

Matematik Öğretmeni Adaylarının İstatistik ve Olasılık Konularındaki Yeterliklerinin Çeşitli Değişkenler Açısından İncelenmesi *

Okan KUZU **

Muhammet ARICAN ***

Öz

Bu çalışmada, ilköğretim matematik öğretmeni adaylarının istatistik ve olasılık konularının öğrenimi ve öğretimi için gerekli olan dört temel yeterliğe sahip olma olasılıkları bilişsel tanı modellerinden log-linear cognitive diagnostic model kullanılarak incelenmiştir. Adayların bu dört yeterliğe sahip olma olasılıkları cinsiyet, öğrenim görülen üniversitenin taban puanı ve sınıf seviyesi değişkenlerine göre araştırılmış, adayların her bir yeterliğe sahip olma olasılıkları ile bu değişkenler arasında anlamlı bir ilişkinin olup olmadığı incelenmiştir. Bu bağlamda, Arıcan ve Kuzu tarafından 2019 yılında geliştirilen ve veriyi ifade eder ve yorumlar, veriden tahmin ve çıkarım yapar, verileri analiz etmek için uygun istatistiksel yöntemleri kullanır ve olasılık temel kavramlarını anlar ve uygular şeklinde dört temel yeterliği ölçen İstatistiksel Akıl Yürütme Testi veri toplama aracı olarak kullanılmıştır. Bu test, 2016-2017 eğitim-öğretim yılında Türkiye’de bulunan dört farklı üniversitede öğrenim görmekte olan 456 ilköğretim matematik öğretmeni adayına uygulanmış ve adayların her bir yeterliğe sahip olma olasılıkları hesaplanmıştır. Daha sonra, her bir yeterlik için adayların aldıkları toplam puanlar incelenerek cinsiyete göre anlamlı bir farklılığın olup olmadığı Mann-Whitney U testi ile öğrenim gördükleri üniversitenin taban puanı ve buldukları sınıf seviyesine göre farklılaşıp farklılaşmadığı ise Kruskal Wallis-H testi ile araştırılmıştır. Adayların bu dört yeterliğe sahip olma olasılıklarının cinsiyete göre istatistiksel açıdan anlamlı olarak farklılaşmadığı, ancak üniversite taban puanı ve sınıf seviyelerine göre bazı anlamlı farklılaşmaların olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Bilişsel tanı modelleri, cinsiyet, ilköğretim matematik öğretmeni adayları, istatistik ve olasılık, sınıf seviyesi, üniversite taban puanı.

GİRİŞ

İstatistik, verilerin toplanması, çözümlenmesi ve sonuçlarının yorumlanması ile ilgili teknik ve yöntemlerden oluşan bir bilim dalı olarak tanımlanmaktadır (Saraçbaşı & Kutsal, 1987). Değişkenler arasındaki ilişkiyi belirleme, örneklerin sonuçlarına göre genellemeler yapma, geleceğe yönelik tahminlerde bulunma gibi ilkeleri temel alan istatistik, öneminin giderek artması sonucunda birçok ülkede ilgi odağı haline gelmiş ve matematik öğretim programlarında yerini almıştır (Ardıç, Yılmaz & Demir, 2012; Makar & Rubin, 2009; Shaughnessy, 2007; Watson, 2006). Sürekli gelişen ve kendini yenileyen matematik dersi öğretim programları incelendiğinde, veri okuma, verileri temsil etme, merkezi eğilim ve yayılım ölçülerini kullanma, veriden tahmin ve çıkarımlar yapma, olasılık hesapları yapma gibi istatistiksel yeterliklere farklı sınıf düzeylerinde eskisinden daha çok yer verildiği dikkatleri çekmektedir (Millî Eğitim Bakanlığı-MEB, 2013, 2018).

İstatistik, temelinde olasılık hesabına dayanmaktadır ve rastlantısal olayların matematiksel olarak ele alınmasını ve veriden çıkarım yapılmasını sağlamaktadır. Gerçek hayat problemleri ve diğer disiplinlerle (örn., ekonomi, beden eğitimi, vb.) etkileşim halinde olan istatistik ve olasılık, geçmişten

* Bu çalışmanın bir kısmı 27-30 Nisan 2018 tarihleri arasında Nevşehir’de düzenlenen X. Uluslararası Eğitim Araştırmaları Kongresinde sözlü bildiri olarak sunulmuştur. Ayrıca, bu çalışma Kırşehir Ahi Evran Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri Koordinasyon Birimi tarafından EGT.A3.16.014 proje numarası ile desteklenmiştir.

** Dr. Öğr. Üyesi, Kırşehir Ahi Evran Üniversitesi, Eğitim Fakültesi, Kırşehir-Türkiye, okan.kuzu@ahievran.edu.tr, ORCID ID: 0000-0003-2466-4701

*** Dr. Öğr., Üyesi, Kırşehir Ahi Evran Üniversitesi, Eğitim Fakültesi, Kırşehir-Türkiye, muhammetarican@gmail.com, ORCID ID: 0000-0002-0496-9148

Bu makaleye atıfta bulunmak için:

Kuzu, O., & Arıcan, M. (2020). Matematik öğretmeni adaylarının istatistik ve olasılık konularındaki yeterliklerinin çeşitli değişkenler açısından incelenmesi. *Journal of Measurement and Evaluation in Education and Psychology*, 11(1), 13-26. doi: 10.21031/epod.562586

Geliş Tarihi: 09.05.2019

Kabul Tarihi: 01.09.2019

günümüze matematik eğitiminin odak noktası olmuş ve önde gelen uluslararası eğitim kurumlarının öğrenme standartlarına dahil edilmiştir (örn., Ulusal Matematik Öğretmenleri Konseyi-National Council of Teachers of Mathematics-NCTM; Ulusal Eğitim Sürecini Değerlendirme Kurumu-National Assessment of Educational Progress-NAEP) (Batanero & Díaz, 2010; Franklin ve diğerleri, 2007; Jones, 2005). İstatistik ve olasılık konuları bu denli öneme sahip olsalar da öğretmenler ve öğrenciler bu konuların öğretiminde ve öğreniminde çeşitli zorluklarla karşılaşmaktadır (Batanero & Díaz, 2012). Örneğin, Gürbüz, Toprak, Yapıcı ve Doğan (2011) yaptığı çalışmada öğretmenler ortaöğretim matematik müfredatında zor olarak gördükleri matematik konularının başında olasılığın geldiğini belirtmiştir. Boyacıoğlu, Erduran ve Alkan (1996) tarafından yapılan çalışmada ise, öğrencilerin %91'i anlaşılması en zor konular arasında olasılığı görürken, öğretmenlerin %84'ü olasılığın işlenmesi en zor konular arasında ilk sırada olduğunu vurgulamıştır. Bu bulgulara ek olarak, istatistik ve olasılık konuları ile ilgili uluslararası alanda da birçok zorluklarla karşılaşıldığı görülmektedir. Sayılar, cebir, geometri ve veri ve olasılık alanlarından oluşan ve toplam 39 ülkenin yer aldığı sekizinci sınıf Uluslararası Matematik ve Fen Bilimleri Araştırması (Trends in International Mathematics and Science Study-TIMSS) 2015 sınavı incelendiğinde Türkiye'nin de içinde bulunduğu 22 ülkedeki öğrencilerin veri ve olasılık sorularından elde ettikleri puanların ortalamasının TIMSS ölçek orta noktası olan 500 puandan daha düşük olduğu gözlemlenmiştir (Mullis, Martin, Foy & Hooper, 2016). Ayrıca veri ve olasılık alanında 466 puan ortalaması ile Türkiye, 13 Avrupa ülkesi arasında 12. sırada yer almıştır. Bu sınavda, Türk öğrencileri bütün alanlar içerisinde en yüksek ortalama puanı veri ve olasılık alanında elde etmiş olsalar da TIMSS 2011 sonuçları ile karşılaştırıldığında öğrencilerin ortalama ölçek puanlarının azaldığı tek alanın yine veri ve olasılık alanı olduğu görülmüştür (Mullis, Martin, Foy & Arora, 2012).

