



ATATURK
UNIVERSITY
PUBLICATIONS

Journal of Psychometric Research

Official journal of Ataturk University, Faculty of Letters, Department of Psychology

Volume 3 • Issue 2 • August 2025

EISSN 3023-4646

<https://dergipark.org.tr/en/pub/jopres>

Journal of Psychometric Research

CHIEF EDITOR / BAŞ EDITÖR

Feridun KAYA 

Department of Psychology,
Atatürk University, Erzurum, Turkey
Atatürk Üniversitesi-Psikoloji Bölümü, Erzurum, Türkiye

EDITORS / EDITÖRLER

Derya GÜRCAN YILDIRIM 

Department of Psychology,
Atatürk University, Erzurum, Turkey
Atatürk Üniversitesi-Psikoloji Bölümü, Erzurum, Türkiye

Eray SELÇUK 

Ministry of National Education, Turkey
Milli Eğitim Bakanlığı,
Türkiye

Yusuf SHOGBESAN 

Department of Education Sciences,
Osun State University,
Nigeria

Maharram ALIYEV 

Department of Psychology,
Azerbaijan State Pedagogical University, Azerbaijan

Ulduz QƏZVİNİ 

Department of Psychology,
Baku Women's University,
Azerbaijan

EDITORIAL ASSISTANT/ EDITÖR YARDIMCISI

Zehra ÖZTÜRK 

Department of Psychology,
Atatürk University, Erzurum, Turkey
Atatürk Üniversitesi-Psikoloji Bölümü, Erzurum, Türkiye

TURKISH LANGUAGE EDITORS/ TÜRKÇE DİL EDITÖRÜ

Fehime Şuheda KURT 

Department of Psychology,
Atatürk University, Erzurum, Turkey
Atatürk Üniversitesi-Psikoloji Bölümü, Erzurum, Türkiye

ENGLISH LANGUAGE EDITOR/ YABANCI DİL EDITÖRÜ

Zehra ÖZTÜRK 

Department of Psychology,
Atatürk University, Erzurum, Turkey
Atatürk Üniversitesi-Psikoloji Bölümü, Erzurum, Türkiye

STATISTICS EDITOR/ İSTATİSTİK EDITÖRÜ

Ertuğrul Gazi ERASLAN 

Department of Psychology,
Atatürk University, Erzurum, Turkey
Atatürk Üniversitesi-Psikoloji Bölümü, Erzurum, Türkiye

TYPESETTING/ MİZANPAJ & DİZGİ

Muhammed Huzeyfe GÜLTEKİN 

Atatürk University, Erzurum, Turkey
Atatürk Üniversitesi-Psikoloji Bölümü, Erzurum, Türkiye

Ömer KAMIŞ 

Department of Education Sciences,
Çankırı Karatekin University, Çankırı, Turkey
Çankırı Karatekin Üniversitesi- Eğitim Bilimleri Bölümü, Çankırı, Türkiye

CONTACT/ TEKNİK İLETİŞİM

Zehra ÖZTÜRK 

Department of Psychology,
Atatürk University, Erzurum, Turkey
Atatürk Üniversitesi-Psikoloji Bölümü, Erzurum, Türkiye

ADVISORY BOARD / DANIŞMA KURULU

Hatice ODACI

Department of Psychology,
Karadeniz Technical University, Trabzon, Turkey
Karadeniz Teknik Üniversitesi-Psikoloji Bölümü, Trabzon, Türkiye

Özkan ÇIKRIKÇI

Department of Psychological Counseling and
Guidance, Tokat Gaziosmanpaşa University, Tokat,
Turkey
Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi- Psikolojik Danışmanlık ve Rehberlik Bölümü, Tokat, Türkiye

Adem PEKER

Department of Psychological Counseling and
Guidance, Atatürk University, Erzurum, Turkey
Atatürk Üniversitesi- Psikolojik Danışmanlık ve Rehberlik Bölümü, Erzurum, Türkiye

Yüksel EROĞLU

Department of Psychological Counseling and
Guidance, Afyon Kocatepe University, Afyon,
Turkey
Afyon Kocatepe Üniversitesi- Psikolojik Danışmanlık ve Rehberlik Bölümü, Afyon, Türkiye

Meltem ORAL

Department of Psychology,
Atatürk University, Erzurum, Turkey
Atatürk Üniversitesi-Psikoloji Bölümü, Erzurum, Türkiye

Şenel ÇITAK

Department of Psychological Counseling and
Guidance, Ordu University, Ordu, Turkey
Ordu Üniversitesi- Psikolojik Danışmanlık ve Rehberlik Bölümü, Erzurum, Türkiye

Fatih AYDIN

Department of Psychological Counseling and
Guidance, Sivas Cumhuriyet University, Sivas,
Turkey
Sivas Cumhuriyet Üniversitesi- Psikolojik Danışmanlık ve Rehberlik Bölümü, Sivas, Türkiye

İsmail AY

Department of Psychological Counseling and
Guidance, Atatürk University, Erzurum, Turkey
Atatürk Üniversitesi- Psikolojik Danışmanlık ve Rehberlik Bölümü, Erzurum, Türkiye

Alaattin CİMİNLİ

Department of Psychological Counseling and
Guidance, Erzincan Binali Yıldırım University,
Erzincan, Turkey
Erzincan Binali Yıldırım Üniversitesi- Psikolojik Danışmanlık ve Rehberlik Bölümü, Erzincan, Türkiye

Lokman KOÇAK

Department of Psychological Counseling and
Guidance, Bayburt University, Bayburt, Turkey
Bayburt Üniversitesi- Psikolojik Danışmanlık ve Rehberlik Bölümü, Bayburt, Türkiye

Journal of Psychometric Research

AIMS AND SCOPE

Journal of Psychometric Research aims to publish studies of the highest scientific caliber in the field of psychometric and psychology. Journal of Psychometric Research publishes original research articles, meta-analysis and review articles that will contribute to the literature on psychometric and psychology. The main purpose of the journal is to disseminate the scientific knowledge produced in the field of psychometric and psychology to a wide platform. In doing so, the journal aims to bring together researchers, educational practitioners and policy makers at a common intersection. The target audience of the journal consists of researchers who are interested in or working in the field of psychometric and psychology. To guarantee that all papers published in the journal are maintained and permanently accessible, articles are stored in Dergipark which serves as a national archival website and at the same time permits LOCKSS to collect, preserve, and serve the content.

Journal of Psychometric Research currently indexed in DOAJ, EBSCO, ERIH Plus, and Gale Cengage.

The editorial and publication processes of the journal are shaped in accordance with the guidelines of the Council of Science Editors (CSE) Committee on Publication Ethics (COPE), European Association of Science Editors (EASE) and National Information Standards Organization (NISO). The journal is in conformity with the Principles of Transparency and Best Practice in Scholarly Publishing (doaj.org/bestpractice).

Disclaimer

Statements or opinions expressed in the manuscripts published in the journal reflect the views of the author(s) and not the opinions of the editors, editorial board, and/or publisher; the editors, editorial board, and publisher disclaim any responsibility or liability for such materials.

Open Access Statement

Journal of Psychometric Research is an open access publication. Starting on February 2024, all content published in the journal is licensed under the Creative Commons Attribution-NonCommercial (CC BY-NC) 4.0 International License which allows third parties to use the content for non-commercial purposes as long as they give credit to the original work. This license allows for the content to be shared and adapted for non-commercial purposes, promoting the dissemination and use of the research published in the journal. The content published before February 2024 was licensed under a traditional copyright, but the archive is still available for free access. All published content is available online, free of charge at <https://dergipark.org.tr/en/pub/jopres>. When using previously published content, including figures, tables, or any other material in both print and electronic formats, authors must obtain permission from the copyright holder. Legal, financial, and criminal liabilities in this regard belong to the author(s).

AMAÇ VE KAPSAM

Journal of Psychometric Research, psikometri ve psikoloji alanında en yüksek bilimsel kaliteye sahip çalışmalarını yayınlamayı amaçlamaktadır. Journal of Psychometric Research, psikometri ve psikoloji ile ilgili literatüre katkı sunacak, özellikle özgün araştırma makaleleri, meta-analiz ve derleme makalelerini yayınlamaktadır. Derginin temel amacı, psikometri ve psikoloji alanında üretilen bilimsel bilgiyi geniş bir platforma yaymaktır. Dergi bunu yaparken araştırmacıları, eğitim uygulayıcılarını ve politika yapımcılarını ortak bir kesişim noktasında buluşturmayı hedeflemektedir. Derginin hedef kitlesi, psikometri ve psikoloji alanına ilgi duyan ya da bu alanda çalışan araştırmacılardan oluşmaktadır. Dergide yayınlanan tüm yazıların korunmasını ve kalıcı olarak erişilebilir olmasını sağlamak için makaleler, ulusal bir arşiv sitesi olarak hizmet veren ve aynı zamanda LOCKSS'in içeriği toplamasına, korumasına ve sunmasına izin veren Dergipark'ta saklanmaktadır.

Journal of Psychometric Research DOAJ, EBSCO, ERIH Plus ve Gale Cengage tarafından indekslenmektedir.

Derginin editöryel ve yayın süreçleri Council of Science Editors (CSE), Committee on Publication Ethics (COPE), European Association of Science Editors (EASE) ve National Information Standards Organization (NISO) kılavuzlarına uygun olarak biçimlendirilmiştir. Journal of Psychometric Research dergisinin editöryel ve yayın süreçleri, Akademik Yayıncılıkta Şeffaflık ve En İyi Uygulama (doaj.org/bestpractice) ilkelerine uygun olarak yürütülmektedir.

Sorumluluk Reddi

Dergide yayınlanan yazılarda ifade edilen ifadeler veya görüşler, editörlerin, yayın kurulunun ve/veya yayıncının görüşlerini değil, yazar(lar)ın görüşlerini yansıtır; editörler, yayın kurulu ve yayıncı bu tür materyaller için herhangi bir sorumluluk veya yükümlülük kabul etmemektedir.

Açık Erişim Bildirimi

Journal of Psychometric Research açık erişimli bir yayındır. 2024 Şubat ayından itibaren dergide yayınlanan tüm içerik, Creative Commons Attribution-NonCommercial (CC BY-NC) 4.0 International License lisansı ile yayınlanmaktadır. Bu lisans, içeriğin ticari olmayan amaçlarla paylaşılmasını ve adapte edilmesini sağlayarak dergide yayınlanan araştırmaların yayılmasını ve kullanılmasını teşvik eder. Şubat 2024'ten önce yayınlanan içerik, geleneksel telif hakkı kapsamında lisanslanmıştı ancak arşiv ücretsiz olarak hâlâ erişime açıktır. Tüm yayımlanan içerikler <https://dergipark.org.tr/en/pub/jopres> adresinden çevrimiçi olarak ücretsiz olarak erişilebilir. Daha önce yayınlanmış içeriği, figürleri, tabloları veya diğer herhangi bir materyali basılı veya elektronik formatta kullanırken yazarlar, telif hakkı sahibinden izin almakla sorumludur. Bu konuda yasal, mali ve cezai sorumluluklar yazar(lara) aittir.



Contact (Editor in Chief) / İletişim (Baş Editör)

Feridun KAYA

Department of Psychology, Atatürk University, Erzurum, Turkey

Atatürk Üniversitesi, Psikoloji Bölümü, Erzurum, Türkiye

✉ feridun.kaya@atauni.edu.tr

✉ jpr@atauni.edu.tr

🌐 <https://dergipark.org.tr/en/pub/jopres>

☎ +90 442 231 84 02

Contact (Publisher) / İletişim (Yayıncı)

Atatürk University

Atatürk University, Erzurum, Turkey

Atatürk Üniversitesi Rektörlüğü 25240 Erzurum, Türkiye

✉ ataunijournals@atauni.edu.tr

🌐 <https://bilimseldergiler.atauni.edu.tr>

☎ +90 442 231 15 16

Journal of Psychometric Research

CONTENTS / İÇİNDEKİLER

RESEARCH ARTICLES / ARAŞTIRMA MAKALELERİ

- 47 **Ataerkil İnançlar Ölçeği'nin Türkçe Formunun Geçerlik ve Güvenirlik Çalışması**
Validity and Reliability Study of the Turkish Version of the Patriarchal Beliefs Scale
Esra BAYRAKÇEKEN, Cantürk ÇAPIK, Meltem ORAL, Nurgül KARAKURT, Serap BUZTEPE
- 60 **Ön Çalışma: Bougainville Tok Pisin Dilinde DASS-21 ve Disfonksiyon Ölçeği (DS) İçin Çeviri, Kültürel Uyum ve Geçerlilik Çalışması**
Preliminary Study on Translation, Cultural Adaptation and Validation of DASS-21 and Dysfunctional Scale (DS) in Tok Pisin Language of Bougainville
Yubaraj ADHIKARI, Bhava POUDYAL, Sister Lorraine GARASU, Bordger BAKERE, Cindy LAMBERT, Jill STOCKWELL, Omar RASHEED
- 73 **Ali-Yousuf Dijital Detoks İhtiyacı Ölçeği'nin Geliştirilmesi ve Geçerlik Çalışması**
Ali-Yousuf Digital Detox Need Scale: Development and Validation
Ali Hassan HAIDER, Muhammad YOUSUF
- 82 **Erken Çocukluk Dönemi Annelerinin Toplumsal Cinsiyet Algı Düzeylerinin Çeşitli Değişkenler Açısından İncelenmesi**
The Investigation of Early Childhood Mothers' Gender Perception Levels in Terms of Various Variables
Beyza BEKTAŞ, Melike İLERİSOY
- 98 **Kendini Affetme İkili Süreç Ölçeğinin Psikometrik Özelliklerinin İleri Düzeyde Değerlendirilmesi: Cinsiyetler Arasında Ölçme Değişmezliğine İlişkin Kanıtlar**
Further Evaluation of the Psychometric Properties of the Self-Forgiveness Dual Process Scale: Evidence of Measurement Invariance Across Gender
Fatih AYDIN

REVIEW ARTICLE/ DERLEME MAKALESİ

- 107 **Akademik Kaygı: Nedenleri ve Sonuçları Üzerine Bir Derleme**
Academic Anxiety: A Review on its Causes and Consequences
Kenan BÜLBÜL, Hatice ODACI

SYSTEMATIC REVIEW / SİSTEMATİK DERLEME

- 128 **Genel Öz Yeterlik Ölçeğinin Güvenirlik Genellemesi Çalışması**
Reliability Generalization Study of General Self-Efficacy Scale
Muammer YÜKSEL



Validity and Reliability Study of the Turkish Version of the Patriarchal Beliefs Scale

Ataerkil İnançlar Ölçeği'nin Türkçe Formunun Geçerlik ve Güvenirlik Çalışması

Esra BAYRAKÇEKEN¹ 

¹Atatürk University, Health Services Vocational School, Erzurum, Türkiye

Cantürk ÇAPIK² 

²Atatürk University, Faculty of Nursing, Erzurum, Türkiye

Meltem ORAL³ 

³Atatürk University, Faculty of Letters, Department of Psychology, Erzurum, Türkiye

Nurgül KARAKURT⁴ 

⁴Erzurum Technical University, Faculty of Nursing, Department of Psychiatric Nursing, Erzurum, Türkiye

Serap BUZTEPE⁵ 

⁵Erzurum Technic University, Health Services Vocational School, Erzurum, Türkiye

ABSTRACT

Patriarchal beliefs continue to shape social, political, and interpersonal dynamics across cultures, yet few psychometric tools exist to measure these beliefs within non-Western societies. This study aimed to adapt the Patriarchal Beliefs Scale (PBS) into Turkish and examine its validity and reliability among a sample of Turkish adults. The adaptation process followed standard translation-back translation procedures, followed by expert review for content validity. A sample of 503 participants (aged 18-69) was recruited for Exploratory Factor Analysis (EFA) and Confirmatory Factor Analysis (CFA). Internal consistency, test-retest reliability, item-total correlations, and inter-item correlations were assessed. Content validity was evaluated using Content Validity Index (CVI). EFA supported a single-factor structure consistent with the original scale. CFA confirmed good model fit ($\chi^2/df = 2.14$, GFI = 0.99, CFI = 0.98, RMSEA = 0.067). The PBS demonstrated high internal consistency (Cronbach's $\alpha = .959$) and strong test-retest reliability ($r = .815$, $p < .001$). Inter-item correlation coefficients ranged from 0.39 to 0.86, supporting the internal coherence of the scale. The CVI was .99, indicating excellent content validity. The Turkish version of the PBS is a valid and reliable instrument for assessing attitudes toward patriarchy in Turkish cultural contexts. It holds potential for use in sociological, psychological, and gender-based research, as well as intervention studies aiming to explore or challenge patriarchal norms.

Keywords: Patriarchal beliefs, scale adaptation, validity, reliability, gender norms, psychometric

ÖZ

Ataerkil inançlar, kültürler arası sosyal, politik ve kişilerarası dinamikleri şekillendirmeye devam etmektedir. Ancak Batı dışı toplumlarda bu inançları ölçmeye yönelik psikometrik araçlar oldukça sınırlıdır. Bu çalışmanın amacı, Ataerkil İnançlar Ölçeği'nin (AİÖ) Türkçeye uyarlanması ve geçerlik ile güvenilirliğinin Türk yetişkin örnekleminde incelenmesidir. Uyarlama sürecinde standart çeviri-geri çeviri prosedürleri izlenmiş ve kapsam geçerliği için uzman görüşüne başvurulmuştur. Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) ve Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) için 18-69 yaş aralığında 503 katılımcıdan oluşan bir örneklem kullanılmıştır. İç tutarlılık, test-tekrar test güvenirliliği, madde-toplam puan korelasyonları ve maddeler arası korelasyonlar değerlendirilmiştir. Kapsam geçerliği, Kapsam Geçerlik İndeksi (KGİ) ile incelenmiştir. AFA, orijinal ölçekle tutarlı şekilde tek faktörlü bir yapıyı desteklemiştir. DFA sonuçları iyi düzeyde model uyumu göstermiştir ($\chi^2/sd = 2,14$, GFI = 0,99, CFI = 0,98, RMSEA = 0,067). Ölçeğin iç tutarlılığı oldukça yüksektir (Cronbach's $\alpha = ,959$) ve test-tekrar test güvenirliliği güçlüdür ($r = ,815$, $p < ,001$). Maddeler arası korelasyon katsayıları 0,39 ile 0,86 arasında değişmekte olup, ölçeğin içsel tutarlılığını desteklemektedir. KGİ değeri ,99 olarak bulunmuş ve bu durum kapsam geçerliğinin mükemmel olduğunu göstermektedir. Ataerkil İnançlar Ölçeği'nin Türkçe formu, Türkiye kültürü bağlamında ataerkilliğe yönelik tutumları değerlendirmek için geçerli ve güvenilir bir ölçme aracıdır. Sosyolojik, psikolojik ve toplumsal cinsiyet temelli araştırmaların yanı sıra, ataerkil normları incelemeyi veya sorgulamayı amaçlayan müdahale çalışmalarında da kullanıma potansiyeline sahiptir.

Anahtar Kelimeler: Ataerkil inançlar, ölçek uyarlaması, geçerlik, güvenilirlik, cinsiyet normları, psikometri

A part of this study was presented as a summary paper at the 2nd International 3rd National Public Health Nursing Congress.

Geliş Tarihi/Received 16.01.2025
Kabul Tarihi/Accepted 09.05.2025
Yayın Tarihi/Publication Date 31.08.2025

Sorumlu Yazar/Corresponding author:
Serap BUZTEPE

E-mail: seraparmut@atauni.edu.tr

Cite this article: Bayrakçeken, E., Çapık, C., Oral, M., Karakurt, N., & Buztepe, S. (2025). Validity and reliability study of the Turkish version of the patriarchal beliefs scale. *Journal of Psychometric Research*, 3(2), 47-59.



Content of this journal is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

Introduction

Patriarchy is a universal ideology that legitimizes masculine dominance over women, shaping gender roles that reinforce unequal power dynamics. This ideology significantly influences gender relations by creating structural inequalities in areas such as employment, family, and culture (Ahmad et al., 2004).

The Patriarchal Beliefs Scale (PBS) developed by Yoon et al. (2015) is a reliable and valid tool that measures patriarchal beliefs at the macro level. Its relevance extends to predicting attitudes and behaviors related to societal structures, including politics, workplace dynamics, and interpersonal relationships.

The purpose of this study is to adapt the PBS into Turkish and assess its validity and reliability within the Turkish cultural context. Given the multifaceted nature of patriarchy and its pervasive effects across various social domains, adapting a psychometrically sound instrument is essential for accurately measuring these beliefs in different cultural settings.

Theoretical Framework

Walby (1990) conceptualizes patriarchy as a dynamic system consisting of six interdependent structures: paid work, household production, culture, sexuality, violence, and the state. These structures serve as mechanisms through which patriarchy operates and adapts, often transforming women's social gains into new forms of subordination. Understanding these dimensions provides the theoretical foundation for measuring patriarchal beliefs at the societal level.

