.031		.566
	Birleşik- Kayma yok	.036	.055	.662
	Birleşik- Yüksek	.028		0.518
	Düşük- Kayma Yok	.004		.127
	Düşük- Yüksek	-.002	.038	-.068
	Kayma yok- Yüksek	-.007		-.197

$*p<.05$

Tablo 11 incelendiğinde, eşitlemede kullanılan kalibrasyon yöntemi ve b parametresinde kayma düzeyi için yalnızca H ve OO yönteminin bazı koşullarında manidar farklılıklar bulunduğu görülmektedir ($p<.05$). OS ve SL yöntemi için ise manidar bir farklılık bulunmamıştır ($p>.05$). Buna göre H ve OO yöntemlerinin OS ve SL yöntemlerine göre a parametresindeki kaymadan daha çok etkilendiği ve daha hassas olduğu yorumu yapılabilir.

H yöntemi için b parametresindeki Bileşik- Düşük (t=-6.386; $p<.05$), Birleşik- Yüksek (t=-5.671; $p<.05$), Düşük- Kayma yok (t=12.067; $p<.05$) ve Kayma Yok- Yüksek (t=-11.00; $p<.05$) için OHKK değerleri arasında manidar farklılıklar bulunurken; OO yöntemi için b parametresindeki Bileşik- Düşük (t=-3.784; $p<.05$), Birleşik- Kayma yok (t=-5.342; $p<.05$) ve Birleşik- Yüksek (t=-4.280; $p<.05$) için OHKK değerleri

arasında manidar ve kaymanın olmadığı koşulun lehine farklılıklar bulunmuştur. H yöntemi için elde edilen bu bulgular Chen (2021)'in bulguları ile de tutarlılık göstermektedir. '*Yöntem x b parametresinde kayma*' etkisinden elde edilen OHKK ortalama değerlerine ilişkin grafik Şekil 8'de sunulmuştur.



Şekil 8. 'Yöntem x b Parametresinde Kayma' İkili Etkileşimsel Etkisi için OHKK Değerleri

Şekil 8'de yer alan yöntemler MPK düzeyleri içerisinde değerlendirildiğinde, her bir MPK düzeyinde en yüksek hatayı veren yöntem H iken; en düşük hatayı veren yöntem OS olarak bulunmuştur. Chen (2021), Lee ve Ban (2010) ve Yurtçu ve Güzeller (2018) tarafından yapılan çalışmalarda da H ve SL yönteminin diğer yöntemlere göre daha iyi performans gösterdiğine ulaşılmıştır. Elde edilen bu bulgular, SL yöntemi için ilgili araştırmanın bulgularıyla tutarlılık göstermesine karşılık H yöntemi için farklılaşmaktadır. Öte yandan H yönteminin hata değerlerinin yüksek olması ise Hanson ve Beguin (2002)'in çalışması kapsamında elde edilen bulgular ile uyumlu bulunmuştur.

Araştırmanın birinci alt probleminin ilk bölümü kapsamında kestirilen a parametresine ilişkin elde edilen bulgular genel olarak değerlendirildiğinde, standart hata ve OHKK değerleri için faktöriyel ANOVA bulguları sonucunda anlamlı ve etki büyüklüğü .06'dan büyük olan farklı varyans kaynakları olduğuna ulaşılırken yanlılık değerleri için etki büyüklüklüklerinin oldukça düşük olduğuna ulaşılmıştır (Cohen, 1988). Buna göre incelenen varyans kaynakları arasında, '*Yöntem'* temel etkisi hem standart hata hem de OHKK değerleri için en yüksek etkiye sahip olarak bulunmuştur (Baker ve Al Karni, 1991; Hanson ve Beguin, 2002; Kolen ve Brennan, 1995; Ogasawara,

2000). Elde edilen bulgular sonucunda, yöntemler arasında anlamlı farklılıklara ulaşılırken; en yüksek hataların H ve OO yöntemleriyle elde edildiğine ulaşılmıştır. Buna göre MPK'nin bulunduğu durumlarda a parametresi kestirimindeki en hassas yöntemin MKE için H olduğu; moment yöntemleri için ise OO olduğu yorumunu yapmak mümkündür. Elde edilen bu bulgular önceki çalışmalarla da tutarlılık göstermektedir (Chen, 2021; Kilmen, 2010; Li, 2008). Standart hata ve OHKK değerleri için anlamlı bulunan bir diğer ortak varyans kaynağı *'a parametresinde kayma düzeyi'* olmuştur. Kestirilen a parametresindeki MPK düzeyine ilişkin elde edilen bulgular ise literatürü destekleyen şekilde kaymanın olmadığı koşuldan kaymanın yüksek düzeyde olduğu koşula kadar hata değerlerinin paralel şekilde arttığını göstermektedir (Chen, 2021). Öte yandan birleşik düzeyde elde edilen hataların yüksek düzeyde elde edilen hatalardan daha düşük olduğu bulunmuştur. Bu durumun temel nedeni olarak birleşik düzeyin .30- 1.00 aralığında, yüksek düzeyin ise .66- 1.00 aralığında rastgele değerler içeriyor olmasından kaynaklandığı yorumu yapılabilir. *'Yöntem x b parametresinde kayma düzeyi'* de hem standart hata hem de OHKK değerleri üzerinde etki büyüklüğü yüksek varyans kaynağı olarak bulunmuştur. Buna göre SL ve OS yöntemleri için düzeyler arasında anlamlı farklılıklar bulunmazken; H ve OO yöntemlerinin b parametresindeki MPK düzeyinden etkilendiği bulunmuştur. OO yöntemi için birleşik düzeyde elde edilen hata değerleri, a parametresinde MPK düzeyine ilişkin bulgulara benzer şekilde yüksek düzeydeki hatalardan daha düşük çıkmıştır. OO yöntemi için elde edilen bu bulgu, diğer yöntemlere göre daha tutarlı olması yönüyle Han ve diğerleri (2012)'nin bulgularıyla benzerlik göstermektedir. *'Yöntem x MPK Oranı'* varyans kaynağına ilişkin OHKK değeri için elde edilen bulgular incelendiğinde ise OS yöntemi için değişimlenen oranlar arasında anlamlı farklılıklar bulunmazken; SL yönteminde yalnızca %25 ile %75 MPK oranları arasında kayma oranının düşük olduğu koşul lehine anlamlı bir farklılaşma olduğuna ulaşılmıştır. Buna göre MPK'nin varlığında SL yönteminin %25 ve %50 MPK oranından anlamlı olarak etkilenmediği yorumu yapılabilir. H ve OO yöntemlerinde ise ikili karşılaştırmaların neredeyse tamamında anlamlı farklılıklar olduğuna ulaşılmıştır. Buna göre elde edilen bulgular doğrultusunda, MPK oranındaki artıştan en çok etkilenen ve hassas olan yöntemin sırasıyla H ve OO olduğu yorumu yapılabilir. Ek olarak, OS yöntemi ile SL yönteminin de MPK oranına dirençli olduğunu söylemek mümkündür (Chen, 2021; Lee ve Ban, 2010; Yurtçu ve Güzeller, 2018).

‘b’ Parametresine İlişkin Elde Edilen Standart Hata Ortalama Değerleri Bulguları

Değişimlenen koşullar altında, b parametresine ilişkin ortalama standart hata değerlerine göre elde edilen faktöriyel ANOVA bulguları incelendiğinde, kullanılan ‘*Yöntem’, ‘MPK oranı’, ‘Yetenek dağılımı’, ‘a parametresinde kayma’* ve *‘b parametresinde kayma’* varyans kaynaklarının hem temel hem de ikili etkileşim etkisine sahip olduğuna ulaşılmıştır (*p*<.*05*). Ancak bu etkilerin, etki büyüklüğü değerlendirildiğinde, yalnızca *‘Yöntem’* (F(3, 200)= 150.265, *p*<.*05*, η^2=.24) ve *‘yetenek dağılımı’* (F(2, 200)= 150.425, *p*<.*05*, η^2=.16) varyans kaynaklarının etki büyüklükleri yüksek düzeydeyken; *‘b parametresinde kayma’* (F(3, 200)= 36.368, *p*<.*05*, η^2=.06) etkisi orta düzeyde etki büyüklüğüne sahip olarak bulunmuştur. ‘*Yetenek dağılımı’* etkisine ilişkin elde edilen bu bulgular önceki çalışmalar tarafından da desteklenmektedir (Babcock ve Albano, 2012; Chen, 2013; Hu ve diğerleri, 2008; Risk, 2016). Yetenek dağılımı ile ikili etkileşimsel etkileri manidar olmasına karşın *‘yöntem x b parametresinde kayma’* (F(9, 200)= 15.443, *p*<.*05*, η^2=.07) etkisi dışındaki varyans kaynaklarının etki büyüklükleri oldukça düşük düzeyde bulunmuştur. İlgili varyans kaynaklarına ilişkin ortalama standart hata değerleri Tablo 12’de sunulmuştur.

Tablo 12

Kestirilen ‘b’ Parametrelerinin Standart Hata Ortalama Değerleri

Varyans Kaynakları*		Standart Hata Değeri
Yöntem	H	.979
	SL	1.165
	OO	1.056
	OS	1.241
Yetenek Dağılımı	N(0,1)	1.142
	N(.2,1)	1.191
	N(-.2,1)	.998
b parametresinde kayma	Kayma yok	1.167
	Düşük	1.066
	Yüksek	1.070
	Birleşik	1.177

(Devam ediyor)

Tablo 12 (Devam)

Kestirilen 'b' Parametrelerinin Standart Hata Ortalama Değerleri

Varyans Kaynakları*			Standart Hata Değeri
Yöntem x b parametresinde kayma	Kayma yok	H	1.184
		SL	1.174
		OO	1.036
		OS	1.277
	Düşük	H	.837
		SL	1.141
		OO	1.055
		OS	1.232
	Yüksek	H	.870
		SL	1.155
		OO	1.030
		OS	1.228
	Birleşik	H	1.060
		SL	1.237
		OO	1.216
		OS	1.195

$p < .05$ ve $\eta^2 \geq .06$

Yukarıda sunulan varyans kaynaklarından '*Yöntem'* temel etkisine ilişkin ilişkin Tukey LSD bulguları Tablo 13'te sunulmuştur.

Tablo 13

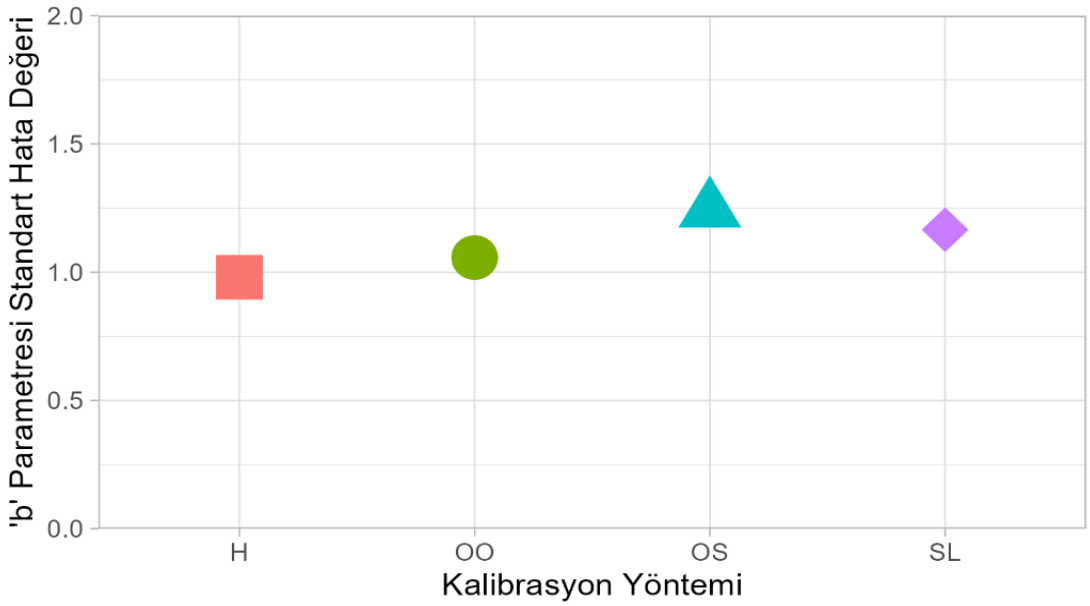
'*b' Parametresine İlişkin Standart Hata Değerleri ile Kullanılan Eşitleme Yöntemine göre İkili Karşılaştırma Bulguları*

Kalibrasyon Yöntemi	Fark	Standart hata	t (Tukey)
OO- H	.077		2.992*
OS- H	.261		10.169*
SL- H	.185	.025	7.200*
OS- OO	.184		7.177 *
SL- OO	.108		4.208 *
SL- OS	.076		-2.969*

$p < .05$

Tablo 13 incelendiğinde, her bir yöntem için yapılan ikili karşılaştırmalar sonucunda, b parametresine ilişkin standart hata değerleri üzerinde yöntemler arasında manidar farklılıklar olduğuna ulaşılmıştır ($p < .05$). OO yöntemi OS ve SL yöntemine göre; H yöntemi OO, OS ve SL yöntemine göre; SL yöntemi ise OS yöntemine göre daha

düşük standart hata değerleri üretmiştir. *'Yöntem'* temel etkisinden elde edilen OHKK ortalama değerlerine ilişkin grafik Şekil 9'da sunulmuştur.



Şekil 9. 'Yöntem' Temel Etkisi için Standart Hata Değerleri

Şekil 9 incelendiğinde, b parametresine ilişkin standart hata ortalama değerlerinin yüksekten düşüğe sırasıyla OS, SL, OO ve H yöntemleriyle elde edildiğine ulaşılmıştır. Elde edilen bu bulgular, kestirilen a parametresine ilişkin yöntemlere göre elde edilen hata değerleriyle karşılaştırıldığında, H ve OO yöntemlerinin MPK bulunması halinde a parametresine ilişkin kestirimlerde oldukça hassas olduğu; ancak kestirilen b parametresinde daha iyi performans gösterdiği yorumu yapılabilir. Benzer durum SL ve OS için de geçerli görünmektedir. Elde edilen bu bulgular Hu ve diğerlerinin (2008) çalışmalarında elde edilen bulgular ile tutarlılık gösterirken; b parametresinde kayma olduğunda en düşük hataların OO yöntemiyle elde edildiğine ulaşan Gök ve Kelecioğlu (2014)'nun çalışmasından farklılaşmaktadır. 'b' parametresine ilişkin standart hata değerleri üzerinde manidar etkiye sahip olan bir diğer varyans kaynağı *'Yetenek dağılımı'* için Tukey LSD testi bulguları Tablo 14'de sunulmuştur.

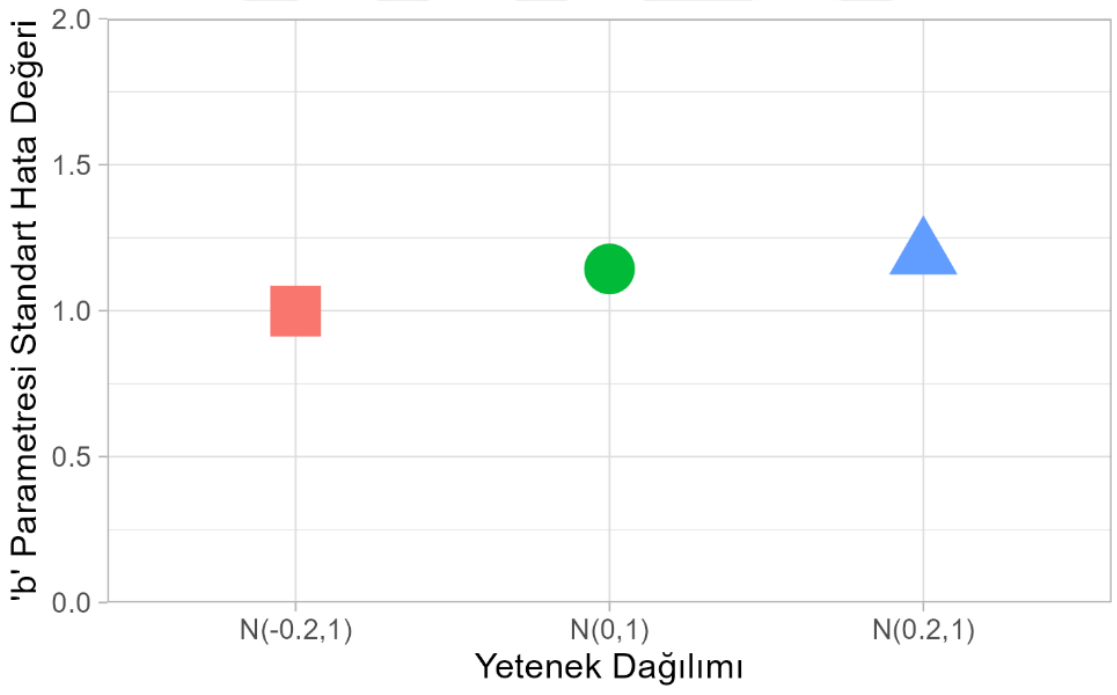
Tablo 14

'b' Parametresine İlişkin Standart Hata Değeri ile Yetenek Dağılımına göre İkili Karşılaştırma Bulguları

MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
N(0,1)- N(-.2,1)	.144		6.146*
N(.2,1)- N(-.2,1)	.192	.023	8.217*
N(.2,1)- N(0,1)	.048		2.071

*$p<.05$

Tablo 14 incelendiğinde, N(0,1)- N(-.2,1) (t=6.146; $p<.05$) ve N(.2,1)- N(-.2,1) (t=8.217; $p<.05$) ikili karşılaştırmaları arasında manidar bir farklılaşma olduğuna ulaşılmıştır. Elde edilen bu bulgular Hu ve diğerleri (2008) ile Jurich ve diğerlerinin (2012) çalışmalarından elde edilen bulgular ile tutarlılık göstermektedir. N(0,1) yetenek dağılımının N(-.2,1) dağılımına göre; N(.2,1) yetenek dağılımının ise N(-.2,1) dağılımına göre daha yüksek standart hata değerleri ürettiğine ulaşılmıştır. Yetenek dağılımların elde edilen standart hata ortalama değerlerine ilişkin grafik ise Şekil 10'da sunulmuştur.



Şekil 10. 'Yetenek Dağılımı' Temel Etkisi için Standart Hata Değerleri

Şekil 10 incelendiğinde, b parametresine ilişkin standart hata değerlerinin büyükten küçüğe sırasıyla N(.2,1), N(0,1) ve N(-.2,1) dağılımları ile üretildiği bulunmuştur. 'b' parametresine ilişkin standart hata değerleri üzerinde manidar etkiye

sahip olan bir diğer varyans kaynağı *'b parametresinde kayma'* temel etkisi için Tukey LSD testi bulguları Tablo 15'te sunulmuştur.

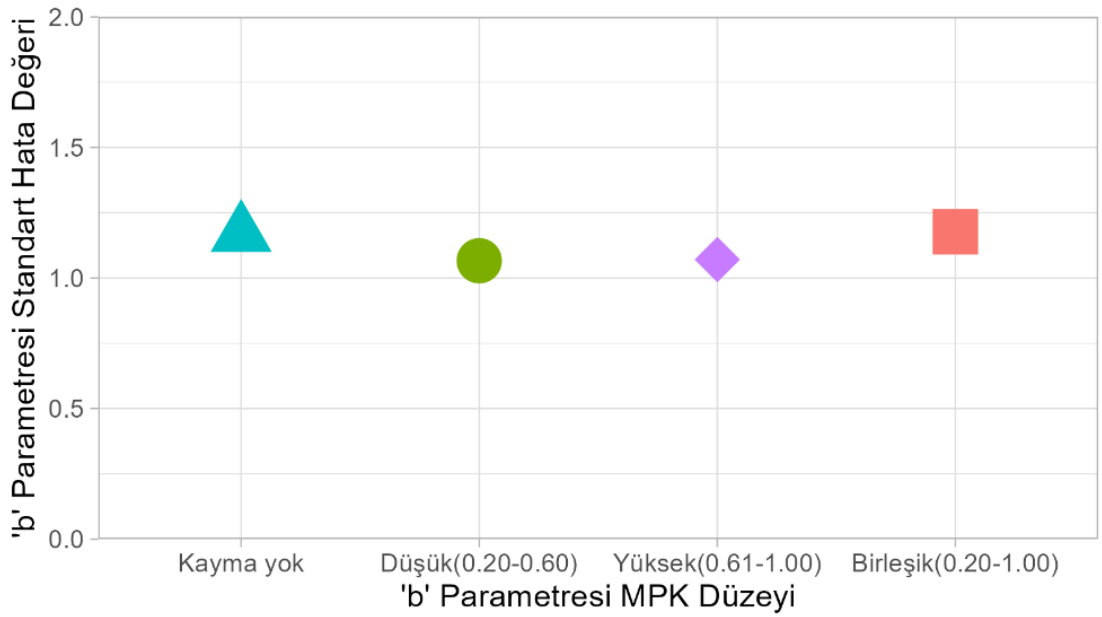
Tablo 15

'b' Parametresine İlişkin Standart Hata Değerleri ile b Parametresinde Kayma Düzeyine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
Düşük- Birleşik	-.110		-2.937*
Kayma yok- Birleşik	-.009	.037	-.247
Yüksek- Birleşik	-.106		-2.815*
Kayma yok- Düşük	.101		3.908*
Yüksek- Düşük	.004	.026	.173
Yüksek- Kayma yok	-.097		-3.731*

**p<.05*

Tablo 15 incelendiğinde, b parametresinde kayma düzeylerine ilişkin yapılan ikili karşılaştırmalar sonucunda, kaymanın düşük-birleşik (t=-2.937; $p<.05$), yüksek-birleşik (t=-2.815; $p<.05$), kayma yok-düşük (t=3.908; $p<.05$) ve yüksek-kayma yok (t=-3.731; $p<.05$) olduğu karşılaştırmalarda manidar farklılıklar bulunduğuna ulaşılmıştır. 'b' parametresindeki MPK düzeylerinden elde edilen standart hata ortalama değerlerine ilişkin grafik Şekil 11'de sunulmuştur.



Şekil 11. 'b Parametresinde Kayma' Temel Etkisi için Standart Hata Değerleri

Şekil 11 incelendiğinde, b parametresindeki MPK düzeyinin düşük olduğu koşullarda, yüksek olduğu koşula göre standart hata değerlerinin daha düşük olduğuna ulaşılmıştır. Elde edilen bu bulgular, Han (2008) ile Huang ve Shyu (2003)'un çalışmalarından elde edilen bulgular ile tutarlılık göstermektedir. 'b' parametresine ilişkin standart hata değerleri üzerinde manidar etkiye sahip olan bir diğer varyans kaynağı olan *'Yöntem x b parametresinde kayma'* ikili etkileşimsel etkisi için Tukey LSD testi bulguları Tablo 16'da sunulmuştur.

Tablo 16

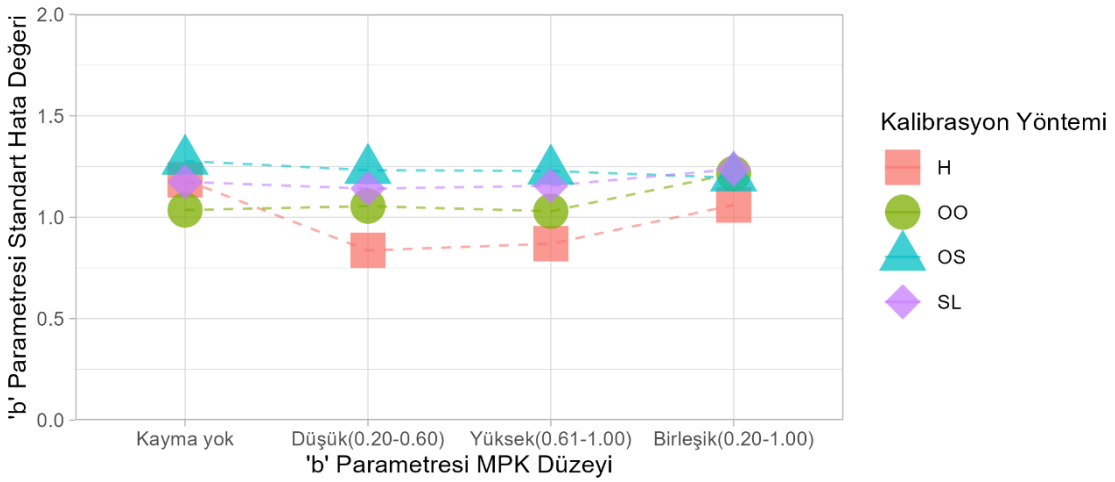
'b' Parametresine İlişkin Standart Hata Değerlerinin 'Yöntem x b parametresinde kayma' ikili etkileşim etkisine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

Kalibrasyon Yöntemi	MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
H	Birleşik- Düşük	.223		3.700*
	Birleşik- Kayma yok	-.123	.060	-2.078
	Birleşik- Yüksek	.190		3.154*
	Düşük- Kayma Yok	-.347		-8.345*
	Düşük- Yüksek	-.033	.042	-.773
	Kayma yok- Yüksek	.314		7.552*
SL	Birleşik- Düşük	.096		1.591
	Birleşik- Kayma yok	.062	.060	1.054
	Birleşik- Yüksek	.081		1.354
	Düşük- Kayma Yok	-.033		-.798
	Düşük- Yüksek	-.014	.042	-.335
	Kayma yok- Yüksek	.018		.454
OO	Birleşik- Düşük	.161		2.666*
	Birleşik- Kayma yok	.180	.060	3.022*
	Birleşik- Yüksek	.186		3.080*
	Düşük- Kayma Yok	.019		.461
	Düşük- Yüksek	.024	.042	.585
	Kayma yok- Yüksek	.005		.139
OS	Birleşik- Düşük	-.037		-.617
	Birleşik- Kayma yok	-.082	.060	-1.382
	Birleşik- Yüksek	-.033		-.553
	Düşük- Kayma Yok	-.045		-1.085
	Düşük- Yüksek	.003	.042	.090
	Kayma yok- Yüksek	.049		1.177

$*p<.05$

Tablo 16 incelendiğinde, eşitlemede kullanılan kalibrasyon yöntemi ve b parametresinde kayma düzeyi için yalnızca H ve OO yönteminin bazı koşullarında manidar farklılıklar bulunmuştur ($p<.05$). H yöntemi için b parametresindeki Birleşik-

Düşük (t=3.700; p<.05), Birleşik- Yüksek (t=3.154; p<.05), Düşük- Kayma yok (t=-8.345; p<.05) ve Kayma Yok- Yüksek (t=7.552; p<.05) etkileri için standart hata değerleri arasında manidar farklılıklar bulunurken; OO yöntemi için a parametresindeki Birleşik- Düşük (t=2.666; p<.05), Birleşik- Kayma yok (t=3.022; p<.05) ve Birleşik-Yüksek (t=3.080; p<.05) kayma düzeyleri için standart hata değerleri arasında manidar farklılıklar bulunmuştur. '*Yöntem x b parametresinde kayma'* ikili etkileşim etkisinden elde edilen standart hata ortalama değerlerine ilişkin grafik Şekil 12'de sunulmuştur.



Şekil 12. 'Yöntem x b Parametresinde Kayma' İkili Etkileşimsel Etkisi için Standart Hata Değerleri

Şekil 12 incelendiğinde, b parametresine ilişkin standart hata ortalamalarının beklenen şekilde kaymanın olmadığı koşuldan yüksek düzeyde kayma olduğu koşula kadar paralel olarak artış gösterdiği yöntemler SL ve H olmuştur. MPK düzeyi arttıkça kestirilen parametre değerlerine ilişkin hata değerlerinin artması önceki çalışmalarda da ulaşılan bir bulgudur (Mutluer ve Çakan, 2023; Uysal ve diğerleri, 2022). OO yöntemine ilişkin elde edilen bulgular değerlendirildiğinde ise MPK düzeyinin düşük ve yüksek olduğu koşullarda elde edilen hata değerlerinin ters orantılı bir şekilde artıp azaldığı görülmektedir. Ancak Tablo 16'da görülebileceği gibi OO yöntemine ilişkin bu iki MPK düzeyi arasında manidar bir farklılık bulunmamaktadır.

MPK düzeyleri içerisinde değerlendirildiğinde, MPK oranının düşük ve yüksek olduğu koşullarda, en küçük hatayı H yönteminin; en yüksek hatayı ise OS yönteminin ürettiğine ulaşılmıştır. SL yönteminin b parametresinde kaymanın olduğu koşullarda daha kötü performans göstermiş olması Chen (2021)'in çalışmasında elde edilen bulgularla

benzerlik göstermektedir. OO yönteminin H yöntemine göre daha iyi performans göstermiş olması ise Han ve diğerlerinin (2012) çalışmasının bulguları ile tutarlılık göstermektedir. Ek olarak ilgili etkileşim karşılaştırmalarında, MPK'nin herhangi bir düzeyinde manidar fark bulunmayan SL ve OS yöntemine ilişkin elde edilen bulgular ile önceki bölümde kestirilen a parametresine ilişkin elde edilen standart hata bulgularının benzerlik gösterdiğine ulaşılmıştır.

'b' Parametresine İlişkin Elde Edilen Yanlılık Ortalama Değerleri Bulguları

Değişimlenen koşullar altında, b parametresine ilişkin yanlılık değerlerine göre elde edilen faktöriyel ANOVA bulguları incelendiğinde, '*Yöntem'* dışındaki *'MPK oranı', 'Yetenek dağılımı', 'a parametresinde kayma'* ve *'b parametresinde kayma'* varyans kaynaklarının tamamının temel etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır ($p<.05$). Buna göre '*Yetenek dağılımı'* temel etkisinin manidar ve en yüksek düzeyde etkiye sahip ($F(2, 200)= 774.554$, $p<.05$, $\eta^2=.48$) olduğu bulunmuştur. *'Yetenek dağılımı'* ile ikili etkileşimler incelendiğinde ise *'MPK oranı x Yetenek dağılımı'* ($F(4, 200)= 26.503$, $p<.05$, $\eta^2=.03$)*, 'Yetenek dağılımı x a parametresinde kayma'*($F(6, 200)= 16.092$, $p<.05$, $\eta^2=.00$) ve *'Yetenek dağılımı x b parametresinde kayma'*($F(6, 200)= 106.028$, $p<.05$, $\eta^2=.20$) ikili etkileşimlerinin manidar ve sırasıyla düşük, düşük ve yüksek düzeyde etki büyüklüğüne sahip olduğuna ulaşılmıştır. Ek olarak, *'b parametresinde kayma'* temel etkisinin de manidar ve yüksek düzeyde etki büyüklüğüne sahip olduğuna ulaşılmıştır ($F(3, 200)= 85.669$, $p<.05$, $\eta^2=.08$). Elde edilen bulgularda, yetenek dağılımının eşitleme hataları üzerinde manidar ve yüksek düzeyde etki büyüklüğüne sahip olması önceki çalışmaların bulgularıyla da benzerlik göstermektedir (Babcock ve Albano, 2012; Chen, 2013; Hu ve diğerleri, 2008; Risk, 2016). İlgili varyans kaynaklarına ilişkin ortalama yanlılık değerleri Tablo 17'de sunulmuştur.

Tablo 17

Kestirilen 'b' Parametrelerinin Yanlılık Ortalama Değerleri

Varyans Kaynakları*			Yanlılık
Yetenek Dağılımı		N(0,1)	.291
		N(.2,1)	.296
		N(-.2,1)	.620
b parametresinde kayma		Kayma yok	.328
		Düşük	.384
		Yüksek	.502
		Birleşik	.405
Yetenek x b parametresinde kayma	N(0,1)	Kayma yok	.181
		Düşük	.270
		Yüksek	.434
		Birleşik	.301
	N(.2,1)	Kayma yok	.406
		Düşük	.265
		Yüksek	.228
		Birleşik	.233
	N(-.2,1)	Kayma yok	.399
		Düşük	.618
		Yüksek	.847
		Birleşik	.684

**p <.05 ve $\eta^2 \geq .06$*

İncelenen varyans kaynaklarından biri olan '*Yetenek dağılımı'* temel etkisinin ikili karşılaştırmalarına ilişkin elde edilen Tukey LSD testi bulguları Tablo 18'de sunulmuştur.

Tablo 18

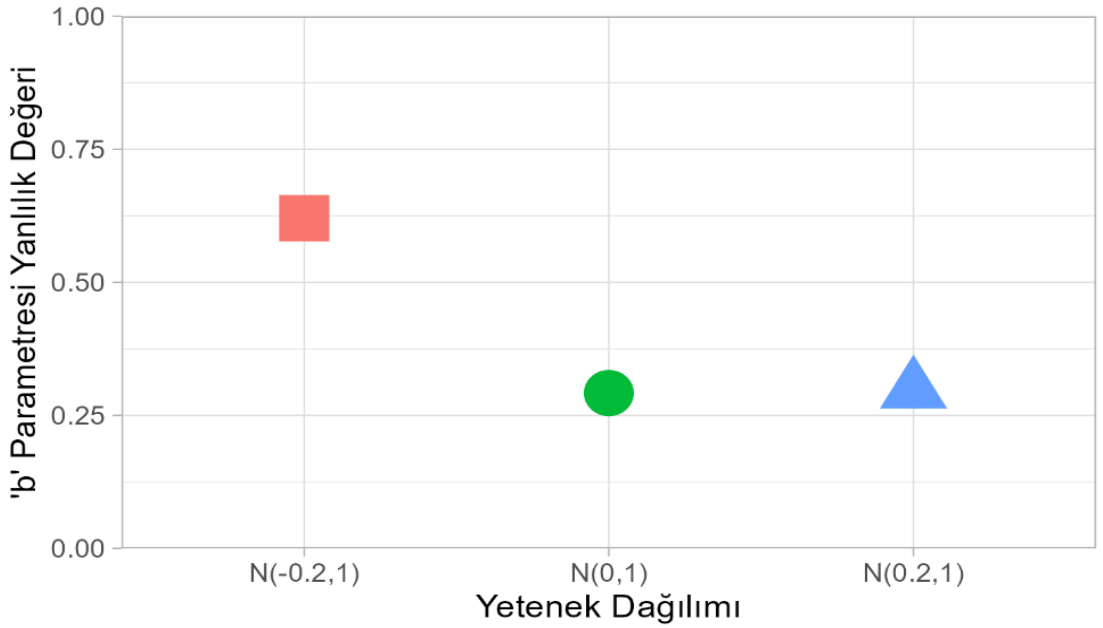
'b' Parametresine İlişkin Yanlılık Değerleri ile Yetenek Dağılımına göre İkili Karşılaştırma Bulguları

MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
N(0,1)- N(-.2,1)	-.328		-16.379*
N(.2,1)- N(-.2,1)	-.323	.020	-16.151*
N(.2,1)- N(0,1)	.004		.228

**p<.05*

Tablo 18 incelendiğinde, N(0,1)- N(-.2,1) (*t*=-16.379; *p<.05*) ve N(.2,1)- N(-.2,1) (*t*=-16.151; *p<.05*) ikili karşılaştırmaları arasında manidar bir farklılaşma olduğuna ulaşılmıştır. N(0,1) yetenek dağılımının N(-.2,1) dağılımına göre; N(.2,1) yetenek dağılımının ise N(-.2,1) dağılımına göre daha düşük yanlılık değerleri ürettiğine

ulaşılmıştır. '*Yetenek dağılımı'* temel etkisiyle elde edilen yanlılık ortalama değerlerine ilişkin grafik Şekil 13'te sunulmuştur.