Yukarıda belirtilen istatistik ve olasılık konularının öğretiminde ve öğreniminde karşılaşılan zorlukları belirlemenin yanı sıra, erkek ve kız öğrencilerin matematik başarılarını karşılaştırmaya yönelik çalışmalar da mevcuttur. Akademik başarı ile cinsiyet arasındaki ilişki geçmişten günümüze tartışılan bir konudur (Eitle, 2005). Alanyazında öğrencilerin matematik performansları ile ilgili çalışmalar incelendiğinde erkeklerin kızlara oranla daha başarılı olduğunu belirten çok sayıda çalışma (örn., Felson & Trudeau, 1991; Fryer & Levitt, 2010; Stoet & Geary, 2013) bulunsa da kızların erkeklerden daha başarılı olduğunu vurgulayan çalışmalar da (örn., Chambers & Schreiber, 2004; Farooq, Chaudhry, Shafiq, & Berhanu, 2011) mevcuttur. Diğer taraftan, kızlar ve erkekler arasındaki bu farkın azaldığını veya sona erdiğini belirten çalışmalara da (örn., Chiesi & Primi, 2015; Duckworth & Seligman, 2006; Else-Quest, Hyde & Linn, 2010; Lindberg, Hyde, Petersen & Linn, 2010) rastlamak mümkündür. Cinsiyetin matematik performansına etkisi istatistik konusu özelinde incelendiğinde ise erkeklerin ve kızların matematik yapabilme yetenekleri açısından farklılık göstermedikleri, fakat kız öğrencilerin istatistik konusuna karşı daha negatif tutum sergiledikleri ve yeteneklerine daha az güven duydukları belirtilmiştir (Chiesi & Primi, 2015). Bulut, Yetkin ve Kazak (2002) tarafından matematik öğretmeni adaylarının olasılık konusundaki başarıları üzerine yapılan çalışmada ise, erkeklerin kızlara oranla olasılık konusunda daha başarılı oldukları vurgulanmıştır. Ayrıca aynı çalışmada, adayların matematik dersine ve olasılık konusuna yönelik tutumları incelenmiş ve matematik dersi genelinde kızların erkeklere oranla daha olumlu tutuma sahip olduğu vurgulansa da olasılık konusunda her iki grup arasında anlamlı bir farkın olmadığı belirtilmiştir (Bulut ve diğerleri, 2002). TIMSS 2015 sekizinci sınıf matematik verileri incelendiğinde, yedi ülkede kız öğrenciler erkek öğrencilere göre matematikte daha başarılı iken altı ülkede erkek öğrencilerin daha başarılı olduğu görülmüş, 26 ülkede ise kız ve erkek öğrenciler arasında anlamlı bir farkın olmadığı belirlenmiştir. Veri ve olasılık alanı özelinde ise kız ve erkek öğrencilerin ortalama puanlarının (Kız: 475; Erkek: 472) birbirine çok yakın olduğu görülmüştür. Türk öğrencilerinin veri ve olasılık puanları cinsiyetlerine göre incelendiğinde kız öğrencilerin erkek öğrencilere oranla (Kız: 470; Erkek: 464) biraz daha başarılı olduğu belirlenmiştir.

İstatistik ve olasılık ile ilgili yapılan çalışmalar incelendiğinde, bu iki konunun en az araştırma yapılan konuların başında geldiği görülmüştür. Yapılan çalışmaların da genel olarak öğrencilerin performanslarını, güçlü ve zayıf yönlerini anlamaya yönelik olduğu belirlenmiştir (Ulutaş & Ubuz, 2008). Alanyazında yer alan bazı çalışmalarda (örn., Batanero & Díaz, 2012; Batanero, Godino & Roa, 2004; Franklin & Mewborn, 2006) öğretmenlerin ve öğretmen adaylarının istatistik ve olasılık

konularında yaşadıkları sorunların üniversitelerdeki istatistik ve olasılık dersine ait öğretim programlarının yetersizliğinden kaynaklandığına dikkat çekilmiştir. Ayrıca, veri analizi uygulamalarının altında yatan ilke ve kavramlar hakkında doğru bilgiyi edinmeleri adına çok az imkân verilen öğretmenlerin öğrencilerinin istatistiksel bilgiyi oluşturmakta zorlandıkları gözlenmiştir (Franklin ve diğerleri, 2007). Genel olarak bakıldığında istatistik ve olasılık ile ilgili yapılan çalışmaların (örn., Olpak, Baltacı & Arıcan, 2018; Tsakiridou & Vavyła, 2015; Zhang & Maas, 2019) Klasik Test Kurmalarını (KTK) kullanarak toplam skora dayalı bir değerlendirme sistemi içerdiği görülmektedir. Bu çalışmalarda öğrencilerin aldıkları toplam puanların ortalaması alınarak öğrenci performansları hakkında değerlendirme yapılmaktadır. Tek bir puana dayalı (örn., ortalama puan) değerlendirme yaklaşımları öğrenci performansları açısından çok detaylı bilgi sunmadığı gerekçesiyle eleştirilmiş (Leighton & Gierl, 2007; Nichols, Chipman & Brennan, 2012) ve bunlara alternatif olarak daha detaylı değerlendirmeye olanak tanıyan bilişsel tanı modelleri geliştirilmiştir (Rupp, Templin & Henson, 2010). Bilişsel tanı modellerinde toplam puanlar yerine her bir öğrencinin ölçülmek istenen yeterliklere hangi olasılıkla sahip oldukları belirlenip bu olasılıklar üzerinden güçlü ve zayıf yönleri hakkında tanısız geri bildirimler verilmektedir. Örneğin, tek puana dayalı değerlendirme sistemlerinde ortalaması 60 olan bir sınavdan 59 alan bir öğrenci başarısız olarak değerlendirilebilirken, bilişsel tanı modellerinde alınan puanlar yerine yeterliklere sahip olma açısından değerlendirmeler yapılabilmektedir. Böylece bilişsel tanı modelleri KTK'ya oranla öğrenci performansları hakkında daha etkili bir değerlendirmeye imkân tanımaktadır.

Bilişsel Tanı Modelleri (Cognitive Diagnostic Models-CDMs)

Tanısız sınıflandırma modelleri (diagnostic classification models) olarak da tanımlanan bilişsel tanı modelleri katılımcıların yanıtlarına göre testin ölçmeyi hedeflediği yeterliklere hangi olasılıkla sahip olduklarını hesaplayarak bu yeterlikler hakkındaki uzmanlıklarına ilişkin tanısız değerlendirme sağlayan bir psikometrik model ailesidir. Bilişsel tanı modelleri ölçülmek istenen yeterlikler hakkında eğitimcilerle bilişsel geri bildirim sağlamak ve böylece katılımcıların bilişsel olarak güçlü ve zayıf yönleriyle ilgili daha detaylı bilgi sunmaktadır. Bilişsel tanı modellerinin güçlü olduğu yönlerden birisi, az sayıda test maddesi kullanılsa bile KTK'ya kıyasla daha güvenilir tahminler sunmalarıdır (Templin & Bradshaw, 2013). Son yıllarda araştırmacılar bilişsel tanı modellerini kullanarak öğrencilerin (örn., Choi, Lee & Park, 2015; Dogan & Tatsuoka, 2008; Im & Park, 2010; Lee, Park & Taylan, 2011; Sen & Arıcan, 2015), öğretmenlerin (örn., Bradshaw, Izsak, Templin & Jacobson, 2014) ve öğretmen adaylarının (örn., Arıcan & Kuzu, 2019) çeşitli matematik konularından elde ettikleri sonuçlar üzerine tanıyıcı değerlendirmede bulunmuşlardır.

Bilişsel tanı modelleri telafi edici modeller, telafi edici olmayan modeller ve genel modeller olmak üzere üç kategoride toplanmaktadır (Ravand & Robitzsch, 2015). Deterministic input, noisy-or-gate model (DINO) (bkz., Templin & Henson, 2006) ve compensatory reparameterized unified model (C-RUM) (bkz., Hartz, 2002) telafi edici modellere örnek olarak verilebilir. Telafi edici olmayan modellere deterministic input, noisy-and-gate model (DINA) (bkz., Junker & Sijtsma, 2001) ve noncompensatory reparameterized unified model (NC-RUM) (bkz., DiBello, Stout & Roussos, 1995; Hartz, 2002) örnek verilebilir. Son olarak hem telafi edici hem de telafi edici olmayan ilişkilere olanak tanıyan genel modellere ise general diagnostic model (GDM) (bkz., von Davier, 2005), log-linear cognitive diagnostic model (LCDM) (bkz., Henson, Templin & Willse, 2009) ve generalized deterministic input, noisy-and-gate model (G-DINA) (bkz., de la Torre, 2011) örnek verilebilir.

Bu çalışma, genel modellerden LCDM kullanılarak gerçekleştirilmiştir. LCDM katılımcıların maddelere verdikleri yanıtları örtük sınıflara yerleştirir ve böylece yeterliklerin belirlenmesi için araştırmacılara yardım eder (Bradshaw ve diğerleri, 2014). LCDM her bir madde yanıtındaki yeterlik etkisini madde parametrelerinin büyüklüğüne ve yönüne bağlı olarak telafi edici veya telafi edici olmayan şekilde modelleyebilir ve bu durum araştırmacılara daha fazla esneklik sağlar (Bradshaw ve diğerleri, 2014). Bu esneklik nedeniyle bu çalışmadan elde edilen verilerin çözümlenmesinde LCDM kullanılmıştır.

Araştırmanın Amacı

İstatistik ve olasılığın öğreniminde ve öğretiminde karşılaşılan problemlerin üstesinden gelebilmek amacıyla son zamanlarda Türk eğitim sisteminde de öğrencilerin istatistiksel yeterliklerin geliştirilmesine önem verilmiş ve gerekli yeterliklerin öğrencilere kazandırılması amaçlanmıştır (MEB, 2013, 2018). Ayrıca, yukarıda da belirtildiği üzere öğrencilerin istatistik ve olasılık konularındaki yetersizliği, yükseköğretim programlarından mezun olan matematik öğretmen adaylarının bu konularda ne kadar iyi yetiştirildiklerine dair soru işaretleri de oluşturmuştur. Öğrencilerin, öğretmenlerin ve öğretmen adaylarının istatistik ve olasılık konularında bazı zorluklarla karşılaşması bu konuların öğretiminde ve öğreniminde gerekli olan yeterlikler açısından eksikliklerinin olabileceğini düşündürmektedir. Bu nedenle, eksiklikler hakkında tanısıl geribildirimlerin sağlanması, karşılaşılan zorlukların giderilmesine yönelik eğitimcilere katkıda bulunacaktır.