Paid Work

One of the most visible domains of patriarchal inequality is the labor market. Walby (1990) argues that men dominate high-wage, secure jobs, while women are relegated to low-paid, precarious, and often part-time roles. This economic marginalization is further exacerbated by discriminatory workplace policies and cultural expectations. Ataklı Yavuz (2016) notes that in Turkey, women's labor force participation remains low due to limited job opportunities, low wages, and inflexible working conditions. Globally, women's participation rate is 48.5%, trailing men by 26.5 percentage points (International Labour Organization [ILO], 2018). Türkiye İstatistik Kurumu (2018) data confirms that in Turkey, only 28% of women aged 15+ are employed, compared to 65.1% of men, although education

significantly increases female participation.

Household Production

Patriarchy also persists in the unpaid sphere of domestic labor. Women are expected to take on a disproportionate share of housework and childcare, which limits their access to education and paid employment (Walby, 1990). Research shows that despite increasing participation in the workforce, women's burden at home remains high (Arrighi & Maume, 2000; Lachance-Grzela & Bouchard, 2010). Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD, 2018) data shows women spend an average of 4.5 hours daily on household tasks, while men spend just over two. In Turkey, women spend 3 hours and 31 minutes on daily household chores compared to just 51 minutes for men (Turkish Statistical Institute [Türkiye İstatistik Kurumu-TÜİK], 2018). Başak et al. (2013) also report that employed women continue to carry more domestic responsibilities than their male partners.

Culture

Cultural norms and traditions are powerful tools of patriarchy. According to Walby (1990), modern Western and traditional cultures reinforce gendered expectations and practices that disadvantage women. Harmful customs, such as early marriage and unsafe maternal practices, persist in many societies. For instance, Myers and Harvey (2011) found that 14% of women in Turkey were married before the age of 18. The Turkish Population and Health Survey (2008) reports this figure at 25% for women aged 25-49. Traditional beliefs also affect reproductive health: harmful practices like ingesting unsafe substances to induce miscarriage or salting newborns are still documented in parts of Turkey (Biltekin et al., 2004; Çokar, 2009).

Sexuality

Despite the rise of sexual freedom in some societies, patriarchal norms continue to regulate women's sexuality. Walby (1990) highlights how women are judged by a double standard-criticized for being sexually active, yet also objectified if passive. Aylin (2015) explains that traditional views reduce the female body to roles of reproduction and male pleasure. In Turkish society, discussions around female sexuality are often taboo. Girls are expected to remain chaste until marriage, while men are socially permitted-even encouraged-to be sexually active, reflecting deep-seated gender inequalities.

Violence

Walby (1990) and other feminist scholars assert that violence is both a method and consequence of patriarchal control. Gender-based violence, including physical and sexual abuse, is widespread globally. The UN estimates that 35% of women worldwide experience such violence, with some data suggesting the rate is even higher (United Nations, 2015). In Turkey, early marriages are linked to increased exposure to violence-48% of women married young reported experiencing physical abuse, compared to 31.2% of those married later (Hacettepe Üniversitesi Nüfus Etütleri Enstitüsü, 2015).

State

Finally, the state itself can be a patriarchal institution. According to Walby (1990), state structures often fail to enforce gender equality policies or implement them meaningfully. Laws may exist, but societal and institutional barriers limit women's participation in the public sphere. As Ersöz (2015) notes, feminist discourse critiques the public/private divide that confines women to domestic roles. Political representation illustrates this disparity: the global average of women in parliament is 23.4%, while in Turkey, it's only 14.9%. With 82 female deputies, Turkey ranks 132nd among 186 countries (UN Women, 2017). Together, these six structures illustrate how patriarchal systems are embedded in both public and private life.

The Patriarchal Beliefs Scale

Yoon et al. (2015) emphasize that such structural inequalities become internalized as patriarchal beliefs through social learning, shaping attitudes, decision-making, and interpersonal behavior. Their PBS was developed to measure these macro-level ideological structures. The study aims to perform the Turkish reliability and validity study of the PBS, which is a conceptually grounded and psychometrically validated instrument developed by Yoon et al. (2015) to assess internalized patriarchal values. The scale was designed to measure macro-level ideological beliefs that influence attitudes and behaviors in domains such as politics, employment, and gender roles-extending beyond interpersonal contexts to include institutional and societal perceptions.

The original scale consists of 35 items rated on a 7-point Likert scale ranging from *strongly disagree* to *strongly agree*. It includes three sub-dimensions: "Institutional Power of Men" (12 items), "Inherent Inferiority of Women" (12 items), and "Gendered Domestic Roles" (11 items). The

scale demonstrated high internal consistency, with a Cronbach's Alpha of .94 for the total scale in the original study, and strong validity across diverse samples. It was developed using both exploratory and confirmatory factor analysis, supporting a stable three-factor structure. The authors emphasized its utility for capturing culturally embedded patriarchal ideologies that influence gendered decisions in both public and private domains. Adapting this scale into Turkish enables the examination of patriarchal attitudes within the Turkish sociocultural context, supporting comparative and localized gender studies through a statistically robust instrument.

By adapting and validating the PBS for the Turkish context, this study addresses a significant gap in the availability of culturally appropriate instruments for measuring deeply internalized gender ideologies. Although research on gender roles is growing, there remains a need for standardized, psychometrically sound tools that can assess patriarchal beliefs beyond interpersonal domains and capture broader ideological constructs. This scale offers the potential to explore how patriarchal values influence attitudes, decision-making, and institutional outcomes in areas such as education, politics, employment, and family life. By providing a reliable and valid tool to measure the internalization of patriarchal beliefs, this study lays the groundwork for future cross-cultural research and evidence-based interventions aimed at promoting gender equality at both individual and societal levels.

Methods

Procedures

This study employed a methodological research design aimed at adapting and validating the PBS for use in the Turkish context. Data were collected during April–May 2019 in the province of Erzurum, Turkey. The instruments used for data collection included a Personal Information Form, designed to gather demographic data, and the PBS developed by Yoon et al. (2015). Ethics committee approval was received for this study from the ethics committee of Atatürk University (Date: December 5, 2018, Number: 2018-12/3). After obtaining ethical approval, informed and voluntary consent was obtained from all participants.

Data Collection Tools

Personal Information Form

Researchers prepared the personal information form and the form included items describing the socio-demographic

characteristics of individuals.

Patriarchal Beliefs Scale

The PBS used in this study is the Turkish adaptation of the 35-item scale developed by Yoon et al. (2015), which was designed to assess internalized patriarchal beliefs at a macro-ideological level. The scale's theoretical background, structure, and psychometric properties are detailed in the Introduction section. In this study, the PBS was translated into Turkish, reviewed for cultural and linguistic equivalence by a panel of experts, and pilot-tested with 20 individuals. No items were excluded, and the finalized version was used in the full sample for validation.

In the present study, the scale was translated into Turkish by three bilingual experts. It was reviewed by a panel of seven scholars for cultural and linguistic equivalence, followed by back-translation and refinement. A pilot test was conducted with 20 participants to ensure clarity and contextual appropriateness. The finalized version was then administered to the full sample.

Translation Process and Content Validity

In the study, the PBS was translated into Turkish independently by 3 different people who have a good command of both languages. Then, the items of the scale were edited by the researchers to develop a new version of the scale.

Linguistic Validity

For the linguistic validity of the scale, the translation-back translation method was used. The English form of the scale was translated into Turkish by 3 different experts who know both languages well. The Turkish scale was back-translated into its original language by a different expert.

Content Validity

In scale adaptation studies, after ensuring the linguistic equivalence of the scale, a more meaningful adaptation is made by submitting it to the experts for their opinions. The number of experts must be between 3 and 20 (Tavşancıl, 2002). Experts are asked to assess each item as *Not suitable*, *The item needs to be changed to make it suitable*, *Suitable, but needs minor correction*, and *Very suitable*, and to make recommendations, if any. After the translation process is completed, the scale was presented to the opinions of the expert group of 7 scholars. Experts assessed the scale items in terms of intelligibility and cultural

conformity. Items were reviewed according to the expert opinion, and their linguistic suitability was evaluated by a Turkish language expert. For the content validity based on expert opinions, the Davis technique was employed. The final version of the scale was translated back into its original language to assess whether there is a difference in meaning. The back-translation was performed by another translator, who knew both languages well and was not involved in the translation process. The native language of the translators is Turkish.

Pilot Study

After completing the translation and content validity procedures, the preliminary version of the Turkish PBS was administered to a pilot group of 20 individuals. This group was selected to assess the clarity, comprehensibility, and cultural appropriateness of the scale items before implementation in the full study. The pilot participants were aged between 19 and 52, and included both male and female adults from diverse educational backgrounds (high school, undergraduate, and postgraduate) and residential settings (urban and semi-urban areas of Erzurum).

The aim was to ensure that individuals with varying levels of education and life experience could interpret the items accurately. Feedback from the pilot group was used to make minor revisions for linguistic clarity. Importantly, individuals who participated in the pilot phase were not included in the main study sample to prevent bias in the psychometric evaluation.

Data Collection and Analysis

All 35 items of the PBS were included in the factor analysis. To assess the factor structure of the Turkish version, exploratory factor analysis (EFA) was performed using the principal component analysis method with varimax rotation. The criteria for factor extraction were:

1. Eigenvalues greater than 1.00,
2. Factor loadings of .30 or above as the minimum threshold for item retention, and
3. Interpretability of factor structures based on theoretical alignment with the original scale.

The Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) test and Bartlett's Test of Sphericity were conducted to ensure sample adequacy and suitability for factor analysis. Confirmatory factor analysis (CFA) was then performed to validate the factor structure identified in the EFA, using indices such as χ^2/df , RMSEA, CFI, GFI, and AGFI. Internal consistency for each factor was

assessed using Cronbach's Alpha coefficients.

Factor Structure and Internal Validity Analysis

The final version of the Turkish PBS was administered to a sample of 258 individuals. Participants were selected from the province of Erzurum, Turkey, and included adults aged between 18 and 64 years (mean age: 31.19 ± 10.82). The sample consisted of 50.4% females, with 51.6% single, 48.1% university graduates, and 80.2% residing in urban areas. Additionally, 43.4% of the participants had children, and the average number of children was 0.97 ± 1.28 .

To evaluate the suitability of the dataset for factor analysis, KMO and Bartlett's test of sphericity were applied. The KMO value was .941, and the Bartlett's test was statistically significant ($\chi^2 = 6814.946$, $p < .001$), indicating sampling adequacy. For internal validity, Cronbach's Alpha coefficients were calculated for the overall scale and subscales, and item-total score correlations were examined.

Both EFA and CFA were conducted to assess the factor structure, along with internal consistency metrics, to establish evidence for the validity and reliability of the Turkish version of the scale.

Evaluation of the Data

Analyses of the data collected within the scope of the study were carried out with SPSS 22.00 (IBM SPSS Corp., Armonk, NY, USA) statistical package program and Lisrel 8.8 software. During the evaluation of the data, Cronbach's Alpha, KMO, EFA, CFA statistical tests were used.

Ethical Principles of the Study

Permission was obtained from the author via e-mail to develop the Turkish version of the PBS. Then, permission was obtained from the Ethics Committee of Atatürk University Faculty of Nursing (date December 5, 2018, and No:2018-12/3). Verbal consent of individuals who accepted to participate in the study was taken.

Sample and Participants

The study sample consisted of 258 individuals aged between 18 and 64 years, residing in Erzurum, Turkey. In scale adaptation studies, it is generally recommended that the sample size should be between 5 and 10 times the number of items on the scale to ensure sufficient power for psychometric analysis (Gözüm & Aksayan, 2002). Since the

PBS consists of 35 items, the suggested sample size ranges from 175 to 350 participants. In the present study, data were collected from 258 individuals, which falls within the recommended range and is considered adequate for conducting both exploratory and confirmatory factor analyses.

Participants were selected using a convenience sampling method, with data collected from a variety of settings such as public spaces, community centers, universities, and workplaces across urban and semi-urban areas. This approach was chosen due to practical considerations and time limitations during data collection.

While the sample was not randomly selected, efforts were made to include participants with diverse socio-demographic characteristics, including variation in gender, marital status, education level, parental status, and residence type (urban vs. rural). This diversity aimed to enhance the variability and general relevance of the data.

However, it should be noted that due to the non-probabilistic sampling method and the geographical concentration in Erzurum, the sample may not be fully representative of the entire Turkish population. This limitation is acknowledged when interpreting the generalizability of the study's findings. The demographic information of the individuals participated in the study is presented in Table 1.

Table 1
Demographic Characteristics of the Participants

Characteristics		$\bar{X} \pm SD$	Min-Max
Age		31.19±11.62	18-64
Number of Children		0.97±1.28	0-4
		N	%
Gender	Female	130	50.4
	Male	128	49.6
Marital Status	Married	121	46.9
	Single	133	51.6
	Other	4	1.6
Educational Status	Elementary School	8	3.1
	Secondary School	15	5.8
	High School	86	33.3
	Bachelor's Degree	124	48.1
	Master's Degree	18	7.0
	PhD	7	2.7
Longest Place of Residence	Village	33	12.8
	Town	16	6.2
	City	207	80.2
	Foreign Country	2	0.8
Child	Yes	112	43.4

No	146	56.6
----	-----	------

Of the individuals agreed to participate in the study, 50.4% was female, 51.6% was single, 48.1% was university graduate, 80.2% lived in a city as the longest place of residence, and 43.4% had children. The age range of individuals was varying from 18 to 64, and the average age was 31.19. In the study, the number of children of the individuals was between 0 and 4, and the average number of children was 0.97 ± 1.28 .

Results

Findings on the validity and reliability of the PBS are as follows:

Forms completed by experts were evaluated to determine whether the items adequately measured the relevant constructs. Each item was found to have a Content Validity Index (CVI) ranging from .88 to 1.00. The total CVI score of the scale was .96. The internal validity results are presented in Table 2.

Table 2
Internal Validity Results of the Patriarchal Beliefs Scale

Item No	$\bar{X}_{\text{item}}$	sd_{item}	$\bar{X}^a$	σ^{2a}	r	α^a
Item 1	2.84	2.15	101.93	2098.82	.64	.96
Item 2	3.24	2.24	101.53	2082.58	.69	.96
Item 3	3.55	2.25	101.22	2081.91	.69	.96
Item 4	3.48	2.28	101.28	2089.99	.64	.96
Item 5	3.49	2.25	101.28	2073.99	.73	.96
Item 6	3.14	2.19	101.62	2070.87	.77	.96
Item 7	3.20	2.20	101.57	2100.64	.61	.96
Item 8	3.03	2.12	101.74	2084.29	.72	.96
Item 9	2.71	2.07	102.05	2080.98	.76	.96
Item 10	3.04	2.11	101.72	2076.01	.77	.96
Item 11	2.93	2.05	101.83	2086.50	.74	.96
Item 12	2.76	2.09	102.01	2112.45	.59	.96
Item 13	1.51	1.21	103.26	2184.20	.38	.96
Item 14	1.83	1.62	102.94	2162.86	.42	.96
Item 15	1.64	1.37	103.13	2160.93	.52	.96
Item 16	2.40	1.93	102.37	2154.82	.39	.96
Item 17	2.65	1.97	102.12	2161.89	.34	.96
Item 18	2.55	2.03	102.22	2111.79	.60	.96
Item 19	2.25	1.91	102.52	2111.63	.65	.96
Item 20	2.98	2.21	101.79	2167.39	.27	.96
Item 21	2.20	1.79	102.57	2121.24	.63	.96
Item 22	2.59	1.97	102.18	2134.94	.50	.96
Item 23	2.26	1.89	102.51	2109.39	.67	.96
Item 24	2.05	1.81	102.71	2132.32	.56	.96
Item 25	3.44	2.34	101.33	2090.17	.62	.96
Item 26	3.50	2.27	101.26	2071.58	.73	.96
Item 27	3.72	2.23	101.04	2082.85	.69	.96
Item 28	3.11	2.12	101.66	2104.85	.61	.96
Item 29	3.59	2.23	101.18	2098.99	.61	.96
Item 30	3.53	2.29	101.24	2074.56	.71	.96
Item 31	3.66	2.22	101.11	2077.21	.72	.96
Item 32	4.17	2.41	100.60	2079.39	.65	.96
Item 33	3.24	2.16	101.53	2084.34	.71	.96
Item 34	4.14	2.33	100.62	2087.22	.64	.96
Item 35	4.35	2.20	100.41	2094.03	.64	.96

(continued)

Table 2 (continue)*Internal Validity Results of the Patriarchal Beliefs Scale*

Scale's	$\bar{X}$	σ^2	sd	Number of items	α	
	104.77	2228.64	47.208	35	.96	
	Groups	N	$\bar{X}$	Sd	t	p
Total	Sub-group	70	51.65	10.16	-30.182	.000
score	Parent-group	70	166.17	30.07		

Note. r is the Adjusted item-total score correlation

^a This statistic was calculated by removing the item from the scale.

The Cronbach's Alpha coefficient of the entire Patriarchal Beliefs Scale was .96. The adjusted item-total score correlations—excluding the 3rd item—were all above .30. Subscale reliability was also high, with alpha values of .95 for the Institutional Power of Men subscale, .94 for Gendered Domestic Roles, and .85 for Inherent Inferiority of Women.

The t-values between the parent and subgroup total scores of the PBS were statistically significant at the $p < .001$ level. These findings indicate that all items and total scores are capable of distinguishing between individuals with higher and lower patriarchal attitudes.

Inter-item Correlation

The inter-item correlation matrix shows relationships between selected items of the scale. Several item pairs, especially Items 3–6 and Items 5–10, show strong correlations ($r > .70$), indicating consistent measurement of the same latent construct. Lower correlations (e.g., around .40–.50) suggest diversity among items, which is desirable to capture the full scope of the patriarchal beliefs construct without redundancy. These findings further support the internal consistency of the scale and validate its factorial structure. Table 3. presents the inter-item correlation matrix.

Table 3*Inter-item Correlation Matrix*

	Item 1	Item 2	Item 3	Item 4	Item 5	Item 6	Item 7	Item 8	Item 9	Item 10
Item 1	1.00	.73	.61	.53	.58	.57	.39	.47	.63	.60
Item 2	.73	1.00	.74	.60	.66	.61	.44	.58	.70	.68
Item 3	.61	.74	1.00	.77	.78	.75	.41	.61	.70	.70
Item 4	.53	.60	.77	1.00	.72	.69	.40	.56	.61	.66
Item 5	.58	.66	.78	.72	1.00	.83	.47	.67	.73	.78
Item 6	.57	.61	.75	.69	.83	1.00	.51	.72	.75	.78
Item 7	.39	.44	.41	.40	.47	.51	1.00	.64	.50	.52
Item 8	.47	.58	.61	.56	.67	.72	.64	1.00	.68	.72
Item 9	.63	.70	.70	.61	.73	.75	.50	.68	1.00	.86
Item 10	.60	.68	.70	.66	.78	.78	.52	.72	.86	1.00

Results on the Factor Structure of the Scale

Before conducting EFA, preliminary tests were performed to assess the suitability of the data. The KMO value was found to be .94, indicating excellent sampling adequacy, while Bartlett's Test of Sphericity yielded a Chi-Square value of 6814.95 ($p < .001$), confirming that the data were appropriate for factor analysis.

Following these assumptions, EFA was conducted using the

Principal Component Analysis (PCA) method with varimax rotation. PCA was chosen as the extraction method to identify the underlying structure of the Turkish version of the scale, in line with the approach taken in the original development study by Yoon et al. (2015). Varimax rotation was applied to achieve a simpler and more interpretable factor structure by maximizing the variance explained by each factor and minimizing cross-loadings.

The analysis revealed a three-factor structure consistent

with the theoretical framework of the original scale. The detailed factor loadings and subscale groupings are presented in Table 4.

Table 4

Distribution of the Items of the Patriarchal Beliefs Scale to Factors and Factor Loads

	F1	F2	F3
Item 1	.64	.18	.31
Item 2	.75	.21	.25
Item 3	.83	.21	.14
Item 4	.77	.21	
Item 5	.83	.24	.18
Item 6	.80	.28	.24
Item 7	.49	.36	.22
Item 8	.72	.30	.23
Item 9	.80	.20	.33
Item 10	.83	.26	.24
Item 11	.81	.27	.19
Item 12	.55	.21	.29
Item 25	.26	.59	.26
Item 26	.31	.71	.28
Item 27	.18	.81	.23
Item 28	.24	.60	.26
Item 29	.19	.70	.17
Item 30	.30	.73	.21
Item 31	.21	.80	.27
Item 32	.24	.78	.11
Item 33	.26	.72	.26
Item 34	.19	.79	.13
Item 35	.24	.81	
Item 13			.75
Item 14	.18		.59
Item 15	.23	.10	.70
Item 16	.13	.17	.49
Item 17	.15		.47
Item 18	.31	.34	.48
Item 19	.40	.23	.59
Item 20		.25	.34
Item 21	.29	.29	.63
Item 22	.20	.26	.49
Item 23	.33	.35	.57
Item 24	.25	.23	.61
Variance explained %	22.71	20.74	14.39
Total variance explained %	22.71	43.45	57.84

Note. F1: Institutional Power of Men, F2: Gendered Domestic Roles, F3: Inherent Inferiority of Women

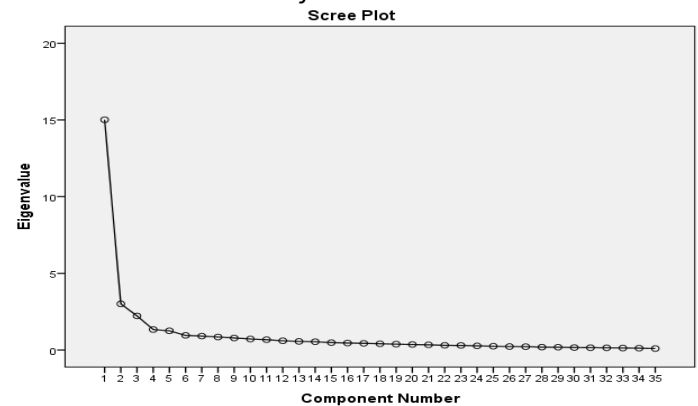
As shown in Table 4, 22.71% of the total variance explained the first factor (institutional power of men), 20.74%

explained the second factor (gendered domestic roles) and 14.39% explained the third factor (inherent inferiority of women), and all factors were found to explain 57.84% of the total variance.