Şekil 13. 'Yetenek Dağılımı' Temel Etkisi için Yanlılık Değerleri

Yetenek dağılımına göre b parametresine ilişkin ortalama yanlılık değerlerini sunan Şekil 13 incelendiğinde, hataların en küçükten en büyüğe N(0,1), N(.2,1) ve N(-.2,1) dağılımları ile üretildiğine ulaşılmıştır. Buna göre eşitlenen test formlarının uygulandığı grupların yetenek dağılımlarının benzer olması halinde yanlılık değerlerinin daha düşük çıktığı yorumunu yapmak mümkündür. 'b' parametresine ilişkin yanlılık değerleri üzerinde manidar temel etkiye sahip olan *'b parametresinde kayma düzeyi'* için yapılan Tukey LSD testi bulguları Tablo 19'da sunulmuştur.

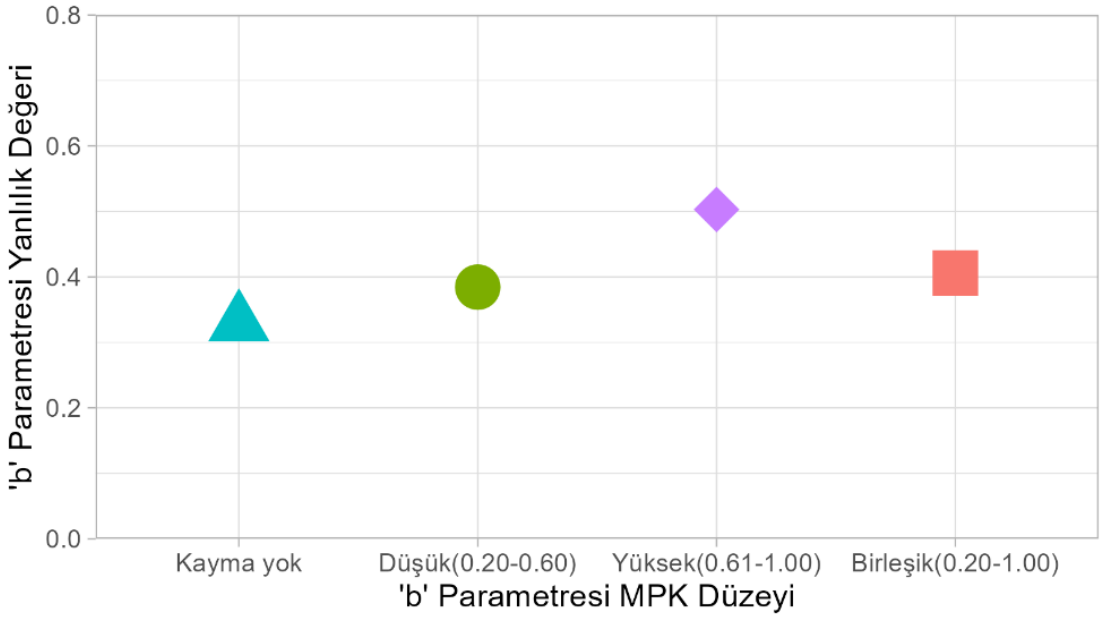
Tablo 19

'b' Parametresine İlişkin Yanlılık Değerleri ile b Parametresinde Kayma Düzeyine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
Düşük- Birleşik	-.021		-.534
Kayma yok- Birleşik	-.077	.040	-1.938
Yüksek- Birleşik	.096		2.400
Kayma yok- Düşük	-.055		-2.003
Yüksek- Düşük	.118	.028	4.148*
Yüksek- Kayma yok	.174		6.259*

**p<.05*

Tablo 19 incelendiğinde, b parametresine göre MPK düzeylerine ilişkin ikili karşılaştırmalar sonucunda, kaymanın yüksek- düşük (t=-0.236; $p<.05$) ve yüksek-kayma yok (t=3.835; $p<.05$) olduğu karşılaştırmalarda manidar ve kaymanın olmadığı koşulun lehine farklılıklar olduğuna ulaşılmıştır. Buna göre, MPK düzeyinin yüksek olduğu durumlardaki yanlılık değeri kaymanın olmadığı ya da düşük düzeyde olduğu durumlara göre daha yüksek bulunmuştur. '*b parametresindeki kayma*' temel etkisinden elde edilen MPK ortalama yanlılık değerlerine ilişkin grafik Şekil 14'te sunulmuştur.



Şekil 14. 'b Parametresinde Kayma' Temel Etkisi için Yanlılık Değerleri

Şekil 14 incelendiğinde, beklenildiği şekilde kaymanın olmadığı koşullarda b parametresine ilişkin yanlılık ortalama değerinin daha düşük olduğuna; düşük ve yüksek düzeyde kaymanın olduğu koşullarda ise paralel şekilde hata ortalamasının arttığına ulaşılmıştır. Elde edilen bulgular önceki çalışmalarla da benzerlik göstermektedir (Huang ve Shyu, 2003; Li, 2018; Risk, 2016; Kopp ve Jones, 2020). Birleşik düzeyde ise kestirilen a parametresi hata değerlerine ilişkin elde edilen bulgulara benzer şekilde, yüksek düzeyde kaymanın olduğu koşula göre daha düşük hata değerleri elde edilmiştir. Ancak Tablo 19 incelendiğinde, elde edilen bu farkın manidar olmadığına ulaşılmıştır. 'b' parametresine ilişkin yanlılık değerleri üzerinde manidar ikili etkişimsel etkiye sahip olan *'Yöntem x b parametresinde kayma'* için yapılan Tukey LSD testi bulguları Tablo 20'de sunulmuştur.

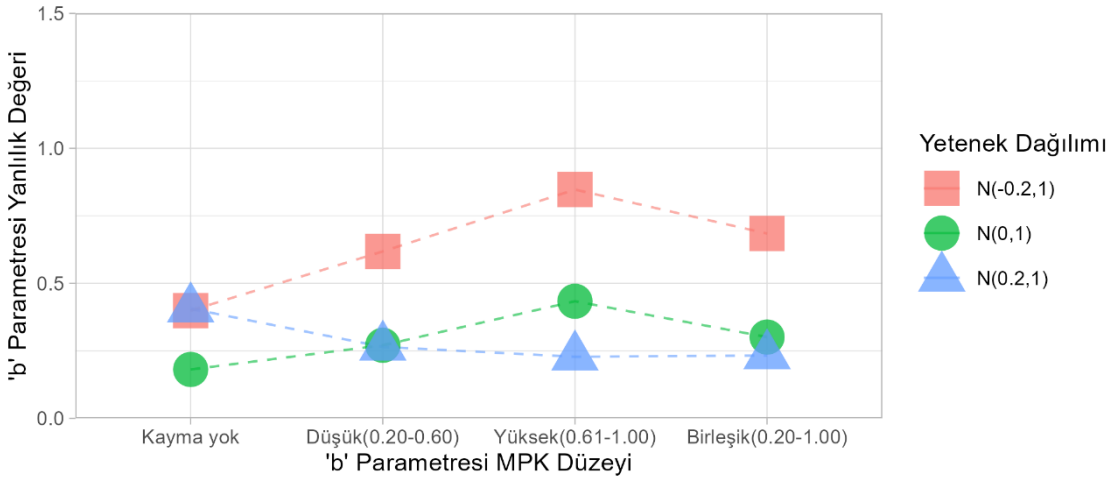
Tablo 20

'b' Parametresine İlişkin Yanlılık Değerlerinin 'Yetenek dağılımı x b Parametresinde Kayma' İkili Etkileşim Etkisine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

Yetenek Dağılımı	MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
N(0,1)	Birleşik- Düşük	.030		.944
	Birleşik- Kayma yok	-.173	.032	-5.445*
	Birleşik- Yüksek	.004		.144
	Düşük- Kayma Yok	-.141		-6.364*
	Düşük- Yüksek	.036	.022	1.604
	Kayma yok- Yüksek	.178		8.010*
N(.2,1)	Birleşik- Düşük	-.031		-.990
	Birleşik- Kayma yok	-.173	.032	-5.445*
	Birleşik- Yüksek	.004		.144
	Düşük- Kayma Yok	-.141		-6.364*
	Düşük- Yüksek	.036	.022	1.604
	Kayma yok- Yüksek	.178		8.010*
N(-.2,1)	Birleşik- Düşük	.066		2.051
	Birleşik- Kayma yok	.285	.032	8.961*
	Birleşik- Yüksek	-.162		-5.048*
	Düşük- Kayma Yok	.219		9.862*
	Düşük- Yüksek	-.228	.022	-10.040*
	Kayma yok- Yüksek	-.448		-20.163*

**p<.05*

Tablo 20 incelendiğinde, yetenek dağılımı ve MPK düzeyi için b parametresi yanlılık ortalama değerleri üzerinde N(0,1) dağılımı için Birleşik – Kayma yok (*t*=-5.445; *p<.05*), Düşük- Kayma yok (*t*=-6.364; *p<.05*) ve Kayma yok- Yüksek (*t*= 8.010; *p<.05*); N(.2,1) dağılımı için Birleşik-Kayma yok (*t*=-5.445; *p<.05*), Düşük- Kayma yok (*t*=-6.364; *p<.05*) ve Kayma yok- Yüksek (*t*=8.010; *p<.05*); N(-.2,1) dağılımı için Birleşik-Kayma yok (*t*=8.961; *p<.05*), Birleşik- Yüksek (*t*=-5.048; *p<.05*), Düşük- Kayma yok (*t*=9.862; *p<.05*), Düşük- Yüksek (*t*=--10.040; *p<.05*) ve Kayma yok- Yüksek (*t*=-20.163; *p<.05*) düzeyleri arasında manidar farklılıklar bulunmuştur. *'Yetenek dağılımı x b parametresinde kayma'* ikili etkileşimsel etkisinden elde edilen yanlılık ortalama değerlerine ilişkin grafik Şekil 15'te sunulmuştur.



Şekil 15. 'Yetenek dağılımı x b parametresinde kayma' İkili Etkileşimsel Etkisi için Yanlılık Değerleri

Şekil 15 incelendiğinde, N(0,1) ile N(-.2,1) yetenek dağılımları için MPK düzeylerindeki yanlılık değerlerinin benzer bir örüntü içerisinde artış gösterdiği görülmektedir. İlgili iki yetenek dağılımı üzerinden elde edilen bulgular, kaymanın bulunmadığı durumlarda en düşük hataların elde edildiğini göstermektedir. Öte yandan N(.2,1) dağılımında, diğer dağılımların tersine bir şekilde yanlılık değerlerinde artış ve azalmaların olduğuna ulaşılırken; en yüksek hata oranlarının ise N(-.2,1) dağılımında üretildiğine ulaşılmıştır. Elde edilen bu bulgu, b parametresine ilişkin ortalama standart hata değerleri bulgularıyla da benzerlik göstermektedir.

'b' Parametresine İlişkin Elde Edilen OHKK Ortalama Değerleri Bulguları

Değişimlenen koşullar altında, b parametresine ilişkin OHKK değerlerine göre elde edilen faktöriyel ANOVA bulguları incelendiğinde, kullanılan '*Yöntem', 'MPK Oranı', 'Yetenek dağılımı', 'a parametresinde kayma'* ve *'b parametresinde kayma'* varyans kaynaklarının temel etkiye sahip olduğuna ulaşılırken; ikili etkileşimler incelendiğinde, '*Yöntem x MPK Oranı', 'MPK Oranı x Yetenek dağılımı', 'Yöntem x a parametresinde kayma', 'Yöntem x b parametresinde kayma', 'MPK Oranı x b parametresinde kayma', 'Yetenek dağılımı x a parametresinde kayma'* ve *'Yetenek dağılımı x b parametresinde kayma'*; üçlü etkileşimsel etkilerde ise yalnızca *'Yöntem x a parametresinde kayma x b parametresinde kayma'* etkilerinin manidar olduğuna ulaşılmıştır ($p<.05$). Ancak elde edilen bu etkilerin etki büyüklükleri incelendiğinde,

düzeylerinin değişkenlik gösterdiği bulunmuştur. Buna göre etki büyüklüğünün orta ve yüksek olduğu varyans kaynakları değerlendirildiğinde '*Yöntem'* temel etkisinin manidar ve en yüksek düzeyde etkiye sahip (F(3, 200)= 193.039, $p<.05$, $\eta^2=.27$) olduğuna ulaşılmıştır. İkili etkileşimsel etkiler incelendiğinde, '*Yöntem x b parametresinde kayma*' (F(9, 200)= 17.611, $p<.05$, $\eta^2=.07$) etkisinin manidar ve orta düzeyde olduğuna ulaşılmıştır. Literatür incelendiğinde, önceki çalışmalarda da MPK'nin bulunduğu durumlarda eşitlemede kullanılan kalibrasyon yöntemleri arasında manidar farklılık bulunduğuna ve yüksek düzeyde etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır (Arce- Ferrer ve Bulut, 2017; Chen, 2013; Li, 2008; Hu ve diğerleri, 2008; Chen, 2021; Lee ve Ban, 2009; Han ve diğerleri, 2012; Jurich ve diğerleri, 2012). İlgili varyans kaynaklarına ilişkin ortalama OHKK değerleri Tablo 21'de sunulmuştur.

Tablo 21

Kestirilen 'b' Parametrelerinin OHKK Ortalama Değerleri

Varyans Kaynakları*			OHKK
Yöntem		H	1.105
		SL	1.261
		OO	1.161
		OS	1.330
Yöntem x b parametresinde kayma	Kayma yok	H	1.250
		SL	1.250
		OO	1.120
		OS	1.350
	Düşük	H	.980
		SL	1.230
		OO	1.140
		OS	1.300
	Yüksek	H	1.060
		SL	1.290
		OO	1.180
		OS	1.350
	Birleşik	H	1.150
		SL	1.320
		OO	1.310
		OS	1.290

**$p<.05$ ve $\eta^2 \geq .06$*

Yukarıda sunulan varyans kaynaklarından biri olan '*Yöntem'* temel etkisinin ikili karşılaştırmalarına ilişkin elde edilen Tukey LSD testi bulguları ise Tablo 22'de sunulmuştur.

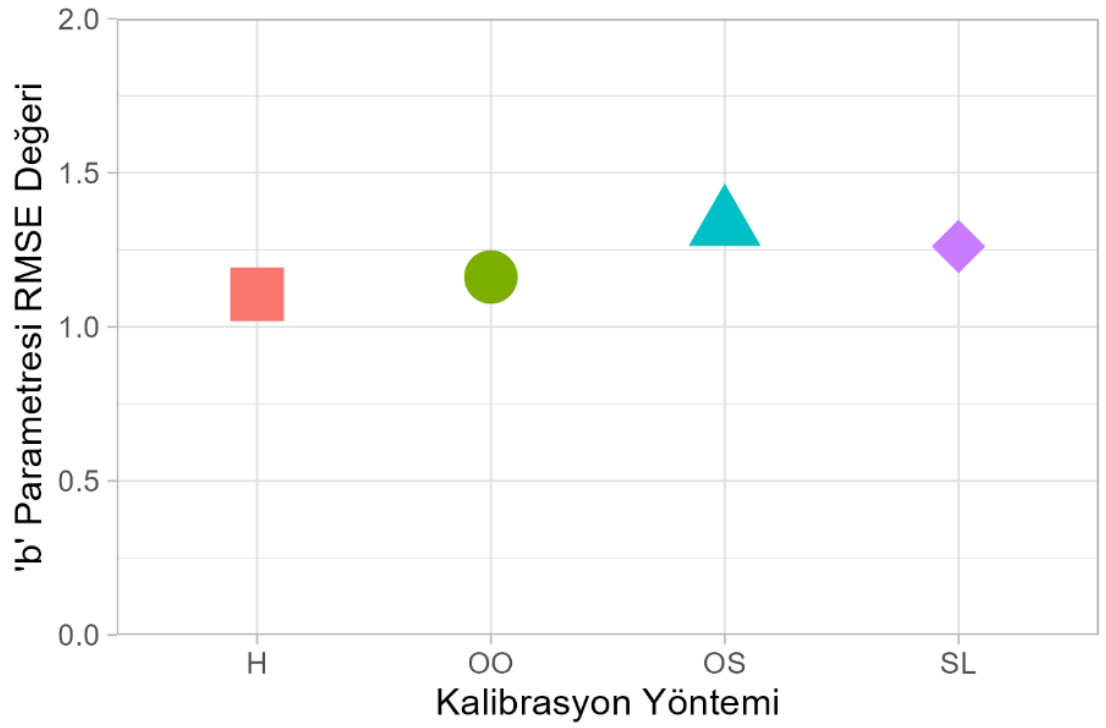
Tablo 22

'b' Parametresine İlişkin OHKK Değerleri ile Kullanılan Eşitleme Yöntemlerine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

Kalibrasyon Yöntemi	Fark	Standart hata	t (Tukey)
OO- H	.055	.020	2.694*
OS- H	.224		10.831*
SL- H	.155		7.495*
OS- OO	.168		8.138*
SL- OO	.099		4.801*
SL- OS	-.069		-3.336*

*$p<.05$

Tablo 22 incelendiğinde, her bir yöntem için yapılan ikili karşılaştırmalar sonucunda, b parametresine ilişkin ortalama OHKK değerleri üzerinde yöntemler arasında manidar farklılıklar olduğuna ulaşılmıştır ($p<.05$). OO yöntemi OS ve SL yöntemine göre; H yöntemi OO, OS ve SL yöntemine göre; SL yöntemi ise OS yöntemine göre daha düşük OHKK değerleri üretmiştir. '*Yöntem'* temel etkisinden elde edilen OHKK ortalama değerlerine ilişkin grafik ise Şekil 16'da sunulmuştur.



Şekil 16. 'Yöntem' Temel Etkisi için OHKK Değerleri

Şekil 16 incelendiğinde, b parametresine ilişkin OHKK ortalama değerlerinin yüksekten düşüğe sırasıyla OS, SL, OO ve H yöntemleriyle elde edildiğine ulaşılmıştır. Bu bağlamda, OS ve SL yöntemlerinin daha hassas olduğu yorumu yapılabilir. Yöntemlere ilişkin elde edilen bulgular literatürdeki bazı çalışmalar tarafından desteklenirken (Bock ve diğerleri, 1988; Han ve diğerleri, 2012; Lee ve Ban, 2009); bazı çalışmaların bulgularıyla farklılaşmaktadır (Chen, 2013; Chen, 2021; Setiawan, 2019). Öte yandan *yöntem* temel etkisine ilişkin elde edilen standart hata bulgularıyla tutarlı bulunmuştur. 'a' parametresine ilişkin OHKK değerleri üzerinde manidar temel etkiye sahip olan bir diğer varyans kaynağı *'Yöntem x b parametresinde kayma'* etkisi için Tukey LSD testi bulguları Tablo 23'te sunulmuştur.

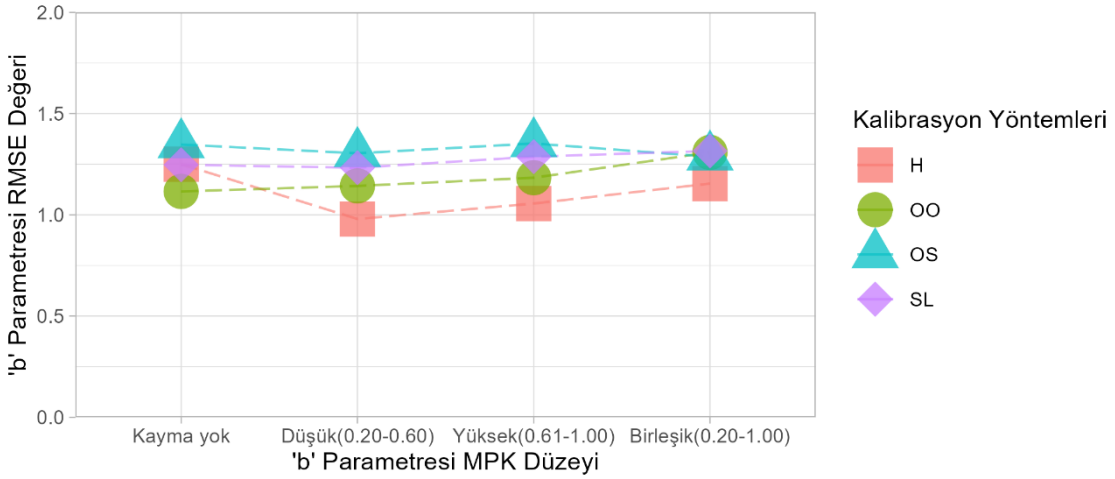
Tablo 23

'b' Parametresine İlişkin OHKK Değerlerinin 'Yöntem x b Parametresinde Kayma' İkili Etkileşim Etkisine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

Kalibrasyon Yöntemi	MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
H	Birleşik- Düşük	.174	.049	3.565*
	Birleşik- Kayma yok	-.095		-1.978
	Birleşik- Yüksek	.098		2.011
	Düşük- Kayma Yok	-.270	.034	-8.006*
	Düşük- Yüksek	-.076		-2.197
	Kayma yok- Yüksek	.194		5.752*
SL	Birleşik- Düşük	.082	.049	1.690
	Birleşik- Kayma yok	.068		1.415
	Birleşik- Yüksek	.028		.581
	Düşük- Kayma Yok	-.014	.034	-.424
	Düşük- Yüksek	-.054		-1.569
	Kayma yok- Yüksek	-.040		-1.185
OO	Birleşik- Düşük	.165	.049	3.373*
	Birleşik- Kayma yok	.192		3.981*
	Birleşik- Yüksek	.125		2.550
	Düşük- Kayma Yok	.027	.034	.809
	Düşük- Yüksek	-.040		-1.164
	Kayma yok- Yüksek	-.067		-2.004
OS	Birleşik- Düşük	-.017	.049	-.350
	Birleşik- Kayma yok	-.060		-1.248
	Birleşik- Yüksek	-.065		-1.341
	Düşük- Kayma Yok	-.043	.034	-1.280
	Düşük- Yüksek	-.048		-1.401
	Kayma yok- Yüksek	-.005		-.158

*$p<.05$

Tablo 23 incelendiğinde, test eşitlemede kullanılan kalibrasyon yöntemi ve b parametresinde kayma düzeyi için yalnızca H ve OO yönteminin bazı koşullarında manidar farklılıklar bulunmuştur *(p<.05)*. H yöntemi için b parametresindeki Bileşik-Düşük (*t*=3.565; *p<.05*), Düşük- Kayma yok (*t*=-8.006; *p<.05*) ve Kayma Yok- Yüksek (*t*=5.752; *p<.05*) karşılaştırmalarda OHKK değerleri arasında manidar farklılıklar bulunurken; OO yöntemi için a parametresindeki Bileşik- Düşük (*t*=-3.373; *p<.05*) ve Birleşik- Kayma yok (*t*=3.981; *p<.05*) MPK düzeyleri için OHKK değerleri arasında manidar farklılıklar bulunmuştur. '*Yöntem x b parametresinde kayma*' ikili etkileşim etkisinden elde edilen OHKK ortalama değerlerine ilişkin grafik Şekil 17'de sunulmuştur.



Şekil 17. 'Yöntem x b Parametresinde Kayma' İkili Etkileşim için OHKK Değerleri

Şekil 17 incelendiğinde, b parametresine ilişkin OHKK ortalamalarının beklenen şekilde kaymanın olmadığı koşuldan yüksek düzeyde olduğu kayma koşuluna kadar paralel şekilde artış gösterdiği tek yöntem OO yöntemi olmuştur. Tüm yöntemlerin ortak noktası, MPK düzeyinin düşük olduğu koşullarda hatanın MPK düzeyinin yüksek olduğu koşullara göre daha düşük olmasıdır. Elde edilen bu bulgu literatürdeki diğer çalışmalarla da desteklenmektedir (Han, 2008; Kopp ve Jones, 2020; Li, 2012; Risk, 2016). Öte yandan MPK düzeyleri kendi içerisinde değerlendirildiğinde, MPK oranının hem düşük hem de yüksek olduğu koşullarda, en küçük hatayı H yöntemi, en yüksek hatayı OS yönteminin ürettiğine ulaşılmıştır. H yöntemine ilişkin elde edilen bu bulgu, Lee ve Ban (2009)'nın bulguları ile tutarlılık gösterirken; OS yöntemi için elde edilen bulgular Hu ve diğerleri (2008) tarafından yürütülen çalışmanın bulgularıyla benzerlik göstermektedir.

Araştırmanın birinci alt probleminin ikinci bölümü kapsamında kestirilen b parametresine ilişkin elde edilen bulgular genel olarak değerlendirildiğinde, standart hata ve OHKK değerleri için faktöriyel ANOVA bulguları sonucunda anlamlı ve en yüksek etkiye sahip varyans kaynağı olarak *'Yöntem'* temel etkisi bulunmuştur (Cohen, 1988). Buna göre a parametresine ilişkin bulgulara benzer şekilde tüm yöntemler arasında anlamlı farklılıklar elde edilirken; en yüksek hata değerleri OS; en düşük hata değerleri ise H yöntemiyle elde edilmiştir. Bu bağlamda, a parametresinin kestirilmesinde OS yönteminin; b parametresinin kestirilmesinde ise H yönteminin daha iyi bir performans gösterdiği yorumu yapılabilir. Literatür incelendiğinde ise H yönteminin daha iyi performans gösterdiğine ulaşan ilgili çalışmaların yer aldığına ulaşılmıştır (Hanson ve Beguin 2002; Karkee ve Wright, 2004; Keller ve Keller, 2011; Kim ve Lee, 2006; Kolen ve Brennan, 1995; Petersen ve diğerleri, 1983). Standart hata ve yanlılık değeri için etki büyüklüğü yüksek olan bir diğer ortak varyans kaynağı *'yetenek dağılımı'*dır. Bu bağlamda, kestirilen b parametrelerine ilişkin hata değerlerinin kestirilen a parametrelerine kıyasla yetenek dağılımından daha çok etkilendiği yorumu yapılabilir. Yetenek dağılımının anlamlı bir etkiye sahip olması bulgusu ise literatürdeki çalışmalardan elde edilen bulgular ile tutarlılık göstermektedir (Babcock ve Albano, 2012; Chen, 2013; Hu ve diğerleri, 2008; Risk, 2016).

Kestirilen b parametresi standart hata değerleri üzerinde yüksek düzeyde temel etkiye sahip bir diğer varyans kaynağı olarak *'b parametresinde kayma düzeyi'* bulunmuştur. Elde edilen standart hata ortalama değerleri incelendiğinde ise Han (2008) ile Huang ve Shyu (2003)'un çalışmalarından elde edilen bulgulara benzer şekilde MPK düzeyi arttıkça hata değerlerinin arttığına ulaşılmıştır. Standart hata ve OHKK değerleri üzerinde anlamlı etkiye sahip olan 'Yöntem x b parametresinde kayma' ikili etkileşimsel etkisi sonucunda ise SL ve OS yöntemleri için anlamlı farklılıklar bulunamazken; kaymanın olmadığı koşuldan yüksek düzeyde kaymanın bulunduğu koşula kadar paralel olarak hataların artış gösterdiği yöntemler SL ve H olmuştur. MPK düzeyi arttıkça kestirilen parametre değerlerine ilişkin hata değerlerinin artması önceki çalışmalarda da ulaşılan bir bulgudur (Han, 2008; Kopp ve Jones, 2020; Li, 2012; Mutluer ve Çakan, 2023; Risk, 2016; Uysal ve diğerleri, 2022). OO yöntemi için değerlendirildiğinde ise kaymanın olmadığı ve düşük düzeyde olduğu koşullar arasında anlamlı bir farklılaşmanın olmadığına ulaşılmıştır. Buna göre SL, OO ve OS yöntemlerinin MPK'ye karşı daha dirençli olduğu söylenebilir.

Değişimlenen Koşullar Altında Elde Edilen Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Standart Hata, Yanlılık ve OHKK Ortalama Değerlerinin İncelenmesi

Araştırmanın ikinci alt problemi kapsamında, MTK'ye dayalı eşitlemedeki farklı kalibrasyon yöntemleriyle (H, SL, OO, OS) elde edilen eşitlemenin A ve B sabitinin, 4 MPK'li madde oranı (%0, %25, %50, %75), 10 MPK türü ("a", "b", "axb" parametresinde kayma ve düzeyleri) ve 3 yetenek dağılımı (N(-.2,1),N(0,1), N(.2,1) olmak üzere değişimlenen koşullar altında eşitleme hataları bağlamında incelenmesi amaçlanmıştır. Bu kapsamda elde edilen bulgular eşitlemenin A ve B sabiti için ayrı alt başlıklar halinde sunulmuştur.

A Sabitine İlişkin Elde Edilen Standart Hata Ortalama Değerleri Bulguları

Değişimlenen koşullar altında, A sabitine ilişkin ortalama standart hata değerlerine göre elde edilen faktöriyel ANOVA bulguları incelendiğinde, kullanılan '*Yöntem', 'MPK oranı', 'a parametresinde kayma'* ve *'b parametresinde kayma'* varyans kaynaklarının manidar temel etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır ($p<.05$). Ancak bu etkilerin, etki büyüklüğü değerlendirildiğinde, yalnızca *'Yöntem'* ($F(3, 200)= 125.755$, $p<.05$, $\eta^2=.334$) etkisinin yüksek düzeyde olduğu, diğerlerinin ise düşük düzeyde etki büyüklüğüne sahip olduğu bulunmuştur. Yöntem etkisine ilişkin elde edilen bu bulgu, önceki çalışmalarla da benzerlik göstermektedir (Chen, 2021; Han, 2012; Lee ve Ban, 2009; Setiawan, 2019; Yurtçu ve Güzeller, 2018). *'Yöntem'* ile ikili etkileşimler incelendiğinde, '*Yöntem x a parametresinde kayma'* ($F(9, 200)=9.424$, $p<.05$, $\eta^2=.037$) ve '*Yöntem x b parametresinde kayma*' ($F(9, 200)= 5.360$, $p<.05$, $\eta^2=.048$) ikili etkileşimlerinin manidar fakat düşük düzeyde etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır. Üçlü etkileşim etkileri arasından ise yalnızca *'Yöntem x MPK oranı x a parametresinde kayma'* etkisinin manidar ve düşük düzeyde etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır ($F(18, 200)= 3.042$, $p<.05$, $\eta^2=.055$). İlgili varyans kaynağına ilişkin ortalama standart hata değerleri 24'te sunulmuştur.

Tablo 24

A Sabitine İlişkin Standart Hata Ortalama Değerleri

Varyans Kaynağı*		Standart Hata Değeri
Yöntem	H	.765
	SL	.935
	OO	.845
	OS	1.001

$*p < .05$ ve $\eta^2 \geq .06$

Yukarıda sunulan '*Yöntem'* temel etkisinin ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey LSD testi bulguları Tablo 25'te sunulmuştur.

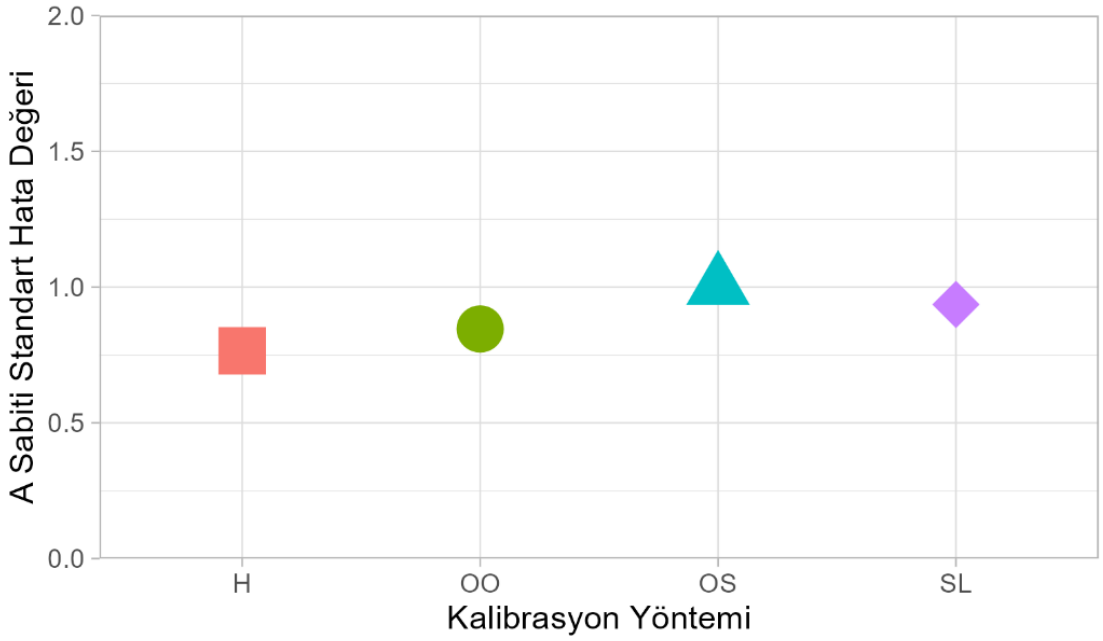
Tablo 25

A Sabitine İlişkin Standart Hata Değerleri ile Kullanılan Eşitleme Yöntemlerine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

Kalibrasyon Yöntemi	Fark	Standart hata	t (Tukey)
OO- H	.080		4.315*
OS- H	.236		12.682*
SL- H	.170	.018	9.153*
OS- OO	.156		8.367*
SL- OO	.090		4.837*
SL- OS	-.065		-3.530*

$*p<.05$

Tablo 25 incelendiğinde, her bir yöntem için yapılan ikili karşılaştırmalar sonucunda A sabitine ilişkin standart hata ortalama değerleri üzerinde manidar farklılıklar olduğuna ulaşılmıştır ($p < .05$). OO yöntemi H yöntemine göre; OS yöntemi H, OS ve SL yöntemine göre; SL yöntemi ise OO ve H yöntemine göre daha yüksek standart hata değerleri üretmiştir. *'Yöntem'* temel etkisine ilişkin A sabitinin standart hata ortalama değerleri için oluşturulan grafik Şekil 18'de sunulmuştur.



Şekil 18. 'Yöntem' Temel Etkisi için Standart Hata Değerleri

Şekil 18 incelendiğinde, A sabitine ilişkin standart hata ortalama değerlerinin yüksekten düşüğe sırasıyla OS, SL, OO ve H yöntemleriyle elde edildiği görülmektedir. Han ve diğerleri (2012)'ın OO, OS ve SL yöntemlerini karşılaştırdığı çalışmasında bu araştırmanın bulgularına benzer şekilde OO yönteminin daha iyi performans gösterdiğine ulaşılırken; Setiawan (2019) tarafından yapılan çalışmada elde edilen bulguların aksine SL yönteminin H yöntemine göre daha az hata ile çalıştığına ulaşılmıştır.

A Sabitine İlişkin Elde Edilen Yanlılık Ortalama Değerleri Bulguları

Değişimlenen koşullar altında, A sabitine ilişkin ortalama yanlılık değerlerine göre elde edilen faktöriyel ANOVA bulguları incelendiğinde, kullanılan '*Yöntem', 'a parametresinde kayma'* ve *'b parametresinde kayma'* varyans kaynaklarının manidar temel etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır ($p<.05$). Ancak bu etkilerin, etki büyüklüğü değerlendirildiğinde, yalnızca *'Yöntem'* ($F(3, 200)= 65.853$, $p<.05$, $\eta^2=.192$) ve *'a parametresinde kayma'* ($F(3, 200)= 42.725$, $p<.05$, $\eta^2=.103$) temel etkilerinin yüksek düzeyde olduğu bulunmuştur. *'Yöntem'* ile ikili etkileşimler incelendiğinde ise '*Yöntem x MPK oranı'* ($F(6, 200)=16.989$, $p<.05$, $\eta^2=.099$) ve '*Yöntem x b parametresinde kayma*'($F(9, 200)= 9.191$, $p<.05$, $\eta^2=.088$) ikili etkileşimlerinin manidar ve sırasıyla orta ve yüksek düzeyde etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır. *'a parametresinde kayma'* ile ikili

etkileşimler incelendiğinde ise '*Yöntem x a parametresinde kayma'* (F(9, 200)= 5.075, *p*<*.05*, η^2=.023) ve '*MPK oranı x a parametresinde kayma'* (F(6, 200)= 5.901, *p*<*.05*, η^2=.038) etkilerinin manidar fakat düşük düzeyde etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır. Üçlü etkileşim etkileri değerlendirildiğinde ise yalnızca *'Yöntem x MPK oranı x a parametresinde kayma'* etkisinin manidar ve düşük düzeyde olduğu bulunmuştur (F(18, 200)= 3.389, *p*<*.05*, η^2=.049). İlgili varyans kaynaklarına ilişkin ortalama yanlılık değerleri Tablo 26'da sunulmuştur.