Bu çalışmada, istatistik ve olasılık konularında ilköğretim matematik öğretmen adayları için gerekli olan temel yeterlikler incelenmiş ve adayların bu yeterliklere sahip olma olasılıklarının cinsiyet, devam edilen üniversitenin taban puan düzeyi ve sınıf seviyesine göre farklılık gösterip göstermediği incelenmiştir. Bu nedenle, aşağıdaki sorulara cevaplar aranmıştır:

1. İlköğretim matematik öğretmen adaylarının istatistik ve olasılık konularındaki yeterlikleri cinsiyetlerine göre farklılık göstermekte midir?
2. İlköğretim matematik öğretmen adaylarının istatistik ve olasılık konularındaki yeterlikleri öğrenim gördükleri üniversitelerinin taban puanlarına göre farklılık göstermekte midir?
3. İlköğretim matematik öğretmen adaylarının istatistik ve olasılık konularındaki yeterlikleri sınıf seviyelerine göre farklılık göstermekte midir?

YÖNTEM

Bu nicel çalışmada, ilköğretim matematik öğretmen adaylarının istatistik ve olasılık konularındaki yeterliklerinin cinsiyetlerine, üniversite taban puanları ve sınıf seviyelerine göre farklılaşp farklılaşmadığı betimsel tarama modeli kullanılarak araştırılmıştır. Betimsel tarama modeli, geçmişte ya da halen var olan bir durumu, görüşleri, ilgileri ve yeterlikleri olduğu şekliyle betimlemeyi amaçlayan araştırma yaklaşımıdır (Karasar, 2005).

Örnekleme

Araştırmanın örneklemini 2016-2017 eğitim-öğretim yılında Türkiye’de bulunan dört farklı üniversitede öğrenim görmekte olan 456 (315’i kadın; 108’i erkek; 33’ü belirtilmemiş) matematik öğretmen adayı oluşturmaktadır. 2016 yılında 67 adet üniversitede ilköğretim matematik öğretmenliği programı mevcut olup, bu üniversiteler ilgili programın son beş yıldaki üniversiteye giriş taban puanlarının ortalamaları dikkate alınarak en yüksek puanlıdan en düşük puanlıya doğru sıralanmıştır. Betimsel bir istatistik ölçüsü olan çeyrekler açıklığı kullanılarak ilk 17 üniversiteden 1 yüksek (66 aday), 18-50 arasından 2 orta (224 aday), ve son 17 üniversiteden 1 düşük (166 aday) seviyede olacak şekilde olasılık temelli örnekleme çeşitlerinden tabakalı örnekleme yöntemi kullanılarak dört üniversite rastgele seçilmiştir. Üç farklı bölgede (Batı Anadolu, İç Anadolu, Doğu Anadolu) yer alan üniversitelere ilişkin veriler Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1. Araştırmanın Örneklemine İlişkin Frekans Dağılımı

		Sınıf				Toplam
		1. Sınıf	2. Sınıf	3. Sınıf	4. Sınıf	
Cinsiyet	Kadın	75	108	110	22	315
	Erkek	27	30	32	19	108
	Belirtilmemiş	4	12	16	1	33
Toplam		106	150	158	42	456

Veri Toplama Aracı

Bu çalışmada, veri toplama aracı olarak Arıcan ve Kuzu (2019) tarafından geliştirilen ve Y1: Veriyi ifade eder ve yorumlar; Y2: Veriden tahmin ve çıkarım yapar; Y3: Verileri analiz etmek için uygun istatistiksel yöntemleri kullanır ve Y4: Olasılık temel kavramlarını anlar ve uygular şeklinde dört temel yeterliği ölçen İstatistiksel Akıl Yürütme Testi kullanılmıştır. Bu dört yeterlik belirlenirken ulusal (MEB ortaokul matematik dersi öğretim programı) ve uluslararası (NCTM ve Ortak Çekirdek Devlet Standartları-Common Core State Standards-CCSS) standartlar incelenmiştir. Test 20 maddeden (15 çoktan seçmeli ve beş açık uçlu) oluşmakta olup maddeler hazırlanırken ulusal ve uluslararası (TIMSS ve Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı-The Programme for International Student Assessment-PISA) geniş ölçekli sınavlarda kullanılan sorular dikkate alınmıştır. Testteki her bir maddenin hangi yeterliği veya yeterlikleri ölçtüğünü belirlemek amacıyla üç matematik eğitimcisi ve iki matematik öğretmeni birbirinden bağımsız olarak test maddelerini ölçtükleri yeterlikler açısından kodlamışlardır (*maddeler verilen yeterliği ölçüyorsa "1," ölçmüyorsa "0"*). En az üç uzman tarafından bir maddenin yeterliği ölçtüğü belirtilmiş ise Q-matriste yer almasına karar verilmiştir. Bu dört yeterliğin test maddelerindeki dağılımını gösteren Q-matris Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2. Q-Matris

Yeterlik/Madde	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	Toplam
Y1	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	1	1	1	0	0	1	1	0	0	0	9
Y2	1	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1	1	0	0	1	0	0	1	10
Y3	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	1	1	0	1	0	1	0	0	1	1	8
Y4	1	1	1	1	1	0	1	1	1	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	10

Tablo M. Arıcan ve O. Kuzu, 2019 tarafından hazırlanan “Diagnosing Preservice Teachers’ Understanding of Statistics and Probability: Developing a Test for Cognitive Assessment”, *International Journal of Science and Mathematics Education*, ss. 1-20, çalışmadan alınmıştır. Tüm hakları Springer Nature yayınevine aittir.

Bilişsel tanı modellerinde her bir maddenin yeterliklere sahip olanları ve olmayanları ne düzeyde ayırt ettiği madde-yeterlik ayırt edicilik indeksleri ile hesaplanmaktadır. Alanyazında madde-yeterlik ayırt edicilik indekslerine bağlı olarak test maddelerinin çıkarılması için kritik aralıklar belirtilmemiş olsa da de la Torre (2008) .31’i düşük bir değer olarak ifade etmiştir. Buna göre, Tablo 3 incelendiğinde madde-yeterlik ayırt edicilik indekslerinin yalnızca 6., 15. ve 18. maddelerde düşük olduğu görülmektedir.

Tablo 3. Madde-Yeterlik Ayırt Edicilik İndeksleri

Maddeler	Y1	Y2	Y3	Y4
Madde 1	.55	.63		.39
Madde 2				.69
Madde 3				.78
Madde 4	.61			.56
Madde 5				.86
Madde 6		.27	.23	
Madde 7	.58	.45		.73
Madde 8				.65
Madde 9				.73
Madde 10	.52	.45	.41	
Madde 11	.45	.43	.35	
Madde 12	.53	.55	.38	
Madde 13	.41	.38		
Madde 14		.75	.59	
Madde 15				.21
Madde 16	.51		.54	
Madde 17	.44	.42		
Madde 18				.22
Madde 19			.68	
Madde 20		.50	.63	

Tablo M. Arıcan ve O. Kuzu, 2019 tarafından hazırlanan “Diagnosing Preservice Teachers’ Understanding of Statistics and Probability: Developing a Test for Cognitive Assessment”, *International Journal of Science and Mathematics Education*, ss. 1-20, çalışmadan alınmıştır. Tüm hakları Springer Nature yayınevine aittir.

Madde güçlük indeksi 0 ile 1 arasında değişmekte olup bir maddeyi doğru cevaplayan adayların oranını ifade etmektedir. Bu çalışmada madde güçlük indeksi .13 ile .86 arasında değişmekte olup .49 ortalamaya sahiptir (Tablo 4). Bir testteki ortalama madde güçlük indeksinin .50 civarında olması tavsiye edilmektedir (Çepni ve diğerleri, 2008). Bu nedenle, testteki maddeler arasında güçlük indeksi açısından iyi bir dengenin olduğu görülmektedir.

Tablo 4. Madde Güçlük İndeksleri

Maddeler	İndeks	Maddeler	İndeks
Madde 1	.50	Madde 11	.75
Madde 2	.43	Madde 12	.68
Madde 3	.46	Madde 13	.82
Madde 4	.57	Madde 14	.52
Madde 5	.44	Madde 15	.23
Madde 6	.86	Madde 16	.56
Madde 7	.33	Madde 17	.53
Madde 8	.67	Madde 18	.13
Madde 9	.31	Madde 19	.29
Madde 10	.24	Madde 20	.42

Tablo M. Arıcan ve O. Kuzu, 2019 tarafından hazırlanan "Diagnosing Preservice Teachers' Understanding of Statistics and Probability: Developing a Test for Cognitive Assessment", *International Journal of Science and Mathematics Education*, ss. 1-20, çalışmadan alınmıştır. Tüm hakları Springer Nature yayınevine aittir.