The factor structure of the 35-item PBS was found to be similar to the original scale. Figure 1 presents the scree plot showing the eigenvalues of each component extracted in the exploratory factor analysis. The clear inflection point supports the retention of three factors, consistent with the original scale's structure.

Figure 1

Scree Plot from the Exploratory Factor Analysis of the Turkish Patriarchal Beliefs Scale



Note. The elbow point suggests a three-factor solution.

Confirmatory Factor Analysis Results

Table 5

Results of Goodness of Fit Indicators

Index	Normal value	Acceptable value	The value found in this study
χ^2/df	<2	<5	2.14
GFI	>.95	>.90	.99
AGFI	>.95	>.90	.98
CFI	>.95	>.90	.98
RMSEA	<.05	<.08	.07
SRMR	<.05	<.08	.06

As shown in Table 5, multiple fit indices were used to assess the model fitness of the scale during CFA. These indices and their interpretation criteria are as follows:

Chi-Square / Degrees of Freedom (χ^2/df): A value below 2 indicates excellent fit; values up to 5 are acceptable.

Goodness-of-Fit Index (GFI): Values above .95 indicate good fit; > .90 is acceptable.

Adjusted Goodness-of-Fit Index (AGFI): Should be > .90 for

acceptable fit.

Comparative Fit Index (CFI): Should be $> .95$ for good fit; $> .90$ is acceptable.

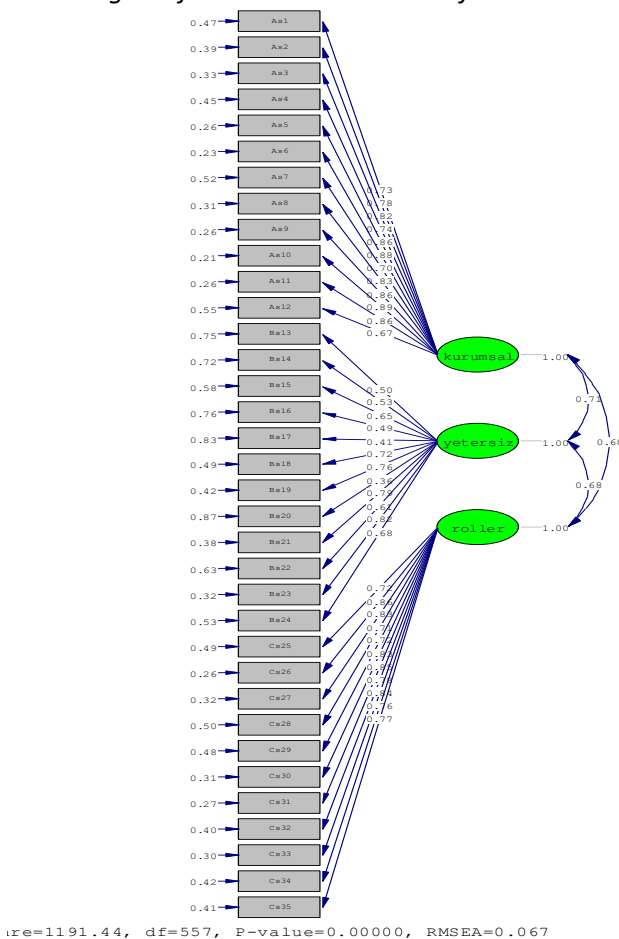
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA): Values below $.05$ suggest close fit, and values between $.05$ -. $.08$ indicate reasonable fit.

Standardized Root Mean Square Residual (SRMR): Should be $< .08$; values below $.05$ are ideal.

In this study, the results showed that the model had acceptable to excellent fit ($\chi^2/df = 2.14$, GFI = $.99$, AGFI = $.98$, CFI = $.98$, RMSEA = $.07$, and SRMR = $.06$). Based on these values, the model was considered to have a good fit in its current form. The Path diagram illustrating the standardized factor loadings of the model is presented in Figure 2

Figure 2

Path Diagram for the Patriarchal Beliefs Scale



According to the findings of the explanatory and confirmatory factor analyses, the 35-item the PBS was found to be suitable in the Turkish language with 3 factors.

The test-retest correlation value of the scale between the first and second applications was $r = .82$, and the relationship between the two applications was found to be significant at $p < .001$ level of significance.

Table 6

Items in the Sub-Scales of the Patriarchal Beliefs Scale, The Minimum-Maximum Scores that can be Taken and Taken Scores in the Scale, The Sub-Scales and Total Average Scores in the Scale

Patriarchal Beliefs Sub-Scales	Patriarchal Beliefs Sub-Scales' Items	The Min-Max Scores	Taken Min-Max Scores	$\bar{X} \pm SD$
Institutional Power of Men	1-2-3-4-5-6-7-8-9-10-11-12	12-84 points	12-84 points	37.42 $\pm$ 21.00
Inherent Inferiority of Women	13-14-15-16-17-18-19-20-21-22-23-24	12-84 points	12-84 points	26.90 $\pm$ 13.60
Gendered Domestic Roles	25-26-27-28-29-30-31-32-33-34-35	11-77 points	11-77 points	40.45 $\pm$ 19.77
Patriarchal Beliefs Scale	35 items	35-245		104.77 $\pm$ 47.21

Looking at Table 6, the institutional power of men sub-scale score average of the current scale was 37.42 ± 21.00 , the scoring average of the inherent inferiority of women sub-scale was 26.90 ± 13.60 , the gendered domestic roles sub-scale score average was 40.45 ± 19.77 , and the total score average of the scale was 104.77 ± 47.21 . The lowest and highest scores taken in the overall scale were in the range 35-245 points. The patriarchal beliefs scale is composed of three sub-scales and has no reverse coded items.

Discussion

Discussion of Reliability Findings

To detect reliability in scale adaptation studies, it is necessary to look at internal consistency. As an internal consistency criterion, Cronbach's Alpha coefficient and the item-total score correlation should be considered (Akgül, 2003; Güleç, 2009; Seğer 2015). According to the literature, a Cronbach's Alpha coefficient between $.60 < \alpha < .80$ indicates a reliable and $.80 < \alpha < 1.00$ indicates a highly reliable scale (Akgül, 2003). The Cronbach's Alpha

coefficient was found as .96 in this study. It was .95 for the institutional power of men sub-scale, .94 for the gendered domestic roles sub-scale, and .85 for the inherent inferiority of women sub-scale. Since Cronbach's Alpha coefficient values are in the range of $.80 < \alpha < 1.00$, the scale can be said to be highly reliable.

For a measuring instrument, the item-total score correlation of an item must be at least .20 and not negative (Aiken, 1994). An item-total score correlation value between .00 - .19 indicates a little or no discrimination, .20 - .39 indicates a moderate level of discrimination, and .40 - 1.00 indicates a good level of discrimination (Aiken, 1994; Erkuş, 2014; Şeker & Gençdoğan, 2014). In the current study, all item-total scale correlations were found to be between .27 and .77. The scale's 17th and 20th items were found to have moderate correlation, and the remaining items demonstrated good discriminative power. According to these findings, the PBS has no problematic item.

For test-retest, the scale should be applied again after 2-4 weeks (Seçer, 2015). The correlation between the first and second measurements should be minimum .70, and above .80 preferably (Erkuş, 2014; Mayers, 2013; Şeker & Gençdoğan, 2014). In this study, the correlation value between the first and second measurements was $r = .82$, and there was a significant relationship between the two measurements at $p < .001$ level of significance. According to this result, it can be said that the scale has a good invariance over time.

The score averages of the sub and parent-groups of the patriarchal beliefs scale were calculated, and the t value of the difference between the sub and parent-group averages was found to be significant at a $p < .001$ level of significance. This result shows that the total score of the scale distinguishes between those with higher and lower patriarchal beliefs attitudes.

Discussion of Validity Findings

The form created for the content validity must be submitted to a minimum of 3 experts and a maximum of 20 expert opinions (Tavşancıl, 2002). In this study, the adaptation of the measurement tool was presented to the opinions of 7 experts. According to the experts' feedback, the content validity was evaluated using the Davis technique. According to this technique, the CVI value should be greater than .80 (Yurdugül, 2005). In this study, the CVI value of each of the 35 items was greater than .80. The overall content validity was .96. These results suggest that the content validity of the patriarchal beliefs scale is

appropriate.

It is necessary to determine whether the sample group is sufficient for the suitability of factor analysis in the literature (Tavşancıl, 2002). For this, the KMO test is performed (Alpar, 2016; Seçer 2015). For the suitability of factor analysis, it is recommended that the KMO value should be greater than .60 (Büyüköztürk, 2014). Suitability of the correlation matrix is also necessary for factor analysis. For the suitability of the correlation matrix, Bartlett's sphericity test needs to be significant (Büyüköztürk, 2014). In this study, the KMO value was .94, Bartlett's test result Chi-Square value was 6814.95 at $p < .001$ level of significance. These results show that factor analysis can be performed on the data. According to the factor analysis, the scale's total explained variance was 57.84%. As a result, a 3-factor structure was obtained with eigenvalues above 1. When the item distributions are examined, it is observed that they overlap with the original scale. The variance of a scale must be between 40-60% to be considered acceptable (Şencan, 2005). It is observed that the variance in this study is acceptable.

In scale adaptation studies, a CFA is performed for the similarities of factor structure between the original scale and the adapted scale (Gözüm & Aksayan, 2003). CFA is performed to validate the compatibility of the data set with the theoretical structure (Şimşek, 2007). In CFA, a Chi-square / degree of freedom (df) ratio below 5 indicates that the model has an acceptable goodness of fit (Kyriazos, 2018). As a result of the structural equation modeling (SEM) analysis in this study, it was found that $\chi^2 = 1191.44$, $df = 557$, and $\chi^2/df = 2.14$. These results are proof that the model has an acceptable goodness of fit. In general, indexes indicating a model fit include (GFI), RMSEA, CFI (Comparative Fit Index), NFI (Normed Fit Index), RFI (Relative Fit Index), IFI (Incremental Fit Index), and AGFI (Adjusted Goodness of Fit Index) for CFA. The acceptable value for the NFI, NNFI, CFI, RFI, IFI and GFI indices is .80 and the perfect fitness value is .95. The acceptable fitness value for the AGFI index is .85 and the perfect fitness value is .90 and above (Bayram 2010; Meydan & Şeşen, 2015; Şimşek, 2007). In the RMSEA value, however, .08 and smaller values indicate that the model is acceptable for the fitness of the data, and a value close to zero and less than .05 indicates a perfect model-data fitness (Bayram 2010; Meydan & Şeşen, 2015; Şimşek, 2007). In this study, the GFI value was .99, the AGFI value was .98, the CFI value was .98 and the RMSEA value was .07 and the SRMR value was .06. These results indicate the acceptability of the model's goodness of fit. As a result of the study, it was found that

the 35-item scale adapted to Turkish culture is a valid and reliable measurement tool. It was concluded that this scale can be used to measure patriarchal beliefs and attitudes in Turkish society.

Limitations and Future Research

One limitation of the present study is the timing of data collection. The data were gathered in 2019, following ethics committee approval in late 2018. While the psychometric validation of the Turkish version of the Patriarchal Beliefs Scale remains robust and theoretically grounded, sociocultural changes in gender roles and public discourse may have occurred in the intervening years. Therefore, the findings should be interpreted in light of the temporal context, and future research is recommended to reassess the scale's applicability and scores in more recent populations to capture potential shifts in patriarchal beliefs.

Conclusion and Recommendations

This study aimed to adapt the PBS into Turkish and evaluate its validity and reliability within the Turkish cultural context. The findings of the study demonstrate that the Turkish version of the scale maintains a three-factor structure consistent with the original version and exhibits strong psychometric properties. Both exploratory and confirmatory factor analyses supported the construct validity of the scale, and internal consistency coefficients for the overall scale and subscales were found to be high. The test-retest reliability further confirmed the scale's temporal stability.

The Turkish adaptation of the PBS provides researchers, practitioners, and policymakers with a culturally appropriate and statistically robust instrument for assessing internalized patriarchal beliefs in various domains such as employment, education, politics, and family life. It enables comparative studies across cultures and supports the development of evidence-based interventions aimed at addressing gender inequality.

Given the dynamic nature of gender norms and societal attitudes, future research is encouraged to apply this scale in different regions and demographic groups within Turkey and to reassess its performance over time. Overall, the validated Turkish version of the PBS fills a critical gap in gender studies and can serve as a reliable tool for advancing research on patriarchal ideologies and their impact on social structures.

Etik Komite Onayı: Bu çalışma için etik komite onayı Atatürk Üniversitesi'nden (Tarih: 5 Aralık 2018, Sayı: 2018-12/3) alınmıştır.

Katılımcı Onamı: Yazılı onam bu çalışmaya katılan tüm katılımcılardan alınmıştır.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları: Fikir-E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.; Tasarım-E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.; Denetleme-E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.; Kaynaklar-E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.; Veri Toplanması ve/veya İşlemesi- E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.; Analiz ve/veya Yorum-E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.; Literatür Taraması-E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.; Yazıyı Yazan-E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.; Eleştirel İnceleme-E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.

Çıkar Çatışması: Yazarlar, çıkar çatışması olmadığını beyan etmiştir.

Finansal Destek: Yazarlar, bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

Ethics Committee Approval: Ethics committee approval was received for this study from the ethics committee of Atatürk University (Date: December 5, 2018, Number: 2018-12/3).

Informed Consent: Written informed consent was obtained from patients who participated in this study.

Peer-review: Externally peer-reviewed.

Author Contributions: Concept-E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.; Design-E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.; Supervision-E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.; Resources-E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.; Data Collection and/or Processing-E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.; Analysis and/or Interpretation-E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.; Literature Search-E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.; Writing Manuscript-E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.; Critical Review- E.B., C.C., M.O., N.K., S.B.

Conflict of Interest: The authors have no conflicts of interest to declare.

Financial Disclosure: The authors declared that this study has received no financial support.

References

- Ahmad, F., Riaz, S., Barata, P., & Stewart, D. E. (2004). Patriarchal beliefs and perceptions of abuse among South Asian immigrant women. *Violence Against Women*, 10(3), 262-282. <https://doi.org/10.1177/1077801203256000>
- Aiken, L. R. (1994). *Psychological testing and assessment*. Allyn and Bacon.
- Akgül, A. (2003). *İstatistiksel analiz teknikleri* (3rd ed.). Emek Ofset.
- Alpar, R. (2016). *Spor, sağlık ve eğitim bilimlerinde örneklerle uygulamalı istatistik ve geçerlik-güvenirlik* (4th ed.). Detay Yayıncılık.

- Arrighi, B. A., & Maume, D. J. Jr. (2000). Workplace subordination and men's avoidance of housework. *Journal of Family Issues*, 21(4), 464-487. <https://doi.org/10.1177/019251300021004003>
- Ataklı Yavuz, R. (2016). Toplumsal cinsiyet eşitsizliği ekseninde kadın istihdamı ve ekonomik şiddet. *Journal of Life Economics*, 3(3), 77-100. <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/305615>
- Aylin, N. (2015). Kadın bedeni ve toplumsal izdüşümleri: Sosyolojik bir bakış. In F. Z. Fidan & D. Alptekin (Eds.), *Kadın bedeni ve istismarı* (pp. 33-56). Opsiyan Yayınları.
- Başak, S., Kingır, S., & Yaşar, Ş. (2013). *Kadının görünmeyen emeği: İkinci vardiya*. ANKA Kadın Araştırma Merkezi. https://bianet.org/system/uploads/1/files/attachments/000/001/012/original/anka_kad%C4%B1n_rapor_13-1_ikinci_vardiya_.pdf?1387185056
- Bayram, N. (2010). *Yapısal eşitlik modellemesine giriş: AMOS uygulamaları*. Ezgi Kitabevi.
- Biltekin, Ö. D., Boran, Ö., Denkli, M. D., & Yalçınkaya, S. (2004). Naldöken sağlık ocağı bölgesinde 0-11 aylık bebeği olan annelerin doğum öncesi dönem ve bebek bakımında geleneksel uygulamaları. *STED*, 13(5), 166-168. <https://www.ttb.org.tr/sted/sted0504/naldoken.pdf>
- Büyükoztürk, Ş. (2014). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı* (20th ed.). Pegem Akademi Yayınları.
- Çokar, M. (2009). İsteyerek düşük, tıp etiği ve yasalar. <http://www.kahdem.org.tr/?p=217>
- Erkuş, A. (2014). *Psikolojide ölçme ve ölçek geliştirme-I*. Pegem Akademi.
- Ersöz, A. G. (2015). Özel alan / kamusal alan dikotomisi: Kadınlığın "doğası" ve kamusal alandan dışlanışlığı. *Sosyoloji Araştırmaları Dergisi*, 18(1), 80-102. <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/117726>
- Gözüm, S., & Aksayan, S. (2002). Kültürlerarası ölçek uyarlaması için rehber I: Ölçek uyarlama aşamaları ve dil uyarlaması. *Hemşirelik Araştırma Dergisi*, 4(1), 9-20. <http://hemarge.org.tr/ckfinder/userfiles/files/2002/2002-vol4-sayı1-147.pdf>
- Gözüm, S., & Aksayan, S. (2003). A guide for transcultural adaptation of the scale II: Psychometric characteristics and cross-cultural comparison. *The Turkish Journal of Research and Development in Nursing*, 5(1), 3-14. <https://cir.nii.ac.jp/crid/1370016862296713601>
- Güleç, H. (2009). Psikiyatride psikometri: Temel kavramlar. *Psikiyatride Güncel Yaklaşımlar*, 1(2), 175-186. <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/115172>
- Hacettepe Üniversitesi Nüfus Etütleri Enstitüsü. (2015). *Türkiye'de kadına yönelik aile içi şiddet araştırması*. 18 Temmuz 2021 tarihinde <https://www.hips.hacettepe.edu.tr/KKSA-TRAnaRaporKitap26Mart.Pdf> adresinden erişilmiştir.
- International Labour Organization. (2018). *World employment and social outlook: Women*. https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/---publ/documents/publication/wcms_619577.pdf
- Kyriazos, T. A. (2018). Applied psychometrics: Sample size and sample power considerations in factor analysis (EFA, CFA) and SEM in general. *Psychology*, 09, 2207-2230. <https://doi.org/10.4236/PSYCH.2018.98126>
- Lachance-Grzela, M., & Bouchard, G. (2010). Why do women do the lion's share of housework? A decade of research. *Sex Roles*, 63(11-12), 767-780. <https://doi.org/10.1007/s11199-010-9797-z>
- Mayers, A. (2013). *Introduction to statistics and SPSS in psychology*. Pearson Education Limited.
- Meydan, C. H., & Şeşen, H. (2015). *Yapısal eşitlik modellemesi AMOS uygulamaları* (2nd ed.). Detay Yayıncılık.
- Myers, J., & Harvey, R. (2011). *Breaking vows: Early and forced marriage and girls' education*. <https://resourcecentre.savethechildren.net/pdf/5930.pdf>
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2018). *Balancing paid work, unpaid work and leisure*. <http://www.oecd.org/gender/data/balancingpaidworkunpaidworkandleisure.htm>
- Seçer, İ. (2015). *SPSS ve LISREL ile pratik veri analizi: Analiz ve raporlaştırma – güvenilirlik ve geçerlik* (2nd ed.). Anı Yayıncılık.
- Şeker, H., & Gençdoğan, B. (2014). *Psikolojide ve eğitimde ölçme aracı geliştirme* (2nd ed.). Nobel Akademik Yayıncılık.
- Şencan, H. (2005). *Sosyal ve davranışsal ölçümlerde güvenilirlik ve geçerlik* (1st ed.). Seçkin Yayıncılık.