Tablo 26

A Sabitine İlişkin Yanlılık Ortalama Değerleri

Varyans Kaynakları*			Yanlılık
Yöntem		H	-.175
		SL	-.062
		OO	-.147
		OS	.006
a parametresinde kayma		Kayma yok	-.016
		Düşük	-.118
		Yüksek	-.158
		Birleşik	-.094
Yöntem x MPK oranı	0%	H	.002
		SL	.000
		OO	-.000
		OS	.007
	25%	H	-.257
		SL	-.009
		OO	-.085
		OS	.057
	50%	H	-.208
		SL	-.066
		OO	-.152
		OS	-.004
	75%	H	-.077
		SL	-.116
		OO	-.220
		OS	-.035

(Devam ediyor)

Tablo 26 (Devam)

A Sabitine İlişkin Yanlılık Ortalama Değerleri

Varyans Kaynakları*			Yanlılık
Yöntem x b parametresinde kayma	Kayma yok	H	-.065
		SL	-.085
		OO	-.192
		OS	.004
	Düşük	H	-.226
		SL	-.060
		OO	-.137
		OS	.008
	Yüksek	H	-.298
		SL	-.060
		OO	-.158
		OS	.013
	Birleşik	H	-.017
		SL	.008
		OO	-.000
		OS	-.021

**p <.05 ve $\eta^2 \geq .06$*

Yukarıda sunulan varyans kaynaklarından biri olan '*Yöntem'* temel etkisinin ikili karşılaştırmalarına ilişkin elde edilen Tukey LSD testi bulguları ise Tablo 27'de sunulmuştur.

Tablo 27

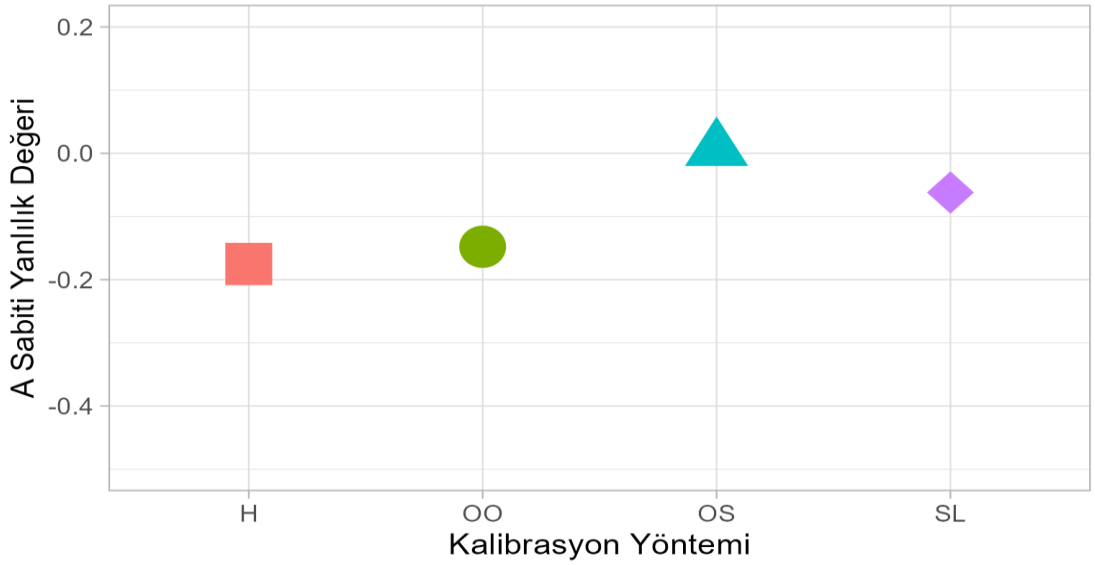
A Sabitine İlişkin Yanlılık Değerleri ile Kullanılan Eşitleme Yöntemlerine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

Kalibrasyon Yöntemi	Fark	Standart hata	t (Tukey)
OO- H	-.089		-5.187*
OS- H	-.190		-11.003*
SL- H	-.156	.017	-9.046*
OS- OO	-.100		-5.816*
SL- OO	-.066		-3.859*
SL- OS	.033		1.957

**p<.05*

Tablo 27 incelendiğinde, yöntemler arasındaki ikili karşılaştırmalar sonucunda SL-OS karşılaştırması dışındaki tüm yöntem karşılaştırmaları arasında A sabitine ilişkin standart hata değerleri üzerinde manidar farklılıklar olduğuna ulaşılmıştır (*p< .05*). OO yönteminin OS ve SL yöntemine göre; H yönteminin OO, OS ve SL yöntemine göre; SL

yönteminin ise OS yöntemine göre daha yüksek yanlılık değerleri ürettiği bulunmuştur. '*Yöntem'* temel etkisinden elde edilen yanlılık ortalama değerlerine ilişkin grafik ise Şekil 19'da sunulmuştur.



Şekil 19. 'Yöntem' Temel Etkisi için Yanlılık Değerleri

Şekil 19 incelendiğinde, A sabitine ilişkin yanlılık ortalama değerlerinin yüksekten düşüğe sırasıyla H, OO, SL ve OS yöntemleriyle elde edildiği bulunmuştur. Elde edilen bulguların, kestirilen a parametresi hatalarına ilişkin bulgularla farklılaştığı görülmektedir; buna göre standart hatası yüksek olan yöntemlerin yanlılık değerlerinin düşük olduğuna ulaşılmıştır. A sabitine ilişkin yanlılık ortalama değeri üzerinde manidar temel etkiye sahip olan bir diğer varyans kaynağı *'a parametresinde kayma'* düzeyi etkisi için Tukey LSD testi bulguları Tablo 28'de sunulmuştur.

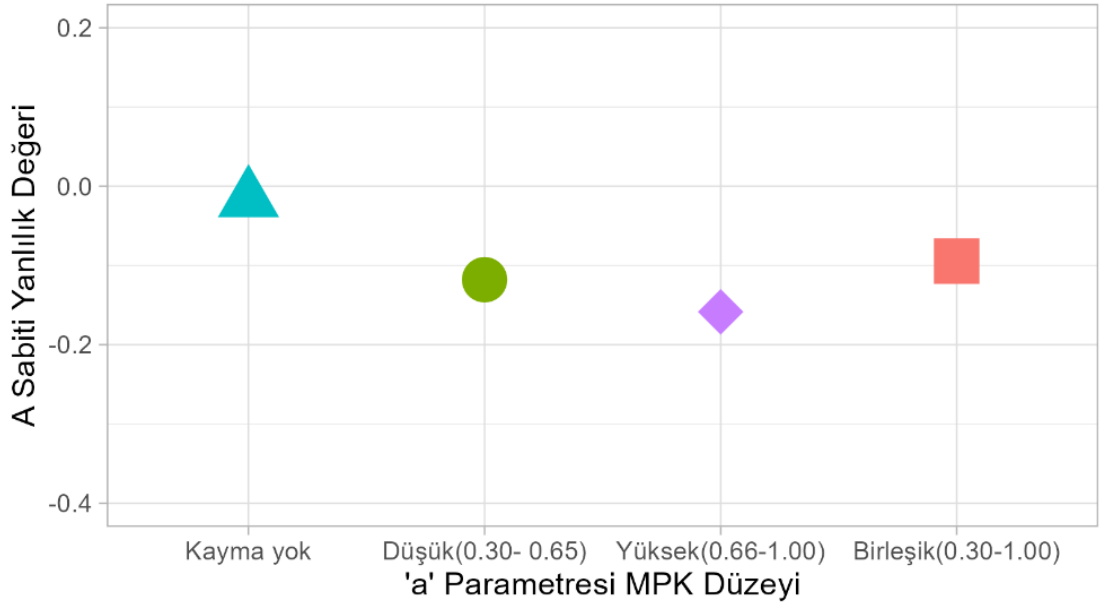
Tablo 28

A Sabitine İlişkin Yanlılık Değerleri ile a Parametresinde Kayma Düzeyine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
Düşük- Birleşik	.023	.026	.896
Kayma yok- Birleşik	-.008		-.312
Yüksek- Birleşik	.064		2.460
Kayma yok- Düşük	-.031	.017	-1.747
Yüksek- Düşük	.040		2.212
Yüksek- Kayma yok	.072		4.017*

**p<.05*

Tablo 28 incelendiğinde, A sabiti yanlılık ortalama değerlerine göre MPK düzeylerine ilişkin ikili karşılaştırmalar sonucunda yalnızca yüksek- kayma yok (t=4.017; $p<.05$) olduğu karşılaştırmada manidar bir farklılık olduğuna ulaşılmıştır. Buna göre, MPK'nın olmadığı düzeyde elde edilen yanlılık değerleri, MPK'nin yüksek olduğu düzeyde elde edilen yanlılık değerlerine kıyasla beklenen şekilde daha düşük çıkmıştır. *'b parametresinde kayma'* temel etkisinden elde edilen yanlılık ortalama değerlerine ilişkin grafik Şekil 20'de sunulmuştur.



Şekil 20. 'a Parametresinde Kayma' Temel Etkisi için Yanlılık Değerleri

Şekil 20 incelendiğinde, beklendiği şekilde kaymanın olmadığı koşullarda A sabitine ilişkin yanlılık ortalama değerinin, MPK düzeyi arttıkça yükseldiğine ulaşılmıştır. Elde edilen bulgular Chen (2021) ve Uysal ve diğerleri (2022) tarafından yapılan çalışmanın sonuçlarıyla benzer şekildedir. Öte yandan, araştırmanın ilk bölümündeki kestirilen a ve b parametrelerinin hata değerleri göz önünde bulundurulduğunda, A sabitinin MPK düzeyindeki değişimlerden daha az etkilendiğini söylemek mümkündür. A sabitine ilişkin yanlılık değerleri üzerinde manidar ikili etkileşimsel etkiye sahip olan *'Yöntem x MPK Oranı'* etkisine yönelik Tukey LSD testi bulguları Tablo 29'da sunulmuştur.

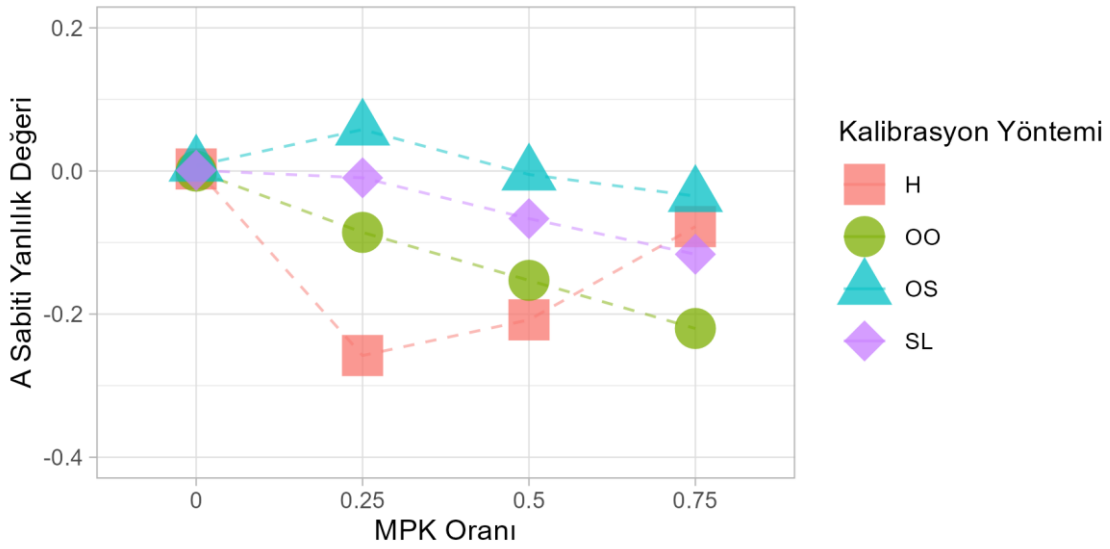
Tablo 29

A Sabitine İlişkin Yanlılık Değerleri ile 'Yöntem x MPK Oranı' Düzeyine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

Kalibrasyon Yöntemi	MPK Oranı	Fark	Standart hata	t (Tukey)
H	%0- %25	-.255	.067	-3.774*
	%0- %50	-.205		-2.036
	%0- %75	-.269		-3.990*
	%25- %50	.049	.028	1.731
	%25- %75	-.014		-.506
	%50- %75	-.064		-2.237
SL	%0- %25	-.041	.067	-.616
	%0- %50	-.090		-1.333
	%0- %75	-.113		-1.682
	%25- %50	-.048	.028	-1.680
	%25- %75	-.072		-2.499
	%50- %75	-.023		-.819
OO	%0- %25	-.083	.067	-1.235
	%0- %50	-.150		-2.225
	%0- %75	-.217		-3.212*
	%25- %50	-.066	.028	-2.322
	%25- %75	-.133		-4.636*
	%50- %75	-.066		-2.314
OS	%0- %25	-.052	.067	-.771
	%0- %50	-.034		-.517
	%0- %75	-.038		-.569
	%25- %50	.017	.028	.594
	%25- %75	.013		.474
	%50- %75	-.003		-.120

*$p<.05$

Tablo 29 incelendiğinde, test eşitlemede kullanılan kalibrasyon yöntemi ve MPK oranı ikili etkileşimsel etkisi için yalnızca H ve OO yönteminin bazı koşullarında manidar farklılıklar bulunmuştur ($p<.05$). H yöntemi için %0- %25 (t=-3.774; $p<.05$) ve %0- %75 (t=-3.990; $p<.05$); OO yöntemi için %0- %75 (t=-3.212; $p<.05$) ve %25- %75 (t=-4.636; $p<.05$) ikili karşılaştırmaları arasında manidar farklılıklar bulunmuştur. '*Yöntem x MPK Oranı'* ikili etkileşimsel etkisinden elde edilen yanlılık ortalama değerlerine ilişkin grafik Şekil 21'de sunulmuştur.



Şekil 21. 'Yöntem x MPK Oranı' İkili Etkileşimsel Etkisi için Yanlılık Değerleri

Şekil 21 incelendiğinde, OO ve SL yöntemlerinde MPK oranı arttıkça, A sabitine ilişkin yanlılık ortalama değerlerinin yükseldiği; H yönteminde ise diğer yöntemlerin aksine %25 oranından büyük kaymalarda yanlılık değerlerinin düştüğü görülmektedir. OO yöntemi bulguları değerlendirildiğinde ise, H yöntemine benzer şekilde oldukça farklılaşan hata değerlerine ulaşılmıştır. Ancak Tablo 29'da sunulan anlamlılık değerleri incelendiğinde, H ve OO yöntemleri için bu farklılıkların manidar olmadığı bulunmuştur.

A sabitine ilişkin yanlılık değerleri üzerinde manidar etkiye sahip olan bir diğer varyans kaynağı *'Yöntem x b Parametresinde Kayma'* ikili etkileşim etkisine yönelik Tukey LSD testi bulguları Tablo 30'da sunulmuştur.

Tablo 30

A Sabitine İlişkin Yanlılık Değerlerinin 'Yöntem x b Parametresinde Kayma' İkili Etkileşim Etkisine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

Kalibrasyon Yöntemi	MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
H	Birleşik- Düşük	-.133	.037	-3.601*
	Birleşik- Kayma yok	.169		4.618*
	Birleşik- Yüksek	-.062		-1.692
	Düşük- Kayma Yok	.303	.026	11.841*
	Düşük- Yüksek	.070		1.700
	Kayma yok- Yüksek	-.232		-9.071*

(Devam ediyor)

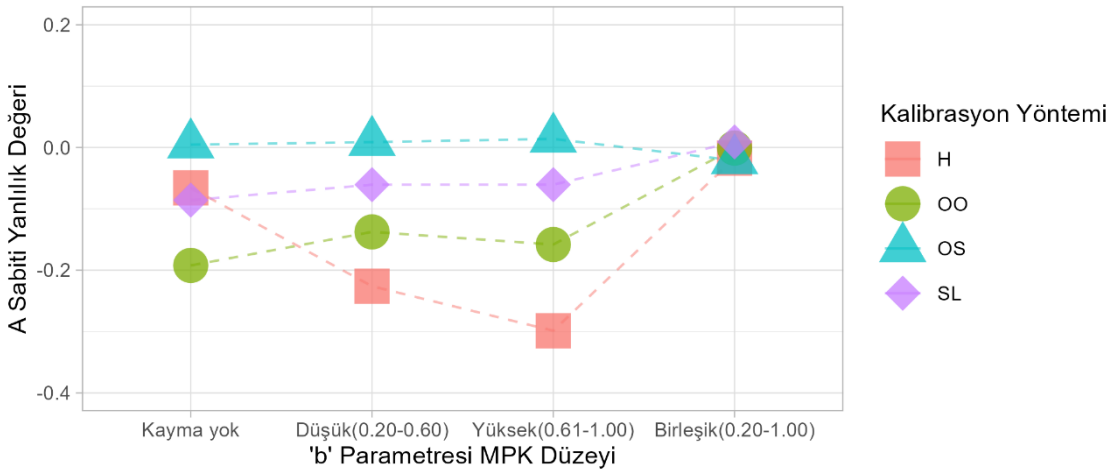
Tablo 30 (Devam)

A Sabitine İlişkin Yanlılık Değerlerinin 'Yöntem x b Parametresinde Kayma' İkili Etkileşim Etkisine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

Kalibrasyon Yöntemi	MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
SL	Birleşik- Düşük	-.068	.037	-1.851
	Birleşik- Kayma yok	-.070		-1.917
	Birleşik- Yüksek	-.080		-2.163
	Düşük- Kayma Yok	-.001	.026	-.061
	Düşük- Yüksek	-.011		-.441
	Kayma yok- Yüksek	-.010		-.391
OO	Birleşik- Düşük	-.136	.037	-3.678*
	Birleşik- Kayma yok	-.190		-5.196*
	Birleşik- Yüksek	-.156		-4.218*
	Düşük- Kayma Yok	-.054	.026	-2.108
	Düşük- Yüksek	-.020		-.763
	Kayma yok- Yüksek	.033		1.325
OS	Birleşik- Düşük	-.027	.037	-.735
	Birleşik- Kayma yok	-.007		-.211
	Birleşik- Yüksek	-.056		-1.529
	Düşük- Kayma Yok	.019	.026	.764
	Düşük- Yüksek	-.029		-1.123
	Kayma yok- Yüksek	-.049		-1.916

**p<.05*

Tablo 30 incelendiğinde, test eşitlemede kullanılan kalibrasyon yöntemi ve b parametresinde kayma düzeyi için yalnızca H ve OO yönteminin bazı koşullarında manidar farklılıklar olduğuna ulaşılmıştır (*p<.05*). H yöntemi için b parametresindeki Bileşik- Düşük (t=-3.601; *p<.05*), Birleşik- Kayma yok (t=4.618; *p<.05*), Düşük- Kayma yok (t=11.841; *p<.05*), Düşük- Yüksek (t=2.700; *p<.05*) ve Kayma yok- Yüksek (t=-9.071; *p<.05*) karşılaştırmaları için yanlılık değerleri arasında manidar farklılıklar bulunurken; OO yöntemi için a parametresindeki Birleşik- Düşük (t=-3.678; *p<.05*), Birleşik- Kayma yok (t=-5.196; *p<.05*) ve Birleşik- Yüksek(t=-4.218; *p<.05*) karşılaştırmalarında yanlılık değerleri arasında manidar farklılıklar bulunmuştur. *'Yöntem x b parametresinde kayma'* etkisinden elde edilen yanlılık ortalama değerlerine ilişkin grafik Şekil 22'de sunulmuştur.



Şekil 22. 'Yöntem x b Parametresinde Kayma' İkili Etkileşimsel Etkisi için Yanlılık Değerleri

Şekil 22 incelendiğinde, A sabitine ilişkin yanlılık ortalamalarının beklendiği şekilde kaymanın olmadığı koşuldan yüksek düzeyde kaymaya kadar paralel olarak artış gösterdiği yöntemler H, OS ve SL olmuştur. Öte yandan, MPK düzeyleri içerisinde değerlendirildiğinde, kaymanın olmadığı durumlarda en düşük hata değerleri OS yöntemiyle; en yüksek hata değerleri OO yöntemiyle elde edilirken, kaymanın düşük ve yüksek olduğu durumlarda en düşük hata değerleri OS yöntemiyle; en yüksek hata değerleri ise H yöntemiyle elde edilmiştir. Chen (2021) ve Han (2018) tarafından yapılan çalışmada da benzer şekilde, b parametresindeki kaymanın A sabiti üzerinde potansiyel bir etkisi olduğuna ulaşılmıştır.

A Sabitine İlişkin Elde Edilen OHKK Ortalama Değerleri Bulguları

Değişimlenen koşullar altında, A sabitine ilişkin ortalama OHKK değerlerine göre elde edilen faktöriyel ANOVA bulguları incelendiğinde, kullanılan '*Yöntem', 'MPK oranı', 'a parametresinde kayma'* ve *'b parametresinde kayma'* varyans kaynaklarının manidar temel etkiye sahip olduklarına ulaşılırken; ikili etkileşimler incelendiğinde, '*Yöntem x MPK oranı', 'Yöntem x a parametresinde kayma', 'MPK Oranı x a parametresinde kayma', 'Yöntem x b parametresinde kayma', 'MPK oranı x b parametresinde kayma',* ve *'a parametresinde kayma x b parametresinde kayma'*; üçlü etkileşimsel etkilerde ise yalnızca *'Yöntem x MPK Oranı x b parametresinde kayma'* ve '*Yöntem x a parametresinde kayma x b parametresinde'* varyans kaynaklarının manidar

olduğuna ulaşılmıştır ($p<.05$). Ancak elde edilen bu etkilerin etki büyüklüklerinin oldukça düşük düzeyde olmaları nedeniyle Post- Hoc testlerine başvurulmamıştır.

Araştırmanın ikinci alt probleminin birinci bölümü kapsamında değişimlenen koşullar altında A sabitine ilişkin elde edilen bulgular genel olarak değerlendirildiğinde, standart hata değerleri için anlamlı ve etki büyüklüğü yüksek olan tek varyans kaynağı *'yöntem'* temel etkisi olarak bulunmuştur (Cohen, 1988). Buna göre yöntemler arasında anlamlı farklılıklar olduğuna ulaşılırken; en yüksek standart hata değeri OS; en düşük standart hata değeri ise H yöntemiyle elde edilmiştir. Literatür incelendiğinde, elde edilen bulguların benzerlik gösterdiği çalışmalara ulaşılmıştır (Aksekioğlu, 2017; Demirus, 2015; Han ve diğerleri, 2012). Setiawan (2019) tarafından yapılan çalışmada ise bu bulguların aksine SL yönteminin H yöntemine göre daha az hata ile çalıştığına ulaşılmıştır. Yanlılık değerlerine ilişkin elde edilen bulgular değerlendirildiğinde ise dört farklı varyans kaynağının etki büyüklüğü yüksek düzeyde bulunmuştur (Cohen, 1988). *'Yöntem'*ler arasında ikili karşılaştırmalar sonucunda, SL-OS karşılaştırması dışındaki tüm yöntem karşılaştırmaları arasında A sabitine ilişkin standart hata değerleri üzerinde manidar farklılıklar olduğuna ulaşılmıştır ($p< .05$). Üretilen yanlılık değerleri incelendiğinde ise standart hata değerlerinin aksine en düşük yanlılık değerleri Aksekioğlu (2017)'nun bulgularına benzer şekilde OS yöntemiyle elde edilmiştir. Yanlılık değerleri üzerinde temel etkiye sahip bir başka varyans kaynağı olarak *'b parametresinde kayma düzeyi'* bulunmuştur. Buna göre A sabitine ilişkin yanlılık ortalama değerinin, MPK düzeyi arttıkça yükseldiğine ulaşılmıştır (Han, 2008; Kopp ve Jones, 2020; Li, 2012; Risk, 2016). Ancak ikili karşılaştırmalar sonucunda yalnızca kaymanın olmadığı ve yüksek düzeyde olduğu koşullarda anlamlı farklılıklar bulunmuştur. Bu bağlamda, araştırmanın ilk bölümünde kestirilen a ve b parametrelerine ilişkin Tukey LSD testi bulguları dikkate alındığında, A sabitinin MPK düzeyindeki değişimlerden daha az etkilendiğini söylemek mümkündür. *'Yöntem x MPK Oranı'* ikili etkileşimsel etkisi bulgularına göre yalnızca H ve OO yönteminin bazı koşullarında manidar farklılıklar bulunmuştur. Buna göre OO ve SL yöntemlerinin MPK oranından anlamlı olarak etkilenmediği yorumu yapılabilir. *'Yöntem x b parametresinde kayma düzeyi'* ikili etkileşimsel etkisi sonucunda ise MPK oranına ilişkin elde edilen bulgulara benzer şekilde, OO ve SL yöntemleri için anlamlı farklılıklar bulunmazken; kaymanın olmadığı durumlarda en düşük hatayı OS yöntemi, en yüksek hatayı ise H yönteminin ürettiğine ulaşılmıştır. Chen (2021) ve Han (2018) tarafından yapılan çalışmada da benzer şekilde b parametresindeki kaymanın A sabiti üzerinde potansiyel bir etkisi

olduğuna ulaşılmıştır. Eşitlemenin A sabitine ilişkin OHKK değerleri incelendiğinde ise faktöriyel ANOVA bulgularına göre anlamlı farklılıklar olmasına karşılık etki büyüklüklerinin .06'dan düşük olduğuna ulaşılmıştır (Cohen, 1988).

B Sabitine İlişkin Elde Edilen Standart Hata Ortalama Değerleri Bulguları

Değişimlenen koşullar altında, B sabitine ilişkin standart hata değerlerine göre elde edilen faktöriyel ANOVA bulguları incelendiğinde, kullanılan *'MPK oranı',* '*Yetenek dağılımı', 'a parametresinde kayma'* ve *'b parametresinde kayma'* varyans kaynaklarının manidar temel etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır ($p<.05$). Ancak bu etkilerin, etki büyüklüğü değerlendirildiğinde, yalnızca *'Yetenek dağılımı'* ($F(2, 200)= 96.495$, $p<.05$, $\eta^2=0.208$) ve *'b parametresinde kayma'* ($F(3, 200)= 81.543$, $p<.05$, $\eta^2=.259$) etkisinin yüksek düzeyde olduğu, diğerlerinin ise düşük düzeyde etki büyüklüğüne sahip olduğu bulunmuştur. İkili etkileşim etkileri incelendiğinde ise '*MPK oranı x b parametresinde kayma'* ($F(6, 200)=5.624$, $p<.05$, $\eta^2=.036$), '*Yetenek dağılımı x a parametresinde kayma'* ($F(6, 200)= 4.267$, $p<.05$, $\eta^2=.006$) ve '*Yetenek dağılımı x b parametresinde kayma*'($F(6, 200)= 6.719$, $p<.05$, $\eta^2=.039$) etkilerinin manidar ve düşük düzeyde etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır. İlgili varyans kaynaklarına ilişkin ortalama standart hata değerleri Tablo 31'de sunulmuştur.

Tablo 31

B Sabitine İlişkin Standart Hata Ortalama Değerleri

Varyans Kaynakları*		Standart Hata Değeri
Yetenek Dağılımı	N(0,1)	.276
	N(.2,1)	.192
	N(-.2,1)	.435
b parametresinde kayma	Kayma yok	.168
	Düşük	.267
	Yüksek	.480
	Birleşik	.308

*$p <.05$ ve $\eta^2 \geq .06$

İncelenen varyans kaynaklarından biri olan '*Yetenek dağılımı'* temel etkisinin ikili karşılaştırmalarına ilişkin elde edilen Tukey LSD testi bulguları Tablo 32'de sunulmuştur.

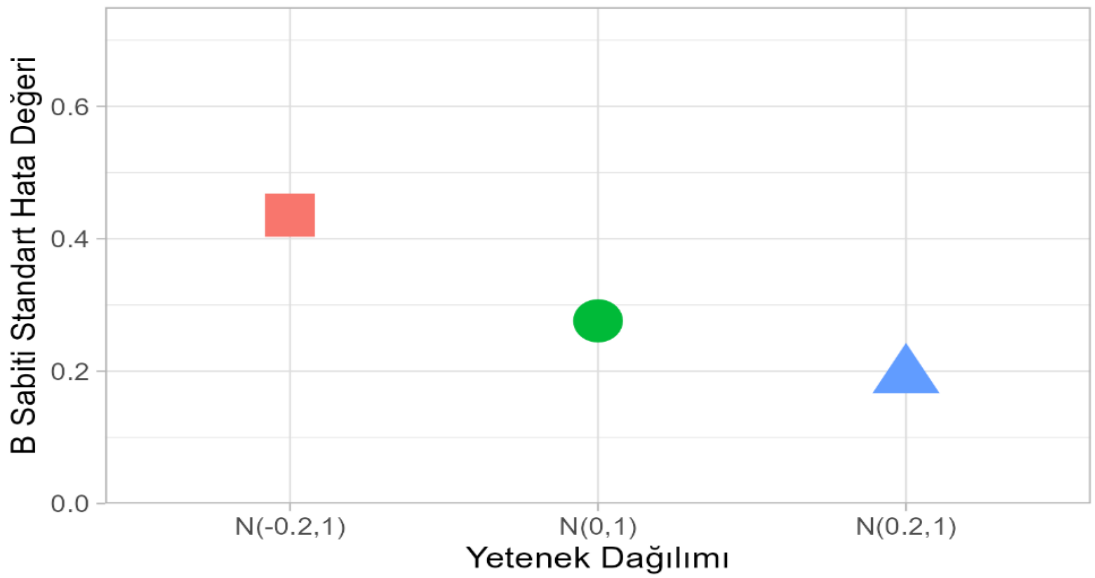
Tablo 32

B Sabitine İlişkin Standart Hata Değerleri ile Yetenek Dağılımına göre İkili Karşılaştırma Bulguları

MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
N(0,1)- N(-.2,1)	-.159	.025	-6.366*
N(.2,1)- N(-.2,1)	-.243		-9.715*
N(.2,1)- N(0,1)	-.084		-3.348*

**p<.05*

Tablo 32 incelendiğinde, N(0,1)- N(-.2,1) (t=-6.366; *p<.05*), N(.2,1)- N(-.2,1) (t=-9.715; *p<.05*) ve N(.2,1)- N(0,1) (t=-3.348; *p<.05*) ikili karşılaştırmaları arasında manidar bir fark olduğu bulunmuştur. N(0,1) yetenek dağılımının N(-.2,1) dağılımına göre; N(.2,1) yetenek dağılımının N(-.2,1) dağılımına göre; N(.2,1) yetenek dağılımının ise N(0,1) dağılımına göre daha düşük standart hata değerleri ürettiğine ulaşılmıştır. *'Yetenek dağılımı'* temel etkisinden elde edilen standart hata ortalama değerlerine ilişkin grafik ise Şekil 23'te sunulmuştur.



Şekil 23. 'Yetenek Dağılımı' Temel Etkisi için Standart Hata Değerleri

Şekil 23 incelendiğinde, B sabitine ilişkin ortalama standart hata değerlerinin büyükten küçüğe sırasıyla N(-.2,1), N(0,1) ve N(.2,1) dağılımları ile üretildiği görülmektedir. Buna göre yetenek dağılımının eşitleme hataları üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu söylenebilir (Hu ve diğerleri, 2008; Jurich ve diğerleri, 2012). B sabitine ilişkin standart hata değerleri üzerinde manidar etkiye sahip olan bir diğer

varyans kaynağı *'b parametresinde kayma'* temel etkisi için Tukey LSD testi bulguları Tablo 33'te sunulmuştur.

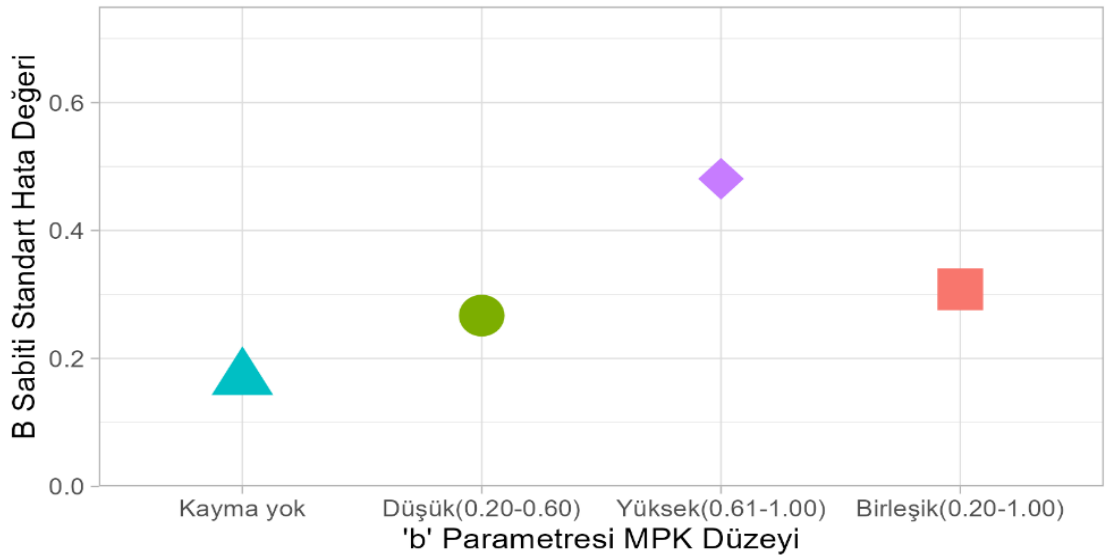
Tablo 33

B Sabitine İlişkin Standart Hata Değerleri ile b Parametresinde Kayma Düzeyine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
Düşük- Birleşik	-.040	.035	-1.156
Kayma yok- Birleşik	-.139		-3.992*
Yüksek- Birleşik	.172		4.880*
Kayma yok- Düşük	-.098	.025	-4.042*
Yüksek- Düşük	.213		8.536*
Yüksek- Kayma yok	.312		12.800*

*$p<.05$

Tablo 33 incelendiğinde, B sabiti için b parametresinde kayma düzeylerine göre yapılan ikili karşılaştırmalar sonucunda, kayma yok-birleşik (t=-3.992; $p<.05$), yüksek-birleşik (t=-4.880; $p<.05$), kayma yok-düşük (t=-4.042; $p<.05$), yüksek-düşük (t=8.536; $p<.05$) ve yüksek-kayma yok (t=12.800; $p<.05$) koşullarındaki karşılaştırmalarda standart hata değerleri manidar olarak farklılaşmaktadır. *'b parametresinde kayma'* temel etkisinden elde edilen standart hata ortalama değerlerine ilişkin grafik Şekil 24'te sunulmuştur.