Veri Analizi

Arıcan ve Kuzu (2019) tarafından ilköğretim matematik öğretmen adaylarının istatistik ve olasılık konularında sahip olduğu beceriler dört temel yeterlik etrafında incelenmiş, elde edilen sonuçlar Tablo 5'te sunulmuştur. Tablo 5 incelendiğinde, matematik öğretmen adaylarının Y1 numaralı yeterliğe sahip olma olasılığı .647 olarak hesaplanmış ve bu değer diğer yeterliklere sahip olma olasılıklarına göre yüksek olduğu görülmüştür. En düşük olasılık Y2 numaralı yeterliğe ait olsa da genel anlamda, adayların Y1 numaralı yeterliğe sahip olma olasılığı haricinde diğer üç yeterliğe sahip olma olasılıklarının düşük olduğu görülmüştür. Arıcan ve Kuzu (2019), Templin ve Bradshaw (2013) tarafından geliştirilen güvenilirlik ölçütünü kullanarak testin her bir yeterliği sırasıyla .89, .82, .83, ve .90 güvenilirlikle ölçtüğünü belirtmişlerdir. Ayrıca, Arıcan ve Kuzu (2019) Mplus programı yardımıyla adayların yeterliklere sahip olma olasılıklarının hesaplanmasına katkıda bulunmayan anlamlı olmayan tek ve çift yönlü etkileşim etkilerini modelden çıkararak sınıflama problemlerini ortadan kaldırmışlardır. Bununla birlikte iki değişkenli model uyum bilgisi kullanılarak uyumsuz olan madde çiftleri belirlenmiş ve bunun yalnızca %7'ye tekabül ettiği görülmüştür. Bu nedenle, bu çalışmada kullanılan test maddelerinin ve Q-matrisin ölçülmek istenen yeterlikleri hesaplamadaki uygunluğu sağlanmıştır.

Tablo 5. Adayların İstatistik ve Olasılık Konularındaki Yeterliklere Sahip Olma Olasılıkları

Yeterlikler	Olasılık	Ss
Y1 Veriyi ifade eder ve yorumlar	.647	.396
Y2 Veriden tahmin ve çıkarım yapar	.286	.347
Y3 Verileri analiz etmek için uygun istatistiksel yöntemleri kullanır	.476	.396
Y4 Olasılık temel kavramlarını anlar ve uygular	.427	.410

Tablo M. Arıcan ve O. Kuzu, 2019 tarafından hazırlanan "Diagnosing Preservice Teachers' Understanding of Statistics and Probability: Developing a Test for Cognitive Assessment", *International Journal of Science and Mathematics Education*, ss. 1-20, çalışmadan alınmıştır. Tüm hakları Springer Nature yayınevine aittir.

Bu çalışmada, Tablo 5'te ifade edilen ilköğretim matematik öğretmen adaylarının istatistik ve olasılık konularındaki yeterliklere sahip olma olasılıklarının adayların cinsiyetlerine, üniversite taban puan düzeylerine ve sınıf seviyelerine göre farklılaşıp farklılaşmadığı incelenmiştir. Bunun için adayların test maddelerine verdikleri cevaplar 0 (yanlış cevap), 1 (doğru cevap) ve 9 (eksik cevap) şeklinde

kodlanmıştır. Daha sonra, kodlanmış cevaplar Tablo 2’de yer alan Q-matris ile birlikte Mplus 6.12 programına (Muthen & Muthen, 2011) aktarılmış ve LCDM yardımıyla her bir adayın ilgili yeterliklere bireysel olarak sahip olma olasılıkları hesaplanmıştır. Burada adayların teste verdiği cevaplar doğrudan SPSS programına aktarılmamış, adayların her bir yeterlik için aldığı toplam ve ortalama puanları hesaplanmamıştır. Bunun nedeni ise, adayların herhangi bir yeterlik ile ilişkili maddelerden aldığı toplam ya da ortalama puanın adayların o yeterliğe sahip olup olmadığı hakkında net bir bilgi vermemesidir. Örneğin, herhangi bir yeterlik için toplam ya da ortalama puanı yüksek olan bir adayın o yeterliğe sahip olma olasılığı düşük olabilmektedir (Tablo 6).

Tablo 6. Bazı Adayların her bir Yeterlik ile İlişkili Olan Maddelerden Aldıkları Puanların Dağılımı

Aday/Yeterlik	Y1			Y2			Y3			Y4		
	T	O	Y	T	O	Y	T	O	Y	T	O	Y
Aday 17	5	.556	.929	5	.500	.064	4	.500	.579	1	.100	.119
Aday 51	6	.667	.727	6	.600	.230	4	.500	.743	3	.300	.049
Aday 268	5	.556	.004	5	.500	.000	3	.375	.997	3	.300	.000
Aday 376	5	.556	.885	7	.700	.050	4	.500	.456	2	.200	.701

Not. T: Toplam madde puanı; O: Ortalama madde puanı; Y: Yeterliğe sahip olma olasılığı

Tablo 2’de görüldüğü üzere, adayların Y1, Y2, Y3 ve Y4 numaralı yeterlikler ile ilişkili maddelerden alacağı toplam maksimum puanlar sırasıyla 9, 10, 8 ve 10’dur. Tablo 6 incelendiğinde, Aday 17’nin Y1 numaralı yeterlik için toplam 5 puana (ort: .556); Aday 51’in ise toplam 6 puana (ort: .667) sahip olduğu görülmektedir. Buna göre, KTK açısından Aday 51’in Y1 numaralı yeterliğe daha çok sahip olduğu düşünülse de, aslında LCDM analizleri bize Aday 17’nin bu yeterliğe, Aday 51’den daha çok sahip olduğunu (.727 < .929) göstermektedir. Benzer şekilde, Aday 268’in Y4 numaralı yeterlik için toplam 3 puanı (ort: .300); Aday 376’nın ise 2 puanı (ort: .200) olmasına rağmen Aday 376, Aday 268’e göre Y4 numaralı yeterliğe daha çok sahiptir (.000 < .701). Aday 268’in Y4 numaralı yeterliğe sahip olma olasılığı %0 iken; Y3 numaralı yeterliğe sahip olma olasılığı %99’dur. Ayrıca Aday 17, Aday 51 ve Aday 376’nın Y3 numaralı yeterliği ölçen maddelerden aldığı puanlar aynı olsa da her biri bu yeterliğe aynı oranda sahip değildir. Aday 51 diğer adaylara göre daha çok Y3 numaralı yeterliğe sahipken; Aday 376 bu yeterliğe daha az sahiptir. Tablo 6’da yer alan KTK ve LCDM sonuçları arasındaki farklılığın nedeni ise LCDM’de adayların yeterliklere sahip olma olasılıkları hesaplanırken maddelerin hiçbir yeterliğe sahip olmayanlar tarafından doğru cevaplanma olasılığının dikkate alınması ve yeterliklerin doğru cevapları elde etmede farklı etkilere sahip olması ile açıklanabilir. Maddeye doğru cevap veren bir adayın, o madde ile ilişkili olan bütün yeterliklere aynı olasılıkla sahip olması gerekmez. Ayrıca, adayların herhangi bir yeterlik ile ilişkili maddelere verdiği cevapların yanı sıra o yeterlik ile ilişkili olmayan maddelere verdiği cevaplar da adayların yeterliklere sahip olma olasılıklarının hesaplanmasına etki etmektedir.

Adayların her bir yeterliğe sahip olma olasılıkları hesaplandıktan sonra, cinsiyetleri, üniversite taban puanları ve sınıf seviyeleri ile birlikte SPSS programına aktarılmıştır. Sonrasında, verilerin normal dağılıma uygun olup olmadığı çarpıklık ve basıklık katsayıları, Kolmogorov-Smirnov testi ve grafikler ile incelenmiştir. Dağılımın normal dağılımdan manidar düzeyde farklılaşmıyor olması için çarpıklık ve basıklık katsayılarının kendi standart hatalarına bölünmesiyle elde edilen sayının -1.96 ile +1.96 arasında olması beklenmektedir (Kim, 2013). Bu değerler sırasıyla Y1 yeterliği için -5.47 ve -5.90; Y2 yeterliği için 7.48 ve -3.88; Y3 yeterliği için 0.76 ve -7.48; Y4 yeterliği için 2.84 ve -7.24 olarak hesaplanmıştır. Kolmogorov-Smirnov testi sonucunda ise p değeri .05’den küçük olarak bulunmuştur. Histogram, Q-Q plot ve Box plot grafiklerinin de normal dağılım grafiğine uygun olmadığı görülmüş ve dağılımın normal olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, Levene Testi ile varyansların homojenliğine bakılmış ve p değeri .05’den küçük olduğu için varyanslarının homojenliğinin sağlanmadığı görülmüştür. Bu durumda, parametrik test varsayımlarının karşılanmadığı belirlenmiş ve adayların istatistik ve olasılık konularındaki yeterliklerinin cinsiyete göre farklılaşp farklılaşmadığı Mann-Whitney U testi ile; üniversite taban puanları ve sınıf seviyesine göre farklılaşp farklılaşmadığı ise Kruskal Wallis-H testi ile araştırılmıştır.

BULGULAR

Bu bölümde ilköğretim matematik öğretmeni adaylarının istatistik ve olasılık konularındaki yeterliklerine dair bulgular araştırmanın alt problemleri doğrultusunda açıklanmıştır.