- Şimşek, Ö. F. (2007). *Yapısal eşitlik modellemesine giriş: Temel ilkeler ve LISREL uygulamaları* (1st ed.). Ekinoks Yayınları.
- Tavşancıl, E. (2002). *Tutumların ölçülmesi ve SPSS ile veri analizi* (2nd ed.). Nobel Yayın Dağıtım.
- Türkiye İstatistik Kurumu. (2015, December 4). *Zaman kullanım araştırması 2014–2015*. <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Zaman-Kullanim-Arastirmasi-2014-2015-18627>
- Türkiye İstatistik Kurumu. (2018, October 5). *İstatistiklerle kadın*. <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=%C4%B0statistiklerle-Kad%C4%B1n-2022-49668&dil=1>
- United Nations. (2015). *Women in politics 2015*. United Nations Entity for Gender Equality and the Empowerment of Women. http://www.ipu.org/pdf/publications/wmnmap15_en.pdf
- Walby, S. (1990). *Theorizing patriarchy*. Blackwell.
- Yoon, E., Adams, K., Hogge, I., Bruner, J. P., Surya, S., & Bryant, F. B. (2015). Development and validation of the Patriarchal Beliefs Scale. *Journal of Counseling Psychology*, 62(2), 264-279. <https://doi.org/10.1037/cou0000056>
- Yurdugül, H. (2005). Ölçek geliştirme çalışmalarında kapsam geçerliği için kapsam geçerlik indekslerinin kullanılması. In H. Kıran (Ed.), *XIV. Ulusal Eğitim Bilimleri Kongresi* (Vol. 1, pp. 771-774). <https://yunus.hacettepe.edu.tr/~yurdugul/3/indir/PamukkaleBildiri.pdf>

Preliminary Study on Translation, Cultural Adaptation and Validation of DASS-21 and Dysfunctional Scale (DS) in Tok Pisin Language of Bougainville

Yubaraj ADHIKARI¹



¹International Committee of the Red Cross,
Hassakeh, Syria

Bhava POUDYAL²



²International Committee of the Red Cross,
Amman, Jordan

Sister Lorraine GARASU³



³Nazareth Center for Rehabilitation, Chabai,
Papua New Guinea

Bordger BAKERE⁴



⁴International Committee of the Red Cross,
Chabai, Papua New Guinea

Cindy LAMBERT⁵



⁵Nazareth Center for Rehabilitation, Chabai,
Papua New Guinea

Jill STOCKWELL⁶



⁶International Committee of the Red Cross,
Geneva, Switzerland

Omar RASHEED⁶



⁶International Committee of the Red Cross,
Geneva, Switzerland

Ön Çalışma: Bougainville Tok Pisin Dilinde DASS-21 ve Disfonksiyon Ölçeği (DS) İçin Çeviri, Kültürel Uyum ve Geçerlilik Çalışması

ABSTRACT

This study assessed reliability and validity of the Depression, Anxiety, and Stress Scale (DASS-21) and Dysfunction Scale (DS) in the Tok Pisin (TP) language of Bougainville. The process followed translation, back translation, expert review, pilot testing with students (N = 77), and conducting CFA. The sub-scale for Stress of DASS-21 did not show reliability and validity in the CFA and was omitted for the analysis for the stress domain, a DASS-14 is suggested. The two-factor measurement model of the Depression Anxiety Scale (DAS-14) and a single-factor model for DS have demonstrated reliability and validity. Cronbach's Alpha (α) for anxiety, depression, and dysfunction were .74, .82, and .73 respectively. McDonald's Omega (ω) reliability score for anxiety and depression components of DAS-14 were .74 and .81 respectively. For DS, McDonald's Omega (ω) reliability score was .72. For DAS-14, model fit indices for CFI = 0.90, TLI = 0.88, SMRs = 0.08, RMSEA = 0.07, and RMR = 0.06 indicating reasonable fit. For DS model fit indices were TLI = 0.91, and CFI = 0.94, and values of SMRs = 0.06, RMR = 0.09, and RMSEA = 0.07 were measured which indicated a good fit. Convergent and discriminant validity scores showed appropriate to validate DAS-14 (TP) and DS

Keywords: DASS-14, dysfunction scale (DS), cultural adaption, Tok Pisin, Bougainville

ÖZ

Bu çalışma, Depresyon, Anksiyete ve Stres Ölçeği'nin (DASS-21) ve Disfonksiyon Ölçeği'nin (DS) Bougainville Tok Pisin (TP) dilindeki güvenilirlik ve geçerliliğini değerlendirmek amacıyla gerçekleştirilmiştir. Çalışma sürecinde çeviri, geri çeviri, uzman değerlendirmesi, öğrencilerle pilot uygulama (N = 77) ve doğrulayıcı faktör analizi (DFA) adımları izlenmiştir. DASS-21'in stres alt boyutu DFA sonuçlarında yeterli güvenilirlik ve geçerlilik göstermediğinden analiz dışı bırakılmış ve bu alan için DASS-14 modelinin kullanılması önerilmiştir. İki faktörlü Depresyon-Anksiyete Ölçeği (DAS-14) modeli ve tek faktörlü DS modeli güvenilirlik ve geçerlilik açısından tatmin edici bulunmuştur. Anksiyete, depresyon ve disfonksiyon için Cronbach Alfa (α) katsayıları sırasıyla .74, .82 ve .73; DAS-14 için McDonald Omega (ω) değerleri anksiyete için .74 ve depresyon için .81 olarak belirlenmiştir. DS için McDonald's Omega değeri .72'dir. DAS-14 modeli için uyum indeksleri CFI = 0,90, TLI = 0,88, SMRs = 0,08, RMSEA = 0,07 ve RMR = 0,06 olarak bulunmuş ve modelin makul uyum gösterdiği belirlenmiştir. DS modeli için ise TLI = 0,91, CFI = 0,94, SMRs = 0,06, RMR = 0,09 ve RMSEA = 0,07 değerleri elde edilmiş ve bu da iyi bir uyuma işaret etmektedir. Yakınsak ve ayrışan geçerlilik analizleri, DAS-14 (TP) ve DS ölçeklerinin geçerliliğini desteklemiştir.

Anahtar Kelimeler: DASS-14, disfonksiyon ölçeği (DS), kültürel uyarlama, Tok Pisin, Bougainville

Geliş Tarihi/Received 12.02.2025
Kabul Tarihi/Accepted 09.07.2025
Yayın Tarihi/Publication Date 31.08.2025

Sorumlu Yazar/Corresponding author:
Yubaraj ADHIKARI

E-mail: yadhikari@gmail.com

Cite this article: Adhikari, Y., Poudyal, B., Garasu, S. L., Bakere, B., Lambert, C., Stockwell, J., & Rasheed, O. (2025). Preliminary study on translation, cultural adaptation and validation of dass-21 and dysfunctional scale (ds) in Tok Pisin language of Bougainville. *Journal of Psychometric Research*, 3(2), 60-72.



Content of this journal is licensed under a
Creative Commons Attribution-
NonCommercial 4.0 International License.

Introduction

In 2023, the Bougainville Executive Council of the Autonomous Region of Bougainville (ARoB) established the Office of the Missing Persons in Bougainville (OMPB) to address the issues of missing persons from the Bougainville Conflict of 1988 to 1998. One of the aims of this effort is to provide essential mental health and psychosocial support (MHPSS) to families of missing persons, promoting social cohesion and the healing process. The Nazareth Center for Rehabilitation (NCfR), a local NGO with expertise in trauma counseling, was selected by the OMPB as the implementing partner for the International Committee of the Red Cross (ICRC) supported Accompaniment Program for the families of missing persons (ICRC, 2013) for families. Monitoring and evaluating distress and impairment in daily functioning (dysfunction) using culturally appropriate measures is fundamental to the program implementation and to measure effectiveness (Cha et al., 2007; Van Ommeren et al., 1999). The use of psychometric tools in humanitarian contexts is on the rise. However, systematic translation and adaptation of tools into local languages remain challenging (Kohrt & Kaiser, 2021). In ensuring evidence-based monitoring and evaluation of the distress and functioning across the timeline of the intervention with validated and contextualized measures is a key priority, however there were no equivalent validated psychometric tools or data for distress and functioning available to use in the Bougainville context due to the gap on research and services to address the mental health needs of people (Fine et al., 2024; Tierney et al., 2016). The main objective of this study was to assess the reliability and validity of the translated DASS-21 and DS in the Tok Pisin language before implementing the Mental Health and Psychosocial Support (MHPSS) program.

Methods

Participants

Seventy-seven students, aged 15 to 21, were selected for the study, following the necessary consent and approval from the school management and students, because in the social context like Bougainville most of the parents are illiterate and are confused with data protection and parental consent—getting access to them, and getting them to sign a parental consent document can be rather intimidating and causing anxiety. School teachers and principal, who also belong to the same community, are highly respected and trusted by the parents. The parents, being not literate, trust the school system to guide and

consent for the activities for their children, while the social village interactions require their consent. The sampling method employed convenience-based sampling based on the availability of students in a school in Buka, Bougainville. Before implementing the tools on program beneficiaries, the authors decided to pilot test the translated tools for comprehension as recommended (Kohrt & Kaiser, 2021). A sample comprising of 77 students (20 male and 57 female), aged between 15-21 years, were available at the school, for the survey. Despite having an inadequate sample size than recommended, a pilot testing of the tools was essential and ethical before directly applying the translated tools to program beneficiaries (Kohrt & Kaiser, 2021).

Tools and Measures

Depression, Anxiety, and Stress Scale Questionnaire

DASS-21 is a shorter version of a 42-item survey designed by Lovibond and Lovibond (1995) and adapted and validated by Henry and Crawford (2005) to evaluate an individual's negative emotional states, comprising measures of depression, anxiety, and stress. This validated tool is widely utilized across diverse contexts and cultures to assess psychological burden (Le et al., 2017; Oei et al., 2013). University of New South Wales (2023), in the webpage dedicated to DASS, states that researchers can translate in new languages without any permission and apply the tool in non-clinical samples to adolescences and adults. Although the lower age of the sample was 17 years during the development of the tool, the University advises that, given the necessary language proficiency, there seems to be no compelling case against the use of the scales for comparative purposes with children as young as 12 years. Based on this recommendation, the researchers decided to test the tool including adolescents aged 15 and above in the sample. The translated tool after the completion of study has to be reported for the repository and reference.

The questionnaire has four-point Likert scale options (starting from, 0 = *did not apply* to 3 = *applied to me very much*) for each item to gauge the presence of distress experienced in the preceding week. While calculating the scores for severity, total scores of each sub-scale has to be multiplied by two, and cut-off scores were used as per the original research on DASS-21 (Henry & Crawford, 2005). The depression domain of the DASS-21 scale encompasses seven specific items (Items 3, 5, 10, 13, 16, 17, and 21). Upon calculation of the total score of these items, the result is multiplied by two to derive the depression severity score. Similarly, the anxiety domain of the assessment has seven

items (Items 2, 4, 7, 9, 15, 19, 20). After multiplying the total score by two, the severity of anxiety is classified. The stress-related measures use another seven items (Items 1, 6, 8, 11, 12, 14, and 18) to be calculated in the same way (Henry & Crawford, 2005).

Dysfunction Scale (DS)

The DS, developed by the second author using a free-listing method (Poudyal et al.; 2009), was used in Sri Lanka with the families of missing persons (Andersen et al., 2020). It assesses an individual's ability to perform various activities necessary to function effectively as an individual and within family and community settings. The questions have a five-point Likert scale to measure impaired functioning (dysfunction), from *not at all* = 0 to *too much* = 4. A higher total score indicates greater difficulty in functioning. As a categorization of total score between 0-7 "no dysfunctionality", scored between 8-14 "mild dysfunctionality", scored between 15-21 "moderate dysfunctionality", and scored between 22-28 "severe dysfunctionality" is applied. The categorization is arbitrary and should be interpreted as indicative not absolute. The categorization is meant to be correlated with distress scales to establish dysfunction associated with psychological distress.

Assessment of Suicide

The DASS-21 questionnaire lacks an assessment of suicidal ideation or intention. To compensate, two items related to current and past suicidal thoughts or attempts were included in the questionnaire in this study. The first item pertains to current thoughts about self-harm or suicide (Yes or No). The second enquires about a history of thoughts or plans of self-harm over the past month or acts of self-harm within the past year (Yes or No).

Social Support

An item aimed at gauging available social support in times of need is added by asking about the number of people who can be readily counted on for real help during difficulties or emergencies.

Translation and Cultural Adaptation Process

To achieve the standard for 'translation, cultural adaptation, and validation,' the researchers established a framework incorporating best practices and procedures for validating measures within a new context (Adhikari, 2020a; Arafat et al., 2016; International Test Commission, 2017).

Translation

Two translators—one with bachelor's degree in English and counseling experience working for CARE International, and the other, a professional translator working for Bougainville Bible Translation Organization—were engaged to independently translate (blind translation) the measures into the Tok Pisin language, focusing on the Bougainville context.

Synthesis

A local counselor with a diploma degree in gender studies and an internal program staff member with a graduate degree in English Literature reviewed and merged the translated text of the measures in Tok Pisin. Discrepancies were identified and resolved through a consultative process involving the translators, principal investigator, and two staff members. Subsequently, a final draft version of the tools in Tok Pisin was produced.

Back Translation and Adjustments

The process of translation, back translation, and cultural adaptation comprised of several steps prior to collecting responses from the students. This included the selection and finalization of measures and the involvement of individuals with technical expertise and translation experience to ensure the accuracy and appropriateness of the translation and adaptation process (Cha et al., 2007).

An independent language expert conducted a blind review of the Tok Pisin version of the tools and performed the back translation into English. Another independent language expert reviewed both the English and Tok Pisin versions and presented findings on discrepancies related to semantics, grammar, and cultural usage of words. Based on the feedback, adjustments were made to the Tok Pisin version before engaging another translator for the back translation. The final draft of the Tok Pisin version was prepared after addressing the discrepancies and repeating the back translation process.

Panel Review

Both versions of the measures were then subjected to a panel review consisting of senior counselors (clinical supervisors), bilingual experts, and practicing counselors. Adjustments in words in Tok Pisin used in the Bougainville context to reflect the English equivalent were recommended for modification. Consequently, the final version was approved for testing the tool with students for validation and psychometric testing purposes.

Data Collection Procedure

As per the child safeguarding policy of IFRC (2021) informed and voluntary consent of children participating in any research is mandatory. Abrar and Sidik (2019) emphasized the involvement and informed consent on the participation of children in research is key. Upon obtaining consent and approval from the school principal and a class teacher, verbal consent was obtained from the students after clarifying the purpose of the adaptation exercise. As guided by IFRC (2021), the researcher gathered no personal data, such as name, address, phone number, or parents' names, which may be considered identifiers. Only the age and sex of the participants were collected as demographic information. The data collection process was conducted in the presence of class teachers, and students were allowed to withdraw from participation without the need for explanations, with the primary focus being the protection of their emotional and psychological well-being.

Statistical Analysis

The data was cleaned using SPSS version 24 (IBM SPSS Corp., Armonk, NY, USA) and analyzed (IBM, 2016). Missing data was found in 16 responses, one item was missing for 15 responses and 4 items were missing for one response. Missing data was aligned in the principle of missing completely at random and was substituted with mean scores derived from the responded items to uphold the integrity of the overall rating. Confirmatory Factor Analysis (CFA) utilized structural equation modeling techniques in

SPSS AMOS 25 (IBM, 2017). Before proceeding with the CFA, the assumptions of CFA such as multivariate normality, linearity, and no outliers, were tested. Normality was assessed through distribution, scatterplots, box plots, and kurtosis and skewness tests. The data had no outliers. The distribution, scatterplots, and box plots showed a normal distribution of data as values of kurtosis and skewness data were found below the threshold of +1 and -1 (Hatem et al., 2022).

Reliability, validity, tests were executed, and cut-off scores were used as recommended by Awang (2015) to validate the measures. Findings are presented in the results section.

Ethics Considerations

Ethics committee approval was received for this study from the ethics committee of ICRC's Ethical Board for Research (Date: August 26, 2024, Number: 1024).

Results

Prevalence and Severity of Distress

Based on the severity analysis with the cut off scale presented by Henry and Crawford (2005), 42.86% of respondents exhibited mild symptoms of anxiety and above. In addition, 59.73% and 54.55% of the surveyed sample presented mild and above levels of severity in the domains of depression and stress, respectively (refer to Table 1).

Table 1
Severity of DASS Scores

		Severity Level					
		Extremely severe	Severe	Moderate	Mild	Normal	Total
Anxiety	Female	7	3	12	4	31	57
	Male	1	1	2	3	13	20
	Total	8	4	14	7	44	77
	%	10.39	5.19	18.18	9.09	57.14	100
Depression	Female	6	11	12	8	21	57
	Male	1	2	3	3	10	20
	Total	7	13	15	11	31	77
	%	9.09	16.88	19.48	14.29	40.26	100
Stress	Female	0	11	14	7	24	57
	Male	1	2	4	3	11	20
	Total	1	13	18	10	35	77
	%	1.30	16.88	23.38	12.99	45.45	100

Independent samples t-test on distress severity based on sex were determined; depression mean scores were only found to be significantly different between Males ($M = 9.90$,

$SD = 9.00$) and Females ($M = 14.95$, $SD = 9.49$) and independent t test results was ($t_{(75)} = 2.073$, $p = 0.042$).

Suicide

Four (5.19%) participants reported current severe and urgent suicidal thoughts and four (5.19%) had a history of such thoughts. Two participants reporting current self-harming thoughts had also experienced similar thoughts in the past. Following the completion of data collection, the lead researcher conducted relaxation exercises after providing psychoeducation on distress and positive coping mechanisms. Students, teachers, and school management were briefed on the counseling services available in the area for seeking help. As a duty of care, safeguarding, and do no harm principle of research with children (IFRC, 2021), students and teachers were notified to immediately seek support if someone is having constant thoughts of self-harm or any other psychological concerns.

Dysfunction

The prevalence of dysfunction within the studied population presents a complex picture, primarily due to the absence of established cut-off scores for assessment. The collected data yielded a mean score of 6.35 and a standard deviation of 5.186. The scores ranged from a minimum of 1 to a maximum of 21, indicating variability in dysfunction levels among participants. The distribution of total scores revealed significant insights into the population's dysfunction: 57.10% scored between 0-7, 39.00% scored between 8-14, 3.9% scored between 15-21, and 0% scored between 22-28. This distribution suggests that most (96.1%) participants fall within the lower range of dysfunction scores (0-14). It is important to note that the data collection involved adolescents, whose levels of dysfunction are typically lower compared to adults and the elderly. This demographic factor likely contributes to the observed skew towards normal levels of dysfunction in the sample.

Social Support

In the social support response, 27.3% indicated that less than two individuals in their close circle could assist them when needed. The data ranged from 0 to 30, with an average score of 4.84 people and a 4.566 standard deviation. 2.6% of the respondents reported having no close family or friends available for support, while 7.8% mentioned having at least one close person who can help.

Reliability of DASS-21

The internal consistency of the DASS-21, evaluated using Cronbach's Alpha coefficient ($\alpha = 0.89$), reflects a high level

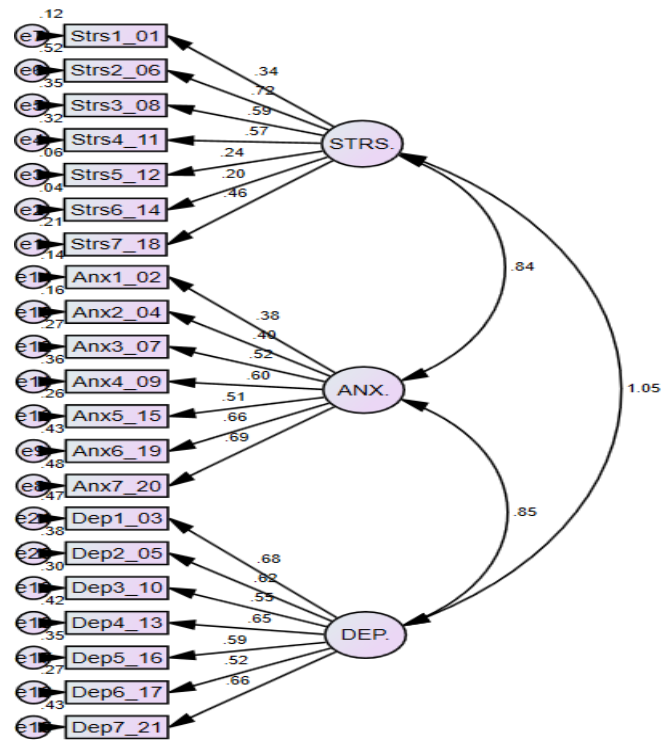
of reliability. The individual Cronbach Alpha values for the subscales of Anxiety, Depression, and Stress were .74, .80, and .66, respectively, and Dysfunction was .73. McDonald's Omega (ω) reliability scores for stress, anxiety and depression components of DAS-21 were measured .65, .74, and .80 respectively.

Confirmatory Factor Analysis of DASS-21 in Tok Pisin

The confirmatory factor analysis conducted on the DASS-21, did not validate the model due to inadequate factor loadings, particularly within the stress component (refer to Figure 1) for details. CFA results measured $\chi^2 = 309.47$, $df = 186$, $p < 0.001$. Model fit indices for $\chi^2/df = 1.66$, CFI = .72, TLI = .72, SMRs = .10, RMSEA = .09, and RMR = .08., indicating the rejection of the model.