Şekil 24. 'b Parametresinde Kayma' Temel Etkisi için Standart Hata Değerleri

Şekil 24 incelendiğinde, beklenildiği şekilde kaymanın olmadığı koşullarda B sabitine ilişkin standart hata ortalama değerinin, MPK düzeyi arttıkça yükseldiğine ulaşılmıştır. Elde edilen bulgu, önceki çalışmalarla da tutarlılık göstermektedir (Kopp ve Jones, 2020; Li, 2012; Risk, 2016; Uysal ve diğerleri, 2022).

B Sabitine İlişkin Elde Edilen Yanlılık Değerleri Bulguları

Değişimlenen koşullar altında, B sabitine ilişkin ortalama yanlılık değerlerine göre elde edilen faktöriyel ANOVA bulguları incelendiğinde, *'MPK oranı', 'Yetenek dağılımı', 'a parametresinde kayma'* ve *'b parametresinde kayma'* varyans kaynaklarının temel etkiye sahip olduklarına ulaşılırken; ikili etkileşimler incelendiğinde, *'MPK oranı x a parametresinde kayma', 'MPK Oranı x b parametresinde kayma',* ve *'Yetenek dağılımı x b parametresinde kayma'* etkilerinin manidar olduğuna ulaşılmıştır ($p<.05$). Ancak elde edilen bu etkilerin etki büyüklüğünün oldukça düşük düzeyde olduğu görülmüştür. Bu nedenle, B sabitine ilişkin yanlılık değerleri için Post- Hoc analizleri yapılmamıştır.

B Sabitine İlişkin Elde Edilen OHKK Değerleri Bulguları

Değişimlenen koşullar altında, B sabitine ilişkin OHKK değerlerine göre elde edilen faktöriyel ANOVA bulguları incelendiğinde, '*Yöntem'* dışındaki *'MPK oranı', 'Yetenek dağılımı', 'a parametresinde kayma'* ve *'b parametresinde kayma'* varyans kaynaklarının manidar temel etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır ($p<.05$). Buna göre '*Yetenek dağılımı'* temel etkisinin manidar ve en yüksek düzeyde etkiye sahip ($F(2, 200)= 691.574$, $p<.05$, $\eta^2=.443$), '*b parametresinde kayma'* temel etkisinin de yine yüksek düzeyde etkiye sahip olduğu bulunmuştur ($F(3, 200)= 153.555$, $p<.05$, $\eta^2=.147$). '*Yetenek dağılımı'* ile ikili etkileşimler incelendiğinde ise *'MPK oranı x Yetenek dağılımı'* ($F(4, 200)= 12.234$, $p<.05$, $\eta^2=.016$), *'Yetenek dağılımı x a parametresinde kayma'* ($F(6, 200)= 12.631$, $p<.05$, $\eta^2=.008$) ve *'Yetenek dağılımı x b parametresinde kayma'* ($F(6, 200)= 76.529$, $p<.05$, $\eta^2=.147$) ikili etkileşimlerinin manidar ve sırasıyla düşük, düşük ve yüksek düzeyde etki büyüklüğüne sahip olduğuna ulaşılmıştır. İlgili varyans kaynaklarına ilişkin ortalama OHKK değerleri Tablo 34'te sunulmuştur.

Tablo 34

Kestirilen B Sabiti OHKK Ortalama Değerleri

Varyans Kaynakları*			OHKK
Yetenek Dağılımı		N(0,1)	.325
		N(.2,1)	.320
		N(-.2,1)	.767
b parametresinde kayma		Kayma yok	.321
		Düşük	.446
		Yüksek	.655
		Birleşik	.494
Yetenek x b parametresinde kayma	N(0,1)	Kayma yok	.085
		Düşük	.336
		Yüksek	.557
		Birleşik	.402
	N(.2,1)	Kayma yok	.417
		Düşük	.235
		Yüksek	.324
		Birleşik	.241
	N(-.2,1)	Kayma yok	.461
		Düşük	.768
		Yüksek	1.083
		Birleşik	.840

**p <.05 ve $\eta^2 \geq .06$*

Yukarıda sunulan varyans kaynaklarından biri olan '*Yetenek Dağılımı'* temel etkisinin ikili karşılaştırmalarına ilişkin elde edilen Tukey LSD testi bulguları ise Tablo 35'te sunulmuştur

Tablo 35

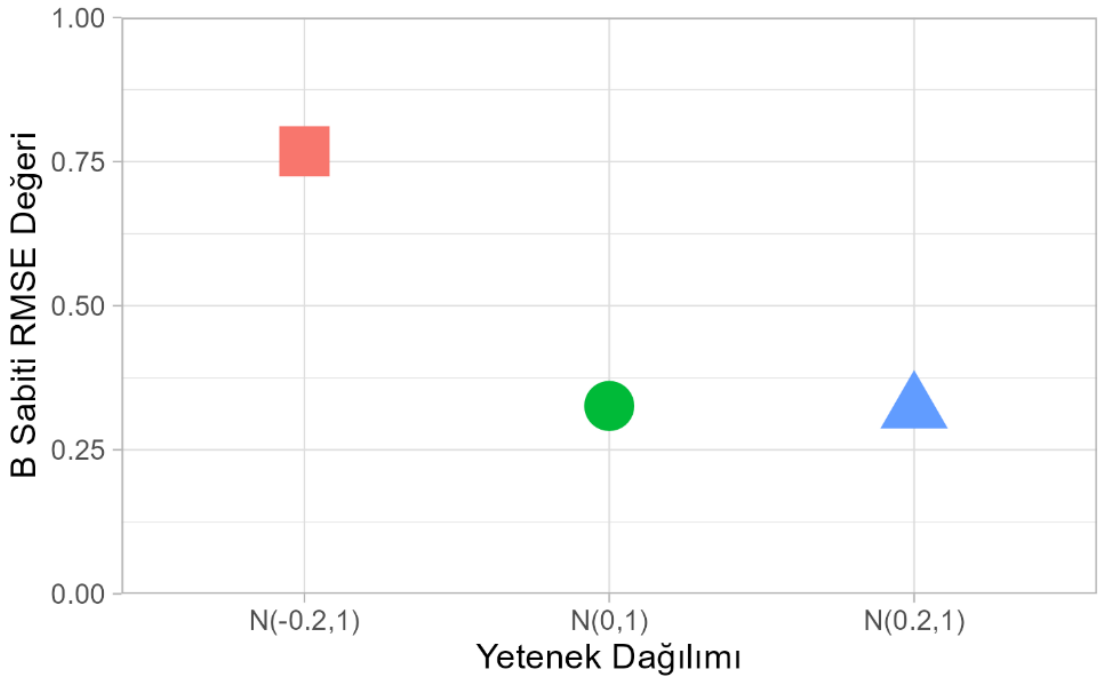
B Sabitine İlişkin OHKK Değerleri ile Yetenek Dağılımına göre İkili Karşılaştırma Bulguları

MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
N(0,1)- N(-.2,1)	-.441		-14.750*
N(.2,1)- N(-.2,1)	-.447	.029	-14.926*
N(.2,1)- N(0,1)	-.005		-.176

**p<.05*

Tablo 35 incelendiğinde, N(0,1)- N(-.2,1) (*t*=-14.750; *p<.05*) ve N(.2,1)- N(-.2,1) (*t*=-14.926; *p<.05*) ikili karşılaştırmaları arasında manidar bir farklılaşma olduğu görülmektedir. N(0,1) yetenek dağılımının N(-.2,1) dağılımına göre; N(.2,1) yetenek dağılımının ise N(-.2,1) dağılımına göre daha düşük OHKK değerleri ürettiğine

ulaşılmıştır. *'Yetenek dağılımı'* temel etkisinden elde edilen OHKK ortalama değerlerine ilişkin grafik ise Şekil 25'te sunulmuştur.



Şekil 25. 'Yetenek Dağılımı' Temel Etkisi için OHKK Değerleri

Şekil 25 incelendiğinde, B sabitine ilişkin ortalama OHKK değerlerinin küçükten büyüğe sırasıyla N(.2,1), N(0,1) ve N(-.2,1) dağılımları ile üretildiğine ulaşılmıştır. B sabitine ilişkin OHKK değerleri üzerinde manidar etkiye sahip olan bir diğer varyans kaynağı *'b parametresinde kayma'* temel etkisi için Tukey LSD testi bulguları Tablo 36'da sunulmuştur.

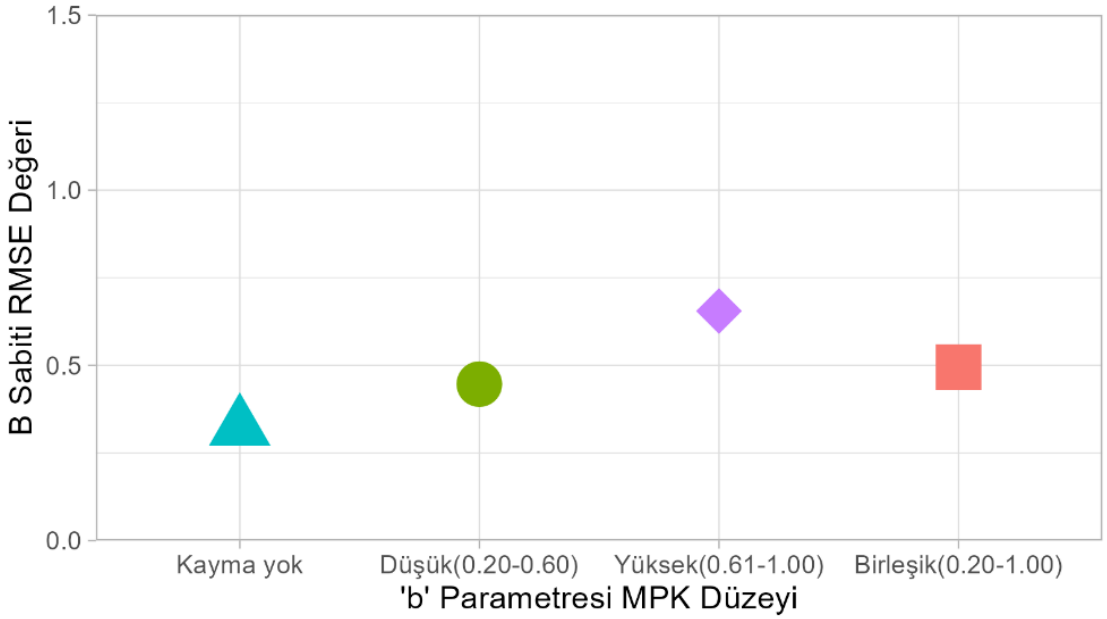
Tablo 36

B Sabitine İlişkin OHKK Değerleri ile b Parametresinde Kayma Düzeyine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
Düşük- Birleşik	-.048		-.871
Kayma yok- Birleşik	-.172	.055	-3.163*
Yüksek- Birleşik	.160		2.898 *
Kayma yok- Düşük	-.124		-3.269*
Yüksek- Düşük	.208	.039	5.329*
Yüksek- Kayma yok	.333		8.736 *

**p<.05*

Tablo 36 incelendiğinde, B sabiti OHKK değerleri için MPK düzeylerine ilişkin ikili karşılaştırmalar sonucunda, kaymanın kayma yok- birleşik (t=-3.163; p<.05), yüksek- birleşik (t=2.898; p<.05), kayma yok- düşük (t=-3.269; p<.05), yüksek- düşük (t=5.329; p<.05) ve yüksek- kayma yok (t=8.736; p<.05) olduğu karşılaştırmalarda manidar farklılıklar olduğuna ulaşılmıştır. Buna göre, MPK düzeyinin yüksek olduğu durumlardaki yanlılık değeri kaymanın olmadığı ya da düşük düzeyde olduğu durumlara göre daha fazla çıkmıştır. '*b parametresinde kayma*' temel etkisinden elde edilen B Sabiti OHKK ortalama değerlerine ilişkin grafik ise Şekil 26'da sunulmuştur.



Şekil 26. 'b Parametresinde Kayma' Temel Etkisi için OHKK Değerleri

Şekil 26 incelendiğinde, beklenildiği gibi kaymanın olmadığı koşullarda B sabitine ilişkin OHKK ortalama değerinin en düşük olduğu; düşük ve yüksek kaymada da paralel şekilde hata ortalamasının arttığı bulunmuştur. Elde edilen bulgular önceki çalışmalarla da benzerlik göstermektedir (Han, 2008; Jurich ve diğerleri, 2012; Li, 2012). Birleşik düzeyde ise kaymanın olmadığı koşullardan daha fazla ancak yüksek düzeyde kaymanın olduğu koşullara göre daha az hataların elde edildiğine ulaşılmıştır. Bu durumun nedeni olarak birleşik düzey için dikkate alınan değer aralığı gösterilebilir. B sabitine ilişkin OHKK değerleri üzerinde manidar ikili etkişimsel etkiye sahip olan *'Yetenek dağılımı x b parametresinde kayma'* için yapılan Tukey LSD testi bulguları Tablo 37'de sunulmuştur.

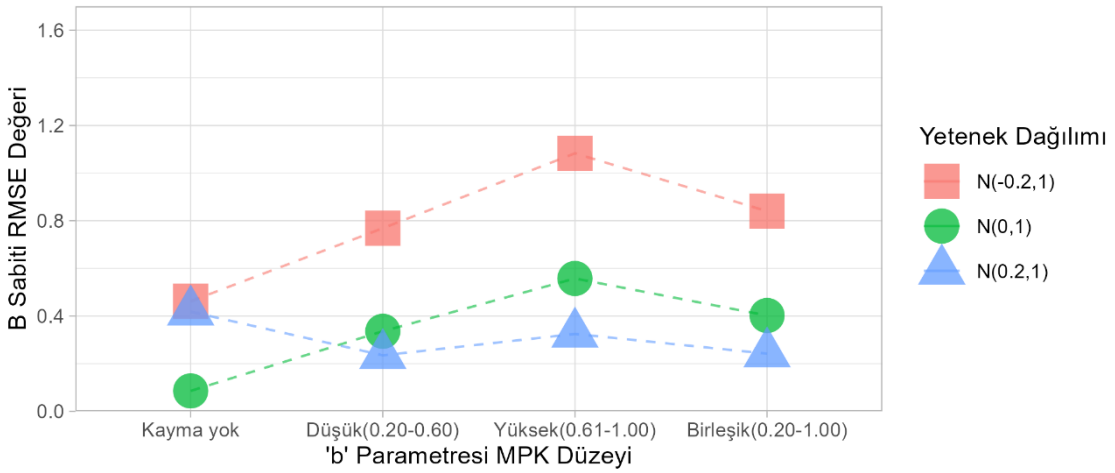
Tablo 37

B Sabitine İlişkin OHKK Değerlerinin 'Yetenek Dağılımı x b Parametresinde Kayma' İkili Etkileşim Etkisine göre İkili Karşılaştırma Bulguları

Yetenek Dağılımı	MPK Düzeyleri	Fark	Standart hata	t (Tukey)
	Birleşik- Düşük	.066		1.322
	Birleşik- Kayma yok	.316	.050	6.405*
N(0,1)	Birleşik- Yüksek	-.155		-3.105*
	Düşük- Kayma Yok	.250		7.259*
	Düşük- Yüksek	-.221	.035	-6.261*
	Kayma yok- Yüksek	-.471		-13.683*
	Birleşik- Düşük	.006		.138
	Birleşik- Kayma yok	-.176	.050	-3.562*
N(.2,1)	Birleşik- Yüksek	-.082		-1.656
	Düşük- Kayma Yok	-.182		-5.304*
	Düşük- Yüksek	-.089	.035	-2.538
	Kayma yok- Yüksek	.093		2.700*
	Birleşik- Düşük	.071		1.429
	Birleşik- Kayma yok	.378	.050	7.653*
N(-.2,1)	Birleşik- Yüksek	-.242		-4.854*
	Düşük- Kayma Yok	.306		8.891*
	Düşük- Yüksek	-.314	.035	-8.885*
	Kayma yok- Yüksek	-.621		-18.007*

**p<.05*

Tablo 37 incelendiğinde, yetenek dağılımı ve MPK düzeyi için B sabitine ilişkin elde edilen OHKK değerleri üzerinden N(0,1) dağılımı için Birleşik – Düşük (t=1.322; $p>.05$); N(.2,1) dağılımı için Birleşik-Düşük (t=-0.138; $p>.05$), Birleşik- Yüksek (t=-1.656; $p>.05$) ve Kayma yok- Yüksek (t=-2.538; $p>.05$); N(-.2,1) dağılımı için Birleşik-Düşük (t=1.429; $p>.05$) dışındaki tüm ikili karşılaştırmalarda OHKK değerleri arasında manidar farklılıklar bulunmuştur *($p<.05$). 'Yetenek dağılımı x b parametresinde kayma'* ikili etkileşimsel etkisinden elde edilen OHKK ortalama değerlerine ilişkin grafik Şekil 27'de sunulmuştur.



Şekil 27. 'Yetenek Dağılımı x b Parametresinde Kayma' İkili Etkileşim Etkisi için OHKK Değerleri

Şekil 27 incelendiğinde, N(0,1) ile N(-.2,1) yetenek dağılımları için MPK düzeylerindeki OHKK değerlerinin benzer bir örüntü içerisinde artış ve azalış gösterdiğine ulaşılmıştır. Öte yandan N(.2,1) dağılımında, kaymanın olmadığı durumlarda diğer dağılımların tersine bir şekilde OHKK değerinde artış olduğu bulunurken; en yüksek hata oranlarının ise N(-.2,1) dağılımında üretildiği bulunmuştur.

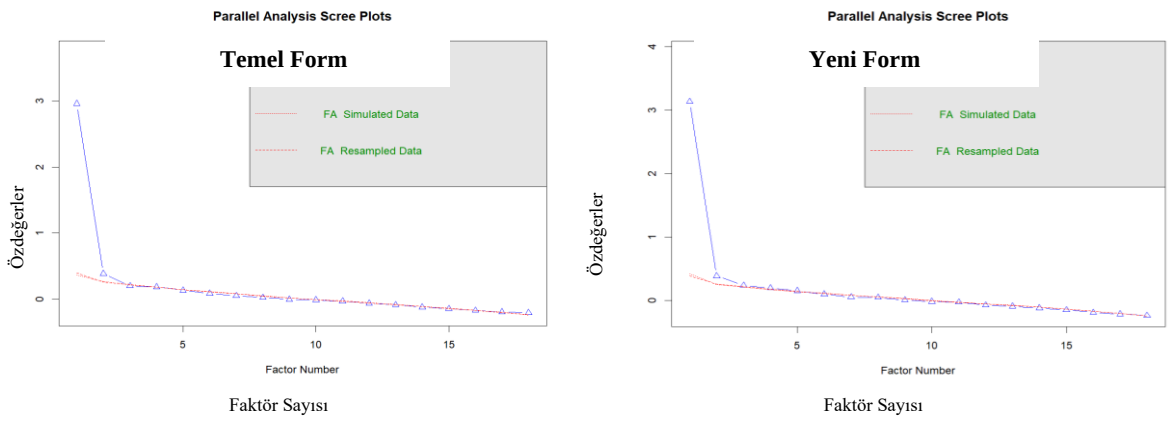
Araştırmanın ikinci alt probleminin ikinci bölümü kapsamında değişimlenen koşullar altında B sabitine ilişkin elde edilen bulgular genel olarak değerlendirildiğinde, yanlılık değerlerine ilişkin faktöriyel ANOVA bulgularına göre anlamlı farklılıklar olmasına karşılık etki büyüklüklerinin .06'dan düşük olduğuna ulaşılırken; standart hata ve OHKK ortalama değerleri için *'yetenek dağılımı'* ve *'b parametresinde kayma'* temel etkilerinin anlamlı ve etki büyüklüğünün .06'dan yüksek olduğuna ulaşılmıştır (Cohen, 1988). Yetenek dağılımının MPK varlığında yapılan kestirimler üzerinde anlamlı etkileri olduğu literatürdeki çalışmalarla da desteklenmektedir (Babcock ve Albano, 2012; Chen, 2013; Hu ve diğerleri, 2008; Risk, 2016). Buna göre elde edilen bulgular sonucunda, yetenek dağılımına ilişkin ikili karşılaştırmalar arasında manidar farklılıklara ulaşılmış ve en düşük standart hata değerleri N(.2,1) dağılımıyla elde edilmiştir. *'b parametresinde kayma düzeyine'* ilişkin elde edilen standart hata ve OHKK bulgularına göre MPK düzeyi arttıkça ilgili hata değerlerinin de yükseldiğine ulaşılmıştır. Elde edilen bu bulgu, önceki çalışmalarla da tutarlılık göstermektedir (Han, 2008; Jurich ve diğerleri, 2012; Kopp ve Jones, 2020; Li, 2012; Risk, 2016; Uysal ve diğerleri, 2022). Birleşik düzeyde kaymaya ilişkin bulgular ise yüksek düzeyde kaymanın olduğu koşullara göre birleşik düzeyde daha az hataların elde edildiğini ortaya koymuştur. Bu durumun nedeni olarak birleşik

düzey için dikkate alınan değer aralığı gösterilebilir. OHKK değeri için incelenen *Yetenek Dağılımı x b Parametresinde Kayma* varyans kaynağına ilişkin elde edilen bulgular doğrultusunda ise en yüksek OHKK değerlerinin N(-.2,1) dağılımında üretildiğine ulaşılmıştır.

Gerçek Veri Setinde Farklı Kalibrasyon Yöntemleriyle Elde Edilen Eşitleme Hatalarının İncelenmesi

Bu bölümde ilk olarak gerçek veri seti için MTK varsayımlarına ilişkin çalışmalara yer verilmiştir. Ardından ise araştırmanın üçüncü alt problemi kapsamında elde edilen bulgular ve bunlara ilişkin yorumlar sunulmuştur.

TIMSS 2011 yılı ABD uygulamasına ilişkin Kitapçık 5 ve Kitapçık 6'nın verilerinin kullanıldığı araştırma problemi kapsamında, eşitlemedeki kalibrasyon yöntemleriyle analizlere başlamadan önce MTK varsayımlarının sınanmasına yönelik çalışmalar yürütülmüştür. Veri setinin boyutluluğu üzerine çalışmalar yürütmek amacıyla faktör analizine başvurulmuştur. Bu bağlamda öncelikle yapının normal dağılım varsayımını sağlayıp sağlamadığı sınanmıştır. Elde edilen bulgular doğrultusunda, veri setlerinin çarpıklık ve basıklık değerlerinin ±1 aralığında olduğuna ulaşılmıştır. Çoklu bağlantılılık sorunu varsayımını test etmek için ise Tolerans ve VIF değerleri incelenmiştir. Maddelerin tümünde Tolerans değerlerinin .1'den büyük (Menard, 1995); VIF değerlerinin de 10'dan küçük olduğuna ulaşıldığı için çoklu bağlantı sorununun bulunmadığı tespit edilmiştir (Bowerman ve O'Connell, 1990). Varsayımların sınanmasının ardından MTK'nin tek boyutluluk varsayımını sınamak amacıyla öncelikle tekrakorik korelasyon matrisleri oluşturulmuş; ardından ise "psych" (Revelle, 2023) paketi içerisinde bulunan "fa.parallel" fonksiyonu kullanılarak tek boyutluluk için analizler yapılmıştır. Elde edilen paralel analiz bulgularına ilişkin yamaç- birikinti grafikleri Şekil 28'de sunulmuştur.



Şekil 28. Gerçek Veri Setindeki Temel Form ve Yeni Form Verilerine İlişkin Paralel Analiz Bulguları

Şekil 28 incelendiğinde, birinci faktörden sonra özdeğerler arasındaki farkın azalarak düz bir şekilde devam ettiği görülmektedir. Bu bağlamda, paralel analiz bulgularına göre tüm veri setlerinde baskın tek bir boyutun varlığına ulaşılmıştır (Cattell, 1966b). Ardından MTK'nin bir diğer varsayımı olan yerel bağımsızlığın sınanmasına geçilmiştir ve bu kapsamda Yen'in Q_3 istatistiğinden faydalanılmıştır. Yen'in Q_3 istatistiğinin hesaplanabilmesi amacıyla "sirt" (Robitzsch, 2023) paketi içerisinde yer alan "Q_3" fonksiyonuna başvurulmuştur. Elde edilen bulgular ise Tablo 38'de sunulmuştur.

Tablo 38

Gerçek Verinin Temel Form ve Yeni Formuna İlişkin Yerel Bağımsızlık Bulguları

Veri Seti	Q_3 Değeri
Temel Form	.12
Yeni Form	.15

Tablo 38 incelendiğinde, elde edilen değerlerin Chen ve Thissen (1997) tarafından belirlenen Q_3 kritik değeri .2'den daha düşük olduğu bulunmuştur. Buna göre veri setlerinde yerel bağımsızlık varsayımının sağlandığı kabul edilmiştir. MTK varsayımları kapsamında son olarak "ltm" (Rizopoulos, 2006) paketi ile model- veri uyumu, "rasch", "ltm" ve "tpm" fonksiyonları kullanılarak sınanmıştır. Bu bağlamda öncelikle Rasch, 2PL ve 3PL'ye uygun modeller oluşturulmuş, ardından ise modeller arası farkın incelenmesine ve model- veri uyumunun değerlendirilmesine geçilmiştir. Bu amaçla,

ANOVA istatistiği kullanılarak ikili model karşılaştırılmaları yapılmıştır. Elde edilen bulgular Tablo 39'da sunulmuştur.

Tablo 39

Temel Form ve Yeni Form Model- Veri Uyumu Bulguları

Form	Model	AIC	BIC	Log,Lik	p
Temel Form	Model 1	14169.46	14254.87	-7075.73	.001
	Model 2	14026.10	14187.93	-6977.05	.001
	Model 2	14026.10	14187.93	-6977.05	.001
	Model 3	14001.37	14244.12	-6946.69	.001
	Model 1	14169.46	14254.87	-7075.73	.001
	Model 3	14001.37	14244.12	-6946.69	.001
Yeni Form	Model 1	13840.33	13565.54	-6721.16	.001
	Model 2	13324.14	13485.58	-6626.07	.001
	Model 2	13324.14	13485.58	-6626.07	.001
	Model 3	13281.37	13523.54	-6586.69	.001
	Model 1	13840.33	13565.54	-6721.16	.001
	Model 3	13281.37	13523.54	-6586.69	.001

Tablo 39'da yer alan bulgular değerlendirildiğinde, model karşılaştırmaları yapılırken modellerin anlamlılık değerleri incelenerek Akaike'nin bilgi ölçütü, Bayes bilgi ölçütü ve -2Loglikelihood değerleri ölçüt olarak kullanılmıştır. Elde edilen bulgular sonucunda, model karşılaştırmaları istatistiksel olarak anlamlı bulunmuş ve daha düşük ölçüt değerleri 3PL modelde elde edilmiştir. Gerçek veri seti üzerinden MTK varsayımlarının sınanmasının ardından, boostrap yöntemi kullanılarak test eşitlemedeki kalibrasyon yöntemleriyle formlar kalibre edilmiştir (Efron ve Tibshirani, 1993). Kalibrasyon sonucunda elde edilen a- b parametresi ve eşitlemenin A- B sabitine ilişkin ortalama hata değerleri bulguları sırasıyla aşağıda sunulmuştur. Kestirilen a ve b parametrelerine ilişkin ortalama standart hata, yanlılık ve OHKK değerleri Tablo 40'da verilmiştir.

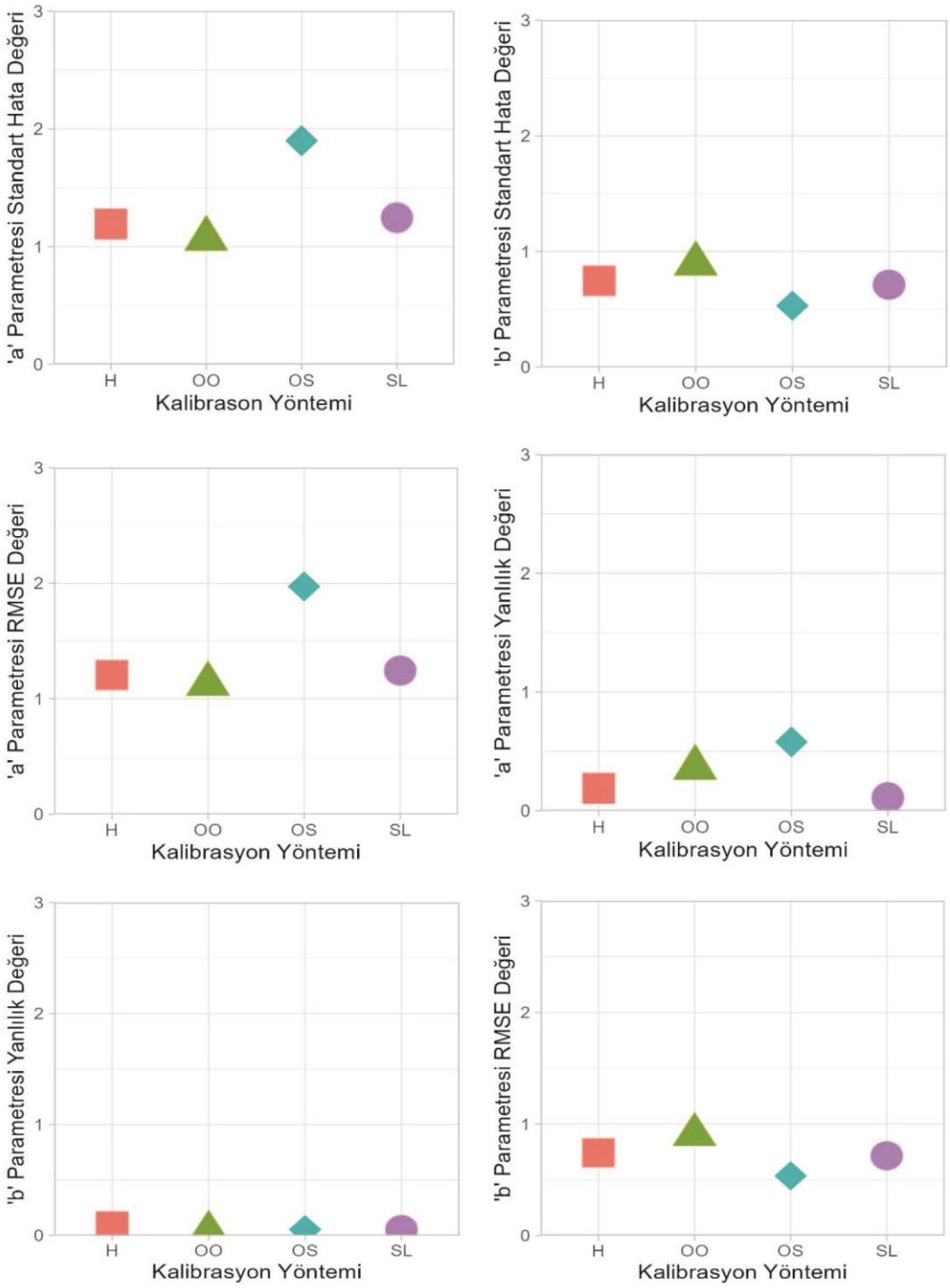
Tablo 40

Gerçek Veri Setinden Elde Edilen Kestirilen a ve b Parametresine İlişkin Hata Değerleri

Yöntem	OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	b	a	b	a	b
H	1.205	.740	.188	.085	1.191	.746
SL	1.243	.714	.109	.053	1.245	.712
OO	1.127	.904	.361	.027	1.066	.893
OS	1.971	.534	.579	.052	1.899	.530

Tablo 40 incelendiğinde, MPK içeren ilgili veri seti üzerinden yapılan kalibrasyon bulguları sonucunda a parametresine ilişkin en yüksek standart hata, yanlılık ve OHKK değerlerinin OS yöntemiyle üretildiğine ulaşılmıştır. En düşük standart hata ve OHKK değerinin OO; en düşük yanlılık değerinin ise SL yöntemiyle elde edildiğine ulaşılmıştır. Kestirilen b parametrelerine ilişkin bulgular değerlendirildiğinde, standart hata ve OHKK değerleri için en düşük hatalar OS; yanlılık için en düşük hatalar OO yöntemiyle elde edilirken; en yüksek standart hata ve OHKK değerlerinin OO yöntemiyle; yanlılık için ise H yöntemiyle elde edildiğine ulaşılmıştır. Önceki bölümde sunulan benzetim deseni için kestirilen b parametresi hata değerleri ile gerçek veriden elde edilen bulgular yöntem x MPK büyüklüğü bağlamında karşılaştırıldığında, benzer şekilde OS yönteminin veri setinde düşük hata değerleri ürettiğine ulaşılmıştır.

Kestirilen a ve b parametrelerine ilişkin standart hata, yanlılık ve OHKK değerlerinin grafiği Şekil 29'da sunulmuştur.



Şekil 29. Kestirilen a ve b Parametrelerine İlişkin Standart Hata, Yanlılık ve OHKK Değerleri

Şekil 29 incelendiğinde, SL yönteminin a parametresine ilişkin daha düşük yanlılık değerleri içerdiği görülmektedir. Elde edilen bulgunun önceki çalışmalarla da benzerlik gösterdiğine ulaşılmıştır (Chen, 2013; Hu ve diğerleri, 2008; Setiawan, 2019; Lee ve Ban, 2009; Yurtçu ve Güzeller, 2008). Kestirilen a parametresine ilişkin en düşük

performansın OS yöntemiyle elde ediliyor olması ise Han ve diğerleri (2012) ile Hu ve diğerleri (2008) tarafından yapılan çalışmaların bulguları ile benzerlik göstermektedir. Kestirilen b parametresi değerleri için elde edilen bulgular ele alındığında, H yönteminin daha yüksek hata değerleri üretmiş olması Chen (2021) ve Hanson ve Beguin (2002)'nin çalışmasının sonuçlarıyla tutarlılık gösterirken; Lee ve Ban (2010) tarafından yapılan çalışmanın bulgularından farklılaşmaktadır. Gerçek veri analizlerinin ikinci bölümünü oluşturan eşitlemenin A ve B sabitine ilişkin standart hata, yanlılık ve OHKK değerleri Tablo 41'de verilmiştir.