İlköğretim Matematik Öğretmeni Adaylarının İstatistik ve Olasılık Konularındaki Yeterliklerinin Cinsiyetlerine Göre İncelenmesi

Bu bölümde, ilköğretim matematik öğretmeni adaylarının istatistik ve olasılık konularındaki yeterliklere sahip olma olasılıklarının cinsiyetlerine göre istatistiksel olarak farklılaşıp farklılaşmadığı Mann-Whitney U testi ile araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 7’de sunulmuştur. Tablo 7’deki sonuçlara göre her bir yeterlik için p değeri .05’ten büyük olduğundan adayların istatistik ve olasılık konularındaki yeterliklere sahip olma olasılıkları cinsiyetlerine göre istatistiksel açıdan anlamlı olarak farklılaşmamaktadır. Tablo 8’de adayların dört temel yeterliğe sahip olma olasılıklarının cinsiyetlerine göre dağılımı verilmiştir.

Tablo 7. İstatistik ve Olasılık Konularındaki Yeterliklere Sahip Olma Olasılıklarının Cinsiyetlere Göre Mann-Whitney U Testi Sonuçları

	Cinsiyet	Sıra Ortalaması	Sıra Toplamı	U	z
Y1	Kadın	210.54	66321.50	16551.50 ^a	-.418
	Erkek	216.25	23354.50		
Y2	Kadın	214.77	67653.50	16136.50 ^a	-.798
	Erkek	203.91	22022.50		
Y3	Kadın	212.01	66783.50	17007.50 ^a	-.003
	Erkek	211.97	22893.50		
Y4	Kadın	209.78	66082.50	16312.50 ^a	-.637
	Erkek	218.46	23594.50		

a. $p > .05$

Tablo 8. İstatistik ve Olasılık Konularındaki Yeterliklere Sahip Olma Olasılıklarının Cinsiyete Göre Dağılımı

Yeterlikler	Cinsiyet	Olasılık
Y1 Veriyi ifade eder ve yorumlar	Kadın	.663
	Erkek	.667
Y2 Veriden tahmin ve çıkarım yapar	Kadın	.288
	Erkek	.271
Y3 Verileri analiz etmek için uygun istatistiksel yöntemleri kullanır	Kadın	.462
	Erkek	.461
Y4 Olasılık temel kavramlarını anlar ve uygular	Kadın	.423
	Erkek	.484

İlköğretim Matematik Öğretmeni Adaylarının İstatistik ve Olasılık Konularındaki Yeterliklerinin Üniversite Taban Puanlarına Göre İncelenmesi

Bu bölümde, ilköğretim matematik öğretmeni adaylarının istatistik ve olasılık konularındaki yeterliklere sahip olma olasılıklarının üniversitelerin taban puanlarına göre istatistiksel açıdan farklılaşıp farklılaşmadığı Kruskal Wallis-H testi ile araştırılmıştır. Farklılaşmanın hangi gruplar arasında olduğunu belirlemek için ise Mann-Whitney U testi yapılmış ve elde edilen bulgular Tablo 9’da sunulmuştur.

Tablo 9. Adayların Yeterliklere Sahip Olma Olasılıklarının Üniversite Taban Puanlarına Göre İncelenmesi

	Grup	N	Sıra Ortalaması	Sd	χ^2	Fark
Y1	Yüksek	66	312.02	2	87.497**	Yüksek>Orta
	Orta	224	257.55			Yüksek>Düşük
	Düşük	166	156.10			Orta>Düşük
Y2	Yüksek	66	208.96	2	4.091	-
	Orta	224	222.94			
	Düşük	166	243.78			
Y3	Yüksek	66	156.67	2	97.445**	Düşük>Orta
	Orta	224	191.07			Düşük>Yüksek
	Düşük	166	307.57			Orta>Yüksek
Y4	Yüksek	66	307.51	2	64.932**	Yüksek>Orta
	Orta	224	250.16			Yüksek>Düşük
	Düşük	166	167.86			Orta>Düşük

** $p < .05$

Tablo 9 incelendiğinde, Y1 yeterlik düzeyi için $p < .01$ olarak hesaplanmıştır. Bu durumda, bütün grupların istatistiksel açıdan anlamlı olarak farklılaştığı ve bu farklılaşmanın yüksek taban puana sahip üniversitenin lehine olduğu görülmüştür. Taban puan düzeyi yüksek bir üniversitede öğrenim gören adayların Y1 numaralı yeterliğe sahip olma olasılıklarının diğer adaylara göre daha yüksek olduğu belirlenmiştir. Bu nedenle, üniversitenin taban puanı arttıkça adayların Y1 yeterliğine sahip olma olasılıklarının arttığı gözlenmiştir. Y2 yeterlik düzeyi için $p > .05$ olarak hesaplanmış ve grupların istatistiksel açıdan anlamlı olarak farklılaşmadığı görülmüştür. Her okul düzeyindeki adayların Y2 yeterliğine sahip olma olasılıklarının ortalaması birbirine yakın olsa da genel anlamda her bir ortalama oldukça düşük çıkmıştır. Y3 yeterlik düzeyi için $p < .01$ olarak hesaplanmış ve bütün gruplar arasında istatistiksel açıdan anlamlı bir farklılaşmanın olduğu görülmüştür. Bu farklılaşmanın düşük taban puana sahip üniversiteler lehine olduğu görülmüştür. Düşük taban puana sahip bir üniversitede öğrenim gören adayların Y3 yeterliğine sahip olma olasılıklarının orta ve yüksek taban puana sahip üniversitelerde öğrenim gören adaylara göre daha yüksek olduğu görülürken; yüksek taban puana sahip üniversitede öğrenim gören adayların Y3 yeterlik düzeyine sahip olma olasılıklarının diğer üniversitelerde öğrenim gören adaylara göre daha düşük olduğu görülmüştür. Son olarak, Y4 yeterlik düzeyi için $p < .01$ olarak hesaplanmıştır. Bu durumda, grupların istatistiksel açıdan anlamlı olarak farklılaştığı görülmüş ve bu farklılaşmanın yüksek başarı düzeyindeki üniversite lehine olmak üzere bütün gruplar arasında olduğu görülmüştür. Yüksek taban puana sahip üniversitede öğrenim gören adayların Y4 yeterliğine sahip olma olasılıklarının diğer üniversitelerde öğrenim gören adaylara göre daha fazla olduğu görülmüştür. Bu nedenle, üniversite taban puanı arttıkça adayların Y4 yeterliğine sahip olma olasılıklarının da arttığı gözlenmiştir.

Yukarıda verilen bulgular göz önüne alındığında, adayların en çok Y2 numaralı yeterliğe sahip olmada zorlandıkları görülmüştür. Yüksek taban puana sahip üniversitede öğrenim gören adayların Y1 ve Y4 yeterliklerine sahip olma olasılıkları bakımından diğer adaylara göre daha güçlü oldukları görülmüştür. Düşük taban puana sahip üniversitelerde öğrenim gören adaylar ise Y3 numaralı yeterlikte daha güçlü iken; Y1 ve Y4 numaralı yeterliklerde zayıf kalmışlardır. Adayların Y2 numaralı yeterliğe sahip olma olasılıkları üniversite taban puanlarına göre istatistiksel açıdan anlamlı bir farklılık göstermese de her bir başarı düzeyindeki üniversitenin oldukça düşük Y2 yeterliğine sahip olduğu görülmüştür. Adayların yeterliklere sahip olma olasılıklarının üniversite taban puanlarına göre dağılımı Tablo 10'da gösterilmiştir.

Tablo 10. Adayların Yeterliklere Sahip Olma Olasılıklarının Üniversite Taban Puanlarına Göre Dağılımı

Yeterlikler	Başarı Düzeyi	Olasılık
Y1 Veriyi ifade eder ve yorumlar	Yüksek	.833
	Orta	.744
	Düşük	.441
Y2 Veriden tahmin ve çıkarım yapar	Yüksek	.216
	Orta	.273
	Düşük	.332
Y3 Verileri analiz etmek için uygun istatistiksel yöntemleri kullanır	Yüksek	.278
	Orta	.361
	Düşük	.710
Y4 Olasılık temel kavramlarını anlar ve uygular	Yüksek	.653
	Orta	.474
	Düşük	.275

İlköğretim Matematik Öğretmeni Adaylarının İstatistik ve Olasılık Konularındaki Yeterliklerinin Sınıf Seviyelerine Göre İncelenmesi

Bu bölümde, ilköğretim matematik öğretmeni adaylarının istatistik ve olasılık konularındaki yeterliklere sahip olma olasılıklarının öğrenim gördükleri sınıflara göre istatistiksel açıdan farklılaşp farklılaşmadığının tespit edilmesi için Kruskal Wallis-H testi; farklılaşmanın hangi gruplar arasında olduğunu belirlemek için ise Mann-Whitney U testi yapılmış ve elde edilen bulgular Tablo 11’de sunulmuştur.