Figure 1

CFA DASS-21 in Tok Pisin



Subsequently, a two-factor measurement of CFA incorporating Depression and Anxiety was evaluated. Scores of key fit indices such as Normed-Fit Index (NFI) = .76, Tucker-Lewis Index (TLI) = .81, Goodness-of-Fit Index (GFI) = .80, Comparative-Fit Index (CFI) = .73, Root mean square residuals (RMR) = .09, Standardized root mean square residuals (SMRs) = .10, and Root mean square error of approximation (RMSEA) = .10 were measured accordingly. The model fit indices did not show the sufficient model fit and demanded for a post hoc analysis.

A post hoc analysis was conducted using a two-factor model of CFA on the DAS-14, which includes measures for anxiety and depression. For details on coding of items such as ANX-1, DEP-1, etc., and factor loadings.

The findings regarding the model fit indices were comparatively fit (refer to Table 2). During the Post-Hoc CFA process, several items were identified as highly redundant; specifically, these redundancies occurred between ANX-1

and ANX-2, ANX-1 and DEP-1, ANX-3, and DEP-16, as well as ANX-7 and DEP-7. These identified redundancies were addressed prior to finalizing the post-hoc CFA.

Table 2

Fit Indices from Post Hoc CFA with Two Factor Model of DAS-14

Model	χ^2/df	NFI	TLI	GFI	CFI	RMR	SMRs	RMSEA	P-Close	Hölder Kriterium
Two Factor DASS	1.389	.75	.88	.86	.91	.06	.08	.07	.15	79

Note. NFI = Normed-Fit Index, TLI = Tucker-Lewis Index, GFI = Goodness-of-Fit Index, CFI = Comparative-Fit Index, RMSR = Root mean square residuals, SMRs = Standardised root mean square residuals, RMSEA = Root mean square error of approximation, Hölder Kriterium for number of required samples with $p = .01$

The expert review of the items yielded reasonably acceptable insights regarding the potential causes for low factor loadings especially in the Anxiety scale, recommending modifications to the text for future applications. For item number one on the Anxiety scale, the concept of “dryness of mouth” is perceived as thirst in Bougainville culture. The local expression is “nek i drai-dryness of neck (throat)” rather than dryness of mouth. Regarding item number two on the Anxiety scale, the phrase “breathing difficulty in the absence of physical exertion” was translated as “maski yu no mekim bikpla wok.” This translation conveys a sense of breathing difficulty experienced without engaging in strenuous activity, which does not resonate culturally. The phrase “in the absence of physical exertion” was interpreted as “without doing hard work”.

Following the survey, experts recommended using a more accurate term: “i no makim wanpla wok,” meaning “without doing anything”. Similarly, the word trembling (guria) in item seven gives the meaning of shaking “such as earthquake”. Thus, “body” has to be specified. So, “bodi bilong mi guria” (my body is shaking) is added. In Tok Pisin, item 15 (close to panic) and item 20 (scared for no reason)

were also understood as interchangeable. The qualitative feedback highlighted these items, which could explain their lower factor loadings.

This model has been evaluated for the first time within the context of the Tok Pisin language in Bougainville. It is a preliminary study with a limited sample size that does not adequately reflect the various socio-demographic groups. A subsequent analysis of the CFA was conducted after removing two problematic items (ANX-1 and ANX-2), but there were no notable enhancements in the fit indices. Therefore, it is recommended that the two-factor measurement model of DAS-14 be implemented for a larger population, incorporating modifications to the text of the anxiety-related problematic items (refer to Table 3).

Reliability and Validity of the DAS-14 Tok Pisin version

Reliability

The metrics for the reliability coefficient (Cronbach’s Alpha), Composite Reliability (CR), Average Variance Extracted (AVE), and the factor loadings associated with each item are presented in Table 4.

Table 3*Final DAS-14 (TP) Items in Tok Pisin Language of Bougainville*

Number	Tok Pisin Version
DAS-14 (TP)-ANX-1	Long wik igo pinis, mi pilim neck i drai
DAS-14 (TP)-DEP-1	Long wik igo pinis, mi no pilim hamamas o pilim gut
DAS-14 (TP)-ANX-2	Long wik igo pinis, mi painim olsem mi sot win (eg., mi kisim win hariap hariap maski mi no mekim bikpla wok).
DAS-14 (TP)-DEP-2	Long wik igo pinis, mi bin painim hat long long kirapim ol tingting na laik long mekim wok
DAS-14 (TP)-ANX-3	Long wik igo pinis, mi lukim olsem bodi bilong mi guria (eg., long ol han blong mi)
DAS-14 (TP)-ANX-4	Long wik igo pinis, mi belhevi long sampla samting we imekim mi bai guria na mekim mi ting ting nogut long mi yet
DAS-14 (TP)-DEP-3	Long wik igo pinis, mi no pilim olsem mi nogat samting long tingting long en long bihaim taim
DAS-14 (TP)-DEP-4	Long wik igo pinis, mi no pilim gut na tu mi pilim sore
DAS-14 (TP)-ANX-5	Long wik igo pinis, mi pilim olsem sikin blo mi poret nating nating
DAS-14 (TP)-DEP-5	Long wik igo pinis, mi no bin nap hamamas long wanpela samting taim mi lukim
DAS-14 (TP)-DEP-6	Long wik igo pinis, mi pilim olsem mi no gutpela long stap olsem mi man o meri
DAS-14 (TP)-ANX-6	Long wik igo pinis, mi bin save olsem lewa bilong mi wok long pam hariap tumas (eg., Reit blo lewa l pam hariap igo antap, lewa imisim wanpela bit)
DAS-14 (TP)-ANX-7	Long wik igo pinis, mi poret nating wantaim nogat gutpela risen
DAS-14 (TP)-DEP-7	Long wik igo pinis, mi pilim olsem laip inogat mining moa

Table 4*Factor Loadings and Reliability Scores of DAS-14 (TP)*

Construct	Item	Factor loading	Cronbach Alpha	CR	AVE
Anxiety	ANX_1	.37	.743	.749	.269
	ANX_2	.41			
	ANX_3	.55			
	ANX_4	.6			
	ANX_5	.53			
	ANX_6	.7			
	ANX_7	.64			
Depression	DEP_1	.65	.817	.814	.225
	DEP_2	.62			
	DEP_3	.56			
	DEP_4	.64			
	DEP_5	.66			
	DEP_6	.61			
	DEP_7	.60			

Note. AVE = average variance extracted, CR = composite reliability

The CR values for the assessments of Anxiety and Depression were found to be .75 and .81, respectively. McDonald's Omega (ω) reliability score for anxiety and depression components of DAS-14 were measured .74 and .80 respectively. The Anxiety assessment demonstrated an acceptable internal consistency, whereas the Depression assessment showed a robust internal consistency. These results indicate that both scales can be reliably utilized to evaluate anxiety and depression levels in the Bougainville population.

Validity

The convergent validity of the Anxiety and Depression

assessments within the DAS-14 TP framework was examined. The CR scores for both the Anxiety and Depression measures exceeded .70, indicating a strong level of reliability. The AVE scores were recorded at .33 for Anxiety and .38 for Depression. According to the research by Adhikari (2020b) and Fornell and Larcker (1981), an AVE score below .50 can still be deemed acceptable if the CR is above .70 or if CFA has been conducted for the first time within a population being studied.

An analysis was conducted on the maximum shared squared variance (MSV) and average shared squared variance (ASV) scores to determine discriminant validity. For these metrics to fulfill the required standards, both MSV and ASV scores must exceed the AVE score. In this

investigation, the MSV and ASV scores for anxiety were identified as .70 and .41, respectively, while the AVE score stood at .33. For depression, the MSV and ASV scores were noted at .70 and .48, with an AVE score of .38. Given that both MSV and ASV scores for each construct exceeded their respective AVE scores, this confirms that discriminant validity for the DAS-14 TP has been established. Consequently, the DAS-14 TP is now prepared for application within the Bougainville Population.

Table 5
Factor Loadings and Reliability Scores of DS

Construct	Item	Factor loading	Cronbach Alpha	CR	AVE
Dysfunction scale	FUN_1	.63	.73	.72	.24
	FUN_2	.72			
	FUN_3	.68			
	FUN_4	.75			
	FUN_5	.69			
	FUN_6	.68			
	FUN_7	.69			

Note. AVE = average variance extracted, CR = composite reliability

The CR value for DS was found to be .72, while the α score for DS was noted at .73. ω reliability score was .72 for DS. The reliability assessments of the DS demonstrated an acceptable degree of internal consistency as per the recommendations by Awang (2015). This finding suggests that the DS can effectively assess levels of dysfunction within the Bougainville population.

Validity

For the first time since the Dysfunction Scale was developed by Bhava Poudyal (Andersen et al., 2020) in Sri Lanka, a CFA was conducted on the Tok Pisin version of the DS. This scale includes three theoretical constructs: self, family, and

societal dysfunction, which are represented by items: Self (DS-1 and DS-3), Family (DS-2 and DS-5), and Society (DS-4, DS-6, and DS-7). The initial CFA examined a three-factor model of the DS. However, this model encountered issues known as “Heywood cases” and could not accurately represent each factor because it lacked more than three items with significant factor loadings (McDonald, 1985). Consequently, a CFA focusing on a one-factor model of the DS was implemented.

The initial CFA of the DS results did not completely validate the proposed model. Specifically, items DS-1, DS-5, and DS-7 exhibited factor loadings below .45. Awang (2015) suggested to delete such items, however Ertz et al. (2016) used .40 or above factor loadings for the analysis as the tool

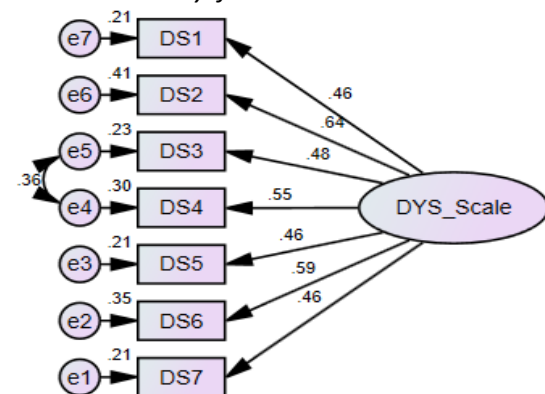
Reliability and Validity of the Dysfunction Scale (DS)

Reliability

The metrics for the reliability coefficient (Cronbach’s Alpha), CR, AVE, and the factor loadings associated with each item are detailed in Table 5.

is first time applied for the CFA. Prior to removing these items from consideration, a post hoc CFA was conducted. It was noted that there was a redundant correlation between items DS-3 and DS-4, which was subsequently adjusted. For coding of items such as DS-1 and factor loadings (refer to Figure 2).

Figure 2
Post-hoc CFA Dysfunction Scale in Tok Pisin



The model demonstrated an acceptable range of fit indices (refer to Table 6), except for the Normed Fit Index (NFI) score, which fell below .90. The factor loadings for problematic items also reached above .45. Therefore, it is recommended that the Tok Pisin version of the DS be applied to a larger population in Bougainville.

Table 6*Fit Indices from CFA with One Factor Model of Dysfunction Scale-7*

Model	χ^2/df	NFI	TLI	GFI	CFI	RMR	SMRs	RMSEA	P-Close	Hölder Kriterium
Dysfunction Scale (TP)	1.363	.83	.91	.94	.94	.09	.06	.07	.31	96

Note. NFI = Normed-Fit Index, TLI = Tucker-Lewis Index, GFI = Goodness-of-Fit Index, CFI = Comparative-Fit Index, RMSR = Root mean square residuals, SMRs = Standardised root mean square residuals, RMSEA = Root mean square error of approximation, Hölder Kriterium for number of required samples with $p = 0.01$

The convergent validity of the Dysfunction Scale (DS) was assessed. The scale achieved a CR score of .72, which surpasses the threshold of .70, indicating a strong level of reliability for the measure. Conversant validity was tested through AVE scores (Awang, 2015) due to the unavailability of an equivalent external scale to compare in the cultural context. The AVE was recorded at .27. Although this score is below the commonly accepted benchmark of .50, it can still be considered acceptable under certain conditions, such as when CR exceeds .70 or if CFA has been conducted

for the first time within the studied population, as supported by previous research (Adhikari, 2020b; Fornell & Larcker).

The study confirmed discriminant validity as the shared variance between constructs was measured at .19, lower than the AVE score of .27 from individual constructs (Awang, 2015). In conclusion, based on these findings, the DS (refer Table 7) is now deemed ready for application within the Bougainville Population.

Table 7*Final DS (TP) -7 Questionnaire in Tok Pisin Language of Bougainville*

Number	English Version	Tok Pisin Version
DS (TP) -1	In the last two weeks, how much difficulty have you had with taking care of yourself? Taking a shower, brushing teeth, wearing clean clothes, etc.	Long laspela tupela wiks, yu painim hat olsem wanem long lukautim yu yet? Waswas, brasim tit, werim klin pela kolos
DS (TP) -2	In the last two weeks, how much difficulty have you had with taking care of your household responsibilities? Laundry, shopping, cleaning the house	Long laspela tupela wiks, yu painim hat olsem wanem long wok bilong luakuatim haus? Long sait blong waswas, wasim kolos, baim kaikai, klinim haus
DS (TP) -3	In the last two weeks, how much difficulty have you had with concentrating?	Long laspela tupela wiks, yu painim hat olsem wanem long tingting stret or long tingting gut?
DS (TP) -4	In the last two weeks, how much difficulty have you had with calling and talking to Someone?	Long laspela tupela wiks, yu painim hat olsem wanem long singautim o toktok long sampela lain?
DS (TP) -5	In the last two weeks, how much difficulty have you had with taking care of children or grandchildren? *	Long laspela tupela wiks, yu painim hat olsem wanem long lukautim ol pikinini o ol liklik bubu?
DS (TP) -6	In the last two weeks, how much difficulty have you had with visiting friends, neighbors, or relatives?	Long laspela tupela wiks, yu painim hat olsem wanem long visitim ol porman o meri, ol lain klostu long yu o famili lain?
DS (TP) -7	In the last two weeks, how much difficulty have you had with doing other tasks outside of the house? selling things at the market, involvement in community activities, attending church, etc.	Long laspela tupela wiks, yu painim hat olsem wanem long wokim ol narapwela wok outsait long haus? Salim samting long maket, wok komuniti, go long lotu, etc.

Note: for adolescences, use examples such as playing/taking care of siblings or other children in the house.

Discussion

The study aimed to translate, culturally adjust, and validate the DASS-21 and DSscales in the Tok Pisin language of Bougainville. The DASS-21 tool is commonly used to assess depression, anxiety, and stress. The study revealed that the three-factor model of DASS-21 did not match the cultural context of the population studied. Instead, a two-factor

measurement model combining Anxiety and Depression domains was considered more appropriate based on CFA results. This finding is consistent with prior studies involving different populations like Korean students (Lee & Kim, 2022), and adolescents in North Macedonia (Naumova, 2022).

One significant reason for the lack of support for the three-factor model was the weak factor loadings observed in the

stress domain of the DASS-21. Similar issues were identified in a study with nurses in Thailand, where three stress-related items were removed due to insufficient factor loadings (Wittayapun et al., 2023). Additionally, it was noted that cultural understandings of stress can vary significantly across different cross-cultural contexts, potentially explaining the differences in model fit (Tsegaye et al., 2023).

Bougainville's culture emphasizes communal ties and subsistence farming, contrasting with many Western societies' individualistic and work-focused perspectives. Distress in Bougainville is expressed communally, reflecting a focus on group well-being over individual emotional experiences. Research in northern Bougainville by Fine et al. (2024) highlighted overlapping symptoms related to mental and emotional states, indicating a general psychological distress with various facets. In their study in Aceh with victims of conflict, including torture, Poudyal et al. (2009) also found that symptoms overlapped across domains and showed substantial general psychological symptomatology but did not generate any evidence that these problems are grouped within a specific syndrome or set of syndromes. Naumova (2022) studied adolescents in North Macedonia and discovered a lack of differentiation in understanding and expressing negative emotional stress among those in middle to late adolescence. While cultural discrepancies hindered the three-factor model's performance, the bifactor model of DAS-14 (TP) emerged as a more reliable tool with valid indicators for future use.

CFA has validated the DS as a single-factor model used to assess dysfunction. The examination of three potential theoretical constructs linked to dysfunction, including self, family, and societal aspects, could not be adequately tested in the sample of this study. Despite this constraint, the internal consistency of DS was measured at .729 ($p = 0.01$), showing a similar score to the Sinhala version of .76 ($n = 127$) but lower than the Tamil version at $\alpha = .87$ ($n = 235$; Andersen et al., 2020). Since this is the tool's initial CFA study, no validity indices were available for comparison. Nevertheless, the CFA outcomes for DS presented satisfactory reliability and validity indicators.

Conclusion and Recommendations

The results of this study suggest that the translated and culturally adapted version of DASS-21 is not appropriate for the population of Bougainville. However, the adapted Depression and Anxiety Scale (DAS-14) and Dysfunction Scale (DS) in Tok Pisin have been supported by evidence, demonstrating reliability and validity for future use.

Regarding future implementation research, the cultural validation process through CFA could benefit programs of the ICRC, NCFR and other humanitarian organizations in expanding evidence-based practices by conducting larger-sample cross-country studies in various languages to ensure that psychometric tools are culturally validated and contextualized to measure what they are meant to measure. In future studies, authors recommend analyzing and comparing means and correlations among the measures of DASS, suicidal ideation, dysfunctionality, and social support with a larger sample. Consequently, further studies are recommended to continue testing the validity of the cross-cultural validation processes of the DAS-14 (TP) and DS within and beyond Bougainville.

Limitations

The study findings certainly have some strengths and limitations. The researchers followed established scientific methods in their study, bolstering the credibility of their results. They employed standardized procedures for translation and validation to reduce potential biases from subjective interpretations. Additionally, they provided detailed documentation of each step undertaken, ensuring transparency for future replication. The precise reporting of results contributed to the trustworthiness of their findings, with careful attention to cultural nuances enhancing the tool's relevance to its target audience. Utilizing various validation methods like expert reviews and statistical analyses further solidified the effectiveness of their work.

The sample size of this study is not sufficiently large to carry out a proper CFA; ideally it should be over 300. Nor does the studied sample sufficiently represent the demography and diversity of the Bougainville population-adult male, adult female, elderly, and other strata of the population, such as people with disability and people from far remote versus semi-urban populations. Thus, this study findings are to be considered as preliminary and interpreted accordingly.

Another limitation of the study is not to have cut-off scores of measures in Tok Pisin version, researchers used same scores as guided in the original study by Henry and Crawford (2005). The study findings suggest using the DAS-14 and DS in the population. Authors could not retrieve any knowledge and resources regarding the validation of any psychological measures equivalent to DASS-21 and DS in the Bougainville context except a few perception studies with an aim to develop psychometric tools (Fine et al., 2024; Tierney et al., 2016). Conclusively, the generalizability of the findings might only be possible after the tool's

administration to the targeted populations of a larger population size and authors highly recommend prioritizing such studies in the future.

Etik Komite Onayı: Bu çalışma için etik komite onayı ICRC Araştırmalar için Etik Kurulundan (Tarih: 26 Ağustos 2024, Sayı: 1024) alınmıştır.

Katılımcı Onamı: Yazılı onam bu çalışmaya katılan tüm katılımcılardan alınmıştır.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları: Fikir-Y.A., B.P., S.L.G.; Tasarım-Y.A., B.P.; Denetleme-Y.A., B.P., J.S., O.R.; Kaynaklar-Y.A., S.L.G., B.B., C.L.; Veri Toplanması ve/veya İşlemesi-Y.A., B.B., C.L.; Analiz ve/veya Yorum-Y.A., S.L.G.; Literatür Taraması-Y.A.; Yazıyı Yazan-Y.A., B.P., B.B.; Eleştirel İnceleme-Y.A., B.P., S.L.G., J.S., O.R.

Teşekkür: Yazarlar, bu çalışma için psikometrik araçların son halini vermede Bougainville'den çeşitli çevirmen ve dil uzmanlarının katkılarını takdirle karşılamaktadır. Bu süreçte, Bay Fancis Semoso (NCfR Kidekli Danışmanı ve Eğitmeni) ve Bay Thonny Tetena (Sama Dilbilimi Çevirmeni), araçları gönüllü olarak İngilizceden Tok Pisin'e çevirmiştir. Bay Eddie Rasin (Kidekli Radyo Gazetecisi ve Dil Tercümanı) ve Rahip Abraham Vailani (Sama Dilbilimi Çevirmeni), araçların kör bir şekilde İngilizceye geri çevrilmesini desteklemiştir. Bay Hubert Hirara (Hutjena Ortaokulu Müdür Yardımcısı ve Dil Öğretmeni), çeviri ve geri çeviri metinlerinin dilbilgisi, anlam ve dilbilimsel yönlerini incelemiştir. Yazarlar, araçların Hutjena Ortaokulu öğrencileriyle pilot testinden önce nihai versiyonun geliştirilmesi için uzman incelemesi danışma sürecine katkıda bulunan Sr. Lorraine Gerasu, Cindy Lambert, Bay Adrian Semoso ve NCfR'deki diğer danışmanlara teşekkürlerini sunarlar. Yazarlar ayrıca, bu çalışmaya katılımlarından dolayı Hutjena Ortaokulu yönetimine ve öğrencilerine de teşekkürlerini sunarlar.