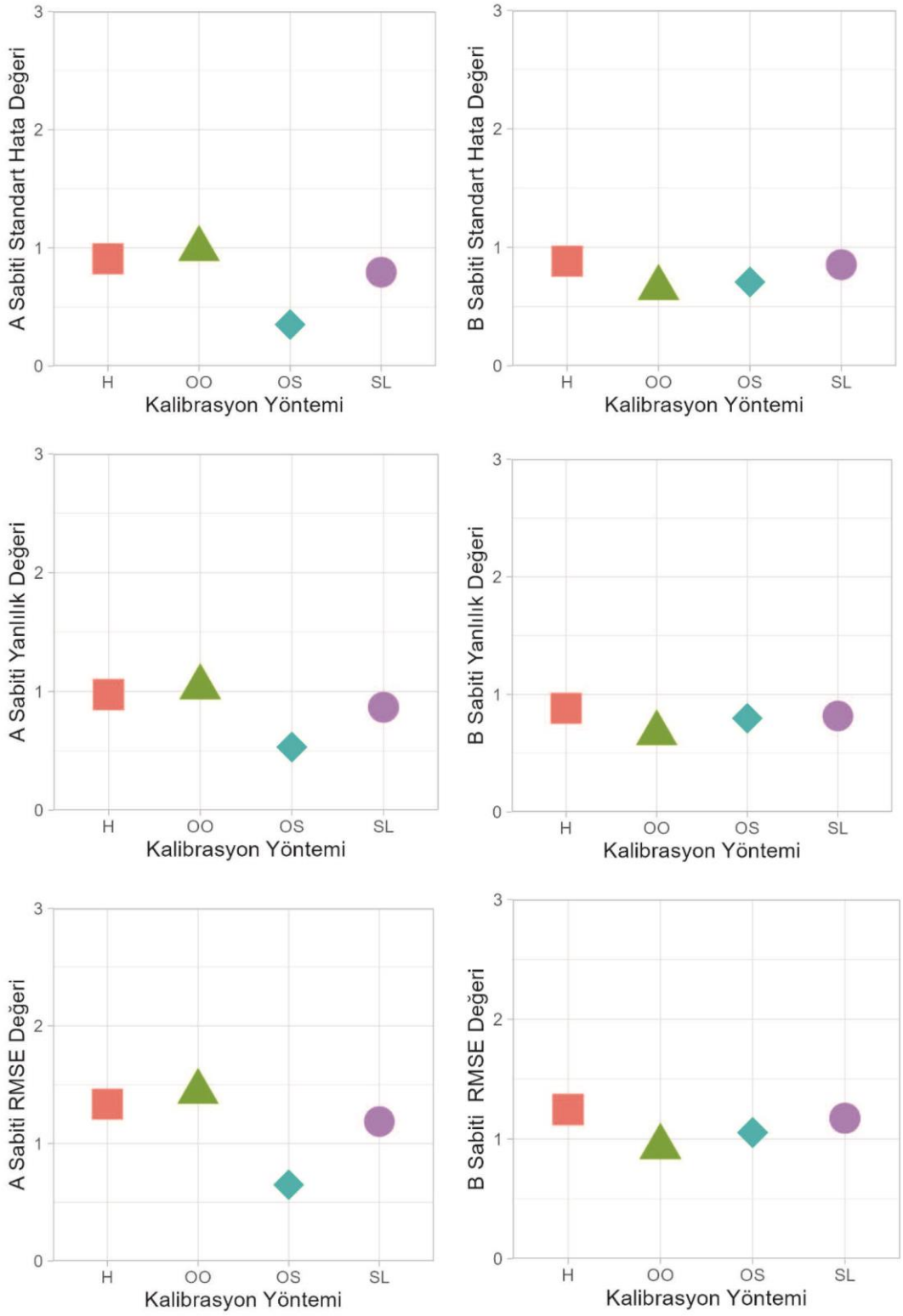
Tablo 41

Gerçek Veri Setinden Elde Edilen Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Hata Değerleri

Yöntem	OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	A Sabiti	B Sabiti	A Sabiti	B Sabiti	A Sabiti	B Sabiti
H	1.333	1.246	.973	.881	.907	.883
SL	1.186	1.173	.866	.816	.794	.854
OO	1.439	.933	1.034	.670	.990	.656
OS	.648	1.053	.531	.796	.350	.707

Tablo 41 incelendiğinde, MPK içeren ilgili veri setinin kalibrasyon bulguları sonucunda eşitlemenin A sabitine ilişkin en yüksek standart hata, yanlılık ve OHKK değerlerinin OO yöntemiyle üretildiğine ulaşılmıştır. En düşük standart hata, yanlılık ve OHKK değerinin ise OS yöntemiyle elde edildiği bulunmuştur. Eşitlemenin B sabitine ilişkin bulgular değerlendirildiğinde, standart hata, yanlılık ve OHKK değerleri için en yüksek hatalar H yöntemiyle elde edilirken; en düşük hata değerlerinin OO yöntemiyle elde edildiğine ulaşılmıştır. Önceki bölümde sunulan benzetim deseni için elde edilen eşitlemenin A ve B sabitine ilişkin hata değerleri ile gerçek veriden elde edilen bulgular %25 kayma oranı ve MPK büyüklüğü bağlamında karşılaştırıldığında, benzer şekilde OS yönteminin en düşük hata değerleri ürettiğine; OO yönteminin ise en yüksek olmasa da ikinci sırada en yüksek hata değerleri üreten yöntem olduğuna ulaşılmıştır. MPK oranı dikkate alınarak karşılaştırma yapıldığında ise yine OO yöntemi için elde edilen bulgularla tutarlı olduğu bulunmuştur. Benzetim desenindeki bulgularda, MPK oranı ve MPK büyüklüğüne ilişkin ikili etkileşim etkileri manidar olmadığı için gerçek veriye ilişkin B sabiti bulgularıyla karşılaştırma yapılamamıştır. Gerçek veri setiyle elde edilen

eşitlemenin A ve B sabitine ilişkin standart hata, yanlılık ve OHKK değerlerinin grafikleri ise Şekil 30'da sunulmuştur.



Şekil 30. Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Standart Hata, Yanlılık ve OHKK Değerleri

Şekil 30 incelendiğinde, OO yönteminin eşitlemenin A sabitine ilişkin daha yüksek hata değerleri ürettiği görülmektedir. Elde edilen bu bulgu, önceki çalışmaların yöntem karşılaştırmasına ilişkin sonuçlarıyla da tutarlık göstermektedir (Han, 2008; Han ve diğerleri, 2012). Ancak ilgili çalışmalar A ve B sabitine ilişkin hata değerleri üzerine yürütülmediği için kesin bir yorum yapmak mümkün olamamaktadır. Öte yandan eşitlemenin B sabitine ilişkin en yüksek hata değerlerinin H yöntemiyle elde edildiği görülmektedir. Literatür incelendiğinde, Chen (2021), Hanson ve Beguin (2002) ile Setiawan (2019) tarafından yapılan çalışmaların bulgularında da benzer sonuçlar elde edildiğine ulaşılmıştır.

Araştırmanın üçüncü alt problemi kapsamında gerçek veri seti üzerinden elde edilen bulgular genel olarak değerlendirildiğinde, düşük MPK oranı olarak ele alınan %25 oranındaki kaymanın varlığı, elde edilen kestirimleri olumsuz şekilde etkilemiştir. Kullanılan kalibrasyon yöntemlerinden elde edilen hata değerleri ise farklılaşmıştır. Bu nedenle, özellikle geniş ölçekli test uygulamaları düşünüldüğünde, bireyler hakkında önemli bilgiler sunan; seçme- yerleştirme kararlarının alımında kullanılan testlerde MPK'nın varlılığının sınanması ve uygun eşitleme yönteminin kullanılması gerekmektedir. MPK'nın varlığının eşitleme hataları üzerindeki etkisini kritik kılan bir diğer husus ise son zamanlarda kağıt- kalem testlerinden BOBUT'a geçişin söz konusu olmasıdır. BOBUT uygulamaları ile bireyler daha az maddeyle daha hızlı bir şekilde değerlendirilebilmektedir. Bu durum gerek uygulayıcılara gerekse katılımcılara büyük avantajlar sağlıyor olsa da MPK oranının daha kolay bir şekilde yüksek çıkmasına sebep olabilmektedir. Araştırma kapsamında kullanılan 8 madde için düşünüldüğünde, %25 oranındaki MPK için yalnızca 2 maddede MPK bulunması yeterli olmuştur. Üstelik kaymanın bulunduğu maddelerin ikisinde MPK düzeyi yüksek çıkmıştır. MPK'nin görülmesi, bireylerin yetenek kestirimlerinde ve a- b parametrelerinde hatalara neden olabileceği için uygun kalibrasyon yöntemleri kullanılarak eşitlenmesi oldukça önemlidir. Buna göre elde edilen bulgular, SL ve OO yöntemlerinin daha düşük hata değerleri üreterek daha tutarlı sonuçlar verdiğini göstermiştir

BÖLÜM 4

SONUÇLAR VE ÖNERİLER

Araştırmanın bu bölümü kapsamında, elde edilen bulgulara yönelik sonuçlara ve önerilere yer verilmiştir.

Sonuçlar

İlgili araştırma kapsamında, NEAT deseninde, ortak maddelerde MPK bulunmasının, MTK' ye dayalı test eşitlemede kullanılan kalibrasyon yöntemleriyle elde edilen kestirimler üzerine etkisinin farklı koşullar (MPK oranı, MPK türü, yetenek dağılımı) altında incelenmesi amaçlanmıştır. Bu amaç kapsamında ilk alt problem çerçevesinde değişimlenen koşullar altında a parametresine ilişkin standart hata, yanlılık ve OHKK değerleri incelenmiştir. Elde edilen bulgular doğrultusunda, standart hata değerleri için faktöriyel ANOVA bulguları sonucunda anlamlı ve etki büyüklüğü .06'dan büyük üç varyans kaynağı olduğuna ulaşılmıştır. Buna göre incelenen en yüksek etkiye sahip varyans kaynağı yöntem temel etkisi olmuştur. Elde edilen bulgular sonucunda, yöntemler arasında anlamlı farklılıklara ulaşılırken; en yüksek hatalar H; en düşük hatalar ise SL yöntemiyle elde edilmiştir. Kestirilen a parametresindeki MPK düzeyine ilişkin elde edilen bulgular ise kaymanın olmadığı koşuldan kaymanın yüksek düzeyde olduğu koşula kadar hata değerlerinin paralel şekilde arttığını göstermiştir. Öte yandan birleşik düzeyde elde edilen hataların yüksek düzeyde elde edilen hatalardan daha düşük olduğu bulunmuştur. Yöntem ve b parametresindeki MPK düzeyi bulguları sonucunda ise SL ve OS yöntemleri için düzeyler arasında anlamlı farklılıklar bulunmazken; H ve OO yöntemlerinin b parametresindeki MPK düzeyinden etkilendiğine ulaşılmıştır. OO yöntemi için birleşik düzeyde elde edilen hata değerleri, a parametresinde MPK düzeyine ilişkin elde edilen bulgulara benzer şekilde yüksek düzeydeki hatalardan daha düşük çıkmıştır. Öte yandan en yüksek sayıda anlamlı farklılıkları veren H yönteminin bulguları da MPK düzeyi arttıkça hata değerlerinin arttığını göstermiştir.

Kestirilen a parametresine ilişkin yanlılık değerleri incelendiğinde, etki büyüklüklerinin .06'dan düşük olduğuna ulaşılmıştır. OHKK değerlerine ilişkin elde

edilen bulgular sonucunda ise dört farklı varyans kaynağında etki büyüklüklerinin orta ya da yüksek düzeyde olduğuna ulaşılmıştır. Buna göre yöntem, a parametresinde MPK düzeyi ve yöntem x b parametresinde MPK düzeyi etkileri standart hata bulgularıyla oldukça benzer örüntüler vermiştir. Yöntem temel etkisi bulgularına göre en yüksek hata değerleri sırasıyla H ve OO yöntemleriyle elde edilmiştir. Yöntem x MPK Oranı varyans kaynağına ilişkin elde edilen bulgular incelendiğinde ise OS yöntemi için değişimlenen oranlar arasında anlamlı farklılıklar bulunmazken; SL yönteminde yalnızca %25 ile %75 MPK oranları arasında kayma oranının düşük olduğu koşul lehine anlamlı farklılık olduğuna ulaşılmıştır. H ve OO yöntemlerinde, ikili karşılaştırmaların neredeyse tamamında anlamlı farklılıklar olduğuna ulaşılmıştır.

Değişimlenen koşullar altında b parametresine ilişkin hata değerlerinin incelendiği birinci alt problemin ikinci bölümü kapsamında, standart hata değerleri için faktöriyel ANOVA bulguları sonucunda anlamlı ve etki büyüklüğü .06'dan büyük dört varyans kaynağı bulunduğuna ulaşılmıştır. Birinci alt problemin ilk bölümünde elde edilen bulgulara benzer şekilde, bu bölümde de en yüksek etkiye sahip varyans kaynağı olarak Yöntem temel etkisi bulunmuştur. Buna göre a parametresine ilişkin bulgulara benzer şekilde tüm yöntemler arasında anlamlı farklılıklar elde edilirken; en yüksek hata değerlerinin OS; en düşük hata değerlerinin ise H yöntemiyle elde ediliyor olması yönüyle bulgular farklılaşmıştır. Etki büyüklüğü yüksek olan bir diğer temel etki ise yetenek dağılımı ile elde edilmiştir. Buna göre en düşük hata değerlerinin sırasıyla N(-.2,1), N(0,1) N(.2,1) dağılımlarıyla elde edildiğine ulaşılmıştır. b parametresinde MPK düzeylerinden elde edilen standart hata ortalama değerleri incelendiğinde ise MPK düzeyi arttıkça hata değerlerinin arttığına ulaşılmıştır. Yöntem x b parametresinde MPK düzeyi ikili etkileşimsel etki sonucunda, SL ve OS yöntemleri için anlamlı farklılıklar bulunamazken; kaymanın olmadığı koşuldan yüksek düzeyde kaymanın bulunduğu koşula kadar paralel olarak hata değerlerinin artış gösterdiği yöntemler SL ve H olmuştur. OO yöntemi için değerlendirildiğinde ise kaymanın olmadığı ve düşük düzeyde olduğu koşullar arasında anlamlı bir farklılaşmanın olmadığına ulaşılmıştır.

Kestirilen b parametresine ilişkin yanlılık değerlerine göre elde edilen bulgular sonucunda ise yetenek dağılımı, b parametresinde kayma ve yetenek dağılımı x b parametresinde kayma varyans kaynaklarının anlamlı ve etki büyüklükleri .06'dan büyük olduğuna ulaşılmıştır. Yetenek dağılımı N(0,1) olduğunda, farklı bir ifadeyle eşitlenen test formlarının uygulandığı grupların yetenek dağılımlarının benzer olması halinde yanlılık değerlerinin daha düşük çıktığına ulaşılmıştır. MPK düzeyine ilişkin bulgular

sonucunda, MPK düzeyi arttıkça hata değerlerinin arttığına ulaşılmıştır. Yetenek dağılımı x MPK düzeyleri ikili etkileşimsel etki bulguları sonucunda, en yüksek hata oranlarının N(-.2,1) dağılımında üretildiğine ulaşılmıştır. b parametresine ilişkin OHKK değerleri için elde edilen bulgular sonucunda ise b parametresi için yöntem temel etkisine ilişkin elde edilen standart hata bulgularıyla benzer şekilde en düşük yanlılık değerini H yönteminin ürettiği bulunmuştur. Yöntem x b parametresindeki MPK düzeyi karşılaştırması sonucunda ise MPK düzeyinin düşük olduğu koşullarda hatanın MPK düzeyinin yüksek olduğu koşullara göre daha düşük olduğuna ulaşılmıştır.

Araştırmanın ikinci alt probleminin ilk bölümünü oluşturan olan eşitlemenin A sabitine ilişkin hata değerlerinin incelenmesi sonucunda, standart hata değerleri için anlamlı ve etki büyüklüğü yüksek olan tek varyans kaynağı yöntem temel etkisi olarak bulunmuştur. Buna göre yöntemler arasında anlamlı farklılıklar olduğuna ulaşılırken; en yüksek standart hata değeri OS; en düşük standart hata değeri ise H yöntemiyle elde edilmiştir. Yanlılık değerlerine ilişkin yapılan analizler sonucunda ise dört farklı varyans kaynağının etki büyüklüğü orta ya da yüksek olarak bulunmuştur. Yöntemler arasındaki ikili karşılaştırmalar sonucunda SL-OS dışındaki tüm yöntem karşılaştırmaları arasında A sabitine ilişkin ortalama standart hata değerleri üzerinde manidar farklılıklar olduğuna ulaşılmıştır. Üretilen yanlılık değerleri incelendiğinde ise standart hata değerlerinin aksine en düşük yanlılık değerleri OS yöntemiyle elde edilmiştir. Yanlılık değerleri üzerinde temel etkiye sahip bir başka varyans kaynağı olarak b parametresinde kayma düzeyi bulunmuştur. Buna göre A sabitine ilişkin yanlılık ortalama değerinin, MPK düzeyi arttıkça yükseldiğine ulaşılmıştır. Ancak ikili karşılaştırmalar sonucunda yalnızca kaymanın olmadığı ve yüksek düzeyde olduğu koşullarda anlamlı farklılıklar bulunmuştur. Yöntem x MPK Oranı ikili etkileşimsel etki bulguları sonucunda yalnızca H ve OO yönteminin bazı koşullarında manidar farklılıklar bulunmuştur. Yöntem x b parametresinde kayma düzeyi ikili etkileşimsel etkisi sonucunda ise MPK oranı bulgusuna benzer şekilde, OO ve SL yöntemleri için anlamlı farklılıklar bulunmazken; kaymanın olmadığı durumlarda en düşük hatayı OS yöntemi, en yüksek hatayı ise H yönteminin ürettiğine ulaşılmıştır. Eşitlemenin A sabitine ilişkin OHKK değerleri incelendiğinde, faktöriyel ANOVA bulgularına göre anlamlı farklılıklar olmasına karşılık etki büyüklüklerinin .06'dan düşük olduğuna ulaşılmıştır.

Araştırmanın ikinci alt probleminin ikinci bölümünü oluşturan eşitlemenin B sabitine ilişkin hata değerlerinin incelenmesi sonucunda, standart hata değerleri için etki büyüklüğünün .06'dan yüksek ve anlamlı olduğu iki varyans kaynağı bulunmuştur. Buna

göre en yüksek temel etki yetenek dağılımı ile elde edilmiştir. Elde edilen bulgular sonucunda, yetenek dağılımına ilişkin ikili karşılaştırmalar sonucunda manidar bir fark olduğuna ulaşılmış ve en düşük standart hata değerleri N(.2,1) yetenek dağılımı ile elde edilmiştir. Etki büyüklüğü yüksek olan bir diğer varyans kaynağı b parametresinde kayma düzeyi etkisine ilişkin bulgular sonucunda standart hata ortalama değerinin, MPK düzeyi arttıkça yükseldiğine ulaşılmıştır. Eşitlemenin B sabitine ilişkin yanlılık değerleri incelendiğinde ise faktöriyel ANOVA bulgularına göre anlamlı farklılıklar olmasına karşılık etki büyüklüklerinin .06'dan düşük olduğuna ulaşılmıştır.

Eşitlemenin B sabitine ilişkin OHKK değerlerine göre standart hata bulgularına benzer şekilde yetenek dağılımı ve b parametresinde kayma varyans kaynaklarının temel ve yüksek düzeyde etkiye sahip olduğuna ulaşılmıştır. Elde edilen bulgular sonucunda, yetenek dağılımı N(.2,1) olduğunda daha düşük OHKK değerleri üretildiği bulunmuştur. b parametresinde kayma düzeyi temel etkisi bulguları sonucunda ise OHKK ortalama değerinin kaymanın olmadığı durumda en düşük olduğuna; düşük ve yüksek kaymada da paralel şekilde hata ortalamasının arttığına ulaşılmıştır. OHKK değerine ilişkin incelenen bir diğer varyans kaynağı *Yetenek Dağılımı x b Parametresinde Kayma*'ikili etkileşimsel etkisi olmuştur. Buna göre en yüksek OHKK değerlerinin yetenek dağılımının N(-.2,1) olduğu koşulda üretildiğine ulaşılmıştır.

Araştırmanın üçüncü alt problemi olan gerçek veri seti ile elde edilen hata değerleri sonucunda, a parametresine ilişkin en yüksek standart hata, yanlılık ve OHKK değerlerinin OS yöntemiyle elde edildiğine ulaşılırken; en düşük standart hata ve OHKK değerlerinin OO yöntemiyle; en düşük yanlılık değerinin ise SL yöntemiyle elde edildiğine ulaşılmıştır. Gerçek veri seti üzerinden kestirilen b parametresine ilişkin en yüksek standart hata ve OHKK değerlerinin OO; en yüksek yanlılık değerinin ise H yöntemiyle elde edildiğine; en düşük standart hata ve OHKK değerlerinin OO ; en düşük yanlılık değerinin ise SL yöntemiyle elde edildiğine ulaşılmıştır. Gerçek veri seti üzerinden eşitlemenin A sabitine ilişkin elde edilen bulgular sonucunda ise standart hata, yanlılık ve OHKK değerleri en yüksek OO yöntemiyle; en düşük OS yöntemiyle elde edilmiştir. Öte yandan gerçek veri setindeki B sabitine ilişkin elde edilen bulgular sonucunda, standart hata, yanlılık ve OHKK değerlerinin en yüksek H yöntemiyle; en düşük OS yöntemiyle elde edildiği bulunmuştur.

Öneriler

Bu araştırma kapsamında elde edilen bulgular doğrultusunda uygulayıcılara ve araştırmacılara yönelik öneriler aşağıda alt başlıklar halinde sunulmuştur.

Uygulayıcılara Yönelik Öneriler

1. Araştırma kapsamında, farklı MPK oranları, MPK türü- büyüklükleri ve yetenek dağılımlarının eşitlemede hata değerlerine etkisi incelenmiştir. Bu bağlamda, MPK oranının artmasının hata değerleri üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğu bulunmuştur. H ve OO yöntemleri MPK oranından etkilenirken; SL ve OS yöntemleri için manidar fark bulunmamıştır. Yöntemler arasındaki bu farklılaşma ise özellikle MPK oranının %75 olduğu koşullarda meydana gelmiştir. Bu nedenle MPK oranının yüksek olduğu uygulamalarda, eşitleme yapılırken daha tutarlı olan ve daha az hata içeren sonuçlar elde edebilmek için SL ve OS yöntemlerinin kullanılması önerilebilir.

2. MPK düzeyine ilişkin elde edilen bulgulara göre MPK oranına benzer şekilde, kayma düzeyi arttıkça, hatalarında yükseldiğine ulaşılmıştır. Genel olarak kayma olmadığında ya da düşük düzeyde olduğunda manidar bir fark bulunmadığı için maddeyi değiştirmenin söz konusu olamayacağı durumlarda düşük düzeyde MPK içeren maddelerin eşitlenecek formlardan çıkarılmaması durumu söz konusu olabilir. Öte yandan, yüksek düzeydeki MPK oranı için H ve OS yöntemlerinin daha hassas olması nedeniyle SL ve OO yöntemlerinin kullanılması önerilebilir.

3. MPK türü için elde edilen bulgular ise yalnızca a ya da yalnızca b parametresinde kayma olduğu durumlarda manidar farklılıkların olduğunu göstermiştir. Buna göre H, OS ve SL yöntemleri kimi zaman daha iyi sonuçlar gösterirken kim zaman oldukça yüksek hata değerleri üretmiştir. OO yöntemi ise diğer yöntemlere nazaran daha tutarlı sonuçlar verdiği için 2PL modellerde eşitleme yapılırken OO yönteminin kullanılması önerilebilir.

4. Farklı yetenek dağılımları ile elde edilen eşitleme hataları değerlendirildiğinde ise eşitleme yapılacak formların benzer yetenek dağılımına sahip bireylere uygulanması; yanlılık değerlerini azaltacak olması yönüyle önerilebilir.

Araştırmacılara Yönelik Öneriler

1. İlgili araştırma kapsamında, kestirilen a ve b parametreleri ile eşitlemenin A ve B sabiti üzerine MPK'nin etkisi incelenmiştir. Buna göre, MPK'nin eşitlenen puanlar ya da yetenek kestirimi üzerine etkileri de incelenebilir.

2. İlgili araştırmada örneklem büyüklüğü 1000 ve test uzunluğu 100 olarak sabit tutulmuştur. Farklı örneklem büyüklüğü ve test uzunluklarında değişimleme yapılarak MPK içeren formlarda eşitleme hataları incelenebilir.

3. İlgili araştırmada ortak maddeler, toplam madde sayısının %20'si olarak alınmıştır. Bu oran minimum ortak madde oranı olarak bilinmektedir. Dolayısıyla farklı ortak madde oranları kullanılmasının eşitleme hataları üzerindeki etkisinin incelenmesi önerilebilir.

4. İlgili araştırmanın benzetim deseninde veriler, 2PL modele uygun olarak üretilmiştir. Rasch, 1PL ya da 3PL modellerine dayalı olarak da incelemeler yapılabilir.

5. İlgili araştırma kapsamında ikili puanlanan maddelerle çalışılmıştır. Çoklu puanlanan maddelerde MPK bulunmasının eşitleme hataları üzerindeki etkisi incelenebilir.

6. İlgili araştırma kapsamında H, SL, OO ve OS yöntemleri kullanılmıştır. Farklı eşitleme yöntemleri arasında karşılaştırmalar yapılarak MPK'den ne düzeyde etkilendikleri ortaya konulabilir.

7. Araştırma kapsamında kullanılan yetenek dağılımı, MPK oranı ve düzeyi değiştirilerek eşitleme hataları üzerindeki etkileri gerçek veri setleri kullanılarak incelenebilir.

KAYNAKLAR

Angoff, W. H. (1984). *Scales, norms, and equivalent scores.* Princeton, NJ: Educational Testing Service.

Akın Arıkan, Ç. (2019). A comparison of kernel equating methods based on neat design. *Eurasian Journal of Educational Research, 19*(82), 27-44. 10.14689/ejer.2019.82.2.

Aksekioğlu, B. (2017). *Madde tepki kuramına dayalı test eşitleme yöntemlerinin karşılaştırılması: PISA 2012 fen testi örneği* (Yayımlanmamış yükseklisans tezi). Akdeniz Üniversitesi, Antalya.

Andersson B., Bränberg, K., and Wiberg, M. (2013a). kequate: The Kernel Method of Test Equating. *R package version 1.6.3.* https://CRAN.R-project.org/package=kequate.

Arce-Ferrer, A. J., and Bulut, O. (2017). Investigating separate and concurrent approaches for item parameter drift in 3PL item response theory equating. *International Journal of Testing, 17*(1), 1-22. 10.1080/15305058.2016.1227825.

Babcock, B., and Albano, A. D. (2012). Rasch scale stability in the presence of item parameter and trait drift. *Applied Psychological Measurement*, *36*(7), 565-580. https://doi.org/10.1177/0146621612455090.

Baker, F. B. (2001). *The basics of item response theory.* ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation, College Park, MD.

Baker, F. B., and Al‐Karni, A. (1991). A comparison of two procedures for computing IRT equating coefficients. *Journal of Educational Measurement*, *28*(2), 147-162. https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1991.tb00350.x.

Battauz, M. (2015). EquateIRT: An r package for IRT test equating. *Journal of Statistical Software, 68*(7), 1-22. https://doi.org/10.18637/jss.v068.i07.

Bock, R. D., Murakl, E., and Pfeiffenberger, W. (1988). Item pool maintenance in the presence of item parameter drift. *Journal of Educational Measurement, 25*(4), 275-285. https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1988.tb00308.x.

Bowerman, B. L., and O'Connell, R. T. (1990). *Linear statistical models: An applied approach* (2nd ed.). Belmont, CA: Duxbury.

Bränberg, K., and Wiberg, M. (2011). Observed score linear equating with covariates. *Journal of Educational Measurement, 48*(4), 419-440. https://www.jstor.org/stable/41427533.

Browne, M. W., and Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen and J. S. Long (Ed.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.

Cattell, R. B. (1996b). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research, 1*, 245–276.

Chen, D. F. (2021). *Impact of item parameter drift on IRT linking methods* (Unpublished doctoral dissertation). The University of North Carolina Greensboro, ABD.

Chen, Q. (2013). *Remove or keep: Linking items showing item parameter drift* (Unpublished doctoral dissertation). Michigan State University, Michigan, ABD.

Chen, W. H., and Thissen, D. (1997). Local dependence indexes for item pairs using item response theory. *Journal of Educational and Behavioral Statistics, 22*(3), 265-289. https://doi.org/10.2307/1165285.

Christensen, K. B., Makransky, G., and Horton, M. (2017). Critical values for Yen's Q_3: identification of local dependence in the Rasch model using residual correlations. *Applied Psychological Measurement, 41*(3), 178–194. https://doi.org/10.1177/0146621616677520.

Chu, K. L., and Kamata, A. (2003). *Test equating with the presence of DIF*. Paper presented at the annual meeting of American Educational Research Association, Chicago.

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.

Cohen, J. (2013). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Routledge Academic.

Cohen, A. S., and Kim, S. (1998). An investigation of linking methods under the graded response model. *Applied Measurement In Education, 22*(2), 116-130. https://doi.org/10.1177/01466216980222002.

Cohen, R. J., and Swerdlik, M. (2009). *Psychological testing and assessment*: *An introduction to tests and measurement* (7th ed.). New York: McGraw-Hill.

Cook, L. L., and Paterson, N. S. (1987). Problems related to the use of conventional and item response theory equating methods in less than optimal circumstances. *Applied Psychological Measurement, 11*(3), 225- 244. https://doi.org/10.1177/014662168701100302.

Crocker, L., and Algina, J. (1986) *Introduction to classical and modern test theory*. Harcourt, New York, 527.

Çokluk, Ö., Şekercioğlu, G. ve Büyüköztürk, Ş. (2012). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik: SPSS ve LISREL uygulamaları.* Ankara: Pegem Akademi.

de Ayala, R. J. (2009). *The theory and practice of item response theory*. New York: The Guilford Press.

DeMars, C. (2010). *Item response theory.* New York: Oxford University Press.

DeMars, C. E. (2004). Detection of item parameter drift over multiple test administrations. *Applied Measurement in Education, 17(3),* 265- 300. https://doi.org/10.1207/s15324818ame1703_3.

Demirus, K. B. (2015). *Ortak maddelerin değişen madde fonksiyonu gösterip göstermemesi durumunda test eşitlemeye etkisinin farklı yöntemlerle incelenmesi* (Yayımlanmamış doktora tezi). Hacettepe Üniversitesi, Ankara.

Desa, Z. N. (2012). *Bi-factor multidimensional item response theory modeling for subscores estimation, reliability, and classification* (Unpublished doctoral dissertation). University of Kansas, ABD.

Dooley, K. (2002), Simulation research methods. In J. Baum (Ed.), *Companion to organizations* (pp. 829-848). London: Blackwell.

Donoghue, J. R., and Isham, S. P. (1998). A comparison of procedures to detect item parameter drift. *Applied Psychological Measurement, 22*(1), 33-51. https://doi.org/10.1177/01466216980221002.

Dorans, N. J., and Kingston, N. M. (1985). The Effects of violations of unidimensionality on the estimation of item and ability parameters and on item response theory equating of the GRE verbal scale. *Journal of Educational Measurement. 22*(4), 249-262.

Dorans, N. J., and Puhan, G. (2017). Contributions to score linking theory and practice. In R. E. Bennett and M. v. Davier (Ed.), *Advancing human assessment the methodological, psychological and policy contributions of ETS* (pp. 79- 132). Springer Open.

Draba, R. E. (1977). *The identification and interpretation of item bias.* Chicago, IL: The University of Chicago, Department of Education, Education Statistics Laboratory.

Field, A. (2009). *Discovering statistics using spss.* Sage Publications Ltd., London.

Field, A. (2013). *Discovering statistics using ıbm spss statistics*. Sage Publications Ltd., London.

Fishman, G. S., and Kiviat, P. J. (1968). The statistics of discrete-event simulation. *Simulation, 10*(4), 185- 195. https://doi.org/10.1177/003754976801000406.

Goldstein, H. (1983). Measuring changes in educational attainment over time: problems and possibilities. *Journal of Educational Measurement. 20*(4), 369-377.

Gonulates, E. (2022). irt: Item Response Theory and Computerized Adaptive Testing Functions. R package version 0.2.7. https://CRAN.R-project.org/package=irt.

Gök, B. ve Kelecioğlu, H. (2014). Denk olmayan gruplarda ortak madde deseni kullanılarakmadde tepki kuramına dayalı eşitleme yöntemlerinin karşılaştırılması. *Mersin Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi, 10*(1), 120- 136.

Guo, F., and Wang, L. (2003, April). *Online calibration and scale stability of a CAT program*. Paper presented at the annual meeting of the National Council on Measurement in Education, Chicago, IL.

Haertel, E. H. (2004). *The behavior of linking items in test equating.* Los Angeles, CA: Center for the Study of Evaluation (CSE), National Center for Research on Evaluation, Standards, and Student Testing (CRESST).

Haebara, T. (1980). Equating lojistic ability scales by a weighted least squares method. *Japanese Psychological Research, 22*(3), 144-149.

Hair, J., Black, W. C., Babin, B. J., and Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Upper Saddle River, New Jersey: Pearson Educational International.

Haladyna, T. M., Nolen, S. B., and Haas, N. S. (1991). Raising standardized achievement test scores and the origins of test score pollution. *Educational Researcher, 20*(5), 2-7. https://doi.org/10.3102/0013189X020005002.

Hambleton, R. K., Swaminathan, H., and Rogers, H.J. (1991). *Fundamentals of item response theory*. Newbury Park, CA: Sage Press.

Han, K. T. (2008). *Impact of item parameter drift on test equating and proficiency estimates* (Unpublished doctoral dissertation). University of Massachusetts Amherst.

Han, K. T., Wells, C., and Sireci, S.G. (2012). The impact of multidirectional item parameter drift on IRT scaling coefficients and proficiency estimates. *Applied Measurement in Education, 25*(2), 97- 117. 10.1080/08957347.2012.660000.

Hanson, B. A., and Beguin, A. A. (2002). Obtaining a common scale for item response theory item parameters using separate versus concurrent estimation in the common-item equating design. *Applied Psychological Measurement, 26*(1), 3-24. https://doi.org/10.1177/0146621602026001001.

Harris, D. J., and Crouse, J. D. (1993). A study of criteria used in equating. *Applied Measurement in Education, 6*(3), 195-240.

He, Y., Cui, Z., and Osterlind, S. J. (2015). New robust scale transformation methods in the presence of outlying common items. *Applied Psychological Measurement, 39*(8), 613-626. https://doi.org/10.1177/0146621615587003.

Holland, P. W. (2007). A framework and history for score linking. In N. J. Dorans, M. Pommerich and P. W. Holland (Ed.), *Linking and aligning scores and scales* (pp. 5–30). Springer Science + Business Media. https://doi.org/10.1007/978-0-387-49771-6_2.

Hori, K., Fukuhara, H., and Yamada, T. (2020). Item response theory and its applications in educational measurement Part II: Theory and practices of test equating in item response theory. *WIREs Computational Statistics, 14*, 2-19. https://doi.org/10.1002/wics.1531.

Horn, R. L. V. (1971). Validation of simulation results. *Management Science, 17*(5), 247-258.

Huang, C. Y., and Shyu, C. Y. (2003). *The impact of item parameter drift on equating*. National Council on Measurement in Education, Chicago.

Hu, H., Rogers, W. T., and Vukmirovic, Z. (2008). Investigation of IRT-based equating methods in the presence of outlier common items. *Applied Psychological Measurement, 32*(4), 311-333.

Hulin, C. L., Lissak, R. I., and Drasgow, F. (1982). Recovery of two-and three-parameter logistic item characteristic curves: A monte carlo study. *Applied Psychological Measurement, 6*(3), 249-260. https://doi.org/10.1177/014662168200600301.

Jurich, D. P., DeMars, C. E., and Goodman, J. T. (2012). Investigating the impact of compromised anchor items on IRT equating under the nonequivalent anchor test design. *Applied Psychological Measurement, 36*(4), 291-308. 10.1177/0146621612445575.

Karkee, T. B., and Wright, K. R. (2004). *Evaluation of linking methods for placing three-parameter logistic item parameter estimates onto a one parameter scale.* Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research, US: San Diego, California, April 16.

Keller, L. A., and Keller, R. R. (2011). The long-term sustainability of different item response theory scaling methods. *Educational and Psychological Measurement, 71*(2), 362- 379. https://doi.org/10.1177/0013164410375111.

Keller, L. A., and Keller, R. R. (2015). The effect of changing content on IRT scaling methods. *Applied Measurement in Education, 28*(2), 99-114. 10.1080/08957347.2014.1002922.

Kilmen, S. (2010). *Madde tepki kuramına dayalı test eşitleme yöntemlerinden kestirilen eşitleme hatalarının örneklem büyüklüğü ve yetenek dağılımına göre karşılaştırılması (*Yayımlanmamış doktora Tezi). Ankara Üniversitesi, Eğitim Bilimleri Enstitüsü, Ankara.