Tablo 11. Adayların Yeterliklere Sahip Olma Olasılıklarının Sınıf Seviyelerine Göre İncelenmesi

	Sınıf	N	Sıra Ortalaması	Sd	χ^2	Fark
Y1	1	106	240.41	3	15.235**	1>2
	2	150	204.47			1>4
	3	158	253.63			3>2
	4	42	189.73			3>4
Y2	1	106	227.30	3	5.546	-
	2	150	247.62			
	3	158	212.63			
	4	42	222.94			
Y3	1	106	214.94	3	10.128*	2>1
	2	150	247.13			2>3
	3	158	210.47			4>1
	4	42	264.01			4>3
Y4	1	106	243.97	3	24.357**	1>2
	2	150	196.31			1>4
	3	158	260.39			3>2
	4	42	184.44			3>4

* $p < .05$, ** $p < .01$

Tablo 11 incelendiğinde, Y1 yeterlik düzeyi için $p < .01$ olarak hesaplanmış ve bu sonuç grupların istatistiksel açıdan anlamlı olarak farklılaştığını göstermiştir. Birinci sınıfta öğrenim gören adaylar ile ikinci ve dördüncü sınıfta öğrenim gören adaylar arasında birinci sınıfların lehine anlamlı bir farklılık vardır. Benzer şekilde üçüncü sınıfta öğrenim gören adaylar ile ikinci ve dördüncü sınıfta öğrenim gören adaylar arasında üçüncü sınıfların lehine anlamlı bir farklılık vardır. Ayrıca, üçüncü sınıfta öğrenim gören adayların diğer adaylara göre Y1 yeterliğine daha yüksek olasılıkla sahip oldukları görülmüştür. Dördüncü sınıfta öğrenim gören adayların ise Y1 yeterliğine en düşük olasılıkla sahip oldukları belirlenmiştir. Y2 yeterlik düzeyi için $p > .05$ olarak hesaplanmış ve bu sonuç, adayların Y2 yeterliğine sahip olma olasılıklarının öğrenim gördükleri sınıf seviyelerine göre değişmediğini göstermiştir. İkinci sınıfta öğrenim gören adaylar en yüksek olasılıkla Y2 yeterliğine sahip olan grup olurken, üçüncü sınıflar en düşük olasılığa sahip olmuşlardır. Y3 yeterlik düzeyi için $p < .05$ olarak

hesaplanmış ve bu sonuç grupların istatistiksel açıdan anlamlı olarak farklılaştığını göstermiştir. İkinci sınıfta öğrenim gören adaylar ile birinci ve üçüncü sınıfta öğrenim gören adaylar arasında ikinci sınıfların lehine anlamlı bir farklılık vardır. Benzer şekilde dördüncü sınıfta öğrenim gören adaylar ile birinci ve üçüncü sınıfta öğrenim gören adaylar arasında dördüncü sınıfların lehine anlamlı bir farklılık vardır. Ayrıca, dördüncü sınıfta öğrenim gören adayların Y3 yeterliğine sahip olma olasılıkları diğer adaylara oranla daha yüksektir; üçüncü sınıfta öğrenim gören adayların Y3 yeterliğine sahip olma olasılıkları daha düşük çıkmıştır. Y4 yeterlik düzeyi için $p < .01$ olarak hesaplanmış ve grupların istatistiksel açıdan anlamlı olarak farklılaştığı görülmüştür. Birinci sınıfta öğrenim gören adaylar ile ikinci ve dördüncü sınıfta öğrenim gören adaylar arasında birinci sınıfların lehine anlamlı bir farklılık vardır. Benzer şekilde üçüncü sınıfta öğrenim gören adaylar ile ikinci ve dördüncü sınıfta öğrenim gören adaylar arasında üçüncü sınıfların lehine anlamlı bir farklılık vardır. Ayrıca, üçüncü sınıfta öğrenim gören adayların Y4 yeterliğine sahip olma olasılıkları diğer adaylara oranla daha yüksektir; dördüncü sınıfta öğrenim gören adayların daha düşük olduğu görülmüştür.

Yukarıda paylaştığımız veriler ışığında, Y1 numaralı yeterlikte her bir sınıf düzeyinin oldukça güçlü olduğu; Y2 numaralı yeterlikte ise her bir sınıf düzeyinin oldukça zayıf olduğu görülmüştür. Ayrıca, ikinci ve dördüncü sınıfta öğrenim gören adaylar Y3 numaralı yeterlikte oldukça güçlü iken üçüncü sınıfta öğrenim gören adayların Y4 numaralı yeterlikte güçlü olduğu belirlenmiştir. Adayların yeterliklere sahip olma olasılıkları ve sınıf seviyeleri arasında ki ilişki Tablo 12’de verilmiştir.

Tablo 12. Adayların Yeterliklere Sahip Olma Olasılıklarının Sınıf Seviyelerine Göre Dağılımı

Yeterlikler	Sınıf	Olasılık
Y1 Veriyi ifade eder ve yorumlar	1	.702
	2	.574
	3	.716
	4	.528
Y2 Veriden tahmin ve çıkarım yapar	1	.292
	2	.342
	3	.242
	4	.272
Y3 Verileri analiz etmek için uygun istatistiksel yöntemleri kullanır	1	.432
	2	.532
	3	.420
	4	.597
Y4 Olasılık temel kavramlarını anlar ve uygular	1	.453
	2	.332
	3	.528
	4	.326

SONUÇLAR ve TARTIŞMA

Bu çalışmada, ilköğretim matematik öğretmeni adaylarının istatistik ve olasılık konularındaki yeterliklerinin cinsiyet, üniversite taban puanı ve sınıf seviyesi değişkenlerine göre farklılık gösterip göstermediği Arıcan ve Kuzu (2019) tarafından geliştirilen İstatistiksel Akıl Yürütme Testine verdikleri yanıtlar kullanılarak araştırılmıştır. Bu test veriyi ifade eder ve yorumlar (Y1), veriden tahmin ve çıkarım yapar (Y2), verileri analiz etmek için uygun istatistiksel yöntemleri kullanır (Y3) ve olasılık temel kavramlarını anlar ve uygular (Y4) şeklindeki dört temel yeterliği ölçmektedir. Adayların test maddelerine verdikleri yanıtlar Mplus programı yardımıyla bilişsel tanı modellerinden LCDM kullanılarak incelenmiş ve her bir adayın yeterliklere sahip olma olasılıkları hesaplanmıştır. Daha sonra, adayların yeterliklere sahip olma olasılıkları cinsiyet, üniversite taban puanı ve sınıf seviyesi değişkenleri açısından incelenmiştir.

Bu çalışmada öğretmen adaylarının istatistik ve olasılık konularındaki dört temel bilişsel yeterliğe sahip olma olasılıklarının cinsiyetlerine göre anlamlı olarak farklılaşmadığı görülmüştür. Bu sonuç kadınlar ve erkekler arasındaki matematik başarısına ait farkın azaldığını veya sona erdiğini belirten çalışmaları (örn., Chiesi & Primi, 2015; Duckworth & Seligman, 2006; Else-Quest ve diğerleri, 2010;

Lindberg ve diğerleri, 2010) destekler niteliktedir. İstatistik ve olasılık konusu özelinde ise elde edilen bu sonuç TIMSS 2015 veri ve olasılık alanında genel olarak kız ve erkek öğrencilerin elde ettikleri puanların birbirine yakın olması ile uyumludur (Mullis ve diğerleri, 2016). Diğer taraftan, bu sonuç erkeklerin kızlara oranla olasılık konusunda daha başarılı olduğunu vurgulayan bazı çalışmalar (örn., Bulut ve diğerleri, 2002) ile de farklılık göstermektedir. Erkek ve kadın adayların Y1 ve Y3 yeterliklerine sahip olma olasılıkları birbirine çok yakın iken, erkek adaylar Y4 yeterliğine sahip olma bakımından ve kadın adaylar ise Y2 yeterliğine sahip olma bakımından daha yüksek değerler elde etmişlerdir. Bu sonuç kadın adayların erkek adaylara göre veriden tahmin ve çıkarım yapmada, erkek adayların ise kadın adaylara göre olasılık temel kavramlarını anlama ve uygulamada daha başarılı olduklarını göstermiştir.

Adayların istatistik ve olasılık konularındaki dört temel yeterliğe sahip olma olasılıkları üniversitelerin taban puan düzeylerine (yüksek, orta, düşük) göre incelendiğinde, Y1, Y3 ve Y4 numaralı yeterlikler için bütün gruplar arasında anlamlı bir farklılaşma olduğu görülürken; Y2 numaralı yeterlik için istatistiksel açıdan anlamlı bir farklılaşma görülmemiştir. Yapılan analizler yüksek taban puana sahip üniversitede öğrenim gören adayların Y1 ve Y4 yeterliklerinde diğer iki gruba göre daha başarılı olduklarını göstermiştir. Atuahene ve Russell (2016) üniversite birinci sınıf öğrencileri ile yaptıkları çalışmada öğrencilerin üniversiteye giriş sınavından aldıkları puanların onların üniversite düzeyindeki matematik derslerindeki performanslarına sıra dışı bir katkıda bulunduğunu belirlemişlerdir. Bu nedenle, yüksek taban puana sahip üniversitede öğrenim gören adayların Y1 ve Y4 numaralı yeterliklerde diğer iki gruba göre daha başarılı olmaları bu sonuçla uyumluluk göstermektedir. Diğer taraftan, düşük taban puana sahip üniversitelerde öğrenim gören adaylar Y3 numaralı yeterlikte diğer iki gruba göre daha başarılı olmuşlardır. Adayların uygun istatistiksel yöntemleri kullanması için bu yöntemlerin muhteva ettiği kural veya formülleri hatırlama gibi mekanik ve ezbere dayanan öğrenme gerektiği söylenebilir. Bu sebeple düşük taban puana sahip üniversitelerde öğrenim gören adaylar bu yeterliğe diğer iki gruba göre daha fazla olasılıkla sahip olmuş olabilirler.