Çıkar Çatışması: Yazarlar, çıkar çatışması olmadığını beyan etmiştir.

Finansal Destek: Yazarlar, bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

Ethics Committee Approval: Ethics committee approval was received for this study from the ethics committee of ICRC's Ethical Board for Research (Date: August 26, 2024, Number: 1024).

Informed Consent: Written informed consent was obtained from patients who participated in this study.

Peer-review: Externally peer-reviewed.

Author Contributions: Concept-Y.A., B.P., S.L.G.; Design-Y.A., B.P., S.L.G.; Supervision-Y.A., B.P., S.L.G., J.S., O.R.; Materials-Y.A., S.L.G., B.B., C.L.; Data Collection and/or Processing-Y.A., B.B., C.L.; Analysis and/or Interpretation-Y.A.; Literature Search-Y.A., B.P.; Writing Manuscript-Y.A., B.P.; Critical Review-Y.A., B.P., S.L.G., J.S., O.R.

Acknowledgment: The authors would like to acknowledge the contributions of various translators and language experts from Bougainville to finalize these psychometric tools for this study. In this process, Mr. Fancis Semoso (Senior Counselor and Trainer of NCfR) and Mr. Thonny Tetena (Translator for Sama Linguistics) voluntarily translated the tools from English to Tok Pisin. Mr. Eddie Rasin (Senior

Radio Journalist and Language Interpreter) and Reverend Abraham Vailani (Translator for Sama Linguistics) supported blind back-translation of the tools in English. Mr. Hubert Hirara (Vice Principal and Language Instructor at Hutjena Secondary School) has reviewed translation and back-translation texts' grammatical, semantic, and linguistic aspects. The authors are thankful to Sr. Lorraine Gerasu, Cindy Lambert, Mr. Adrian Semoso, and other counselors of NCfR who contributed to the expert review consultation process to develop the pre-final version before pilot testing the tools with students of Hutjena Secondary School. The authors also acknowledge the contributions of the management of Hutjena Secondary School and its students for their participation in this study.

Conflict of Interest: The authors have no conflicts of interest to declare.

Financial Disclosure: The authors declared that this study has received no financial support.

References

- Abrar, M., & Sidik, E. J. (2019). Analyzing ethical considerations and research methods in children research. *Journal of Education and Learning (EduLearn)*, 13(2), 184-193. <https://doi.org/10.11591/edulearn.v13i2.6516>
- Adhikari, Y. (2020a). A comparative study of the professional quality of life factors in Nepali MHPSS practitioners. *Advanced Research in Psychology*, 1(1). https://www.aap-akademie.at/mt-content/uploads/2021/12/arep_2020_1_1_131921.pdf
- Adhikari, Y. (2020b). *Prevalence of professional quality of life (ProQOL) and its influence on the personal distress of doctors in Nepal* [Doctoral dissertation, University of Nicosia]. <https://repository.unic.ac.cy/archive/item/2372?lang=en>
- Andersen, I., Poudyal, B., Abeyapala, A., Uriarte, C., & Rossi, R. (2020). Mental health and psychosocial support for families of missing persons in Sri Lanka: A retrospective cohort study. *Conflict and Health*, 14(1), Article 16(2020). <https://doi.org/10.1186/s13031-020-00266-0>
- Arafat, S. Y., Chowdhury, H. R., Qusar, M. M. A. S., & Hafez, M. A. (2016). Cross-cultural adaptation and psychometric validation of research instruments: A methodological review. *Journal of Behavioral Health*, 5(3), 129-136. <https://www.periodicos.capes.gov.br/index.php/acervo/buscar.html?task=detalhes&id=W2461994724>
- Awang, P. (2015). *SEM made simple: A gentle approach to learning Structural Equation Modeling*. MPWS Rich Publication.
- Cha, E. S., Kim, K. H., & Erlen, J. A. (2007). Translation of scales in cross-cultural research: Issues and techniques. *Journal of Advanced Nursing*, 58(4), 386-395.

- <https://doi.org/10.1111/j.1365-2648.2007.04242.x>
- Ertz, M., Karakas, F., & Sarigöllü, E. (2016). Exploring pro-environmental behaviors of consumers: An analysis of contextual factors, attitude, and behaviors. *Journal of Business Research*, 69(10), 3971–3980. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2016.06.010>
- Fine, S. L., Augustinavicius, J. L., Barnabas, E., Poli, M. K., Tierney, D., & Bolton, P. (2024). Perceptions of mental health and psychosocial problems among conflict-affected adults in North Bougainville: Results of a rapid qualitative assessment. *Journal of Pacific Rim Psychology*, 18. <https://doi.org/10.1177/18344909241249593>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Hatem, G., Zeidan, J., Goossens, M., & Moreira, C. (2022). Normality testing methods and the importance of skewness and kurtosis in statistical analysis. *BAU Journal - Science and Technology*, 3(2), Article 7. <https://doi.org/10.54729/KTPE9512>
- Henry, J. D., & Crawford, J. R. (2005). The short-form version of the depression anxiety stress scales (DASS-21): Construct validity and normative data in a large non-clinical sample. *The British Journal of Clinical Psychology*, 44(2), 227–239. <https://doi.org/10.1348/014466505X29657>
- International Business Machines. (2016). IBM SPSS Statistics for Windows (version 24) [Computer software]. NY-IBM Corp.
- International Business Machines. (2017). IBM SPSS Amos 25 for Windows (version 25) [Computer software]. NY-IBM Corp.
- International Committee of the Red Cross. (2013). *Accompanying the families of missing persons: A practical handbook*. <https://www.icrc.org/en/publication/4110-accompanying-families-missing-persons-practical-handbook>
- International Federation Red Cross and Red Crescent. (2021). *IFRC child safeguarding policy: Ethical evaluations and research involving children background*. <https://www.ifrc.org/sites/default/files/2021-11/Guidelines-for-Ethical-Evaluations-and-Research-with-Children.pdf>
- International Test Commission. (2017). *The ITC guidelines for translating and adapting tests* (2nd ed.). https://www.intestcom.org/files/guideline_test_adaptati on_2ed.pdf
- Kohrt, B. A., & Kaiser, B. N. (2021). Measuring mental health in humanitarian crises: a practitioner's guide to validity. *Conflict and Health*, 15, Article 72 (2021). <https://doi.org/10.1186/s13031-021-00408-y>
- Le, M. T. H., Tran, T. D., Holton, S., Nguyen, H. T., Wolfe, R., & Fisher, J. (2017). Reliability, convergent validity and factor structure of the DASS-21 in a sample of Vietnamese adolescents. *PloS one*, 12(7), Article e0180557. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0180557>
- Lee, B., & Kim, Y. E. (2022). Validity of the depression, anxiety, and stress scale (DASS-21) in a sample of Korean university students. *Current Psychology*, 41(6), 3937–3946. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-00914-x>
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the depression anxiety stress scales (DASS) with the Beck depression and anxiety inventories. *Behaviour Research and Therapy*, 33(3), 335–343. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)00075-u](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-u)
- Mcdonald, R. P. (1985). *Factor analysis and related methods*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Naumova, K. (2022). Dimensionality and reliability of the depression anxiety stress scales 21 among adolescents in North Macedonia. *Frontiers in Psychology*, 13, Article 1007594. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1007594>
- Oei, T. P., Sawang, S., Goh, Y. W., & Mukhtar, F. (2013). Using the depression anxiety stress scale 21 (DASS-21) across cultures. *International Journal of Psychology*, 48(6), 1018–1029. <https://doi.org/10.1080/00207594.2012.755535>
- Poudyal, B., Bass, J., Subyantoro, T., Jonathan, A., Erni, T., & Bolton, P. (2009). Assessment of the psychosocial and mental health needs, dysfunction and coping mechanisms of violence affected populations in Bireuen Aceh. *Torture*, 19(3), 218–226.
- Tierney, D., Bolton, P., Matanu, B., Garasu, L., Barnabas, E., & Silove, D. (2016). The mental health and psychosocial impact of the Bougainville Crisis: a synthesis of available information. *International Journal Of Mental Health Systems*, 10, Article 18. <https://doi.org/10.1186/s13033-016-0054-x>
- Tsegaye, B. S., Asemu, M. M., & Hailu, H. B. (2023). Construct validity and reliability of Amharic version of DASS-21 scale among Ethiopian Defense University College Of Health Science Students. *BMC Health Serv Res*, 24, Article 914 (2024). <https://doi.org/10.1186/s12913-024-11267-7>
- University of New South Wales. (2023). *Overview of the DASS*

and its uses. www2.Psy.unsw.edu.au.
<https://www2.psy.unsw.edu.au/dass/over.htm>

Van Ommeren, M., Sharma, B., Thapa, S., Makaju, R., Prasain, D., Bhattarai, R., & de Jong, J. (1999). Preparing instruments for transcultural research: use of the translation monitoring form with Nepali-speaking Bhutanese refugees. *Transcultural Psychiatry*, 36(3), 285-301.
<https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/136346159903600304>

Wittayapun, Y., Summart, U., Polpanadham, P., Direksunthorn, T., Paokanha, R., Judabood, N., & A'la, M. Z. (2023). Validation of depression, anxiety, and stress scales (DASS-21) among Thai nursing students in an online learning environment during the COVID-19 outbreak: A multi-center study. *Plos one*, 18(6), e0288041.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0288041>

Ali-Yousuf Digital Detox Need Scale: Development and Validation

Ali-Yousuf Dijital Detoks İhtiyacı Ölçeği'nin Geliştirilmesi ve Geçerlik Çalışması

Ali Hassan HAIDER¹ 

¹University of Sargodha, Punjab, Pakistan

Muhammad
YOUSUF¹ 

¹University of Sargodha, Punjab, Pakistan



ABSTRACT

The current study aimed to develop and validate a very short Digital Detox Need Scale to assess the need for digital detox to avoid stress posed by constant job-related notifications on personal devices (cell-phones) and educational technology in academic settings (Personal Computers or PC's in educational institutes) among teachers. A mixed-method approach involving qualitative interviews (n = 96), a feedback pilot study (n = 87) with a committee approach, a scale development study (n = 172), and a validation study (n = 308) through Exploratory and Confirmatory Factor Analyses. The scale was validated with 4 other scales i.e. it showed a strong convergent validity with global job satisfaction scale and teacher's burnout scale, showed a strong predictive validity with the love of life scale and strong discriminant validity with the compulsive eating scale. The final scale revealed two subscales each having 3 items: Detox Coping Need and Detox Work Satisfaction Need. The scale demonstrated high internal consistency ($\alpha = .864$). The scale offers a reliable and robust instrument for assessing digital detox needs and helping to enhance teachers' well-being in the educational environment for counsellors and educational psychologists.

Keywords: Scale development, reliability, validity, digital detox need, teachers

Öz

Bu çalışmanın amacı öğretmenlerin kişisel cihazları (cep telefonları) ve eğitim kurumlarındaki eğitim teknolojileri (kişisel bilgisayarlar veya eğitim kurumlarındaki bilgisayarlar) aracılığıyla sürekli olarak maruz kaldıkları işle ilgili bildirimlerin yarattığı stresten kaçınmak amacıyla dijital detoksa duyulan ihtiyacı değerlendirmek üzere bir Dijital Detoks İhtiyacı Ölçeği geliştirmek ve ölçeğin geçerliğini test etmektir. Çalışma, nitel araştırma görüşmesini (n = 96), komite yaklaşımıyla yürütülen geri bildirim odaklı pilot çalışmasını (n = 87), ölçek geliştirme çalışmasını (n = 172) ve açıklayıcı ve doğrulayıcı faktör analizleri yoluyla yürütülen bir geçerlik çalışmasını (n = 308) içeren karma yöntemli bir yaklaşımla yürütülmüştür. Geliştirilen ölçek, dört farklı ölçekle doğrulanmıştır: Küresel İş Tatmini Ölçeği ve Öğretmen Tükenmişlik Ölçeği ile güçlü yakınsak geçerlik, Hayat Sevgisi Ölçeği ile güçlü yordayıcı geçerlik, Kompulsif Yeme Davranışı Ölçeği ile ise güçlü ayırt edici geçerlik göstermiştir. Ölçeğin final versiyonu, her biri 3 maddeden oluşan iki alt ölçekten oluşmuştur: Detoksla Başa Çıkma İhtiyacı ve İş Tatmini İçin Detoks İhtiyacı. Ölçek yüksek iç tutarlılık göstermiştir ($\alpha = .864$). Bu ölçek, dijital detoks ihtiyacını değerlendirmede güvenilir bir araç sunmakta; eğitim ortamlarında öğretmenlerin iyi oluşunu artırmak adına rehberlik uzmanları ve eğitim psikologları için önemli bir katkı sağlamaktadır.

Anahtar Kelimeler: Ölçek geliştirme, güvenilirlik, geçerlik, dijital detoks ihtiyacı, öğretmenler

Geliş Tarihi/Received 19.02.2025
Kabul Tarihi/Accepted 09.07.2025
Yayın Tarihi/Publication Date 31.08.2025

Sorumlu Yazar/Corresponding author:
Ali Hassan HAIDER

E-mail: alihadierhassan@gmail.com

Cite this article: Haider, A. H., & Yousuf, M. (2025). Ali-Yousuf digital detox need scale: Development and validation. *Journal of Psychometric Research*, 3(2), 73-81.



Content of this journal is licensed under a
Creative Commons Attribution-
NonCommercial 4.0 International License.

Introduction

Digital detox need among humans (teachers and educators) as an established interaction with digital media is characterized as the need of prominent breaks from utilizing digital devices for example, cell phones, and personal computers (PC's) in their educational institutes (schools, colleges and universities in the present case scenario) to stop the constant flow of job-related notifications to cope with the stress level that teachers experience during the time when they keep receiving these notification during their job, in home, or in other social settings (Jia et al., 2024). From the educational viewpoint, "Digital detox" in educational context is widely known as a "period-time". During the period-time, a teacher refrains from using digital devices such as smartphones and computers to avoid job related stress by stopping from watching constant job-related notifications in their cell-phones via email and specific apps that their institutions require them to download on their cell phones and office computers to stay connected with their educational news, activities and job- requirements (Basu, 2019). Being a generally new idea, the expression digital detox acquired fast fame, featuring its significance in the present advanced age. This study aimed to develop a new Digital Detox Need Scale; a short tool, this instrument is intended to assess teachers' need for digital detox by investigating their desire to disengage from digital media avoiding job-related constant notifications on cell phones use to get rid of educational stress through thorough result-oriented exploratory and confirmatory factor analyses.

Rationale for the Present Study

Digital detox influenced the well-being and behaviours of the people positively. Digital tools, techno-overload, job performance, and overall mental health were the common concerns in literature about the digital detox. Before COVID-19, teachers used to give lessons to students physically and the use of digital tools made them stand under-stress, though, they were satisfied with their job and job-performance and it only increase their job demand during the COVID-19 days. The only problem teachers faced during the COVID-19 was the delivery of lectures online and in some areas, through Television- lectures because their students didn't have the internet connection. According to Anashkina et al. (2020), the detox can lead to lower levels of craving to use digital media emphasizing the need for digital detox. The techno-overload among teachers has not been understood so well in the previous literature and there is almost no research in Pakistan over the wellbeing,

behavioural positivity by digital detox need in Pakistan. The perceived performance and use of digital detox apps need is still an area in Pakistani context and setting (cultural settings for students and teachers specifically). Though teachers are engaged in positive activities to give training trips to students to adapt the positive effects of the digital detox but still, there is no Pakistani study to portray the roles of teachers or the needs of the teachers to have a digital detox themselves. So, to fill this research literature gap, the present study is actually the first effort to develop a short scale over the construct of digital detox need and as the previous studies have already taken the young students and older adults as their sample, the present study will take the issue of digital detox need of the teacher as sample.

Theoretical Framework for Digital Detox Scale Development

Three possible theoretical factors (Autonomy, competence, and relatedness) were found out to be suitable for explanation of the hypothesized scale items from the literature. These three factors measured self-regulation and technology overload. All these 3 theoretical factors can be explained by the Self-Determination Theory (SDT; Vialle et al., 2023). The SDT which is derived from Basic-Psychological Need theory (BPNT; Vansteenkiste et al., 2020) with two basic needs of motivation and well-being maintenance under three basic rules of autonomy, competency and relatedness. In SDT, the concept of Autonomy stands with the factors such as self-regulation, positive mood, positive-emotions, and, unwanted habits which are termed as Detox Work problems with a basic concept of Satisfaction with work. The concept of competency and relatedness in the theory cover the variables of self-optimization and technology-overload coping was taken for the term for "detox coping need".

Methods

Qualitative Method in Development of the Digital Detox-Need Scale

An open-ended questionnaire devised by the researcher to interview (Weller et al., 2018) teachers ($n = 196$) about what they think and feel about digital-detox need was developed and administered on Pakistani teachers (from schools, colleges and universities) in physical presence of teachers with researcher. On the basis of content-analysis of this interview, initially the 21-items were made for the scale in item pool. In the further qualitative phase of the study, a structured committee-based method was used to

refine and validate the conceptual framework of the Digital Detox Need Scale. This iterative process involved a panel of 14 experts in psychology, education, and digital well-being who provided insights through multiple rounds of anonymous feedback (Evans, 2023). By systematically gathering and synthesizing expert opinions, the committee method ensured a rigorous examination of item relevance, clarity, and theoretical alignment with the BPNT. This approach enhanced the scale's content validity by refining the constructs of Detox Coping Need and Detox Work Satisfaction Need, ensuring they accurately captured the digital detox needs of teachers. Through consensus-building, the committee contributed to the conceptual soundness and applicability of the scale (Passarelli et al., 2024), reinforcing its value for counsellors and educational psychologists in promoting teacher well-being (Dastbaz et al., 2024). After a short pilot study of $n = 87$ teachers as sample and based on required feedback of teachers, items having relevant cultural aspect with least redundancy and grammatical correction were chosen by the committee with content validity index = .80 (Parastesh et al., 2024). The committee decided to exclude 9 items (from the scale of 21 items). After the committee approach, only 12 items with undefined-factors remained in the scale. This reduction happened because some items didn't have grammatical correction, some items had poor conceptual explanation, some had obsolete terms not understandable for the common people (though the teachers could have an easy understanding of those terms) but readers of the scale might have a problem understanding those concepts in their own cultural context).

Quantitative Analyses

Development Study

In the study, Teachers ($n = 172$) chosen with random sampling from different institutions inside Pakistan (from Punjab, Sindh, Khaiber Pakhtoon Khwah and Federal Capital educational institutes) responded to questionnaire response sheet on the 5 point Likert type scale items. The number of items was shortened to 6 after multiple Exploratory and Confirmatory factor analyses due to dual loadings, poor model fits and poor contextual and grammatical structure of items.

The Validation Study

The purpose of the validation study was to establish the construct (predictive, convergent and discriminant) validity of the newly developed digital detox-need scale on

Pakistani culture among teachers in Pakistan with statistical analyses of EFA & CFA with other comparative scales i.e. Global Job Satisfaction scale, Teachers Burnout Scale, Compulsive eating scale, and, The Love of Life Scale. The sample for the main study was ($n = 308$) teachers in Pakistani educational institutes (government and private educational institutes) with $n = 135$ females and $n = 173$ male teachers. The rationale to choose the scales was the similar or totally different content of the items in all respective scale to find out their internal correlation of items to the newly developed scale i.e. Ali-Yousuf Digital Detox Need Scale (AYDDNS).

Design

The design of the study was a two-phased sequential qualitative study with overall longitudinal survey research design where the open ended interview with content analysis and the pilot study with a committee approach came under the qualitative method of research, and, the development study and the validation study came under the quantitative methodology of the research (cross sectional survey designs). The design and validation of the scale on Digital Detox Need falls within the scope of individual (teachers') dimension for the use or detox from the digital media (mobile phones and other Personal Computers or PCs). It involves developing an information-gathering tool as part of a broader research project framed within a cross-sectional explanatory study with a mixed-methods approach.

Sampling

Purposive sampling was used for the present study for qualitative part and the random sampling was used for the quantitative part of the study. The total sample for this study was $n = 673$. The qualitative survey was done on the sample of $n = 96$ with content analysis and a feedback seeking pilot study with $n = 87$ teachers was conducted for the committee approach process to finalize the items for further testing for the new scale development. The development study was done on the sample of $n = 172$ for psychometric properties (factors determination and alpha reliability) and the validation study was done on the sample of $n = 308$.

Inclusion Exclusion Criteria

Both male and female teachers (in Government and Private Sector educational institutes) from all over the Pakistan (age of 26-50) were taken as sample. The exclusion criteria contained teachers in Special- Education centres which

were not taken as a sample population. The reason to exclude this criterion was the purpose of further validation across a different setting of teachers in Pakistan (the authors are working on this research for the next phase of validation on a different Pakistani setting i.e. Special Education teachers).

Instrument

Digital Detox Need Scale

Newly developed scale of 12- items 5 point Likert type scale with response ranges of 1 = *Never*, 2 = *Sometimes*, 3 = *Often*, 4 = *Frequent* and 5 = *always* was used. The items were used without any categorization of positive & negative or factors based items (with a total score range of 60).