Kim, H. Y. (2014). *A comparison of smoothing methods for the common item nonequivalent groups design* (Unpublished doctoral dissertation). University of Iowa.

Kim, S., and Cohen, A. S. (1996). *A comparison of linking and concurrent calibration under item response theory.* American Educational Research Association, Newyork.

Kim, S., and Lee, W. C. (2006). An extension of four IRT linking methods for mixed-format tests. *Journal of Educational Measurement, 43*(1), 53-76. https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.2006.00004.x.

Kingsbury, G. G., and Wise, S. L. (2020). Three measures of test adaptation based on optimal test information. *Journal of Computerized Adaptive Testing, 8*(1) 1-19. https://doi.org/10.7333/jcat.v8i1.80.

Klein, L. W., and Jarjoura, D. (1985). The importance of content representation for common-item equating with nonrandom groups. *Journal of Educational Measurement, 22*(3), 197-206. https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1985.tb01058.x.

Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (5th ed.). New York: The Guilford Press.

Koğar, H. (2018). An examination of parametric and nonparametric dimensionality assessment methods with exploratory and confirmatory mode. *Journal of Education and Learning, 7*(3), 148- 158. https://doi.org/10.5539/jel.v7n3p148.

Kolen, M. J. (1988). Traditional Equating Methodology. *Educational Measurement: Issues and Practice, 7* (4), 29-36. https://doi.org/10.1111/j.1745-3992.1988.tb00843.x.

Kolen, M. J., and Brennan, R. L. (1995). Test equating: Methods and practices. *Psychometrika, 62*(2), 287- 290. 0033-3123/97/$00.75/0.

Kolen, M. J., and Brennan, R. L. (2004). *Test equating, scaling, and linking: Methods and practices* (2nd ed.). Springer.

Kopp, J. P., and Jones, A. T. (2020). Impact of item parameter drift on rasch scale stability in small samples over multiple administrations. *Applied Measurement in Education, 33*(1), 24-33. 10.1080/08957347.2019.1674303.

Leary, L. F., and Dorans, N. J. (1985). Implications for altering the context in which test items appear: a historical perspective on an immediate concern. *Review of Educational Research. 55(*3), 387-413. https://doi.org/10.2307/1170392.

Lee, W. C. (2010). Classification consistency and accuracy for complex assessments using item response theory. *Journal of Educational Measurement, 47*(1), 1-17. 10.1111/j.1745-3984.2009.00096.x.

Lee, W. C., and Ban J. C. (2009). A comparison of IRT linking procedures. *Applied Measurement in Education, 23*(1), 23- 48. 10.1080/08957340903423537.

Lee, W. C., Hanson, B. A., and Brennan, R. L. (2002). Estimating consistency and accuracy indices for multiple classifications. *Applied Psychological Measurement, 26*(4), 412-432. 10.1177/014662102237797.

Lehman, R. S., and Bailey, D. E. (1968). *Digital computing: Fortran IV and its applications in behavioral science.* New York: John Wiley.

Leoncio, W., Wiberg, N., and Battauz, M. (2023). Evaluating equating transformations in IRT observed-score and kernel equating methods. *Applied Psychological Measurement, 47*(2), 123- 140. 10.1177/01466216221124087.

Li, X. (2008). An investigation of the item parameter drift in the examination for the certificate of proficiency in english (ECPE). *Spaan Fellow Working Papers in Second or Foreign Language Assessment, 6*, 1-28.

Li, Y. (2012). *Examining the impact of drifted polytomous anchor items on test characteristic curve (TCC) linking and IRT true score equating.* (Report No. RR-12-09). Educational Testing Service.

Linn, R. L. (1993). Linking results of distinct assessments. *Applied Measurement in Education, 6*(1), 83–102. https://doi.org/10.1207/s15324818ame0601_5.

Livingston, S. A. (2004). *Equating test scores (without IRT).* Princeton, NJ: ETS.

Loyd, B. H., and Hoover, H. D. (1980). Vertical equating using the rasch model. *Journal of Educational Measurement, 17* (3), 179-193. https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1980.tb00825.x.

MacCallum, R. C., Browne, M. W., and Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods, 1*(2), 130-149. https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.2.130.

Magis, D., and Raiche, G. (2011). catR: An R package for computerized adaptive testing. *Applied Psychological Measurement, 35*(7). https://doi.org/10.1177/0146621611407482.

Marco, G. L. (1977). Item characteristic curve solutions to three intractable testing problems. *Journal of Educational Measurement, 14* (2), 139- 160. https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1977.tb00033.x.

McCoy, K. M. (2010). *Impact of item parameter drift on examinee ability measures in a computer adaptive environment* (Unpublished doctoral dissertation). University of Illinois at Chicago, Chicago, Illinois.

Menard, S. (1995). *Applied logistic regression analysis*. Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-106. Thousand Oaks, CA: Sage.

Meng, Y. (2012). *Comparison of kernel equating and item response theory equating methods* (Unpublished doctoral dissertation). US: University of Massachusetts.

Meyers, J. L., Miller, G. E., and Way, W. D. (2009). Item position and item difficulty change in an IRT-based common item equating design. *Applied Measurement in Education, 22*(1), 38-60. 10.1080/08957340802558342.

Mislevy, R. J. (1992). *Linking educational assessments: Concepts, issues, methods, and prospects*. Princeton: Educational Testing Service.

Mutluer, C., and Çakan, M. (2023). Comparison of test equating methods based on classical test theory and item response theory. *Uludağ Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi, 36*(3), 866- 906. https://doi.org/10.19171/uefad.1325587.

Navarro, D. J. (2015). Learning statistics with R: A tutorial for psychology students and other beginners. (Version 0.6) University of New South Wales. Sydney, Australia.

Naylor, T. H., and Finger, J. (1967). Verification of computer simulation models. *Management Science, 14*(2), 92- 101.

Norman Dvorak, R. L. (2009). *A comparison of kernel equating to the test characteristic curve method* (Unpublished Doctoral dissertation). Nebraska: University of Nebraska.

OECD (2019a). *PISA 2018 assessment and analytical framework*. Paris: OECD Publishing.

Ogasawara, H. (2000). Asymptotic standard errors of IRT equating coefficients using moments. *Economic Review, 51*(1), 1-23.

Oh, S. (2000). *Comparison of traditional and item response theory equating using arm and shoulder girdle muscular strength and endurance tests* (Unpublished doctoral dissertation). University of Georgia, Athens, Georgia.

Partchev, I., and Maris, G. (2022). irtoys: A Collection of Functions Related to Item Response Theory (IRT). R package version 0.2.2. https://CRAN.R-project.org/package=irtoys.

Petersen, N. S., Cook, L. L., and Stocking, M. L. (1983). IRT versus conventional equating methods: a comparative study of scale stability. *Journal of Educational Statistics, 8*(2), 137- 156. https://doi.org/10.2307/1164922.

Revelle, W. (2023). psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research. Northwestern University, Evanston, Illinois. R package version 2.3.9. https://CRAN.R-project.org/package=psych.

Robitzsch, A. (2023). sirt: Supplementary Item Response Theory Models. R package version 3.13-228. https://CRAN.R-project.org/package=sirt.

Roded, K. (2017). *The concept of drift and operationalization of its detection in simulated data* (Unpublished doctoral dissertation). The University of British Columbia, Vancouver, Canada.

Risk, N. M. (2015). *The impact of item parameter drift in computer adaptive testing (CAT)* (Unpublished doctoral dissertation). University of Illinois at Urbana Champaign, Urbana, Illinois.

Rizopoulos, D. (2006). ltm: An r package for latent variable modelling and item response theory analyses. *Journal of Statistical Software, 17*(5), 1-25. https://doi.org/10.18637/jss.v017.i05.

R Core Team (2023). R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. https://www.R-project.org/.

Sansivieri, V., Wiberg, M., and Matteucci, M. (2017). A review of test equating methods with a special focus on IRT-based approaches. *Statistica, 77*(4), 329- 352.

Sargent, R. G. (1979). *Validation of simulation models.* Winter Simulation Conference.

Setiawan, R. (2019). A comparison of score equating conducted using haebara and stocking lord method for polytomous. *European Journal of Research, 8*(4), 1071-1079. 10.12973/eu-jer.8.4.1071.

Smith, M. L. (1991). Meanings of test preparation. *American Educational Research Journal, 28*(3), 521-542. https://doi.org/10.2307/1163147.

Speron, E. (2009). *A comparison of metric linking procedures in item response theory* (Unpublished doctoral dissertation). Illinois, Chicago: University Of Illinois.

Stahl, J., Bergstrom, B., and Shneyderman, O. (2002). *Impact of item drift on person measurement*. American Educational Research Association, New Orleans, LA.

Stahl, J.A., and Muckle, T. (2007). *Investigating displacement in the Winsteps Rasch calibration application*. American Educational Research Association, Chicago, IL.

Stone, C. A., and Lane, S. (1991). Use of restricted item response theory models for examining the stability of item parameter estimates over time. *Applied Measurement in Education, 4*(2), 125-41.

Sukin, T., and Keller, L. (2008). *The effect of deleting anchor on the classification of examinees.* NERA Conference Proceedings. http://digitalcommons.uconn.edu/nera_2008/19.

Sünbül, Ö. ve Ömür Sünbül, S. (2016). Değişen madde fonksiyonunun belirlenmesinde kullanılan yöntemlerde I. tip hata ve güç çalışması. *Elementary Education Online, 15* (3), 882- 897. http://dx.doi.org/10.17051/io.2016.10640.

Stocking, M. L., and Lord, F. M. (1983). Developing a common metric in item response theory. *Applied Psychological Measurement, 7*(2), 201- 210. https://doi.org/10.1177/014662168300700208.

Tabachnick, B. G., and Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics* (6th ed.). Boston, MA: Pearson.

Taylor, C. S., and Lee, Y. (2010). Stability of rasch scales over time. *Applied Measurement in Education, 23*(1), 87-113. https://doi.org/10.1080/08957340903423701.

Uysal, İ., Şahin Kürşad, M. ve Kılıç, A. F. (2022). Effect of item parameter drift in mixed format common items on test equating. *Participatory Educational Research, 9*(5), 143-160. 10.17275/per.22.108.9.5.

von Davier, A. A., and Wilson, C. (2007). IRT true-score test equating a guide through assumptions and applications. *Educational and Psychological Measurement, 67*(6), 940 -957. 10.1177/0013164407301543.

Wells, C. S., Subkoviak, M. J., and Serlin, R. C. (2002). The effect of item parameter drift on examinee ability estimates. *Applied Psychological Measurement, 26*(1), 77-87. https://doi.org/10.1177/0146621602026001005.

Whitely, S. E., and Dawis, R. V. (1976). The influence of test context on item difficulty. *Educational and Psychological Measurement, 36*(2), 329-337. https://doi.org/10.1177/001316447603600211.

Wiberg, M., and Bränberg, K. (2015). Kernel equating under the non-equivalent groups with covariates design. *Applied Psychological Measurement, 39*(5), 349-361. https://doi.org/10.1177/0146621614567939.

Wickham, H., François, R., Henry, L., Müller, K., and Vaughan, D. (2023). dplyr: A Grammar of Data Manipulation. R package version 1.1.3. https://CRAN.R-project.org/package=dplyr.

Witt, E. A., Stahl, J. A., Bergstrom, B. A., and Muckle, T. (2003). *Impact of item drift with non-normal distributions*. American Educational Research Association, Chicago, IL.

Wollack, J. A., Sung, H. J., and Kang, T. (2006). *The impact of compounding item parameter drift on ability estimation.* National Council on Measurement in Education, San Francisco, CA.

Yen, W. M. (1980). The extent, causes and importance of context effects on item parameters for two latent trait models. *Journal of Educational Measurement. 17*(4), 297-311. https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1980.tb00833.x.

Yurtçu, M. ve Güzeller, C. O. (2018). Investigation of equating error in tests with differential item functioning. *International Journal of Assessment Tools in Education, 5*(1), 50-57. https://doi.org/10.21449/ijate.316420.

EKLER

EK 1. Kestirilen a ve b Parametrelerine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

EK 1.1. MPK'li Madde Oranının %0 olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi, Yetenek Dağılımı ve Eşitleme Yöntemleri Altında a ve b Parametresine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	Yetenek Dağılımı	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
		a	b	a	b	a	b	a	b
H	N(0,1)	Kayma yok	Kayma yok	0,587	1,327	0,047	0,188	0,585	1,314
	N(.2,1)	Kayma yok	Kayma yok	0,598	1,451	0,044	0,406	0,596	1,393
	N(-.2,1)	Kayma yok	Kayma yok	0,539	1,192	0,046	0,419	0,046	0,419
OO	N(0,1)	Kayma yok	Kayma yok	0,589	1,327	0,046	0,189	0,588	1,314
	N(.2,1)	Kayma yok	Kayma yok	0,601	1,450	0,044	0,410	0,600	1,391
	N(-.2,1)	Kayma yok	Kayma yok	0,542	1,190	0,046	0,418	0,046	0,419
OS	N(0,1)	Kayma yok	Kayma yok	0,583	1,339	0,057	0,190	0,580	1,325
	N(.2,1)	Kayma yok	Kayma yok	0,596	1,460	0,056	0,412	0,594	1,401
	N(-.2,1)	Kayma yok	Kayma yok	0,541	1,193	0,056	0,416	0,046	0,419
SL	N(0,1)	Kayma yok	Kayma yok	0,588	1,327	0,047	0,189	0,587	1,313
	N(.2,1)	Kayma yok	Kayma yok	0,600	1,448	0,044	0,406	0,599	1,390
	N(-.2,1)	Kayma yok	Kayma yok	0,541	1,190	0,045	0,418	0,046	0,419

EK 1.2. MPK'li Madde Oranının %25 ve Yetenek Dağılımının N(0,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında a ve b Parametresine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	b	a	b	a	b	a	b
H	Kayma yok	Birleşik	0,827	1,066	0,215	0,246	0,799	1,037
	Düşük	Düşük	1,354	0,822	0,606	0,263	1,211	0,779
	Kayma yok	Düşük	1,075	1,091	0,398	0,224	0,999	1,068
	Yüksek	Düşük	1,426	0,809	0,663	0,306	1,263	0,749
	Birleşik	Kayma yok	0,620	1,289	0,050	0,184	0,618	1,276
	Düşük	Kayma yok	0,607	1,312	0,045	0,194	0,605	1,298
	Yüksek	Kayma yok	0,673	1,237	0,081	0,187	0,668	1,223
	Düşük	Yüksek	1,278	0,889	0,556	0,423	1,151	0,782
	Kayma yok	Yüksek	1,252	0,888	0,523	0,173	1,137	0,871
	Yüksek	Yüksek	1,333	0,870	0,586	0,420	1,198	0,762
OO	Kayma yok	Birleşik	0,586	1,281	0,043	0,222	0,584	1,261
	Düşük	Düşük	0,686	1,182	0,093	0,187	0,679	1,167
	Kayma yok	Düşük	0,581	1,292	0,045	0,203	0,579	1,276
	Yüksek	Düşük	0,786	1,107	0,182	0,229	0,765	1,083
	Birleşik	Kayma yok	0,747	1,168	0,138	0,179	0,734	1,154
	Düşük	Kayma yok	0,700	1,210	0,105	0,189	0,692	1,196
	Yüksek	Kayma yok	0,796	1,134	0,183	0,183	0,775	1,120
	Düşük	Yüksek	0,692	1,168	0,104	0,293	0,685	1,131
	Kayma yok	Yüksek	0,548	1,363	0,040	0,256	0,598	1,244
	Yüksek	Yüksek	0,797	1,082	0,179	0,257	0,777	1,051
OS	Kayma yok	Birleşik	0,598	1,270	0,058	0,221	0,595	1,251
	Düşük	Düşük	0,541	1,352	0,066	0,188	0,537	1,339
	Kayma yok	Düşük	0,515	1,391	0,090	0,208	0,507	1,375
	Yüksek	Düşük	0,546	1,352	0,062	0,238	0,542	1,331
	Birleşik	Kayma yok	0,592	1,323	0,053	0,190	0,590	1,310
	Düşük	Kayma yok	0,586	1,331	0,049	0,198	0,584	1,316
	Yüksek	Kayma yok	0,578	1,342	0,051	0,198	0,576	1,327
	Düşük	Yüksek	0,495	1,413	0,097	0,281	0,485	1,385
	Kayma yok	Yüksek	0,507	1,413	0,103	0,254	0,496	1,390
	Yüksek	Yüksek	0,506	1,401	0,100	0,242	0,496	1,379
SL	Kayma yok	Birleşik	0,585	1,279	0,042	0,231	0,584	1,258
	Düşük	Düşük	0,615	1,244	0,048	0,208	0,613	1,227
	Kayma yok	Düşük	0,508	1,460	0,091	0,213	0,500	1,445
	Yüksek	Düşük	0,646	1,215	0,068	0,255	1,263	0,749
	Birleşik	Kayma yok	0,630	1,282	0,054	0,184	0,628	1,268
	Düşük	Kayma yok	0,631	1,295	0,055	0,193	0,629	1,280
	Yüksek	Kayma yok	0,697	1,221	0,101	0,187	0,690	1,207
	Düşük	Yüksek	0,566	1,301	0,042	0,335	0,564	1,257
	Kayma yok	Yüksek	0,548	1,363	0,060	0,194	0,544	1,349
	Yüksek	Yüksek	0,593	1,271	0,047	0,321	0,591	1,229

EK 1.3. MPK'li Madde Oranının %25 ve Yetenek Dağılımının N(.2,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında a ve b Parametresine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	b	a	b	a	b	a	b
H	Kayma yok	Birleşik	0,801	1,144	0,192	0,228	0,778	1,121
	Düşük	Düşük	1,356	0,879	0,608	0,210	1,212	0,853
	Kayma yok	Düşük	0,956	1,420	0,304	0,634	0,086	0,365
	Yüksek	Düşük	1,405	0,851	0,648	0,198	1,247	0,828
	Birleşik	Kayma yok	1,265	0,843	0,536	0,148	1,145	0,830
	Düşük	Kayma yok	0,609	1,460	0,044	0,448	0,607	1,389
	Yüksek	Kayma yok	0,677	1,384	0,089	0,434	0,672	1,314
	Düşük	Yüksek	1,265	0,843	0,536	0,148	1,145	0,830
	Kayma yok	Yüksek	1,166	1,051	0,462	0,323	1,071	1,000
	Yüksek	Yüksek	1,325	0,818	0,581	0,169	1,191	0,800
OO	Kayma yok	Birleşik	0,587	1,351	0,044	0,269	0,585	1,324
	Düşük	Düşük	0,705	1,272	0,109	0,332	0,697	1,228
	Kayma yok	Düşük	0,591	1,392	0,042	0,352	0,589	1,346
	Yüksek	Düşük	0,786	1,203	0,182	0,308	0,764	1,163
	Birleşik	Kayma yok	0,702	1,208	0,102	0,233	0,694	1,186
	Düşük	Kayma yok	0,705	1,348	0,105	0,411	0,697	1,283
	Yüksek	Kayma yok	0,808	1,277	0,196	0,410	0,784	1,209
	Düşük	Yüksek	0,702	1,208	0,102	0,233	0,694	1,186
	Kayma yok	Yüksek	0,590	1,319	0,042	0,243	0,589	1,296
	Yüksek	Yüksek	0,806	1,133	0,187	0,233	0,784	1,108
OS	Kayma yok	Birleşik	0,600	1,339	0,058	0,267	0,598	1,312
	Düşük	Düşük	0,557	1,437	0,058	0,357	0,554	1,392
	Kayma yok	Düşük	0,523	1,489	0,086	0,365	0,516	1,444
	Yüksek	Düşük	0,545	1,446	0,066	0,343	0,541	1,405
	Birleşik	Kayma yok	0,513	1,443	0,097	0,264	0,504	1,419
	Düşük	Kayma yok	0,593	1,462	0,051	0,429	0,591	1,398
	Yüksek	Kayma yok	0,586	1,475	0,053	0,439	0,584	1,408
	Düşük	Yüksek	0,513	1,443	0,097	0,264	0,504	1,419
	Kayma yok	Yüksek	0,503	1,456	0,105	0,262	0,491	1,432
	Yüksek	Yüksek	0,513	1,452	0,090	0,275	0,505	1,425
SL	Kayma yok	Birleşik	0,586	1,343	0,043	0,256	0,584	1,318
	Düşük	Düşük	0,638	1,304	0,057	0,293	0,635	1,270
	Kayma yok	Düşük	0,506	1,643	0,099	0,532	0,496	1,554
	Yüksek	Düşük	0,658	1,271	0,077	0,272	0,653	1,241
	Birleşik	Kayma yok	0,585	1,302	0,046	0,208	0,584	1,286
	Düşük	Kayma yok	0,634	1,450	0,053	0,465	0,632	1,373
	Yüksek	Kayma yok	0,703	1,374	0,110	0,446	0,695	1,300
	Düşük	Yüksek	0,585	1,302	0,046	0,208	0,584	1,286
	Kayma yok	Yüksek	0,532	1,469	0,070	0,347	0,528	1,428
	Yüksek	Yüksek	0,612	1,270	0,047	0,204	0,610	1,254

EK 1.4. MPK'li Madde Oranının %25 ve Yetenek Dağılımının N(-.2,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında a ve b Parametresine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	b	a	b	a	b	a	b
H	Kayma yok	Birleşik	0,871	1,170	0,229	0,627	0,841	0,988
	Düşük	Düşük	1,292	0,959	0,641	0,698	1,121	0,658
	Kayma yok	Düşük	1,111	0,841	0,504	0,251	0,990	0,803
	Yüksek	Düşük	1,451	1,004	0,679	0,695	1,282	0,725
	Birleşik	Kayma yok	0,545	1,177	0,045	0,425	0,543	1,097
	Düşük	Kayma yok	0,554	1,156	0,055	0,382	0,551	1,091
	Yüksek	Kayma yok	0,678	1,228	0,090	0,407	0,672	1,158
	Düşük	Yüksek	1,204	1,038	0,579	0,769	1,056	0,697
	Kayma yok	Yüksek	1,206	0,867	0,582	0,513	1,056	0,699
	Yüksek	Yüksek	1,348	1,157	0,600	0,854	1,207	0,781
OO	Kayma yok	Birleşik	0,608	1,351	0,047	0,576	0,606	1,222
	Düşük	Düşük	0,633	1,142	0,103	0,565	0,624	0,993
	Kayma yok	Düşük	0,532	1,209	0,042	0,500	0,531	1,101
	Yüksek	Düşük	0,791	1,176	0,183	0,550	0,770	1,039
	Birleşik	Kayma yok	0,662	1,080	0,139	0,447	0,647	0,983
	Düşük	Kayma yok	0,632	1,091	0,110	0,417	0,622	1,008
	Yüksek	Kayma yok	0,798	1,142	0,188	0,437	0,776	1,055
	Düşük	Yüksek	0,629	1,157	0,108	0,605	0,620	0,986
	Kayma yok	Yüksek	0,530	1,267	0,047	0,637	0,528	1,095
	Yüksek	Yüksek	0,793	1,232	0,180	0,672	0,772	1,033
OS	Kayma yok	Birleşik	0,616	1,344	0,051	0,577	0,614	1,214
	Düşük	Düşük	0,500	1,267	0,061	0,541	0,496	1,146
	Kayma yok	Düşük	0,467	1,294	0,077	0,485	0,461	1,200
	Yüksek	Düşük	0,549	1,391	0,062	0,522	0,546	1,290
	Birleşik	Kayma yok	0,516	1,212	0,053	0,429	0,514	1,134
	Düşük	Kayma yok	0,526	1,191	0,057	0,402	0,523	1,121
	Yüksek	Kayma yok	0,577	1,336	0,053	0,410	0,575	1,271
	Düşük	Yüksek	0,453	1,335	0,091	0,572	0,444	1,206
	Kayma yok	Yüksek	0,446	1,372	0,097	0,616	0,436	1,226
	Yüksek	Yüksek	0,508	1,493	0,096	0,628	0,499	1,354
SL	Kayma yok	Birleşik	0,608	1,357	0,045	0,594	0,606	1,220
	Düşük	Düşük	0,559	1,221	0,047	0,602	0,557	1,062
	Kayma yok	Düşük	0,476	1,251	0,065	0,305	0,471	1,213
	Yüksek	Düşük	0,639	1,311	0,061	0,595	0,636	1,168
	Birleşik	Kayma yok	0,549	1,170	0,049	0,414	0,547	1,094
	Düşük	Kayma yok	0,574	1,134	0,066	0,363	0,570	1,074
	Yüksek	Kayma yok	0,699	1,208	0,107	0,394	0,691	1,142
	Düşük	Yüksek	0,509	1,296	0,043	0,660	0,507	1,116
	Kayma yok	Yüksek	0,490	1,256	0,054	0,486	0,487	1,159
	Yüksek	Yüksek	0,580	1,444	0,045	0,738	0,578	1,241

EK 1.5. MPK'li Madde Oranının %50 ve Yetenek Dağılımının N(0,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında a ve b Parametresine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	b	a	b	a	b	a	b
H	Kayma yok	Birleşik	0,688	1,200	0,085	0,190	0,683	1,185
	Düşük	Düşük	1,022	0,964	0,362	0,289	0,956	0,920
	Kayma yok	Düşük	1,475	0,785	0,692	0,261	1,303	0,740
	Yüksek	Düşük	1,093	0,926	0,423	0,244	1,008	0,894
	Birleşik	Kayma yok	0,652	1,273	0,072	0,184	0,648	1,259
	Düşük	Kayma yok	0,656	1,264	0,072	0,186	0,652	1,250
	Yüksek	Kayma yok	0,669	1,245	0,086	0,180	0,663	1,232
	Düşük	Yüksek	1,087	0,989	0,407	0,490	1,008	0,859
	Kayma yok	Yüksek	0,925	1,069	0,280	0,499	0,882	0,945
	Yüksek	Yüksek	1,170	0,959	0,479	0,485	1,067	0,827
OO	Kayma yok	Birleşik	0,601	1,266	0,046	0,303	0,599	1,230
	Düşük	Düşük	0,834	1,068	0,216	0,282	0,806	1,030
	Kayma yok	Düşük	0,596	1,262	0,047	0,264	0,594	1,234
	Yüksek	Düşük	1,035	0,952	0,380	0,249	0,963	0,919
	Birleşik	Kayma yok	0,915	1,058	0,283	0,163	0,870	1,045
	Düşük	Kayma yok	0,836	1,107	0,213	0,175	0,809	1,093
	Yüksek	Kayma yok	1,018	0,999	0,362	0,181	0,952	0,982
	Düşük	Yüksek	0,844	1,090	0,220	0,446	0,815	0,994
	Kayma yok	Yüksek	0,594	1,299	0,041	0,447	0,593	1,220
	Yüksek	Yüksek	1,032	0,995	0,377	0,448	0,961	0,889
OS	Kayma yok	Birleşik	0,632	1,234	0,063	0,306	0,629	1,195
	Düşük	Düşük	0,639	1,228	0,068	0,273	0,635	1,198
	Kayma yok	Düşük	0,537	1,341	0,068	0,261	0,533	1,316
	Yüksek	Düşük	0,634	1,230	0,067	0,236	0,631	1,207
	Birleşik	Kayma yok	0,584	1,333	0,050	0,184	0,582	1,321
	Düşük	Kayma yok	0,587	1,336	0,053	0,192	0,585	1,322
	Yüksek	Kayma yok	0,583	1,329	0,054	0,189	0,581	1,315
	Düşük	Yüksek	0,666	1,218	0,082	0,430	0,661	1,139
	Kayma yok	Yüksek	0,533	1,379	0,075	0,435	0,527	1,309
	Yüksek	Yüksek	0,656	1,223	0,082	0,413	0,651	1,151
SL	Kayma yok	Birleşik	0,566	1,320	0,054	0,218	0,563	1,302
	Düşük	Düşük	0,704	1,167	0,110	0,257	0,695	1,138
	Kayma yok	Düşük	0,580	1,285	0,045	0,226	0,578	1,265
	Yüksek	Düşük	0,760	1,122	0,164	0,213	0,742	1,102
	Birleşik	Kayma yok	0,687	1,258	0,100	0,192	0,680	1,243
	Düşük	Kayma yok	0,689	1,242	0,094	0,187	0,682	1,228
	Yüksek	Kayma yok	0,712	1,222	0,121	0,177	0,702	1,209
	Düşük	Yüksek	0,702	1,181	0,105	0,421	0,694	1,104
	Kayma yok	Yüksek	0,501	1,425	0,105	0,411	0,490	1,364
	Yüksek	Yüksek	0,758	1,132	0,162	0,397	0,740	1,060

EK 1.6. MPK'li Madde Oranının %50 ve Yetenek Dağılımının N(.2,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında a ve b Parametresine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	b	a	b	a	b	a	b
H	Kayma yok	Birleşik	0,660	1,334	0,070	0,344	0,656	1,288
	Düşük	Düşük	1,027	1,011	0,362	0,216	0,961	0,987
	Kayma yok	Düşük	1,407	0,861	0,643	0,201	1,251	0,837
	Yüksek	Düşük	1,092	0,990	0,411	0,228	1,011	0,963
	Birleşik	Kayma yok	0,645	1,449	0,065	0,483	0,642	1,367
	Düşük	Kayma yok	0,639	1,422	0,057	0,438	0,636	1,353
	Yüksek	Kayma yok	0,659	1,422	0,076	0,464	0,654	1,344
	Düşük	Yüksek	1,081	0,899	0,404	0,164	1,002	0,884
	Kayma yok	Yüksek	0,903	0,988	0,261	0,193	0,865	0,969
	Yüksek	Yüksek	1,148	0,873	0,454	0,187	1,055	0,852
OO	Kayma yok	Birleşik	0,598	1,290	0,043	0,210	0,596	1,273
	Düşük	Düşük	0,843	1,116	0,219	0,229	0,814	1,092
	Kayma yok	Düşük	0,590	1,315	0,047	0,228	0,588	1,295
	Yüksek	Düşük	1,052	1,002	0,382	0,222	0,981	0,977
	Birleşik	Kayma yok	0,920	1,218	0,284	0,412	0,875	1,146
	Düşük	Kayma yok	0,824	1,257	0,206	0,392	0,798	1,194
	Yüksek	Kayma yok	1,020	1,163	0,364	0,394	0,953	1,094
	Düşük	Yüksek	0,847	1,036	0,224	0,162	0,817	1,023
	Kayma yok	Yüksek	0,592	1,254	0,045	0,198	0,591	1,238
	Yüksek	Yüksek	1,040	0,926	0,374	0,173	0,971	0,909
OS	Kayma yok	Birleşik	0,636	1,247	0,059	0,206	0,633	1,230
	Düşük	Düşük	0,639	1,284	0,061	0,249	0,636	1,260
	Kayma yok	Düşük	0,532	1,398	0,071	0,240	0,528	1,377
	Yüksek	Düşük	0,648	1,284	0,070	0,262	0,644	1,257
	Birleşik	Kayma yok	0,590	1,477	0,049	0,451	0,588	1,406
	Düşük	Kayma yok	0,577	1,476	0,052	0,426	0,575	1,413
	Yüksek	Kayma yok	0,583	1,476	0,052	0,440	0,580	1,409
	Düşük	Yüksek	0,671	1,179	0,082	0,171	0,666	1,167
	Kayma yok	Yüksek	0,533	1,340	0,078	0,202	0,527	1,325
	Yüksek	Yüksek	0,664	1,187	0,082	0,181	0,659	1,173
SL	Kayma yok	Birleşik	0,551	1,413	0,057	0,296	0,548	1,382
	Düşük	Düşük	0,713	1,225	0,113	0,257	0,704	1,198
	Kayma yok	Düşük	0,572	1,361	0,047	0,266	0,571	1,335
	Yüksek	Düşük	0,772	1,198	0,163	0,283	0,755	1,165
	Birleşik	Kayma yok	0,682	1,450	0,093	0,518	0,676	1,354
	Düşük	Kayma yok	0,674	1,408	0,083	0,457	0,669	1,332
	Yüksek	Kayma yok	0,704	1,416	0,113	0,496	0,695	1,326
	Düşük	Yüksek	0,704	1,148	0,108	0,168	0,696	1,136
	Kayma yok	Yüksek	0,497	1,404	0,112	0,202	0,485	1,389
	Yüksek	Yüksek	0,759	1,107	0,153	0,181	0,743	1,092

EK 1.7. MPK'li Madde Oranının %50 ve Yetenek Dağılımının N(-.2,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında a ve b Parametresine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	b	a	b	a	b	a	b
H	Kayma yok	Birleşik	0,640	1,099	0,115	0,479	0,629	0,989
	Düşük	Düşük	0,954	1,013	0,380	0,637	0,875	0,788
	Kayma yok	Düşük	1,387	0,908	0,714	0,654	1,190	0,630
	Yüksek	Düşük	1,012	0,985	0,434	0,625	0,914	0,762
	Birleşik	Kayma yok	0,597	1,106	0,082	0,329	0,591	1,056
	Düşük	Kayma yok	0,588	1,122	0,072	0,377	0,584	1,057
	Yüksek	Kayma yok	0,682	1,222	0,089	0,369	0,676	1,165
	Düşük	Yüksek	1,013	1,201	0,427	0,906	0,919	0,789
	Kayma yok	Yüksek	0,853	1,241	0,291	0,888	0,802	0,868
	Yüksek	Yüksek	1,094	1,187	0,495	0,910	0,975	0,761
OO	Kayma yok	Birleşik	0,528	1,290	0,044	0,690	0,527	1,089
	Düşük	Düşük	0,764	1,089	0,224	0,625	0,730	0,892
	Kayma yok	Düşük	0,529	1,269	0,042	0,638	0,527	1,097
	Yüksek	Düşük	0,949	1,012	0,384	0,632	0,868	0,790
	Birleşik	Kayma yok	0,831	0,961	0,285	0,395	0,780	0,876
	Düşük	Kayma yok	0,752	1,013	0,215	0,422	0,720	0,921
	Yüksek	Kayma yok	1,017	1,022	0,356	0,439	0,953	0,923
	Düşük	Yüksek	0,767	1,246	0,226	0,858	0,733	0,904
	Kayma yok	Yüksek	0,532	1,391	0,042	0,839	0,531	1,109
	Yüksek	Yüksek	0,945	1,195	0,378	0,875	0,866	0,814
OS	Kayma yok	Birleşik	0,562	1,262	0,062	0,695	0,558	1,053
	Düşük	Düşük	0,573	1,209	0,068	0,601	0,569	1,049
	Kayma yok	Düşük	0,480	1,327	0,075	0,625	0,474	1,170
	Yüksek	Düşük	0,564	1,210	0,067	0,592	0,560	1,055
	Birleşik	Kayma yok	0,525	1,185	0,049	0,360	0,522	1,129
	Düşük	Kayma yok	0,522	1,196	0,055	0,390	0,519	1,131
	Yüksek	Kayma yok	0,585	1,328	0,049	0,395	0,583	1,268
	Düşük	Yüksek	0,603	1,326	0,088	0,838	0,596	1,028
	Kayma yok	Yüksek	0,477	1,447	0,079	0,826	0,471	1,188
	Yüksek	Yüksek	0,596	1,332	0,084	0,840	0,590	1,035
SL	Kayma yok	Birleşik	0,511	1,240	0,046	0,540	0,509	1,116
	Düşük	Düşük	0,642	1,142	0,119	0,582	0,631	0,982
	Kayma yok	Düşük	0,518	1,251	0,042	0,574	0,516	1,111
	Yüksek	Düşük	0,688	1,099	0,166	0,560	0,667	0,946
	Birleşik	Kayma yok	0,626	1,080	0,108	0,297	0,617	1,039
	Düşük	Kayma yok	0,614	1,098	0,094	0,359	0,607	1,037
	Yüksek	Kayma yok	0,723	1,186	0,123	0,336	0,712	1,138
	Düşük	Yüksek	0,639	1,291	0,114	0,827	0,629	0,992
	Kayma yok	Yüksek	0,456	1,461	0,102	0,799	0,444	1,223
	Yüksek	Yüksek	0,693	1,256	0,168	0,822	0,672	0,950