Bu çalışmada ayrıca adayların istatistik ve olasılık konularındaki yeterliklere sahip olma olasılıklarının sınıf seviyelerine göre farklılaşıp farklılaşmadığı incelenmiştir. Adayların Y1, Y3 ve Y4 yeterliklerine sahip olma olasılıklarının sınıf seviyelerine göre istatistiksel açıdan anlamlı olarak farklılaştığı; Y2 yeterliğine sahip olma olasılıklarının ise farklılaşmadığı görülmüştür. Adayların Y1 ve Y4 yeterliğine sahip olma olasılıkları bakımından birinci sınıfta öğrenim gören adaylar ile ikinci ve dördüncü sınıfta öğrenim gören adaylar arasında birinci sınıfların lehine; üçüncü sınıfta öğrenim gören adaylar ile ikinci ve dördüncü sınıfta öğrenim gören adaylar arasında ise üçüncü sınıfların lehine anlamlı bir farklılık belirlenmiştir. Bu sonuç birinci sınıf adayları için üniversite sınavına hazırlık sürecinde istatistik ve olasılık konularını çalışmış olmalarından kaynaklanmış olabilir. Benzer şekilde, üçüncü sınıftaki adayların bu yeterliklere sahip olmadaki başarısı istatistik ve olasılık dersinin matematik eğitimi programlarında üçüncü sınıfta verilmesi ile açıklanabilir. Bu nedenle, adayların geçmiş deneyimlerinin yeterliklere sahip olma adına olumlu etki yaptığı söylenebilir. Çalışmada dördüncü sınıf adaylarının Y3 numaralı yeterlik haricinde diğer yeterliklere sahip olma olasılıklarının diğer sınıf seviyelerine göre düşük olması dikkat çekmektedir. Adaylar programlarından mezun olmadan önceki son yılları olan dördüncü sınıfta istatistik ve olasılık konularının öğretimi açısından daha hazır olmaları beklenirken, bu sonuç tam tersi bir durumu gözler önüne sermiştir. Bu nedenle dördüncü sınıf adaylarının üç temel yeterlikte eksikliklerinin olması, Batanero ve Díaz (2012), Batanero ve diğerleri (2004) ve Franklin ve Mewborn'un (2006) da belirttiği istatistik ve olasılık konularının öğretimi açısından yükseköğretim programlarının eksikliklerine işaret etmektedir.

Öneriler

Genel olarak, yapılan bu çalışmada, her ne kadar adayların dört temel yeterliğe sahip olma olasılıkları üniversite taban puan düzeylerine ve sınıf seviyelerine göre değişkenlik gösterse de elde edilen sonuçlar, adayların Y1 yeterliğine sahip olma olasılığının üniversite taban puan düzeyleri ve sınıf seviyeleri için genel olarak yüksek olduğunu; Y2 numaralı yeterlik başta olmak üzere diğer üç yeterliğe sahip olma olasılığının ise düşük olduğunu göstermiştir. Bu nedenle, öğretmen yetiştirme programlarının istatistik ve olasılık konularının öğretimi için daha etkili planlanması gerekmektedir.

Bunun için adayların bilişsel yeterliklerini arttırmak ve anlamlı öğrenmenin gerçekleşmesi adına günlük hayatla ilişkili etkinlikler hazırlanmalı, bu etkinlikler ortaöğretim ve yükseköğretim programlarına dâhil edilmeli ve öğretim programlarında yer alan kazanımlarla ilişkilendirilmelidir. Ayrıca, bilişsel tanı modellerinin KTK'ya oranla daha az biliniyor olması her ne kadar bu çalışmanın sınırlılıklarından birisi olsa da alana farklı bir bakış açısı sunması açısından önemlidir. Bu nedenle matematik eğitimi alanında yapılacak çalışmalarda bilişsel tanı modellerine daha fazla yer verilmesi karşılaşılan problemlere yönelik tanılayıcı değerlendirmelerin yapılmasına ve çözüm önerilerinin sunulması imkân tanıyacaktır.

KAYNAKÇA

- Ardıç, E. Ö., Yılmaz, B., & Demir, E. (2012, June). *İlköğretim 8. sınıf öğrencilerinin merkezi eğilim ve yayılım ölçüleri hakkındaki istatistiksel okuryazarlık düzeylerinin solo taksonomisine göre incelenmesi*. Paper session presented at the meeting of X. Fen Bilimleri ve Matematik Eğitimi Kongresi, Niğde, Türkiye. http://kongre.nigde.edu.tr/xufbmek/dosyalar/tam_metin/pdf/2430-30_05_2012-18_28_56.pdf adresinden edinilmiştir.
- Arıcan, M., & Kuzu, O. (2019). Diagnosing preservice teachers' understanding of statistics and probability: Developing a test for cognitive assessment. *International Journal of Science and Mathematics Education*, 1-20. Advanced online first. doi: 10.1007/s10763-019-09985-0
- Atuahene, F., & Russell, T. A. (2016). Mathematics readiness of first-year university students. *Journal of Developmental Education*, 39(3), 12-20. www.jstor.org/stable/44987415 adresinden edinilmiştir.
- Batanero, C., & Díaz, C. (2010). Training teachers to teach statistics: What can we learn from research? *Statistique et Enseignement*, 1(1), 5-20. <http://statistique-et-enseignement.fr/article/view/3> adresinden edinilmiştir.
- Batanero, C., & Díaz, C. (2012). Training school teachers to teach probability: Reflections and challenges. *Chilean Journal of Statistics*, 3(1), 3-13. [http://chjs.mat.utfsm.cl/volumes/03/01/Batanero_Diaz\(2012\).pdf](http://chjs.mat.utfsm.cl/volumes/03/01/Batanero_Diaz(2012).pdf) adresinden edinilmiştir.
- Batanero, C., Godino, J. D., & Roa, R. (2004). Training teachers to teach probability. *Journal of statistics Education*, 12(1). <http://www.amstat.org/publications/jse/v12n1/batanero.html> adresinden edinilmiştir.
- Boyacıoğlu, H., Erduran, A., & Alkan, H. (1996, September). *Permütasyon, kombinasyon ve olasılık öğretiminde rastlanan güçlüklerin giderilmesi*. Paper session presented at the meeting of II. Ulusal Eğitim Sempozyumu, Marmara University, İstanbul.
- Bradshaw, L., Izsak, A., Templin, J., & Jacobson, E. (2014). Diagnosing teachers' understandings of rational numbers: Building a multidimensional test within the diagnostic classification framework. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 33(1), 2-14. doi: 10.1111/emip.12020
- Bulut, S., Yetkin, İ. E., & Kazak, S. (2002). Matematik öğretmen adaylarının olasılık başarısı, olasılık ve matematiğe yönelik tutumlarının cinsiyete göre incelenmesi. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 22(22), 21-28. <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/87889> adresinden edinilmiştir.
- Çepni, S., Bayrakçeken, S., Yılmaz, A., Yücel, C., Semerci, Ç., Köse, E., ..., Gündoğdu, K. (2008). *Ölçme ve değerlendirme*. Ankara: Pegem Akademi.
- Chambers, E. A., & Schreiber, J. B. (2004). Girls' academic achievement: Varying associations of extracurricular activities. *Gender and Education*, 16(3), 327-346. doi: 10.1080/09540250042000251470
- Chiesi, F., & Primi, C. (2015, February). Gender differences in attitudes toward statistics: Is there a case for a confidence gap? In K. Krainer & N. Vondrova (Eds.), *CERME 9-Ninth congress of the European society for research in mathematics education* (pp. 622-628). Prague, Czech Republic: Charles University & ERME.
- Choi, K. M., Lee, Y. S., & Park, Y. S. (2015). What CDM can tell about what students have learned: An analysis of TIMSS eighth grade mathematics. *Eurasia Journal of Mathematics, Science & Technology Education*, 11(6), 1563-1577. doi: 10.12973/eurasia.2015.1421a
- de la Torre, J. (2008). An empirically based method of Q-matrix validation for the DINA model: Development and applications. *Journal of Educational Measurement*, 45(4), 343-362. doi: 10.1111/j.1745-3984.2008.00069.x
- de la Torre, J. (2011). The generalized DINA model framework. *Psychometrika*, 76(2), 179-199. doi: 10.1007/s11336-011-9207-7
- DiBello, L. V., Stout, W. F., & Roussos, L. A. (1995). Unified cognitive/psychometric diagnostic assessment likelihood-based classification techniques. In P. Nichols, S. Chipman, & R. Brennan (Eds.), *Cognitively diagnostic assessment* (pp. 361-390). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.