Global Job Satisfaction Scale

This was a 7 itemed (Pond & Geyer, 1991) scale with response ranges of 5 point (for first 6 items) with response different ranges for first 6 items (5 point Likert) and a 7 point (for item 7) Likert type scale with 1 = *terrible* to 7 = *delighted*. The reliability of this scale is .89 with a total score of 37.

Teachers Burnout Scale

Teachers Burnout scale (Mabry, 2005) is a 5 point Likert type scale with 20 items and score ranges from 1 = *Strongly Disagree* to 5 = *Strongly Agree*. The total score of the scale is 100. The alpha reliability of the scale was .78.

Compulsive Eating Scale

This scale (Akbari et al., 2024) has 8 items about problems of eating behavior as compulsion. A 5 point Likert type scale ranging from 1 = *never*, 2 = *once or twice a year*, 3 = *once a month*, 4 = *once a week*, and 5 = *more than once a week*. Of the two subscales: (i) overeating (e.g., "Eating so much that stomach hurts"), and (ii) eating when not hungry (e.g., "Eating because of feeling lonely"), only the first subscale was taken for the present study i.e. overeating i.e. items 3, 4, 5, and 7 were taken. The subscale score ranges from (8-20) and high scores indicate more compulsive eating. The internal consistency (α) in the present study was .82.

The Love of Life Scale (LLS)

LLS is the scale (Yildirim & Özasan, 2022) for one's overall positive attitude toward life. The scale has three subscales: positive attitude towards life (8 items), happy consequences of love of life (4 items), and meaningfulness

of life (4 items) at 5 point Likert- type scale (1 = *no* and 5 = *very much*). Example items for each factor are "Life is full of pleasure" for positive attitude towards life. Higher scores indicate positive attitude toward life. Only one scale with positive attitude towards life (with items 1, 2, 4, 6, 7, 12, 15, and, 16) were taken for this study, Cronbach's alpha for overall scale was .93.

Procedure

The qualitative interview of $n = 96$ teachers was done. 21 items were made in item pool. After content analysis, 21 items were finalized by the committee. A pilot study ($n = 87$) with the feedback seeking literal question (are you satisfied with the simplicity and meaning conveyance of the item or it need any change? Please comment) was done. A committee approach committee approach finalized 12 items for the development and validation studies. A separate development and a validation study was done (one after the other) on teachers $n = 172$ and $n = 308$ respectively. During both the studies, teachers filled the form completely by accepting consent form (mentioning confidentiality of data, and anonymity and safety of participants) and returned the forms via online app for communication (Whatsapp) in different teachers' online groups.

Analysis

For development and validation studies, EFA & CFA were done using SPSS 26 and AMOS 23 with respective descriptive statistics & reliability analyses (criterion related, convergent and discriminant validities).

Ethics Committee Approval

Ethics committee approval was received for this study from the ethics committee of University of Sargodha, Pakistan (Date: September 9, 2023, Number: 09-23/ 05-24).

Results

Development Study Results

Results showed descriptive statistics (mean and Standard deviation scores). The participant's minimum score was 16 and the maximum score was 47 with a range of (0 - 60). The scale's mean score was ($M = 29.29$, $SD = 5.055$) and the alpha reliability was .83 for main scale, .84 for detox needs subscale and .79 for detox work satisfaction subscale.

EFA Results

From the Table 1, the results of principle component

analysis (Kline, 2014) revealed 2 factors. 3 items of the scale (1, 2, and 3) loaded on factor 1. Similarly, 3 items (10, 11, and 12) loaded at factor 2. The items (4, 5, 6, 7, 8 and 9) loaded on both factors, so they were excluded from the

scale at this stage. The Bartlett's Test of Sphericity was $\chi^2_{172} = 407.68$. The Kaiser Meyer Olkin (KMO) value was .758 which indicated the adequacy of the sample size.

Table 1

Exploratory Factor Analysis results of Development Study

S. No	Question	F1	F2
DN1	I feel the need to detox from use of digital tools for my workplace activities.	.793	
DN2	I wish I would be able to get rid of digital tools when I receive official task notifications.	.896	
DN3	I wish I would be able to go back to an era of no digital devices.	.749	
DN4	I need to detox from the use of digital tools as I feel I am on duty of 24 hours.	.693	.582
SWL5	I need to detox from the use of digital tools as it cause trouble in my family life.	.646	.599
SWL6	I need to detox from the use of digital tools for workplace as all other activities are being ignored now.	.472	.415
DN7	I need to detox from the use of digital tools for workplace activities to avoid the stress I feel by watching constant official notifications on these tools.	.357	.411
SWL8	I need to detox from the use of digital tools for workplace activities to maintain my own mental wellbeing.	.721	.783
DN9	I need to detox from the use of digital tools for workplace activities by keeping them off for break times.	.704	.615
SWW10	I need to detox from the use of digital tools for workplace activities because it has made my job more complicated.		.931
SWW11	I need to detox from the use of digital tools for workplace to reduce pressure to complete online activities for my institute.		.975
SWW12	I need to detox from the use of digital tools for workplace to perform with more time and concentration on my job tasks.		.617

Note. The results of principle component analyses revealed 2 factors each with 3 items. Items 4, 5, 6, 7, 8, and 9 were removed due to dual loadings on both scales. Obtained factors or subscales were named as Detox Coping Need (DCN) and Detox Work Satisfaction Need (DWSN) according to the adopted- theoretical framework.

Validation Study Results

Final CFA for Validation Study

CFA Model fit indices (Table 2) showed a good model fit for the two factors obtained in the development- study with set parameters. There was total 6 indicators (Fig. 2). The names to the factors were Digital Detox Need as Digital Detox Need or DDN (items 1, 2, and 3) and the other factor

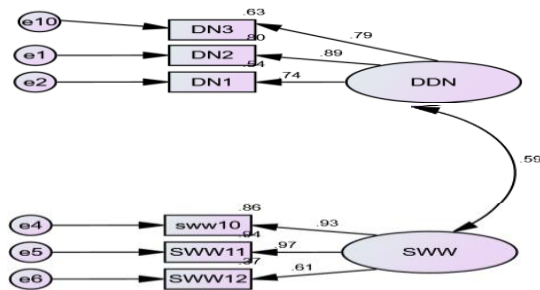
was Detox Work Satisfaction Need as Satisfaction with Work Need or SWW (items 10, 11, and 12). The ratio of chi-square to df was inacceptable range (<3). GFI, TLI, CFI and IFI values also indicated a good fit (>.95). The values of RMSEA were indication of a good fitted model as well i.e. <.05. Comparative Version of excluded items (4 to 9) gave poor model fits after several models being tested so their exclusion was confirmed and as those models are not the relevant of matter of this article, so those are striving are not included in this paper.

Table 2

CFA Analysis (Fit Indices) Table for Validation Study Factors

Models	χ^2	Df	χ^2/df	GFI	CFI	TLI	IFI	RMSEA
Model	63.407	51	1.243	.911	.984	.979	.984	.049

The figure 1 shows 6 itemed scale model fit form in Confirmatory factor analysis with two subscales i.e. Detox Coping Need or DCN (here in the model depicted as DDN; Digital Detox Need) and Detox Work Satisfaction Need or DWSN (here in the model depicted as SWW or satisfaction with Work Need) each subscale having 3 items.

Figure 1*CFA Measurement Model of Validation Study (for Scale)*

Predictive, Convergent and Discriminant Validities for Validation Study

Predictive Validity

To determine the predictive validity (Rahim & Arooj, 2024) of digital detox need scale, the linear regression analysis was done in SPSS. For total participants $n = 308$, the mean score for the Digital Detox Need scale was ($M = 31.20$, $SD = 4.446$) and for teachers' burnout scale, the mean score came out to be ($M = 45.24$, $SD = 14.463$). The mean score for the Global Job Satisfaction was ($M = 19.23$, $SD = 6.162$) and for Love of Life Scale, the mean score came out to be ($M = 24.90$, $SD = 8.754$). The B and β values with t -test scores for and Teachers' Burnout Scale, Global job Satisfaction Scale and Love of Life Scale are given in Table 3. Digital detox need scale demonstrated good predictive validity in assessing the impact of digital detox need on teachers' burnout (negatively predicted), global job satisfaction and love of life levels (both predicted positively by digital detox need scale) respectively.

Table 3*Predictive Analysis of Teachers' Burnout, Global Job Satisfaction and Love of Life Scales From Digital Detox Need Scale*

Predictive Variable	Coefficients					
	B	SE	β	t	p	95% CI
AYDDNS (For TBS)	-1.216	.223	-.478	-5.464	.000	[-1.658, -0.775]
AYDDNS (For GJS)	.794	.074	.732	10.804	.000	[0.648, 0.940]
AYDDNS (For LLS)	.689	.137	.447	5.024	.000	[0.417, 0.961]

AYDDNS (Ali- Yousuf Digital Detox Need Scale), TBS (Teachers' Burnout Scale, GJS (Global Job Satisfaction Scale), and, LLS (Love of Life Scale).

From the Table 4, Predictive validity was not tried with compulsive eating scale as the Inter- Item correlation between the items of AYDDNS and compulsive eating scale turned out to be a no correlation.

Table 4*Correlations of the Compulsive Eating Scale with Digital Detox Need Scale*

Variables	1	2
1. Digital Detox Need Scale		
2. Compulsive Eating Scale	.16	

$p > .05$

Convergent and Discriminant Validities

The Average Variance Extracted ($AVE > .50$) method (Cheung et al., 2024) was used to find out the convergent and discriminant validities of the scale with the other used

scales. The convergent validity for AYYDNS came out to be positive and good with global job satisfaction scale and love of life scales, and, negative and good with teacher's burnout scale. The discriminant validity came to be good (no correlation) with compulsive eating scale.

Table 5*Loading Averages and Variance Extracted for Digital Detox Need Scale's Convergent Validity*

Scale and Subscales	AVE	<OR>	VE
Detox Need Subscale-	.884	>	.782
Detox Work			
Satisfaction Need	.869	>	.754
Subscale			
AYDDNS	AVE	<OR>	Square Correlations of Subscales
	.768	>	.286

AVE: Average Variance Extracted, VE: Variance Extracted, Hence, Convergent Validity for Digital Detox Need Scale Established

Discussion

The development and validation of the Digital Detox Need Scale (AYDDNS) contribute altogether to the field of attitude evaluation in teacher's digital dimension on individual stress-level. The two-factor structure; Detox Coping Need (DCN) and Detox Work Satisfaction Need (DWSN) provides a comprehensive framework to assess teachers' need to separate from constant digital notifications and regain control over their professional and personal well-being. The developed short scale included 12 items in item pool across three domains: Autonomy-need, Competency-need, and Relatedness-need. The proposed factors were Detox-Coping Need (DCN) for items 1, 2, 3, 4, 7, and 9; and, Detox-Work Satisfaction Need (DWSN) for items 5, 6, 8, 10, 11, and 12. It was theoretically determined that these two factors would emerge from the Exploratory Factor Analysis (EFA) in SPSS. Grounded in the Basic Psychological Need Theory (BPNT), the exploratory and confirmatory analysis phases of the study featured key findings on item retention and removal resulted in two factors (subscales).

The development study confirmed the Autonomy theoretical factor, measuring the Digital Detox-Coping Need (DDCN) for self-regulation, positive mood, and emotions. The other two theoretical factors (Competency-need and Relatedness-need) identified Detox-Work Satisfaction Need (DWSN) factor (subscale). Despite item removal during the development study, the sample size remained adequate for alpha reliability and EFA analysis (Bonett & Wright, 2015).

Items Removal

In the development study, items 4 to 9 showed dual loadings across factors, indicating they did not clearly represent the intended constructs. All these items loaded on both DCN and DWSN, blending the need for coping (competence) with dissatisfaction in work (autonomy). As for item 9, linking the desire to detox during breaks with managing work stress (competence) and maintaining life satisfaction (relatedness) was not a proper scale question statement. This duality led to their removal as they were not distinct enough to measure a single dimension (Wasie, 2024). Six items (4 to 9) were removed due to poor fit in the CFA model, removed after necessary corrections in the

structural validity of the CFA analysis. According to Chyung et al. (2017), despite the exclusions, the development study's reliability remained good due to the satisfactory sample size. The main study also maintained good reliability, supported by an adequate sample size of over 200 for short-scale development. So, the validation study ($n = 308$) gave the similar results that meant the items removed were actually not grammatically and contextually correct. The scale modifications improved clarity and participant response quality, contributing to reliability.

Limitations of the Study

The construct validity with a sample size ($n = 172$) did not impact reliability, but the removal of items based on higher correlations and dual loadings may have influenced the scale's comprehensiveness, potentially excluding nuanced aspects of digital detox needs. Further validation ($n = 308$) with a larger sample was done. Another limitation is the exclusion of demographic or cross-validation research, which is set for future studies. Demographic variables are just mentioned but not discussed in detail in the study as they required separate article to be discussed due to the different scope of present paper. The ethical approval was taken from the participant's universities as the participants were contacted on their cell- phones and forms were sent to them on a communication app (Whatsapp) in teachers' online groups. The consent form was attached with the questionnaire which was filled by the teachers assuring their willingness to participate with the assurance of confidentiality, safety and anonymity of the participant's agreement on the respective consent forms.

Conclusion and Recommendations

Conclusively, this study identified two essential factors i.e. Digital Detox Coping Need (DCN) and Detox Work Satisfaction Need (DWSN) through exploratory and confirmatory factor analyses, providing valuable insights into teachers' dispositions toward managing digital stress. The findings highlight the meaning of tending to digital detox needs in teachers, especially corresponding to self-regulation, technology overload, and emotional well-being. While limitations, for example, the small development study sample and the need for cross-cultural validation exist, the Digital Detox Need Scale (AYDDNS) exhibited strong reliability, making it a valuable scale for assessing digital well-being dispositions among teachers. This scale extends to functional applications for mediation pointed toward further improving job satisfaction and advancing healthier digital habits inside the showing calling, lining up

with the more extensive spotlight on attitude evaluation (disposition assessment) in teacher education.

Implications and Recommendations

This scale is especially applicable to digital dimension of the teacher education, as it tends to the more extensive ramifications of digital well-being on showing adequacy and job satisfaction. The study advances the theoretical understanding of digital detox needs among teachers, proposing two distinct factors: Digital Detox Coping Need and Detox Work Satisfaction Need. This framework offers a nuanced perspective on the multifaceted nature of digital detox needs. Modifying scale items, particularly in wording and structure, underscores the importance of clear language in survey instruments, ensuring validity and accurate participant responses. The findings have practical implications for educators, administrators, and policymakers. Recognizing teachers' digital detox needs can guide the development of policies and interventions that promote well-being and job satisfaction for teachers. The final scale retained 6 items across two subscales: Detox Coping Need (DCN) and Detox Work Satisfaction (DWSN).

Recommendations for future studies are the way to address identified gaps. The scale can be used to enhance the robustness of the scale; future research should validate the AYDDNS with a larger and more diverse sample of teachers, educators, special education teachers, educators and students. The Cross validation of the scale with samples other than teachers for example (other university officials, psychologists, students and lower staff members) may enhance the validity and generalizability of this newly developed scale.

Etik Komite Onayı: Bu çalışma için etik komite onayı Sardogha Üniversitesi'nden (Tarih: 9 Eylül 2023, Sayı: 09-23/ 05-24) alınmıştır.

Katılımcı Onamı: Yazılı onam bu çalışmaya katılan tüm katılımcılardan alınmıştır.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları: Fikir-A.H.H., M.Y.; Tasarım-A.H.H.; Denetleme-A.H.H., M.Y.; Kaynaklar-M.Y.; Veri Toplanması ve/veya İşlemesi-M.Y.; Analiz ve/veya Yorum-A.H.H.; Literatür Taraması-M.Y.; Yazıyı Yazan-A.H.H.; Eleştirel İnceleme-M.Y.

Çıkar Çatışması: Yazarlar, çıkar çatışması olmadığını beyan etmiştir.

Finansal Destek: Yazarlar, bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

Ethics Committee Approval: Ethics committee approval was received for this study from the ethics committee of University of Sargodha, Pakistan (Date: September 9, 2023, Number: 09-23/ 05-24).

Informed Consent: Written informed consent was obtained from atients who participated in this study.

Peer-review: Externally peer-reviewed.

Author Contributions: Concept-A.H.H., M.Y.; Design-A.H.H.; Supervision-A.H.H., M.Y.; Resources-M.Y.; Data Collection and/or Processing-M.Y.; Analysis and/or Interpretation-A.H.H.; Literature Search-M.Y.; Writing Manuscript-A.H.H.; Critical Review-M.Y.

Conflict of Interest: The authors have no conflicts of interest to declare.

Financial Disclosure: The authors declared that this study has received no financial support.

References

- Akbari, M., Seydavi, M., Zamani, E., & Griffiths, M. D. (2024). The risk of exercise addiction mediates the relationship between social media use and mental health indices among young Iranians. *Addiction Research & Theory*, 32(1), 27-37. <https://doi.org/10.1080/16066359.2022.2149742>
- Anashkina, N., Shmatko, M., & Tkachenko, O. (2020). Digital-detox technology for vocational guidance selection of applicants for media communications area. *Медиаобразование*, 60(4), 570-580. <https://doi.org/10.13187/me.2020.4.570>
- Basu, R. (2019). Impact of digital detox on individual performance of the employees. *International Journal of Research and Analytical Reviews*, 6(2), 378-381. https://www.researchgate.net/publication/333420772_IMPACT_OF_DIGITAL_DETOX_ON_INDIVIDUAL_PERFORMANCE_OF_THE_EMPLOYEES
- Bonett, D. G., & Wright, T. A. (2015). Cronbach's alpha reliability: Interval estimation, hypothesis testing, and sample size planning. *Journal of Organizational Behavior*, 36(1), 3-15. <https://doi.org/10.1002/job.1960>
- Cheung, G. W., Cooper-Thomas, H. D., Lau, R. S., & Wang, L. C. (2024). Reporting reliability, convergent and discriminant validity with structural equation modeling: A review and best-practice recommendations. *Asia Pacific Journal of Management*, 41(2), 745-783. <https://doi.org/10.1007/s10490-023-09871-y>

- Chyung, S. Y., Winiecki, D. J., Hunt, G., & Sevier, C. M. (2017). Measuring learners' attitudes toward team projects: Scale development through exploratory and confirmatory factor analyses. *American Journal of Engineering Education*, 8(2), 61-82. <https://eric.ed.gov/?id=EJ1162925>
- Dastbaz, A., Lanz, M., Confalonieri, E., Soheili, F., & Ohrt, J. H. (2024). Psychometric assessment of the Persian translation of the School Counselor Noncognitive Skills Scale using Iranian high-school students. *Journal of Psychologists and Counsellors in Schools*, 34(3), 306-318. <https://doi.org/10.1177/20556365241273516>
- Evans, C. M. (2023). Applying a culturally responsive pedagogical framework to design and evaluate classroom performance-based assessments in Hawai'i. *Applied Measurement in Education*, 36(3), 269-285. <https://doi.org/10.1080/08957347.2023.2214655>
- Jia, D., Zhang, K., & Xu, Y. (2024). The relationship between social support and relapse tendency among those who struggle with drug addiction: Multiple mediators of exercise self-efficacy and health-related quality of life. *Journal of Drug Issues*, 54(1), 120-133. <https://doi.org/10.1177/00220426231152912>
- Kline, P. (2014). *An easy guide to factor analysis*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315788135>
- Mabry, R. D. Sr. (2005). *Teacher burnout factors: A study of teachers in the Maury County, Tennessee, school system* (Publication No. 3187599) [Doctoral dissertation, [Doctoral dissertation, Tennessee State University]. ProQuest Dissertations & Theses Global. <https://www.proquest.com/dissertations-theses/teacher-burnout-factors-study-teachers-maury/docview/305360505/se-2>
- Parastesh, S., Hosseini, M., Mohammadi-Shahbolaghi, F., Ebadi, A., & Maddah, S. S. B. (2024). Design and psychometric evaluation of the nurses' professionalism questionnaire (NPQ): A Sequential exploratory mixed-method study. *Research Square*. Preprint (Version 1). <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-4854387/v1>
- Passarelli, A. M., Gazelle, G., Schwab, L. E., Kramer, R. F., Moore, M. A., Subhiyah, R. G., Deiorio, N. M., Gautam, M., Gill, P., Hull, S. K., King, C. R., & Sikon, A. (2024, May). Competencies for those who coach physicians: a modified Delphi study. *Mayo Clinic Proceedings*, 99(5) 782-794. <https://doi.org/10.1016/j.mayocp.2024.01.002>
- Pond III, S. B., & Geyer, P. D. (1991). Differences in the relation between job satisfaction and perceived work alternatives among older and younger bluecollar workers. *Journal of Vocational Behavior*, 39(2), 251-262. [https://doi.org/10.1016/0001-8791\(91\)90012-B](https://doi.org/10.1016/0001-8791(91)90012-B)
- Rahim, S., & Arooj, M. (2024). Assessing the predictive validity of provincial medical & dental college admission test (MDCAT). *Pakistan Journal of Medical Sciences*, 40(5), 901-906. <https://doi.org/10.12669/pjms.40.5.7766>
- Vansteenkiste, M., Ryan, R. M., & Soenens, B. (2020). Basic psychological need theory: Advancements, critical themes, and future directions. *Motivation and emotion*, 44, 1-31. <https://doi.org/10.1007/s11031-019-09818-1>
- Vialle, S. J., Machin, T., & Abel, S. (2023). Better than scrolling: Digital detox in the search for the ideal self. *Psychology of Popular Media*. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/ppm0000496>
- Wasie, T. (2024). *Disconnect to reconnect: Finding balance to reclaim well-being*. [https://books.google.com.pk/books?id=5Lz-EAAQBAJ&lpg=PT8&ots=krXKo12II3&dq=Wasie%2C%20T.%20\(2024\).%20Disconnect%20to%20Reconnect%3A%20Finding%20Balance%20to%20Reclaim%20Well-being.%20Teshome%20Wasie&lr&pg=PT8#v=onepage&q=Wasie,%20T.%20\(2024\).%20Disconnect%20to%20Reconnect:%20Finding%20Balance%20to%20Reclaim%20Well-being.%20Teshome%20Wasie&f=false](https://books.google.com.pk/books?id=5Lz-EAAQBAJ&lpg=PT8&ots=krXKo12II3&dq=Wasie%2C%20T.%20(2024).%20Disconnect%20to%20Reconnect%3A%20Finding%20Balance%20to%20Reclaim%20Well-being.%20Teshome%20Wasie&lr&pg=PT8#v=onepage&q=Wasie,%20T.%20(2024).%20Disconnect%20to%20Reconnect:%20Finding%20Balance%20to%20Reclaim%20Well-being.%20Teshome%20Wasie&f=false)
- Weller, S. C., Vickers, B., Bernard, H. R., Blackburn, A. M., Borgatti, S., Gravlee, C. C., & Johnson, J. C. (2018). Open-ended interview questions and saturation. *PLoS one*, 13(6), e0198606. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0198606>
- Yıldırım, M., & Özaslan, A. (2022). Love of life scale: Psychometric analysis of a Turkish adaptation and exploration of its relationship with well-being and personality. *Gazi Medical Journal*, 33(2), 158-162. <http://dx.doi.org/10.12996/gmj.2022.36>