EK 1.8. MPK'li Madde Oranının %75 ve Yetenek Dağılımının N(0,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında a ve b Parametresine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	b	a	b	a	b	a	b
H	Kayma yok	Birleşik	0,840	1,086	0,210	0,422	0,813	1,000
	Düşük	Düşük	1,001	0,976	0,350	0,349	0,938	0,911
	Kayma yok	Düşük	0,829	1,060	0,206	0,309	0,803	1,014
	Yüksek	Düşük	1,074	0,957	0,412	0,388	0,992	0,875
	Birleşik	Kayma yok	0,716	1,183	0,134	0,169	0,704	1,171
	Düşük	Kayma yok	0,645	1,265	0,069	0,175	0,641	1,253
	Yüksek	Kayma yok	0,734	1,186	0,144	0,166	0,720	1,174
	Düşük	Yüksek	1,025	1,154	0,357	0,689	0,960	0,925
	Kayma yok	Yüksek	0,721	1,347	0,138	0,419	0,708	1,280
	Yüksek	Yüksek	1,114	1,129	0,436	0,696	1,025	0,889
OO	Kayma yok	Birleşik	0,599	1,290	0,043	0,430	0,612	1,202
	Düşük	Düşük	0,941	1,002	0,304	0,328	0,890	0,947
	Kayma yok	Düşük	0,590	1,269	0,048	0,306	0,588	1,231
	Yüksek	Düşük	1,243	0,888	0,537	0,379	1,121	0,803
	Birleşik	Kayma yok	1,082	0,972	0,418	0,155	0,998	0,960
	Düşük	Kayma yok	0,960	1,030	0,316	0,172	0,907	1,016
	Yüksek	Kayma yok	1,289	0,890	0,568	0,153	1,157	0,877
	Düşük	Yüksek	0,955	1,150	0,304	0,646	0,905	0,952
	Kayma yok	Yüksek	1,281	1,060	0,566	0,363	1,149	0,996
	Yüksek	Yüksek	1,263	1,053	0,546	0,662	1,139	0,819
OS	Kayma yok	Birleşik	0,615	1,277	0,062	0,429	0,603	1,210
	Düşük	Düşük	0,632	1,226	0,064	0,308	0,629	1,186
	Kayma yok	Düşük	0,628	1,229	0,066	0,309	0,624	1,189
	Yüksek	Düşük	0,625	1,239	0,066	0,338	0,621	1,192
	Birleşik	Kayma yok	0,575	1,339	0,051	0,180	0,573	1,327
	Düşük	Kayma yok	0,579	1,336	0,054	0,179	0,577	1,324
	Yüksek	Kayma yok	0,579	1,337	0,049	0,176	0,577	1,325
	Düşük	Yüksek	0,672	1,308	0,082	0,619	0,667	1,152
	Kayma yok	Yüksek	0,570	1,486	0,053	0,429	0,568	1,423
	Yüksek	Yüksek	0,667	1,308	0,087	0,614	0,661	1,155
SL	Kayma yok	Birleşik	0,605	1,272	0,042	0,393	0,598	1,217
	Düşük	Düşük	0,769	1,106	0,168	0,314	0,750	1,061
	Kayma yok	Düşük	0,596	1,259	0,049	0,285	0,594	1,226
	Yüksek	Düşük	0,848	1,063	0,239	0,349	0,813	1,005
	Birleşik	Kayma yok	0,795	1,127	0,198	0,166	0,770	1,114
	Düşük	Kayma yok	0,700	1,220	0,109	0,172	0,692	1,208
	Yüksek	Kayma yok	0,832	1,128	0,224	0,165	0,801	1,116
	Düşük	Yüksek	0,782	1,233	0,167	0,632	0,764	1,058
	Kayma yok	Yüksek	0,814	1,308	0,214	0,437	0,785	1,233
	Yüksek	Yüksek	0,869	1,187	0,249	0,636	0,832	1,002

EK 1.9. MPK'li Madde Oranının %75 ve Yetenek Dağılımının N(.2,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında a ve b Parametresine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	b	a	b	a	b	a	b
H	Kayma yok	Birleşik	0,844	1,035	0,221	0,171	0,815	1,021
	Düşük	Düşük	1,012	0,975	0,358	0,198	0,946	0,955
	Kayma yok	Düşük	0,838	1,081	0,209	0,208	0,812	1,061
	Yüksek	Düşük	1,088	0,933	0,429	0,161	0,999	0,919
	Birleşik	Kayma yok	0,655	1,141	0,140	0,362	0,714	1,255
	Düşük	Kayma yok	0,651	1,414	0,065	0,451	0,648	1,340
	Yüksek	Kayma yok	0,721	1,347	0,138	0,419	0,708	1,280
	Düşük	Yüksek	1,031	0,928	0,377	0,273	0,960	0,886
	Kayma yok	Yüksek	0,891	1,000	0,255	0,249	0,854	0,969
	Yüksek	Yüksek	1,117	0,913	0,434	0,310	1,030	0,859
OO	Kayma yok	Birleşik	0,597	1,252	0,044	0,183	0,595	1,239
	Düşük	Düşük	0,936	1,023	0,300	0,207	0,887	1,002
	Kayma yok	Düşük	0,598	1,290	0,049	0,225	0,596	1,271
	Yüksek	Düşük	1,239	0,877	0,540	0,161	1,115	0,862
	Birleşik	Kayma yok	1,090	1,123	0,422	0,356	1,005	1,065
	Düşük	Kayma yok	0,968	1,186	0,315	0,404	0,915	1,116
	Yüksek	Kayma yok	1,281	1,060	0,566	0,363	1,149	0,996
	Düşük	Yüksek	0,944	0,964	0,310	0,245	0,891	0,932
	Kayma yok	Yüksek	0,594	1,250	0,050	0,255	0,592	1,224
	Yüksek	Yüksek	1,247	0,851	0,529	0,282	1,129	0,802
OS	Kayma yok	Birleşik	0,625	1,220	0,057	0,183	0,623	1,206
	Düşük	Düşük	0,629	1,259	0,064	0,232	0,626	1,238
	Kayma yok	Düşük	0,633	1,252	0,065	0,221	0,629	1,233
	Yüksek	Düşük	0,618	1,260	0,065	0,201	0,615	1,244
	Birleşik	Kayma yok	0,577	1,475	0,057	0,408	0,574	1,417
	Düşük	Kayma yok	0,586	1,475	0,053	0,446	0,584	1,406
	Yüksek	Kayma yok	0,570	1,486	0,053	0,429	0,568	1,423
	Düşük	Yüksek	0,661	1,165	0,089	0,235	0,655	1,141
	Kayma yok	Yüksek	0,653	1,189	0,076	0,256	0,649	1,161
	Yüksek	Yüksek	0,667	1,184	0,083	0,266	0,662	1,153
SL	Kayma yok	Birleşik	0,602	1,250	0,044	0,179	0,601	1,237
	Düşük	Düşük	0,767	1,134	0,166	0,218	0,748	1,112
	Kayma yok	Düşük	0,603	1,293	0,050	0,231	0,601	1,272
	Yüksek	Düşük	0,846	1,074	0,245	0,180	0,810	1,059
	Birleşik	Kayma yok	0,804	1,259	0,203	0,364	0,778	1,206
	Düşük	Kayma yok	0,707	1,382	0,106	0,466	0,699	1,301
	Yüksek	Kayma yok	0,814	1,308	0,214	0,437	0,785	1,233
	Düşük	Yüksek	0,771	1,072	0,174	0,241	0,751	1,044
	Kayma yok	Yüksek	0,617	1,220	0,052	0,233	0,615	1,197
	Yüksek	Yüksek	0,862	1,033	0,238	0,272	0,828	0,996

EK 1.10. MPK'li Madde Oranının %75 ve Yetenek Dağılımının N(-.2,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında a ve b Parametresine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	b	a	b	a	b	a	b
H	Kayma yok	Birleşik	0,746	1,257	0,214	0,865	0,715	0,912
	Düşük	Düşük	0,900	1,109	0,342	0,749	0,833	0,818
	Kayma yok	Düşük	0,754	1,144	0,210	0,709	0,724	0,898
	Yüksek	Düşük	0,973	1,091	0,408	0,757	0,884	0,785
	Birleşik	Kayma yok	0,649	1,089	0,125	0,441	0,637	0,995
	Düşük	Kayma yok	0,586	1,120	0,071	0,370	0,581	1,057
	Yüksek	Kayma yok	0,732	1,182	0,150	0,407	0,716	1,110
	Düşük	Yüksek	0,937	1,402	0,363	1,083	0,864	0,890
	Kayma yok	Yüksek	0,793	1,391	0,249	1,035	0,753	0,930
	Yüksek	Yüksek	1,006	1,417	0,424	1,115	0,913	0,875
OO	Kayma yok	Birleşik	0,524	1,404	0,042	0,868	0,522	1,103
	Düşük	Düşük	0,864	1,104	0,312	0,724	0,805	0,834
	Kayma yok	Düşük	0,533	1,305	0,042	0,713	0,531	1,094
	Yüksek	Düşük	1,150	1,037	0,547	0,752	1,012	0,713
	Birleşik	Kayma yok	1,000	0,907	0,419	0,444	0,908	0,791
	Düşük	Kayma yok	0,876	0,943	0,318	0,413	0,817	0,848
	Yüksek	Kayma yok	1,283	0,927	0,570	0,457	1,150	0,807
	Düşük	Yüksek	0,876	1,375	0,313	1,039	0,818	0,901
	Kayma yok	Yüksek	0,527	1,532	0,051	1,025	0,525	1,138
	Yüksek	Yüksek	1,154	1,350	0,540	1,081	1,020	0,808
OS	Kayma yok	Birleşik	0,546	1,387	0,056	0,870	0,544	1,080
	Düşük	Düşük	0,568	1,256	0,061	0,691	0,565	1,049
	Kayma yok	Düşük	0,559	1,285	0,062	0,716	0,555	1,068
	Yüksek	Düşük	0,559	1,268	0,062	0,700	0,555	1,057
	Birleşik	Kayma yok	0,526	1,198	0,046	0,403	0,524	1,128
	Düşük	Kayma yok	0,522	1,191	0,054	0,376	0,519	1,130
	Yüksek	Kayma yok	0,570	1,336	0,047	0,404	0,568	1,273
	Düşük	Yüksek	0,612	1,468	0,092	1,011	0,605	1,065
	Kayma yok	Yüksek	0,574	1,502	0,076	1,031	0,569	1,092
	Yüksek	Yüksek	0,594	1,498	0,077	1,032	0,589	1,086
SL	Kayma yok	Birleşik	0,533	1,368	0,043	0,831	0,531	1,088
	Düşük	Düşük	0,697	1,172	0,171	0,705	0,675	0,936
	Kayma yok	Düşük	0,540	1,278	0,045	0,678	0,538	1,084
	Yüksek	Düşük	0,771	1,136	0,244	0,710	0,732	0,887
	Birleşik	Kayma yok	0,724	1,037	0,192	0,436	0,698	0,941
	Düşük	Kayma yok	0,632	1,078	0,108	0,355	0,623	1,018
	Yüksek	Kayma yok	0,831	1,113	0,230	0,388	0,798	1,043
	Düşük	Yüksek	0,718	1,421	0,179	1,024	0,696	0,985
	Kayma yok	Yüksek	0,552	1,482	0,054	0,992	0,549	1,102
	Yüksek	Yüksek	0,787	1,420	0,245	1,053	0,747	0,952

EK 2. Kestirilen a ve b Parametrelerine İlişkin Faktöriyel ANOVA Bulguları

EK 2.1. Kestirilen ‘a’ Parametrelerinin Standart Hata Değerlerine İlişkin Faktöriyel ANOVA Bulguları

Varyansın Kaynağı	Kareler Toplamı	*Sd*	Kareler Ortalaması	*F*	η^2
Yöntem(Y)	4.615	3	1,538	153.616*	.30
MPK oranı(KO)	.324	2	.162	16.185*	.01
Yetenek dağılımı(YET)	.467	2	.233	23.316*	.03
a parametresinde kayma(AK)	1.967	3	.655	65.490*	.13
b parametresinde kayma(BK)	.889	3	.296	15.582*	.05
Y:KY	.897	6	.149	14.928*	.05
Y:YET	.015	6	.002	.254	.00
KY:YET	.079	4	.019	1.981	.00
Y:AK	1.085	9	.120	12.043*	.03
KY:AK	.049	6	.008	.809	.00
Y:BK	1.670	9	.185	18.526*	.11
KY:BK	.108	6	.018	1.805	.01
YET:AK	.060	6	.010	1.000	.01
YET:BK	.090	6	.015	1.499	.01
AK:BK	.130	4	.032	3.241	.01
Y:KY:YET	.040	12	.003	.334	.00
Y:KY:AK	.329	18	.018	1.824	.03
Y:KY:BK	.449	18	.024	2.490	.03
Y:YET:AK	.118	18	.006	.653	.01
Y:YET:BK	.066	18	.003	.369	.00
Y:AK:BK	.075	12	.006	.621	.00
Hata	2.003	200	.010		

*$p<.05$

EK 2.2. Kestirilen ‘a’ Parametrelerinin Yanlılık Değerlerine İlişkin Faktöriyel ANOVA Bulguları

Varyansın Kaynağı	Kareler Toplamı	*Sd*	Kareler Ortalaması	*F*	η^2
Yöntem(Y)	3.241	3	1.080	416.237*	.00
MPK oranı(KO)	.139	2	.070	26.840*	.00
Yetenek dağılımı(YET)	.000	2	.000	.090	.00
a parametresinde kayma(AK)	.816	3	.272	104.806*	.00
b parametresinde kayma(BK)	.725	3	.242	93.154*	.00
Y:KY	1.053	6	.176	67.631*	.00
Y:YET	.010	6	.002	0.628	.00
KY:YET	.007	4	.002	0.700	.00
Y:AK	1.035	9	.115	44.305*	.00
KY:AK	.181	6	.030	11.615*	.00
Y:BK	1.561	9	.173	66.823*	.00
KY:BK	.060	6	.010	3.848	.00
YET:AK	.021	6	.004	1.377	.00
YET:BK	.006	6	.001	.355	.00
AK:BK	.002	4	.001	.180	.00
Y:KY:YET	.013	12	.001	.415	.00
Y:KY:AK	.192	18	.011	4.110*	.00
Y:KY:BK	.309	18	.017	6.605*	.00
Y:YET:AK	.057	18	.003	1.223	.00
Y:YET:BK	.018	18	.001	.392	.00
Y:AK:BK	.051	12	.004	1.639	.00
Hata	.519	200	.003		.00

*$p<.05$

EK 2.3. Kestirilen ‘a’ Parametrelerinin OHKK Değerlerine İlişkin Faktöriyel ANOVA Bulguları

Varyansın Kaynağı	Kareler Toplamı	Sd	Kareler Ortalaması	F	η2
Yöntem(Y)	7.002	3	2.334	481.291*	.36
MPK oranı(KO)	.319	2	.159	32.872*	.01
Yetenek dağılımı(YET)	.259	2	.130	26.709*	.01
a parametresinde kayma(AK)	.261	3	.647	133.470*	.09
b parametresinde kayma(BK)	.861	3	.287	59.156*	.04
Y:KY	1.78	6	.297	61.318*	.09
Y:YET	.014	6	.002	.489	.00
KY:YET	.031	4	.008	1.623	.00
Y:AK	1.748	9	.194	40.039*	.04
KY:AK	.157	6	.026	5.381*	.00
Y:BK	2.777	9	.309	63.625*	.15
KY:BK	.103	6	.017	3.525	.01
YET:AK	.039	6	.007	1.357	.00
YET:BK	.021	6	.004	.731	.00
AK:BK	.006	4	.002	.334	.00
Y:KY:YET	.026	12	.002	.438	.00
Y:KY:AK	.346	18	.019	3.967*	.01
Y:KY:BK	.608	18	.034	6.965*	.03
Y:YET:AK	.079	18	.004	.907	.00
Y:YET:BK	.027	18	.002	.315	.00
Y:AK:BK	.128	12	.011	2.204	.01
Hata	.97	200	.005		

*$p<.05$

EK 2.4. Kestirilen ‘b’ Parametrelerinin Standart Hata Değerlerine İlişkin Faktöriyel ANOVA Bulguları

Varyansın Kaynağı	Kareler Toplamı	*Sd*	Kareler Ortalaması	*F*	η^2
Yöntem(Y)	3.738	3	1.2461	150.265*	.25
MPK oranı(KO)	.464	2	.2319	27.971*	.03
Yetenek dağılımı(YET)	2.495	2	1.247	150.425*	.17
a parametresinde kayma(AK)	.519	3	.1730	20.857*	.03
b parametresinde kayma(BK)	.905	3	.3016	36.368*	.06
Y:KY	.670	6	.1117	13.471*	.04
Y:YET	.047	6	.0078	.947	.00
KY:YET	.213	4	.0533	6.422*	.01
Y:AK	.935	9	.1038	12.522*	.03
KY:AK	.119	6	.0198	2.394	.01
Y:BK	1.153	9	.1281	15.443*	.08
KY:BK	.163	6	.0272	3.280	.00
YET:AK	.248	6	.0413	4.984*	.03
YET:BK	.591	6	.098	11.877*	.04
AK:BK	.499	4	.1249	15.059*	.03
Y:KY:YET	.063	12	.0052	.629	.00
Y:KY:AK	.098	18	.0055	.659	.01
Y:KY:BK	.298	18	.0166	1.997	.02
Y:YET:AK	.056	18	.0031	.378	.01
Y:YET:BK	.057	18	.0032	.381	.00
Y:AK:BK	.108	12	.0090	1.081	.01
Hata	1.659	200	.008		

*$p<.05$

EK 2.5. Kestirilen ‘b’ Parametrelerinin Yanlılık Değerlerine İlişkin Faktöriyel ANOVA Bulguları

Varyansın Kaynağı	Kareler Toplamı	*Sd*	Kareler Ortalaması	*F*	η^2
Yöntem(Y)	.015	3	.005	.880	.00
MPK oranı(KO)	.627	2	.313	55.191*	.03
Yetenek dağılımı(YET)	8.797	2	4.398	774.554*	.49
a parametresinde kayma(AK)	.350	3	.117	20.553*	.00
b parametresinde kayma(BK)	1.459	3	.486	85.669*	.08
Y:KY	.003	6	.001	.101	.00
Y:YET	.051	6	.009	1.507	.00
KY:YET	.602	4	.150	26.503*	.03
Y:AK	.017	9	.002	0.325	.00
KY:AK	.056	6	.009	1.640	.00
Y:BK	.021	9	.002	.411	.00
KY:BK	.548	6	.091	16.076*	.03
YET:AK	.548	6	.091	16.092*	.01
YET:BK	3.613	6	.602	106.028*	.20
AK:BK	.020	4	.005	.884	.00
Y:KY:YET	.021	12	.002	.301	.00
Y:KY:AK	.007	18	.000	.071	.00
Y:KY:BK	.015	18	.001	.151	.00
Y:YET:AK	.054	18	.003	.526	.00
Y:YET:BK	.033	18	.002	.325	.00
Y:AK:BK	.005	12	.000	.068	.00
Hata	1.136	200	.006		

**p<.05*

EK 2.6. Kestirilen ‘b’ Parametrelerinin OHKK Değerlerine İlişkin Faktöriyel ANOVA Bulguları

Varyansın Kaynağı	Kareler Toplamı	*Sd*	Kareler Ortalaması	*F*	η^2
Yöntem(Y)	2.81	3	.94	193.039 *	.28
MPK oranı(KO)	.115	2	.06	11.902 *	.01
Yetenek dağılımı(YET)	.114	2	.06	11.749*	.01
a parametresinde kayma(AK)	.660	3	.22	40.432*	.05
b parametresinde kayma(BK)	.618	3	.21	40.544*	.06
Y:KY	.423	6	.07	14.543*	.04
Y:YET	.091	6	.02	3.122	.01
KY:YET	.334	4	.08	17.235*	.03
Y:AK	.670	9	.07	15.372*	.03
KY:AK	.089	6	.01	3.058	.00
Y:BK	.768	9	.09	17.611*	.08
KY:BK	.130	6	.02	4.485*	.01
YET:AK	.296	6	.05	10.173*	.01
YET:BK	1.491	6	.25	21.284*	.05
AK:BK	.023	4	.01	1.186	.00
Y:KY:YET	.029	12	.00	.49	.00
Y:KY:AK	.095	18	.01	1.094	.01
Y:KY:BK	.241	18	.01	2.765*	.03
Y:YET:AK	.084	18	.00	.961	.01
Y:YET:BK	.053	18	.00	.607	.01
Y:AK:BK	.052	12	.00	.892	.01
Hata	.969	200	.00		

**p<.05*

EK 3. Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

EK 3.1. MPK'li Madde Oranının %0 olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi, Yetenek Dağılımı ve Eşitleme Yöntemleri Altında Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	Yetenek Dağılımı	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
		a	b	A	B	A	B	A	B
H	N(0,1)	Kayma yok	Kayma yok	1,006	0,065	0,007	-0,003	1,006	0,065
	N(.2,1)	Kayma yok	Kayma yok	1,000	0,310	0,001	-0,210	1,000	0,227
	N(-.2,1)	Kayma yok	Kayma yok	1,000	0,456	0,001	0,405	1,000	0,211
OO	N(0,1)	Kayma yok	Kayma yok	1,003	0,073	0,004	-0,007	1,003	0,073
	N(.2,1)	Kayma yok	Kayma yok	0,996	0,317	-0,003	-0,214	0,996	0,234
	N(-.2,1)	Kayma yok	Kayma yok	0,997	0,453	-0,002	0,402	0,997	0,210
OS	N(0,1)	Kayma yok	Kayma yok	1,013	0,077	0,015	-0,010	1,013	0,077
	N(.2,1)	Kayma yok	Kayma yok	1,004	0,321	0,006	-0,216	1,004	0,237
	N(-.2,1)	Kayma yok	Kayma yok	0,999	0,452	0,002	0,401	0,999	0,210
SL	N(0,1)	Kayma yok	Kayma yok	1,005	0,066	0,005	-0,005	1,005	0,066
	N(.2,1)	Kayma yok	Kayma yok	0,997	0,310	-0,002	-0,210	0,997	0,228
	N(-.2,1)	Kayma yok	Kayma yok	0,998	0,455	-0,001	0,404	0,998	0,211

EK 3.2. MPK'li Madde Oranının %25 ve Yetenek Dağılımının N(0,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	b	A	B	A	B	A	B
H	Kayma yok	Birleşik	0,842	0,317	-0,177	0,221	0,823	0,227
	Düşük	Düşük	0,725	0,369	-0,385	0,259	0,615	0,263
	Kayma yok	Düşük	0,763	0,252	-0,296	-0,165	0,704	0,191
	Yüksek	Düşük	0,720	0,425	-0,404	0,299	0,596	0,303
	Birleşik	Kayma yok	0,976	0,068	-0,023	0,004	0,976	0,068
	Düşük	Kayma yok	0,982	0,089	-0,017	-0,027	0,982	0,085
	Yüksek	Kayma yok	0,930	0,072	-0,072	0,001	0,927	0,072
	Düşük	Yüksek	0,733	0,570	-0,364	0,402	0,636	0,403
	Kayma yok	Yüksek	0,738	0,142	-0,351	0,092	1,137	0,871
	Yüksek	Yüksek	0,727	0,615	-0,380	0,435	0,620	0,435
OO	Kayma yok	Birleşik	1,002	0,251	0,003	0,172	1,002	0,183
	Düşük	Düşük	0,918	0,194	-0,085	0,129	0,914	0,145
	Kayma yok	Düşük	1,001	0,171	0,002	0,110	1,001	0,131
	Yüksek	Düşük	0,861	0,226	-0,152	0,153	0,848	0,166
	Birleşik	Kayma yok	0,884	0,074	-0,124	0,024	0,875	0,070
	Düşük	Kayma yok	0,909	0,081	-0,096	0,010	0,904	0,080
	Yüksek	Kayma yok	0,857	0,082	-0,157	0,023	0,842	0,078
	Düşük	Yüksek	0,910	0,348	-0,094	0,242	0,905	0,249
	Kayma yok	Yüksek	1,000	0,317	0,000	0,220	0,598	1,244
	Yüksek	Yüksek	0,855	0,356	-0,159	0,249	0,840	0,254
OS	Kayma yok	Birleşik	0,992	0,252	-0,006	0,172	0,992	0,183
	Düşük	Düşük	1,057	0,169	0,057	0,107	1,055	0,130
	Kayma yok	Düşük	1,085	0,157	0,084	0,097	1,082	0,124
	Yüksek	Düşük	1,051	0,189	0,053	0,122	1,050	0,144
	Birleşik	Kayma yok	1,005	0,072	0,006	0,004	1,005	0,071
	Düşük	Kayma yok	1,004	0,087	0,006	-0,006	1,004	0,086
	Yüksek	Kayma yok	1,016	0,084	0,017	-0,003	1,016	0,084
	Düşük	Yüksek	1,117	0,306	0,113	0,211	1,111	0,222
	Kayma yok	Yüksek	1,124	0,293	0,120	0,202	0,496	1,390
	Yüksek	Yüksek	1,112	0,301	0,109	0,208	1,107	0,218
SL	Kayma yok	Birleşik	1,002	0,274	0,003	0,189	1,002	0,198
	Düşük	Düşük	0,974	0,244	-0,025	0,168	0,974	0,178
	Kayma yok	Düşük	1,093	0,153	0,091	-0,089	1,090	0,125
	Yüksek	Düşük	0,949	0,293	-0,052	0,202	0,947	0,212
	Birleşik	Kayma yok	0,966	0,068	-0,033	-0,007	0,966	0,068
	Düşük	Kayma yok	0,960	0,105	-0,040	-0,048	0,959	0,094
	Yüksek	Kayma yok	0,913	0,072	-0,091	-0,011	0,908	0,071
	Düşük	Yüksek	1,018	0,424	0,019	0,298	1,018	0,302
	Kayma yok	Yüksek	1,060	0,122	0,059	0,071	0,544	1,349
	Yüksek	Yüksek	0,998	0,459	-0,001	0,323	0,998	0,326

EK 3.3. MPK'li Madde Oranının %25 ve Yetenek Dağılımının N(.2,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	b	A	B	A	B	A	B
H	Kayma yok	Birleşik	0,853	0,206	-0,163	-0,193	0,837	0,073
	Düşük	Düşük	0,726	0,165	-0,383	-0,142	0,616	0,085
	Kayma yok	Düşük	0,796	0,741	-0,241	-0,608	0,758	0,423
	Yüksek	Düşük	0,722	0,160	-0,398	-0,117	0,602	0,109
	Birleşik	Kayma yok	0,735	0,200	-0,359	-0,008	0,641	0,200
	Düşük	Kayma yok	0,991	0,490	-0,008	-0,425	0,991	0,244
	Yüksek	Kayma yok	0,932	0,462	-0,070	-0,406	0,017	-0,410
	Düşük	Yüksek	0,735	0,200	-0,359	-0,008	0,641	0,200
	Kayma yok	Yüksek	0,748	0,337	-0,327	-0,309	0,673	0,133
	Yüksek	Yüksek	0,729	0,230	-0,374	0,024	0,626	0,229
OO	Kayma yok	Birleşik	1,000	0,257	0,001	-0,240	1,000	0,091
	Düşük	Düşük	0,910	0,295	-0,095	-0,274	0,905	0,109
	Kayma yok	Düşük	1,000	0,325	0,001	-0,299	1,000	0,128
	Yüksek	Düşük	0,862	0,285	-0,151	-0,264	0,849	0,106
	Birleşik	Kayma yok	0,908	0,185	-0,096	-0,166	0,903	0,081
	Düşük	Kayma yok	0,913	0,441	-0,090	-0,388	0,909	0,209
	Yüksek	Kayma yok	0,856	0,433	-0,158	-0,383	0,841	0,202
	Düşük	Yüksek	0,908	0,185	-0,096	-0,166	0,903	0,081
	Kayma yok	Yüksek	0,999	0,194	0,000	-0,173	0,999	0,087
	Yüksek	Yüksek	0,856	0,178	-0,159	-0,161	0,841	0,077
OS	Kayma yok	Birleşik	0,989	0,256	-0,009	-0,239	0,989	0,091
	Düşük	Düşük	1,044	0,323	0,045	-0,295	1,043	0,131
	Kayma yok	Düşük	1,085	0,343	0,084	-0,312	1,082	0,142
	Yüksek	Düşük	1,055	0,325	0,056	-0,295	1,053	0,136
	Birleşik	Kayma yok	1,101	0,213	0,099	-0,196	1,096	0,084
	Düşük	Kayma yok	1,008	0,462	0,010	-0,403	1,008	0,226
	Yüksek	Kayma yok	1,015	0,470	0,017	-0,410	1,015	0,230
	Düşük	Yüksek	1,101	0,213	0,099	-0,196	1,096	0,084
	Kayma yok	Yüksek	1,116	0,211	0,112	-0,190	1,110	0,090
	Yüksek	Yüksek	1,110	0,217	0,106	-0,201	1,104	0,081
SL	Kayma yok	Birleşik	1,001	0,235	0,002	-0,222	1,001	0,079
	Düşük	Düşük	0,959	0,244	-0,041	-0,231	0,959	0,080
	Kayma yok	Düşük	1,112	0,594	0,107	-0,502	1,106	0,317
	Yüksek	Düşük	0,941	0,227	-0,060	-0,211	0,939	0,082
	Birleşik	Kayma yok	1,006	0,160	-0,096	-0,166	1,006	0,115
	Düşük	Kayma yok	0,968	0,516	-0,032	-0,445	0,967	0,262
	Yüksek	Kayma yok	0,914	0,480	-0,089	-0,419	0,910	0,234
	Düşük	Yüksek	1,006	0,160	0,007	-0,111	1,006	0,115
	Kayma yok	Yüksek	1,068	0,356	0,067	-0,323	1,065	0,150
	Yüksek	Yüksek	0,987	0,155	-0,012	-0,089	0,987	0,127

EK 3.4. MPK'li Madde Oranının %25 ve Yetenek Dağılımının N(-.2,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	b	A	B	A	B	A	B
H	Kayma yok	Birleşik	0,828	0,756	-0,195	0,624	0,805	0,426
	Düşük	Düşük	0,721	0,828	-0,398	0,676	0,601	0,477
	Kayma yok	Düşük	0,742	0,272	-0,340	0,258	0,660	0,084
	Yüksek	Düşük	0,718	0,871	-0,410	0,708	0,590	0,507
	Birleşik	Kayma yok	0,983	0,477	-0,016	0,420	0,983	0,226
	Düşük	Kayma yok	0,973	0,436	-0,027	0,388	0,973	0,199
	Yüksek	Kayma yok	0,929	0,460	-0,074	0,406	0,021	0,410
	Düşük	Yüksek	0,729	1,012	-0,373	0,809	0,627	0,608
	Kayma yok	Yüksek	0,730	0,610	-0,372	0,518	0,628	0,321
	Yüksek	Yüksek	0,727	1,071	-0,381	0,851	0,619	0,650
OO	Kayma yok	Birleşik	0,995	0,689	-0,004	0,576	0,995	0,379
	Düşük	Düşük	0,909	0,650	-0,095	0,548	0,905	0,350
	Kayma yok	Düşük	1,001	0,619	0,002	0,525	1,001	0,329
	Yüksek	Düşük	0,859	0,674	-0,154	0,565	0,845	0,367
	Birleşik	Kayma yok	0,888	0,509	-0,119	0,444	0,880	0,249
	Düşük	Kayma yok	0,907	0,487	-0,097	0,426	0,902	0,235
	Yüksek	Kayma yok	0,858	0,501	-0,155	0,437	0,844	0,245
	Düşük	Yüksek	0,909	0,789	-0,096	0,649	0,903	0,450
	Kayma yok	Yüksek	1,001	0,787	0,002	0,647	1,001	0,448
	Yüksek	Yüksek	0,860	0,821	-0,154	0,672	0,846	0,472
OS	Kayma yok	Birleşik	0,988	0,690	-0,010	0,577	0,988	0,379
	Düşük	Düşük	1,044	0,621	0,045	0,526	1,043	0,330
	Kayma yok	Düşük	1,093	0,600	0,091	0,511	1,089	0,315
	Yüksek	Düşük	1,049	0,632	0,050	0,534	1,047	0,338
	Birleşik	Kayma yok	1,017	0,481	0,019	0,423	1,017	0,230
	Düşük	Kayma yok	1,005	0,466	0,006	0,410	1,004	0,221
	Yüksek	Kayma yok	1,020	0,466	0,021	0,410	1,020	0,221
	Düşük	Yüksek	1,108	0,748	0,105	0,618	1,103	0,420
	Kayma yok	Yüksek	1,127	0,761	0,122	0,628	1,120	0,430
	Yüksek	Yüksek	1,113	0,766	0,111	0,632	1,108	0,433
SL	Kayma yok	Birleşik	0,995	0,713	-0,004	0,593	0,995	0,395
	Düşük	Düşük	0,972	0,702	-0,028	0,585	0,971	0,387
	Kayma yok	Düşük	1,077	0,345	0,075	0,318	1,075	0,134
	Yüksek	Düşük	0,955	0,739	-0,045	0,612	0,954	0,414
	Birleşik	Kayma yok	0,979	0,462	-0,021	0,409	0,978	0,215
	Düşük	Kayma yok	0,954	0,408	-0,046	0,367	0,953	0,179
	Yüksek	Kayma yok	0,914	0,441	-0,090	0,392	0,909	0,202
	Düşük	Yüksek	1,022	0,868	0,023	0,705	1,022	0,505
	Kayma yok	Yüksek	1,052	0,577	0,052	0,494	1,051	0,298
	Yüksek	Yüksek	1,015	0,916	0,016	0,740	1,015	0,540