- Dogan, E., & Tatsuoka, K. (2008). An international comparison using a diagnostic testing model: Turkish students' profile of mathematical skills on TIMSS-R. *Educational Studies in Mathematics*, 68(3), 263-272. doi: 10.1007/s10649-007-9099-8
- Duckworth, A. L., & Seligman, M. E. (2006). Self-discipline gives girls the edge: Gender in self-discipline, grades, and achievement test scores. *Journal of Educational Psychology*, 98(1), 198-208. doi: 10.1037/0022-0663.98.1.198
- Eitle, T. M. (2005). Do gender and race matter? Explaining the relationship between sports participation and achievement. *Sociological Spectrum*, 25(2), 177-195. doi: 10.1080/02732170590883997
- Else-Quest, N. M., Hyde, J. S., & Linn, M. C. (2010). Cross-national patterns of gender differences in mathematics: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 136(1), 103-127. doi: 10.1037/a0018053
- Farooq, M. S., Chaudhry, A. H., Shafiq, M., & Berhanu, G. (2011). Factors affecting students' quality of academic performance: A case of secondary school level. *Journal of Quality and Technology Management*, 7(2), 1-14. <http://pu.edu.pk/images/journal/iqtm/PDF-FILES/01-Factor.pdf> adresinden edinilmiştir.
- Felson, R. B., & Trudeau, L. (1991). Gender differences in mathematics performance. *Social Psychology Quarterly*, 54(2), 113-126. doi: 10.2307/2786930
- Franklin, C., & Mewborn, D. (2006). The statistical education of PreK-12 teachers: A shared responsibility. In G. Burrill (Ed.), *NCTM 2006 Yearbook: Thinking and reasoning with data and chance* (pp. 335-344). Reston, VA: NCTM.
- Franklin, C., Kader, G., Mewborn, D. S., Moreno, J., Peck, R., Perry, M., & Scheaffer, R. (2007). *Guidelines for assessment and instruction in statistics education (GAISE) report: A pre-K-12 curriculum framework*. Alexandria, VA: American Statistical Association. https://www.amstat.org/asa/files/pdfs/gaise/gaiseprek-12_full.pdf adresinden edinilmiştir.
- Fryer Jr, R. G., & Levitt, S. D. (2010). An empirical analysis of the gender gap in mathematics. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(2), 210-40. doi: 10.1257/app.2.2.210
- Gürbüz, R., Toprak, Z., Yapıcı, H., & Doğan, S. (2011). Subjects perceived as difficult in secondary mathematics curriculum and their reasons. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 10(4), 1311-1323. <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/223364> adresinden edinilmiştir.
- Hartz, S. (2002). *A Bayesian framework for the unified model for assessing cognitive abilities: Blending theory with practice* (Unpublished doctoral dissertation). University of Illinois at Urbana-Champaign.
- Henson, R., Templin, J., & Willse, J. (2009). Defining a family of cognitive diagnosis models using log-linear models with latent variables. *Psychometrika*, 74(2), 191-210. doi: 10.1007/s11336-008-9089-5
- Im, S., & Park, H. J. (2010). A comparison of US and Korean students' mathematics skills using a cognitive diagnostic testing method: Linkage to instruction. *Educational Research and Evaluation*, 16(3), 287-301. doi: 10.1080/13803611.2010.523294
- Jones, G. A. (2005). *Exploring probability in school: Challenges for teaching and learning*. New York, NY: Springer.
- Junker, B. W., & Sijtsma, K. (2001). Cognitive assessment models with few assumptions, and connections with nonparametric Madde response theory. *Applied Psychological Measurement*, 25(3), 258-272. doi: 10.1177/01466210122032064
- Karasar, N. (2005). *Bilimsel araştırma yöntemleri*. Ankara: Nobel Yayınevi
- Kim, H. Y. (2013). Statistical notes for clinical researchers: Assessing normal distribution (2) using skewness and kurtosis. *Restorative Dentistry & Endodontics*, 38(1), 52-54. doi: 10.5395/rde.2013.38.1.52
- Lee, Y. S., Park, Y. S., & Taylan, D. (2011). A cognitive diagnostic modeling of attribute mastery in Massachusetts, Minnesota, and the US national sample using the TIMSS 2007. *International Journal of Testing*, 11(2), 144-177. doi: 10.1080/15305058.2010.534571
- Leighton, J. P., & Gierl, M. J. (2007). Why cognitive diagnostic assessment? In J. P. Leighton & M. J. Gierl (Eds.), *Cognitive diagnostic assessment for education* (pp. 3-18). Cambridge: Cambridge University Press.
- Lindberg, S. M., Hyde, J. S., Petersen, J. L., & Linn, M. C. (2010). New trends in gender and mathematics performance: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 136(6), 1123-1135. doi: 10.1037/a0021276
- Makar, K., & Rubin, A. (2009). A framework for thinking about informal statistical inference. *Statistics Education Research Journal*, 8(1), 82-105. [https://www.stat.auckland.ac.nz/~iase/serj/SERJ8\(1\).pdf#page=85](https://www.stat.auckland.ac.nz/~iase/serj/SERJ8(1).pdf#page=85) adresinden edinilmiştir.
- Milli Eğitim Bakanlığı. (2013). *Ortaokul matematik dersi öğretim programı*. Ankara: Milli Eğitim Bakanlığı Talim ve Terbiye Kurulu Başkanlığı.
- Milli Eğitim Bakanlığı. (2018). *Matematik dersi öğretim programı*. Ankara: Milli Eğitim Bakanlığı Talim ve Terbiye Kurulu Başkanlığı.

- Mullis, I. V. S., Martin, M. O., Foy, P., & Arora, A. (2012). *TIMSS 2011 international results in mathematics*. Amsterdam: International Association for the Evaluation of Educational Achievement. <https://pdfs.semanticscholar.org/9802/a1fabea7578ffd251e50bec4ac13831fbca0.pdf> adresinden edinilmiştir.
- Mullis, I. V. S., Martin, M. O., Foy, P., & Hooper, M. (2016). *TIMSS 2015 international results in mathematics*. Boston College: TIMSS & PIRLS International Study. <http://timssandpirls.bc.edu/timss2015/international-results/> adresinden edinilmiştir.
- Muthen, L. K., & Muthen, B. O. (2011). *Mplus user's guide* (6th ed.). Los Angeles, CA: Muthen & Muthen.
- Nichols, P. D., Chipman, S. F., & Brennan, R. L. (Eds.). (2012). *Cognitively diagnostic assessment*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Olpak, Y. Z., Baltacı, S., & Arıcan, M. (2018). Investigating the effects of peer instruction on preservice mathematics teachers' achievements in statistics and probability. *Education and Information Technologies*, 23(6), 2323-2340. doi: 10.1007/s10639-018-9717-3
- Ravand, H., & Robitzsch, A. (2015). Cognitive diagnostic modeling using R. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 20(11), 1-12. doi: 10.7275/5g6f-ak15
- Rupp, A. A., Templin, J. L., & Henson, R. A. (2010). *Diagnostic assessment: Theory, methods, and applications*. New York, NY: Guilford Press.
- Saraçbaşı, T., & Kutsal, A. (1987). *Betimsel istatistik*. Ankara: Hacettepe Üniversitesi.
- Sen, S., & Arıcan, M. (2015). A diagnostic comparison of Turkish and Korean students' mathematics performances on the TIMSS 2011 assessment. *Journal of Measurement and Evaluation in Education and Psychology*, 6(2), 238-253. doi: 10.21031/epod.65266
- Shaughnessy, J. M. (2007). Research on statistics learning and reasoning. In F. K. Lester (Ed.), *Second handbook of research on mathematics teaching and learning* (pp. 957-1009). Reston, VA: The National Council of Teachers of Mathematics.
- Stoet, G., & Geary, D. C. (2013). Sex differences in mathematics and reading achievement are inversely related: Within-and across-nation assessment of 10 years of PISA data. *PLoS One*, 8(3), 1-253. doi: 10.1371/journal.pone.0057988
- Templin, J., & Bradshaw, L. (2013). Measuring the reliability of diagnostic classification model examinee estimates. *Journal of Classification*, 30(2), 251-275. doi: 10.1007/s00357-013-9129-4
- Templin, J., & Henson, R. (2006). Measurement of psychological disorders using cognitive diagnosis models. *Psychological Methods*, 11(3), 287-305.
- Tsakiridou, H., & Vavyla, E. (2015). Probability concepts in primary school. *American Journal of Educational Research*, 3(4), 535-540. doi: 10.12691/education-3-4-21
- Ulutaş, F., & Ubuz, B. (2008). Matematik eğitiminde araştırmalar ve eğilimler: 2000 ile 2006 yılları arası. *İlköğretim Online*, 7(3), 614-625. <http://ilkogretim-online.org.tr/index.php/io/article/view/1751/1587> adresinden edinilmiştir.
- von Davier, M. (2005). *A general diagnostic model applied to language testing data* (ETS Research Report No. RR-05-16). Princeton, NJ: Educational Testing Service. doi: 10.1002/j.2333-8504.2005.tb01993.x
- Watson, J. M. (2006). *Statistical literacy at school: Growth and goals*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Zhang, X., & Maas, Z. (2019). Using R as a simulation tool in teaching introductory statistics. *International Electronic Journal of Mathematics Education*, 14(3), 599-610. doi: 10.29333/iejme/5773