EK 3.5. MPK'li Madde Oranının %50 ve Yetenek Dağılımının N(0,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	b	A	B	A	B	A	B
H	Kayma yok	Birleşik	0,923	0,133	-0,080	0,080	0,920	0,106
	Düşük	Düşük	0,779	0,353	-0,268	0,246	0,731	0,253
	Kayma yok	Düşük	0,717	0,372	-0,418	0,261	0,582	0,265
	Yüksek	Düşük	0,763	0,326	-0,296	0,228	0,704	0,234
	Birleşik	Kayma yok	0,950	0,092	-0,051	-0,037	0,948	0,084
	Düşük	Kayma yok	0,951	0,078	-0,050	-0,013	0,949	0,077
	Yüksek	Kayma yok	0,934	0,086	-0,068	-0,012	0,932	0,085
	Düşük	Yüksek	0,763	0,684	-0,298	0,484	0,702	0,484
	Kayma yok	Yüksek	0,969	0,306	-0,226	0,498	0,773	0,498
	Yüksek	Yüksek	0,749	0,700	-0,325	0,495	0,675	0,495
OO	Kayma yok	Birleşik	0,997	0,424	-0,002	0,298	0,997	0,302
	Düşük	Düşük	0,841	0,337	-0,178	0,234	0,822	0,242
	Kayma yok	Düşük	0,994	0,358	-0,005	0,249	0,994	0,257
	Yüksek	Düşük	0,776	0,333	-0,274	0,233	0,726	0,238
	Birleşik	Kayma yok	0,812	0,084	-0,218	0,033	0,782	0,077
	Düşük	Kayma yok	0,843	0,086	-0,174	0,032	0,825	0,080
	Yüksek	Kayma yok	0,780	0,111	-0,266	0,057	0,733	0,096
	Düşük	Yüksek	0,834	0,617	-0,187	0,436	0,812	0,437
	Kayma yok	Yüksek	0,998	0,635	-0,001	0,449	0,998	0,449
	Yüksek	Yüksek	0,776	0,649	-0,273	0,458	0,727	0,459
OS	Kayma yok	Birleşik	0,969	0,429	-0,030	0,301	0,969	0,306
	Düşük	Düşük	0,959	0,309	-0,041	0,213	0,958	0,224
	Kayma yok	Düşük	1,062	0,344	0,062	0,239	1,060	0,248
	Yüksek	Düşük	0,962	0,285	-0,037	0,197	0,961	0,206
	Birleşik	Kayma yok	1,013	0,081	0,014	-0,002	1,013	0,081
	Düşük	Kayma yok	1,016	0,080	0,018	0,003	1,016	0,080
	Yüksek	Kayma yok	1,012	0,094	0,013	0,015	1,012	0,092
	Düşük	Yüksek	0,933	0,592	-0,068	0,418	0,931	0,419
	Kayma yok	Yüksek	1,073	0,619	0,072	0,437	1,071	0,438
	Yüksek	Yüksek	0,943	0,603	-0,058	0,426	0,941	0,427
SL	Kayma yok	Birleşik	1,036	0,219	0,036	0,147	1,035	0,162
	Düşük	Düşük	0,910	0,281	-0,094	0,193	0,905	0,204
	Kayma yok	Düşük	1,010	0,271	0,011	0,186	1,010	0,197
	Yüksek	Düşük	0,877	0,240	-0,133	0,164	0,866	0,175
	Birleşik	Kayma yok	0,924	0,130	-0,079	-0,074	0,920	0,107
	Düşük	Kayma yok	0,925	0,091	-0,077	-0,034	0,922	0,085
	Yüksek	Kayma yok	0,904	0,109	-0,101	-0,046	0,899	0,098
	Düşük	Yüksek	0,907	0,577	-0,097	0,408	0,902	0,409
	Kayma yok	Yüksek	1,122	0,585	0,117	0,413	1,116	0,414
	Yüksek	Yüksek	0,877	0,576	-0,133	0,407	0,867	0,408

EK 3.6. MPK'li Madde Oranının %50 ve Yetenek Dağılımının N(.2,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	**b**	**A**	**B**	**A**	**B**	**A**	**B**
H	Kayma yok	Birleşik	0,943	0,360	-0,058	-0,326	0,941	0,153
	Düşük	Düşük	0,778	0,188	-0,270	-0,166	0,730	0,087
	Kayma yok	Düşük	0,721	0,168	-0,399	-0,145	0,601	0,084
	Yüksek	Düşük	0,766	0,193	-0,291	-0,177	0,709	0,077
	Birleşik	Kayma yok	0,934	0,223	-0,042	-0,452	0,958	0,266
	Düşük	Kayma yok	0,959	0,481	-0,041	-0,419	0,959	0,236
	Yüksek	Kayma yok	0,942	0,509	-0,059	-0,440	0,941	0,256
	Düşük	Yüksek	0,766	0,301	-0,290	0,086	0,709	0,289
	Kayma yok	Yüksek	0,811	0,315	-0,218	0,096	0,069	0,034
	Yüksek	Yüksek	0,753	0,311	-0,316	0,094	0,684	0,297
OO	Kayma yok	Birleşik	0,999	0,157	-0,001	-0,107	0,999	0,115
	Düşük	Düşük	0,838	0,200	-0,182	-0,182	0,817	0,084
	Kayma yok	Düşük	1,002	0,184	0,003	-0,161	1,002	0,089
	Yüksek	Düşük	0,775	0,185	-0,275	-0,169	0,724	0,075
	Birleşik	Kayma yok	0,811	0,429	-0,218	-0,380	0,781	0,197
	Düşük	Kayma yok	0,846	0,423	-0,171	-0,375	0,829	0,195
	Yüksek	Kayma yok	0,780	0,416	-0,267	-0,371	0,733	0,190
	Düşük	Yüksek	0,837	0,242	-0,183	0,035	0,817	0,240
	Kayma yok	Yüksek	0,997	0,256	-0,002	0,045	0,997	0,252
	Yüksek	Yüksek	0,776	0,265	-0,274	0,055	0,725	0,259
OS	Kayma yok	Birleşik	0,963	0,156	-0,036	-0,102	0,963	0,118
	Düşük	Düşük	0,959	0,223	-0,040	-0,204	0,958	0,090
	Kayma yok	Düşük	1,072	0,193	0,071	-0,172	1,069	0,088
	Yüksek	Düşük	0,961	0,220	-0,039	-0,205	0,960	0,081
	Birleşik	Kayma yok	1,011	0,477	0,012	-0,416	1,011	0,234
	Düşük	Kayma yok	1,021	0,464	0,023	-0,405	1,021	0,226
	Yüksek	Kayma yok	1,013	0,475	0,015	-0,413	1,013	0,234
	Düşük	Yüksek	0,936	0,224	-0,065	0,017	0,934	0,223
	Kayma yok	Yüksek	1,069	0,245	0,069	0,034	1,067	0,243
	Yüksek	Yüksek	0,942	0,230	-0,058	0,022	0,940	0,229
SL	Kayma yok	Birleşik	1,052	0,275	0,051	-0,256	1,050	0,100
	Düşük	Düşük	0,904	0,236	-0,101	-0,219	0,899	0,088
	Kayma yok	Düşük	1,021	0,233	0,021	-0,218	1,021	0,081
	Yüksek	Düşük	0,877	0,256	-0,133	-0,240	0,867	0,090
	Birleşik	Kayma yok	0,929	0,575	-0,073	-0,489	0,926	0,302
	Düşük	Kayma yok	0,931	0,509	-0,071	-0,440	0,929	0,256
	Yüksek	Kayma yok	0,910	0,555	-0,094	-0,474	0,905	0,289
	Düşük	Yüksek	0,912	0,213	-0,092	0,008	0,907	0,213
	Kayma yok	Yüksek	1,125	0,223	0,120	0,013	1,118	0,222
	Yüksek	Yüksek	0,880	0,212	-0,129	0,005	0,870	0,212

EK 3.7. MPK'li Madde Oranının %50 ve Yetenek Dağılımının N(-.2,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	b	A	B	A	B	A	B
H	Kayma yok	Birleşik	0,900	0,563	-0,106	0,484	0,894	0,288
	Düşük	Düşük	0,772	0,798	-0,280	0,655	0,720	0,455
	Kayma yok	Düşük	0,715	0,826	-0,425	0,676	0,575	0,476
	Yüksek	Düşük	0,760	0,783	-0,303	0,644	0,696	0,445
	Birleşik	Kayma yok	0,938	0,403	-0,063	0,363	0,936	0,174
	Düşük	Kayma yok	0,942	0,438	-0,059	0,389	0,940	0,201
	Yüksek	Kayma yok	0,930	0,425	-0,072	0,380	0,927	0,190
	Düşük	Yüksek	0,759	1,130	-0,304	0,893	0,695	0,691
	Kayma yok	Yüksek	0,801	1,153	-0,233	0,910	0,766	0,708
	Yüksek	Yüksek	0,745	1,148	-0,333	0,906	0,667	0,704
OO	Kayma yok	Birleşik	0,998	0,856	-0,002	0,697	0,998	0,497
	Düşük	Düşük	0,836	0,783	-0,185	0,644	0,815	0,445
	Kayma yok	Düşük	1,004	0,811	0,005	0,665	1,004	0,465
	Yüksek	Düşük	0,774	0,794	-0,137	0,582	0,722	0,453
	Birleşik	Kayma yok	0,810	0,494	-0,219	0,433	0,780	0,239
	Düşük	Kayma yok	0,840	0,497	-0,179	0,434	0,821	0,242
	Yüksek	Kayma yok	0,782	0,519	-0,263	0,452	0,737	0,256
	Düşük	Yüksek	0,834	1,065	-0,187	0,847	0,813	0,645
	Kayma yok	Yüksek	1,001	1,088	0,002	0,863	1,001	0,662
	Yüksek	Yüksek	0,775	1,100	-0,275	0,872	0,725	0,670
OS	Kayma yok	Birleşik	0,964	0,863	-0,035	0,702	0,964	0,502
	Düşük	Düşük	0,959	0,752	-0,040	0,622	0,958	0,423
	Kayma yok	Düşük	1,072	0,796	0,072	0,654	1,070	0,455
	Yüksek	Düşük	0,965	0,743	-0,034	0,615	0,964	0,416
	Birleşik	Kayma yok	1,010	0,449	0,012	0,398	1,010	0,207
	Düşük	Kayma yok	1,011	0,459	0,013	0,405	1,011	0,216
	Yüksek	Kayma yok	1,018	0,463	0,019	0,409	1,017	0,217
	Düşük	Yüksek	0,933	1,039	-0,068	0,829	0,931	0,627
	Kayma yok	Yüksek	1,078	1,071	0,078	0,852	1,076	0,650
	Yüksek	Yüksek	0,939	1,055	-0,062	0,840	0,936	0,638
SL	Kayma yok	Birleşik	1,018	0,650	0,019	0,547	1,018	0,350
	Düşük	Düşük	0,903	0,725	-0,102	0,602	0,897	0,404
	Kayma yok	Düşük	1,016	0,724	0,017	0,601	1,016	0,403
	Yüksek	Düşük	0,873	0,697	-0,137	0,582	0,863	0,383
	Birleşik	Kayma yok	0,915	0,354	-0,088	0,325	0,911	0,139
	Düşük	Kayma yok	0,921	0,412	-0,082	0,369	0,918	0,182
	Yüksek	Kayma yok	0,903	0,380	-0,102	0,346	0,897	0,158
	Düşük	Yüksek	0,905	1,023	-0,100	0,817	0,899	0,616
	Kayma yok	Yüksek	1,117	1,034	-0,233	0,910	1,111	0,624
	Yüksek	Yüksek	0,872	1,028	-0,138	0,821	0,861	0,619

EK 3.8. MPK'li Madde Oranının %75 ve Yetenek Dağılımının N(0,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	**b**	**A**	**B**	**A**	**B**	**A**	**B**
H	Kayma yok	Birleşik	0,838	0,637	0,983	0,649	0,818	0,451
	Düşük	Düşük	0,783	0,498	-0,261	0,351	0,738	0,354
	Kayma yok	Düşük	0,839	0,436	0,964	0,434	0,820	0,310
	Yüksek	Düşük	0,767	0,521	-0,290	0,367	0,710	0,370
	Birleşik	Kayma yok	0,901	0,095	-0,104	0,044	0,895	0,084
	Düşük	Kayma yok	0,954	0,079	-0,046	-0,004	0,953	0,079
	Yüksek	Kayma yok	0,892	0,081	-0,115	0,003	0,885	0,081
	Düşük	Yüksek	0,779	0,989	-0,269	0,700	0,731	0,699
	Kayma yok	Yüksek	0,899	0,309	-0,107	-0,208	0,892	0,228
	Yüksek	Yüksek	0,759	1,006	-0,303	0,712	0,696	0,710
OO	Kayma yok	Birleşik	0,996	0,647	-0,003	0,457	0,996	0,458
	Düşük	Düşük	0,800	0,465	-0,235	0,327	0,765	0,330
	Kayma yok	Düşük	0,998	0,428	-0,001	0,301	0,998	0,304
	Yüksek	Düşük	0,738	0,506	-0,350	0,356	0,650	0,359
	Birleşik	Kayma yok	0,766	0,094	-0,292	0,045	0,708	0,082
	Düşük	Kayma yok	0,796	0,095	-0,241	0,043	0,759	0,084
	Yüksek	Kayma yok	0,733	0,108	-0,363	0,057	0,637	0,091
	Düşük	Yüksek	0,798	0,929	-0,238	0,657	0,761	0,656
	Kayma yok	Yüksek	0,734	0,236	-0,361	-0,157	0,639	0,177
	Yüksek	Yüksek	0,736	0,957	-0,355	0,678	0,645	0,676
OS	Kayma yok	Birleşik	0,983	0,649	-0,015	0,459	0,983	0,459
	Düşük	Düşük	0,960	0,424	-0,040	0,298	0,959	0,302
	Kayma yok	Düşük	0,964	0,434	-0,034	0,305	0,964	0,309
	Yüksek	Düşük	0,967	0,440	-0,033	0,308	0,966	0,313
	Birleşik	Kayma yok	1,017	0,082	0,019	-0,001	1,017	0,082
	Düşük	Kayma yok	1,017	0,085	0,019	0,004	1,017	0,085
	Yüksek	Kayma yok	1,016	0,089	-0,363	0,057	1,016	0,089
	Düşük	Yüksek	0,935	0,892	-0,066	0,631	0,932	0,630
	Kayma yok	Yüksek	1,023	0,321	0,024	-0,215	1,023	0,238
	Yüksek	Yüksek	0,937	0,894	-0,064	0,633	0,935	0,632
SL	Kayma yok	Birleşik	0,990	0,595	-0,009	0,420	0,990	0,421
	Düşük	Düşük	0,869	0,440	-0,142	0,309	0,858	0,313
	Kayma yok	Düşük	0,992	0,395	-0,007	0,277	0,992	0,281
	Yüksek	Düşük	0,834	0,458	-0,186	0,322	0,813	0,326
	Birleşik	Kayma yok	0,858	0,091	-0,155	0,040	0,844	0,082
	Düşük	Kayma yok	0,913	0,083	-0,091	-0,018	0,908	0,081
	Yüksek	Kayma yok	0,843	0,085	-0,175	-0,019	0,825	0,083
	Düşük	Yüksek	0,866	0,911	-0,146	0,645	0,853	0,643
	Kayma yok	Yüksek	0,899	0,309	-0,107	-0,208	0,834	0,249
	Yüksek	Yüksek	0,828	0,923	-0,195	0,654	0,804	0,652

EK 3.9. MPK'li Madde Oranının %75 ve Yetenek Dağılımının N(.2,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	b	A	B	A	B	A	B
H	Kayma yok	Birleşik	0,838	0,256	-0,182	0,047	0,818	0,252
	Düşük	Düşük	0,781	0,167	-0,265	-0,056	0,734	0,158
	Kayma yok	Düşük	0,839	0,158	-0,181	-0,094	0,819	0,126
	Yüksek	Düşük	0,763	0,172	-0,296	-0,049	0,704	0,165
	Birleşik	Kayma yok	0,896	0,411	-0,110	-0,364	0,889	0,191
	Düşük	Kayma yok	0,950	0,476	-0,051	-0,414	0,948	0,233
	Yüksek	Kayma yok	0,899	0,468	-0,107	-0,408	0,892	0,228
	Düşük	Yüksek	0,775	0,561	-0,275	0,284	0,725	0,484
	Kayma yok	Yüksek	0,818	0,480	-0,208	0,224	0,791	0,425
	Yüksek	Yüksek	0,760	0,589	-0,302	0,305	0,698	0,505
OO	Kayma yok	Birleşik	0,999	0,259	0,000	0,048	0,999	0,254
	Düşük	Düşük	0,802	0,159	-0,232	-0,083	0,767	0,135
	Kayma yok	Düşük	0,998	0,162	-0,001	-0,097	0,998	0,130
	Yüksek	Düşük	0,738	0,167	-0,349	-0,059	0,651	0,156
	Birleşik	Kayma yok	0,764	0,410	-0,294	-0,364	0,705	0,189
	Düşük	Kayma yok	0,794	0,415	-0,244	-0,370	0,755	0,189
	Yüksek	Kayma yok	0,734	0,398	-0,361	-0,357	0,639	0,177
	Düşük	Yüksek	0,799	0,503	-0,237	0,241	0,763	0,442
	Kayma yok	Yüksek	1,000	0,474	0,001	0,219	1,000	0,420
	Yüksek	Yüksek	0,739	0,543	-0,348	0,270	0,652	0,471
OS	Kayma yok	Birleşik	0,973	0,263	-0,026	0,052	0,972	0,258
	Düşük	Düşük	0,963	0,162	-0,036	-0,113	0,963	0,116
	Kayma yok	Düşük	0,966	0,162	-0,033	-0,093	0,966	0,133
	Yüksek	Düşük	0,969	0,165	-0,031	-0,107	0,968	0,125
	Birleşik	Kayma yok	1,019	0,476	0,020	-0,411	1,018	0,240
	Düşük	Kayma yok	1,011	0,469	0,013	-0,409	1,011	0,230
	Yüksek	Kayma yok	1,023	0,478	0,024	-0,415	1,023	0,238
	Düşük	Yüksek	0,935	0,469	-0,066	0,215	0,933	0,417
	Kayma yok	Yüksek	0,949	0,483	-0,050	0,226	0,947	0,427
	Yüksek	Yüksek	0,942	0,484	-0,058	0,226	0,941	0,428
SL	Kayma yok	Birleşik	0,993	0,223	-0,006	0,017	0,993	0,223
	Düşük	Düşük	0,871	0,157	-0,140	-0,099	0,859	0,122
	Kayma yok	Düşük	0,993	0,164	-0,006	-0,125	0,993	0,107
	Yüksek	Düşük	0,834	0,158	-0,187	-0,094	0,813	0,127
	Birleşik	Kayma yok	0,855	0,416	-0,159	-0,368	0,840	0,193
	Düşük	Kayma yok	0,909	0,496	-0,096	-0,430	0,904	0,247
	Yüksek	Kayma yok	0,850	0,498	-0,165	-0,431	0,834	0,249
	Düşük	Yüksek	0,867	0,489	-0,145	0,231	0,855	0,432
	Kayma yok	Yüksek	0,978	0,431	-0,021	0,187	0,978	0,389
	Yüksek	Yüksek	0,833	0,513	-0,187	0,248	0,812	0,449

EK 3.10. MPK'li Madde Oranının %75 ve Yetenek Dağılımının N(-.2,1) olduğu farklı MPK Türü, Düzeyi ve Eşitleme Yöntemleri Altında Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Elde Edilen Ortalama Hata Değerleri

Yöntem	MPK Düzeyi		OHKK		Yanlılık		Standart Hata	
	a	b	A	B	A	B	A	B
H	Kayma yok	Birleşik	0,839	1,082	-0,180	0,859	0,819	0,658
	Düşük	Düşük	0,786	0,948	-0,256	0,763	0,743	0,562
	Kayma yok	Düşük	0,839	0,889	0,973	0,902	0,820	0,521
	Yüksek	Düşük	0,767	0,969	-0,288	0,778	0,711	0,577
	Birleşik	Kayma yok	0,900	0,521	-0,106	0,452	0,893	0,259
	Düşük	Kayma yok	0,945	0,450	-0,056	0,400	0,943	0,208
	Yüksek	Kayma yok	0,891	0,464	-0,116	0,409	0,884	0,218
	Düşük	Yüksek	0,777	1,419	-0,271	1,100	0,728	0,897
	Kayma yok	Yüksek	0,820	1,341	-0,205	1,044	0,794	0,842
	Yüksek	Yüksek	0,761	1,459	-0,300	1,129	0,699	0,925
OO	Kayma yok	Birleşik	0,998	1,089	-0,002	0,864	0,998	0,663
	Düşük	Düşük	0,797	0,912	-0,239	0,737	0,761	0,537
	Kayma yok	Düşük	0,999	0,897	0,000	0,727	0,999	0,526
	Yüksek	Düşük	0,736	0,961	-0,355	0,773	0,645	0,572
	Birleşik	Kayma yok	0,763	0,525	-0,298	0,456	0,702	0,262
	Düşük	Kayma yok	0,793	0,512	-0,245	0,446	0,754	0,251
	Yüksek	Kayma yok	0,734	0,535	-0,362	0,463	0,638	0,268
	Düşük	Yüksek	0,794	1,358	-0,244	1,057	0,756	0,853
	Kayma yok	Yüksek	0,998	1,331	0,000	1,037	0,998	0,834
	Yüksek	Yüksek	0,736	1,411	-0,355	1,094	0,645	0,891
OS	Kayma yok	Birleşik	0,975	1,093	-0,023	0,867	0,975	0,665
	Düşük	Düşük	0,960	0,871	-0,040	0,707	0,959	0,507
	Kayma yok	Düşük	0,973	0,902	-0,025	0,730	0,973	0,530
	Yüksek	Düşük	0,966	0,893	-0,034	0,724	0,965	0,524
	Birleşik	Kayma yok	1,010	0,464	0,011	0,409	1,010	0,220
	Düşük	Kayma yok	1,012	0,461	0,013	0,407	1,012	0,216
	Yüksek	Kayma yok	1,020	0,459	0,021	0,405	1,020	0,216
	Düşük	Yüksek	0,928	1,322	-0,073	1,031	0,925	0,828
	Kayma yok	Yüksek	0,953	1,340	-0,046	1,044	0,952	0,840
	Yüksek	Yüksek	0,941	1,348	-0,060	1,050	0,939	0,846
SL	Kayma yok	Birleşik	0,987	1,037	-0,012	0,827	0,987	0,626
	Düşük	Düşük	0,868	0,888	-0,144	0,720	0,856	0,520
	Kayma yok	Düşük	0,991	0,849	-0,008	0,692	0,991	0,492
	Yüksek	Düşük	0,831	0,905	-0,191	0,732	0,809	0,532
	Birleşik	Kayma yok	0,856	0,515	-0,158	0,448	0,841	0,254
	Düşük	Kayma yok	0,908	0,430	-0,096	0,384	0,903	0,193
	Yüksek	Kayma yok	0,842	0,436	-0,176	0,388	0,823	0,198
	Düşük	Yüksek	0,859	1,339	-0,155	1,043	0,845	0,840
	Kayma yok	Yüksek	0,972	1,284	-0,027	1,004	0,971	0,801
	Yüksek	Yüksek	0,827	1,375	-0,197	1,068	0,803	0,865

EK 4. Eşitlemenin A ve B Sabitine İlişkin Faktöriyel ANOVA Bulguları

EK 4.1. Eşitlemenin A Sabiti Standart Hata Değerlerine İlişkin Faktöriyel ANOVA Bulguları

Varyansın Kaynağı	Kareler Toplamı	*Sd*	Kareler Ortalaması	*F*	η^2
Yöntem(Y)	2.987	3	.995	125.755*	.33
MPK oranı(KO)	.124	2	.062	7.833*	.01
Yetenek dağılımı(YET)	.000	2	.000	.027	.00
a parametresinde kayma(AK)	.759	3	.253	31.947*	.05
b parametresinde kayma(BK)	.180	3	.060	7.581*	.02
Y:KY	.506	6	.084	10.655	.05
Y:YET	.124	6	.020	2.619	.01
KY:YET	.005	4	.001	0.165	.00
Y:AK	.671	9	.074	9.424*	.03
KY:AK	.068	6	.011	1.442	.01
Y:BK	.382	9	.042	5.360*	.04
KY:BK	.118	6	.019	2.495	.01
YET:AK	.035	6	.006	.755	.00
YET:BK	.044	6	.007	.945	.00
AK:BK	.069	4	.017	2.197	.00
Y:KY:YET	.122	12	.010	1.290	.01
Y:KY:AK	.433	18	.024	3.042*	.05
Y:KY:BK	.252	18	.014	1.768	.02
Y:YET:AK	.087	18	.004	.616	.01
Y:YET:BK	.171	18	.009	1.202	.01
Y:AK:BK	.215	12	.017	2.266	.02
Hata	1.583	200	.007		

*$p<.05$

EK 4.2. Eşitlemenin A Sabiti Yanlılık Değerlerine İlişkin Faktöriyel ANOVA Bulguları

Varyansın Kaynağı	Kareler Toplamı	*Sd*	Kareler Ortalaması	*F*	η^2
Yöntem(Y)	1.910	3	.636	65.853*	.19
MPK oranı(KO)	.090	2	.045	4.701	.01
Yetenek dağılımı(YET)	.012	2	.006	.632	.00
a parametresinde kayma(AK)	1.239	3	.413	42.725*	.10
b parametresinde kayma(BK)	.243	3	.081	8.384*	.02
Y:KY	.985	6	.164	16.989*	.09
Y:YET	.103	6	.017	1.780	.01
KY:YET	.026	4	.006	.684	.00
Y:AK	.441	9	.049	5.075*	.02
KY:AK	.342	6	.057	5.901*	.01
Y:BK	.800	9	.088	9.191*	.08
KY:BK	.124	6	.020	2.136	.01
YET:AK	.046	6	.007	.806	.00
YET:BK	.066	6	.011	1.137	.00
AK:BK	.062	4	.015	1.609	.00
Y:KY:YET	.185	12	.015	1.595	.01
Y:KY:AK	.589	18	.032	3.389*	.04
Y:KY:BK	.299	18	.016	1.720	.03
Y:YET:AK	.175	18	.009	1.005	.01
Y:YET:BK	.147	18	.008	.848	.01
Y:AK:BK	.116	12	.009	1.002	.01
Hata	1.934	200	.009		

*$p<.05$

EK 4.3. Eşitlemenin A Sabiti OHKK Değerlerine İlişkin Faktöriyel ANOVA Bulguları

Varyansın Kaynağı	Kareler Toplamı	*Sd*	Kareler Ortalaması	*F*	η^2
Yöntem(Y)	1.723	3	.574	853.450*	0.00
MPK Oranı(KO)	.229	2	.114	170.398*	0.00
Yetenek dağılımı(YET)	.000	2	.000	.269	0.00
a parametresinde kayma(AK)	.568	3	.189	281.500*	0.00
b parametresinde kayma(BK)	.147	3	.049	72.894*	0.00
Y:KY	.198	6	.033	49.070*	0.00
Y:YET	.005	6	.000	1.260	0.00
KY:YET	.001	4	.000	.504	0.00
Y:AK	.443	9	.049	73.154*	0.00
KY:AK	.038	6	.006	9.507*	0.00
Y:BK	.420	9	.046	69.462*	0.00
KY:BK	.029	6	.004	7.302*	0.00
YET:AK	.001	6	.000	.300	0.00
YET:BK	.000	6	.000	.085	0.00
AK:BK	.015	4	.003	5.624*	0.00
Y:KY:YET	.004	12	.000	.496	0.00
Y:KY:AK	.028	18	.001	2.337	0.00
Y:KY:BK	.107	18	.005	8.831*	0.00
Y:YET:AK	.022	18	.001	1.872	0.00
Y:YET:BK	.009	18	.000	.817	0.00
Y:AK:BK	.033	12	.002	4.091*	0.00
Hata	.134	200	.000		

*$p<.05$

EK 4.4. Eşitlemenin B Sabiti Standart Hata Değerlerine İlişkin Faktöriyel ANOVA Bulguları

Varyansın Kaynağı	Kareler Toplamı	*Sd*	Kareler Ortalaması	*F*	η^2
Yöntem(Y)	.022	3	.007	.365	.00
MPK oranı(KO)	1.073	2	.536	27.230*	.05
Yetenek dağılımı(YET)	3.802	2	1.900	96.495*	.20
a parametresinde kayma(AK)	.846	3	.282	14.323*	.00
b parametresinde kayma(BK)	4.819	3	1.606	81.543*	.25
Y:KY	.022	6	.003	.186	.00
Y:YET	.032	6	.005	.272	.00
KY:YET	.282	4	.070	3.580	.01
Y:AK	.056	9	.006	.317	.00
KY:AK	.151	6	.025	1.275	.01
Y:BK	.066	9	.007	.373	.00
KY:BK	.665	6	.110	5.624*	.03
YET:AK	.504	6	.084	4.267*	.00
YET:BK	1.621	6	.270	13.719*	.05
AK:BK	.022	4	.005	.275	.00
Y:KY:YET	.015	12	.001	.062	.00
Y:KY:AK	.020	18	.001	.055	.00
Y:KY:BK	.102	18	.005	.288	.00
Y:YET:AK	.062	18	.003	.175	.00
Y:YET:BK	.035	18	.001	.098	.00
Y:AK:BK	.047	12	.003	.200	.00
Hata	3.940	200	.019		

*$p<.05$

EK 4.5. Eşitlemenin B Sabiti Yanlılık Değerlerine İlişkin Faktöriyel ANOVA Bulguları

Varyansın Kaynağı	Kareler Toplamı	*Sd*	Kareler Ortalaması	*F*	η^2
Yöntem(Y)	.12	3	.041	4.442	.00
MPK oranı(KO)	1.99	2	.995	108.291*	.00
Yetenek dağılımı(YET)	40.28	2	20.142	219.155*	.00
a parametresinde kayma(AK)	1.37	3	.455	49.532*	.00
b parametresinde kayma(BK)	8.35	3	2.784	302.943*	.00
Y:KY	.03	6	.006	.602	.00
Y:YET	.00	6	.000	.007	.00
KY:YET	.08	4	.020	2.171	.00
Y:AK	.10	9	.011	1.152	.00
KY:AK	.81	6	.135	14.639*	.00
Y:BK	.08	9	.009	.942	.00
KY:BK	1.07	6	.178	19.371*	.00
YET:AK	.19	6	.032	3.485	.00
YET:BK	.27	6	.045	4.849*	.00
AK:BK	.11	4	.027	2.969	.00
Y:KY:YET	.00	12	.000	.037	.00
Y:KY:AK	.17	18	.010	1.049	.00
Y:KY:BK	.27	18	.015	1.609	.00
Y:YET:AK	.01	18	.001	.059	.00
Y:YET:BK	.01	18	.000	.039	.00
Y:AK:BK	.01	12	.001	.061	.00
Hata	1.84	200	.009		

*$p<.05$

EK 4.6. Eşitlemenin B Sabiti OHKK Değerlerine İlişkin Faktöriyel ANOVA Bulguları

Varyansın Kaynağı	Kareler Toplamı	*Sd*	Kareler Ortalaması	*F*	η^2
Yöntem(Y)	.052	3	.017	1.473	.00
MPK oranı(KO)	2.210	2	1.105	93.580*	.05
Yetenek dağılımı(YET)	16.334	2	8.167	691.574*	.44
a parametresinde kayma(AK)	1.184	3	.395	33.413*	.00
b parametresinde kayma(BK)	5.440	3	1.813	153.555*	.14
Y:KY	.047	6	.008	.663	.00
Y:YET	.065	6	.011	.911	.00
KY:YET	.578	4	.144	12.234*	.01
Y:AK	.086	9	.010	.814	.00
KY:AK	.104	6	.017	1.469	.00
Y:BK	.058	9	.006	.550	.00
KY:BK	1.526	6	.254	21.534*	.04
YET:AK	.895	6	.149	12.631*	.00
YET:BK	5.423	6	.904	76.529*	.14
AK:BK	.167	4	.042	3.542	.00
Y:KY:YET	.039	12	.003	.275	.00
Y:KY:AK	.024	18	.001	.112	.00
Y:KY:BK	.050	18	.003	.235	.00
Y:YET:AK	.124	18	.007	.581	.03
Y:YET:BK	.060	18	.003	.281	.00
Y:AK:BK	.036	12	.003	.253	.00
Hata	2.362	200	.012		

*$p<.05$

EK 5. Etik Kurul Onayı

ANKARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ALT ETİK KURULU
KARAR ÖRNEĞİ

Karar Tarihi	**: 07/03/2022**
Toplantı Sayısı	**: 7**
Karar Sayısı	**: 81**

81-Üniversitemiz Eğitim Bilimleri Enstitüsü Eğitim Bilimleri Anabilim Dalı doktora öğrencilerinden **Ayşe Bilicioğlu Güneş**'in "Madde Parametre Kaymasının Bağlama Yöntemleriyle Elde Edilen Kestirimler Üzerine Etkisi" başlıklı tezi ile ilgili "İnsan Üzerinde Yapılan Klinik Dışı Araştırmalar Başvuru Formu" Etik Kurulumuzca incelendi.

Üniversitemiz Eğitim Bilimleri Enstitüsü Eğitim Bilimleri Anabilim Dalı doktora öğrencilerinden **Ayşe Bilicioğlu Güneş**'in "Madde Parametre Kaymasının Bağlama Yöntemleriyle Elde Edilen Kestirimler Üzerine Etkisi" başlıklı tezinin insan üzerinde yapılan bir çalışma olmaması nedeniyle etik kurul onayına ihtiyaç duymadığına oy birliği ile karar verildi.

BENZERLİK BİLDİRİMİ

"Madde Parametre Kaymasının Bulunduğu Durumlarda Test Eşitlemede Farklı Kalibrasyon Yöntemleriyle Elde Edilen Kestirimlerin Karşılaştırılması" başlıklı tezimin ana bölümü (ön bölüm, kaynaklar ve ekler hariç) Turnitin İntihal Tespit Programı aracılığıyla incelenmiş ve ilgili rapor danışmanım tarafından da kontrol edilmiştir. Kontrol sırasında (1) "Yedi sözcükten daha az olan benzeşmeler" (2) "Kaynaklar" (3) "Doğrudan alıntılar" ve (4) "Lisansüstü tezim ile ilgili yapmış olduğum kendi yayınlarım ve yararlandığım mevzuat metinleri gibi kaynaklar" dışarıda tutulmuştur. Benzerlik kontrolüne ilişkin rapordan elde edilen sonuçlar aşağıda sunulmuştur.

Rapor Tarihi	: 04/12/2023
Gönderim Numarası	: 2247228437
Sayfa Sayısı	: 104
Sözcük Sayısı	: 25146
Karakter Sayısı	: 167512
Benzerlik Oranı	: % 3
Savunma Tarihi	: 27/11/2023

Yukarıda belirtilen sonuçları gösteren Turnitin İntihal Tespit Programı'na ilişkin orijinal raporu, sonuçlarda herhangi bir değişiklik yapmaksızın bu beyanım ekinde Enstitüye teslim ettiğimi, tezimin %10'dan fazla benzerlik oranı içerdiğinin, tek bir kaynakla eşleşme oranının ise %2'den fazla olduğunun belirlenmesi durumunda, bundan doğabilecek tüm yasal sorumluluğu kabul ettiğimi bildirir, saygılarımı sunarım.

Öğrencinin Adı Soyadı: Ayşe BİLİCİOĞLU GÜNEŞ

Tarih: 04/12/2023

İmza:

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Adı ve Soyadı : Ayşe BİLİCİOĞLU GÜNEŞ

E-Posta Adresi :

İş Deneyimi :

Unvan	Görev Yeri	Yıl
Öğretmen	Bolu Amerikan Kültür Dil Okulları	2016- 2017
Araştırma Görevlisi	Akdeniz Üniversitesi	2017- 2019
Araştırma Görevlisi	TED Üniversitesi	2020- devam ediyor

Akademik Bilgiler

Öğrenim Durumu:

Derece	Bölüm/Program	Üniversite	Yıl
Lisans	Sınıf Öğretmenliği	Kastamonu Üniversitesi	2012- 2016
Yüksek Lisans	Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme	Akdeniz Üniversitesi	2016- 2019
Doktora	Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme	Ankara Üniversitesi	2019 – 2023

Yayınlar:

Bilicioğlu A., ve Yılmaz K., "Öğrencilerin sınav kaygısı, fene yönelik ilgi ve ebeveyn desteği değişkenleri üzerine uluslararası bir karşılaştırma: Türkiye- Singapur", *Abant İzzet Baysal Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi, 17*(3),1-12.

Zeybekoğlu, Ş., Bilicioğlu Güneş, A., ve Yalçın, E. (2023). Examination of the differential item functioning in the PISA 2018 reading test items. *Education and Science.* 10.15390/EB.2023.12123.