The Investigation of Early Childhood Mothers' Gender Perception Levels in Terms of Various Variables

Erken Çocukluk Dönemi Annelerinin Toplumsal Cinsiyet Algı Düzeylerinin Çeşitli Değişkenler Açısından İncelenmesi

Beyza BEKTAŞ¹



¹İstanbul Ticaret Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, Uygulamalı Psikoloji Bölümü, İstanbul, Türkiye

Melike İLERİSOY²



²İstanbul Ticaret Üniversitesi, İnsan ve Toplum Bilimleri Fakültesi, Psikoloji Bölümü, İstanbul, Türkiye

ABSTRACT

The aim of this study is to examine the gender perception levels of mothers with children aged 3-6 in terms of various variables. Among the participating mothers, 65 (20.9%) were aged between 20 and 30, 205 (65.9%) between 31 and 40, and 41 (13.2%) were 41 years old or above. It was found that 303 participants (97.4%) were married and living with their spouses, 3 (1.0%) were married but living separately, and 5 (1.6%) were single mothers (either divorced or widowed). In the data collection process, the Gender Perception Scale and a Personal Information Form were used. In the analysis of the comparisons of group means derived from the findings within the scope of the research, t-tests for independent groups, one-way ANOVA for independent groups, and the Kruskal-Wallis H test were used. The results revealed that mothers' gender perception levels were significantly influenced by their educational background, employment status, the birth order of their 3- to 6-year-old child, whether the child received preschool education, and whether they received social support in the child-rearing process. On the other hand, variables such as age, parenting status, father's education level, gender of the 3- to 6-year-old child, monthly income level, family structure, the region where they lived most frequently, and the parenting styles of their own parents were found not to have a significant effect on the mothers' gender perception levels. The findings obtained within the scope of the research were discussed in the light of the literature and various recommendations were presented.

Keywords: Early childhood period, mother, gender perception

Öz

Bu çalışmanın amacı 3-6 yaş grubu çocuğu olan annelerin toplumsal cinsiyet algı düzeylerinin çeşitli değişkenler açısından incelenmesidir. Araştırmanın katılımcı annelerinin 65'i (%20,9) 20-30 yaş aralığında, 205'i (%65,9) 31-40 yaş aralığında ve 41'i (%13,2) 41 yaş ve üzerinde oldukları belirlenmiştir. Katılımcıların 303'ü (%97,4) anne-baba birlikte evli anne, 3'ü (%1,0) evli eşinden ayrı yaşayan anne ve 5'inin (%1,6) bekâr anne (boşanmış veya dul) oldukları görülmüştür. Araştırmada veri toplama sürecinde Toplumsal Cinsiyet Algısı Ölçeği ve Kişisel Bilgi Formu kullanılmıştır. Araştırma kapsamında elde edilen bulgulardan grupların ortalamalarının karşılaştırmalarının analizinde bağımsız gruplar için t testi, tek yönlü anova ve Kruskal-Wallis H testi kullanılmıştır. Araştırma bulgularında annelerin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri üzerinde, eğitim düzeylerinin, çalışma durumlarının, 3-6 yaşındaki çocuğunun doğum sırasının, 3-6 yaş aralığındaki çocuğunun okul öncesi eğitim alma durumlarının ve çocuk büyütme sürecinde sosyal destek alma durumlarının etkili faktörler olduğu görülmüştür. Diğer taraftan yaş düzeylerinin, ebeveynlik durumlarının, baba eğitim düzeylerinin, 3-6 yaş aralığındaki çocuğunun cinsiyetinin, aylık gelir durumlarının, aile tiplerinin, en çok yaşanan bölgenin ve kendi ebeveynlerinin onları yetiştirirken sergilediği tutumların annelerin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri üzerinde etkili birer faktör olmadığı belirlenmiştir. Araştırma kapsamında elde edilen bulgular alanyazın ışığında tartışılmış ve çeşitli öneriler sunulmuştur.

Anahtar Kelimeler: Erken çocukluk dönemi, anne, toplumsal cinsiyet algısı

Bu çalışma Melike İlerisoy danışmanlığında yürütülen "Erken Çocukluk Dönemi Annelerinde Ebeveyn Öz Yeterlik Algısının Toplumsal Cinsiyet Algısı ile İlişkisinin İncelenmesi" başlıklı yüksek lisans tez çalışmasından üretilmiştir./This study was derived from the master's thesis titled "An Examination of the Relationship Between Mothers' Parental Self-Efficacy Perceptions and Gender Perceptions in Early Childhood", conducted under the supervision of Melike İlerisoy.

Geliş Tarihi/Received 31.05.2025
Kabul Tarihi/Accepted 15.07.2025
Yayın Tarihi/Publication 31.08.2025
Date

Sorumlu Yazar/Corresponding author:

Beyza BEKTAŞ

E-mail: beyzaadilek1@gmail.com

Cite this article: Bektaş, B., & İlerisoy, M. (2025). The investigation of early childhood mothers' gender perception levels in terms of various variables. *Journal of Psychometric Research*, 3(2), 82-97.



Content of this journal is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

Giriş

Toplumsal yaşamın temel yapı taşlarından olan aile kurumu, çocukların gelişiminde ve toplumsal değerlerin aktarılmasında kritik bir rol oynamaktadır. Özellikle erken çocukluk döneminde, ebeveynlerin çocuk yetiştirme sürecindeki toplumsal cinsiyet konusundaki tutumları, çocukların gelişimini ve gelecekteki yaşamlarını şekillendiren önemli faktörler arasında yer almaktadır. Toplumsal cinsiyet, biyolojik cinsiyetten farklı olarak, toplumun kadın ve erkek olmaya yüklediği anlamları, beklentileri ve rolleri içeren sosyal bir yapıdır (Dökmen, 2010). Bu yapı, bireylerin davranışlarını, tutumlarını ve tercihlerini şekillendirmekte, ayrıca ebeveynlik pratiklerini de derinden etkilemektedir. Toplumsal cinsiyet algısı, ebeveynlerin çocuk yetiştirme tutumlarını, ebeveynlik rollerinin dağılımını ve aile içi dinamikleri belirleyen önemli faktörlerden biridir (Karadağ ve Akçınar, 2023). Toplumsal cinsiyet, biyolojik cinsiyetten farklı olarak, toplumsal ve kültürel süreçler sonucunda gelişen, dil ve sosyal yapılar aracılığıyla anlamlandırılan bir güç sistemi olarak tanımlanmaktadır (Pryzgodna ve Chrisler, 2000).

Toplumsal cinsiyet kavramı, erkeklik ve kadınlık rollerinin, kimliklerinin ve deneyimlerinin toplumsal olarak nasıl yapılandırıldığını anlamaya çalışan teorik bir çerçeve sunmaktadır. Buradaki önemli nokta toplumsal cinsiyetin toplumun ve kültürün cinsiyetlere atfettiği roller, sorumluluklar, davranışlar ve beklentiler bütününe ifade etmesidir. Bu kavram, cinsiyet farklılıklarının sadece biyolojik temelli olmadığını, aynı zamanda sosyal ve kültürel olarak inşa edildiğini vurgulamaktadır (Lindsey, 2020). Nitekim, West ve Zimmerman'ın (1987) öncü çalışması, toplumsal cinsiyetin doğuştan gelen bir nitelik değil, sürekli olarak sosyal etkileşimler yoluyla yaratılan ve güçlendirilen performatif bir eylem olduğunu öne süren "cinsiyet yapma" (doing gender) kavramını ortaya koymuştur. Dünya Sağlık Örgütü (WHO, 2022), toplumsal cinsiyeti "toplumsal olarak inşa edilmiş kadın, erkek, kız ve erkek çocuklarının özellikleri" olarak tanımlar ve erkek, kadın, erkek çocuk veya kız çocuğu olmanın yanı sıra birbirleriyle olan ilişkilerle ilişkilendirilen normları, davranışları ve rolleri vurgulamaktadır. Bu tanım, cinsiyet yapılarının akışkanlığını ve kültürel özgüllüğünü kabul etmektedir.

Ebeveynlikte cinsiyet algısının incelenmesi çeşitli teorik bakış açılarından beslenir. Beklenti etkisi çerçevesi, ebeveynlerin cinsiyet rolü stereotiplerinin çocuklarının yetenekleri ve ilgi alanları hakkındaki algılarını etkilediğini ve ardından çocukların öz algılarını ve aktivite seçimlerini etkilediğini öne sürer (Eccles vd., 1990; Erkan ve Afşin, 2023). Aile sistemleri teorisi, annelerin ve babaların

ebeveyn-çocuk ilişkilerine nasıl belirgin bir şekilde katkıda bulunduklarını ve bu ilişkilerin daha geniş aile etkileşimlerine nasıl yerleştirildiğini anlamak için başka bir bakış açısı sağlar (Luo vd., 2025). Bu teoirinin yanı sıra Operasyon Üçlüsü Modeline göre, ebeveyn-çocuk arasındaki ebeveynlik davranışları algılarında meydana gelen farklılıkların; sağlıklı iletişim ve uyumsuz anlayışları yansıttığını ve bunlara ek olarak olumsuz gelişimsel sonuçlara yol açtığı vurgulanmaktadır (Zheng ve Chen, 2025). Öte yandan, araştırmalar, ebeveynlerin çocuklarının yeteneklerini ve ilgi alanlarını sıklıkla cinsiyet odaklı bir bakış açısıyla algıladıklarını tutarlı bir şekilde göstermektedir. Ebeveynler, matematik ve spor gibi cinsiyete dayalı klişe aktivitelerde çocuklarının algılarını çarpıtma eğiliminde olduğu ve bu algısal önyargıların çocukların öz algılarını ve aktivite seçimlerini etkilediği ifade edilmektedir (Eccles vd., 1990; Kocaman, 2024; Özdoğru, 2018). Dahası, bir çocuğun cinsiyeti, ebeveynlerin cinsiyete dayalı klişe aktivitelerdeki performanslarına ilişkin nedensel atıflarını etkilemektedir. Ebeveynler, erkek çocuklarının matematik veya spordaki başarısını doğuştan gelen yeteneğe bağlamaya daha yatkınken, kız çocuklarının bu alanlardaki başarısı çabaya veya dış etkenlere bağlanabilir (Eccles vd., 1990).

Toplumsal cinsiyet algısı, ebeveynlik rollerinin dağılımında belirleyici bir faktördür (Erzeybek, 2015). Birçok toplumda, kadınlar ve erkekler için farklı ebeveynlik rolleri tanımlanmıştır. Genellikle anneler bakım verici, duygusal destek sağlayıcı ve ev işlerinden sorumlu olarak görülürken; babalar ise disiplin sağlayıcı, maddi kaynak yaratıcı ve otorite figürü olarak konumlandırılmaktadır (Karadağ ve Akçınar, 2023). Yapılan araştırmalar, dünyanın birçok kültüründe ev içi işlerin ve çocuk bakımının eşit olmayan bir şekilde dağıtıldığını göstermektedir. Amerika Birleşik Devletleri ve Çin'de yapılan bir araştırmada, anaokuluna giden çocukların bile evlerindeki iş bölümündeki eşitsizliği fark ettikleri ve bu durumu normal kabul ettikleri ortaya konmuştur (Midgette vd., 2023). Bu durum, toplumsal cinsiyet eşitsizliklerinin çok erken yaşlarda normalleştirilmeye başlandığını göstermektedir.

Ebeveynlerin toplumsal cinsiyet algıları, çocuk yetiştirme tutumlarını ve pratiklerini doğrudan etkilemektedir. Eşitlikçi toplumsal cinsiyet rollerine sahip ebeveynlerin, çocuklarına yönelik daha olumlu ebeveynlik davranışları sergiledikleri belirlenmiştir (Elbaş, 2024). Türkiye'de yapılan bir araştırmada, eşitlikçi toplumsal cinsiyet rollerine sahip babaların, çocuklarına yönelik cezalandırıcı ebeveynlik davranışlarını daha az sergiledikleri ve daha çok sıcaklık ve açıklayıcı akıl yürütme gibi olumlu ebeveynlik davranışları gösterdikleri tespit edilmiştir (Karadağ ve Akçınar, 2023). Bu

durum, toplumsal cinsiyet algısının ebeveynlik pratikleri üzerindeki doğrudan etkisini göstermektedir.

Ebeveynlerin toplumsal cinsiyet algıları, çocukların sosyal, duygusal ve bilişsel gelişimini de etkilemektedir. Araştırmalar, eşitlikçi toplumsal cinsiyet rollerine sahip ebeveynlerin çocuklarının daha uyumlu sosyal davranışlar gösterme eğiliminde olduklarını ortaya koymuştur (Saygan ve Uludağı, 2021). Ataerkil toplumsal cinsiyet rollerine sahip babaların, bu tutum ve algıları nedeniyle ebeveynlik davranışlarının ve çocuklarının uyumlu sosyal davranışlarının olumsuz etkilendiği görülmektedir (Karadağ ve Akçınar, 2023). Bu durum, toplumsal cinsiyet algısının yalnızca ebeveynlik pratiklerini değil, aynı zamanda çocukların gelişimsel çıktıları da şekillendirdiğini göstermektedir. Ebeveynlikteki cinsiyet farklılıkları, özellikle duygu sosyalleşmesi alanında belirgindir. Etnik kökeni (Afrikalı Amerikalı, Avrupalı Amerikalı ve Lumbee Amerikan Yerlisi) ve çocuk cinsiyetini ebeveynlerin duygu sosyalleşmesindeki cinsiyet farklılıklarının düzenleyicileri olarak inceleyen bir çalışma, anneler ve babalar arasındaki farklılıkların etnik kökene bağlı olarak değiştiğini ortaya koymuştur (Brown vd., 2015). Örneğin, Avrupalı Amerikalı ve Lumbee anneler, babalardan daha çok çocukların olumsuz duygularını desteklediklerini bildirirken, Afrikalı Amerikalı anneler ve babalar neredeyse eşit düzeyde destekleyici tepkiler bildirmiştir. Dahası, tüm etnik kökenlerde anneler genellikle kızların olumsuz duygularını babalardan daha çok desteklemişlerdir, ancak erkekler için destekleyici tepkilerdeki ebeveyn cinsiyet farklılıkları etnik kökene göre değişmiştir (Brown vd., 2015).

Toplumsal cinsiyet algısı, kuşaklar arası aktarım yoluyla sürdürülmektedir. Ebeveynler, bilinçli veya bilinçsiz olarak, kendi toplumsal cinsiyet algılarını ve rollerini çocuklarına aktarmaktadırlar. Bu aktarım, ebeveynlerin davranışları, söylemleri ve çocuk yetiştirme pratikleri aracılığıyla gerçekleşmektedir (Chen vd., 2024). Tek ebeveynli ailelerde yapılan bir araştırma, ebeveynlerin toplumsal cinsiyet rollerinin ve ebeveynlik tutumlarının, çocukların toplumsal cinsiyet rollerinin gelişimini etkilediğini göstermiştir (Chen vd., 2024). Bu çalışma, ebeveynlerin toplumsal cinsiyet rollerinin kuşaklar arası aktarımının ve bunun çocukların toplumsal cinsiyet algılarının şekillenmesindeki etkisinin altını çizmektedir. Çünkü çocuklar, toplumsal cinsiyet kalıplarını ilk olarak aile içinde öğrenmektedirler. Ebeveynler, çocuklarına oyuncak seçiminden, giyim tarzına, ilgi alanlarından meslek tercihlerine kadar pek çok konuda toplumsal cinsiyete dayalı mesajlar vermektedirler (Dökmen 1999; Halim vd., 2023). Araştırmalar, ebeveynlerin çocuklarıyla toplumsal cinsiyet konusunda

konuşma şekillerinin ve model olmalarının, çocukların toplumsal cinsiyet tutumları, algıları ve davranışları üzerinde etkili olduğunu göstermiştir (Halpern ve Perry-Jenkins, 2016). Özellikle, ebeveynlerin toplumsal cinsiyet konusunda bilgi arayışında olmalarının, çocukların kendi cinsiyetlerine daha fazla kaynağı ayırması ve karşı cinse karşı daha az olumlu değerlendirmelerde bulunmasıyla ilişkili olduğu bulunmuştur.

Sonuç olarak, toplumsal cinsiyet algısı, ebeveynlik rolleri, çocuk yetiştirme tutumları ve aile içi dinamikler üzerinde belirleyici bir etkiye sahiptir. Toplumsal cinsiyet algısının ebeveynlik üzerindeki etkilerinin anlaşılması, daha eşitlikçi ve sağlıklı aile yapılarının oluşturulmasına katkıda bulunacaktır. Ebeveynlerin toplumsal cinsiyet algıları, hem kendi ebeveynlik pratiklerini hem de çocuklarının gelişimini şekillendirmektedir. Diğer bir deyişle, toplumsal cinsiyet eşitliğine dayalı ebeveynlik pratiklerinin geliştirilmesi, hem ebeveynlerin hem de çocukların refahını artıracak, aynı zamanda daha eşitlikçi bir toplumun inşasına zemin hazırlayacaktır. Son olarak, literatürdeki çalışmalar, ebeveynlik deneyimlerinin ve algılarının sosyoekonomik ve kültürel faktörlerden etkilendiğini göstermektedir. Bu araştırma, Türkiye'deki erken çocukluk dönemi annelerinin ebeveynlik deneyimlerini bu çok boyutlu perspektiften ele alarak, kültüre özgü bulgular sunacak ve ebeveynlik eğitim programlarının geliştirilmesine katkı sağlayacaktır. Ayrıca, bu çalışma, çeşitli faktörlerle birlikte annelerin toplumsal cinsiyet algısı arasındaki dinamiklerin anlaşılmasına katkıda bulunabilir. Ayrıca toplumsal cinsiyet algılarının geliştirilmesinin kadına yönelik şiddet, aile içi şiddetin azalması kadına yönelik ekonomik yaşamdaki dezavantajların ortadan kaldırılması adına yararlı olabilecektir. Elde edilen bulgular, sosyoekonomik, eğitim ve kültürel alt boyutların bu ilişkiler üzerindeki etkilerini derinlemesine inceleyerek, daha adil toplumsal cinsiyet algılarının geliştirilmesi için rehber teşkil etmeyi planlamaktadır. Bu kapsamda, aşağıdaki araştırma sorularına cevap aranmıştır.

1. Erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri yaş grupları açısından anlamlı olarak farklılaşacak mıdır?
2. Erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri çalışma durumları açısından anlamlı olarak farklılaşacak mıdır?
3. Erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri eğitim düzeyleri açısından anlamlı olarak farklılaşacak mıdır?
4. Erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri eşlerinin eğitim düzeyleri açısından anlamlı

olarak farklılaşacak mıdır?

5. Erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri ebeveynlik durumları açısından anlamlı olarak farklılaşacak mıdır?

6. Erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri aylık gelir düzeyleri açısından anlamlı olarak farklılaşacak mıdır?

7. Erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri yaşamlarını en uzun süre geçirdikleri yer açısından anlamlı olarak farklılaşacak mıdır?

8. Erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri erken dönem çocuğunun doğum sırası açısından anlamlı olarak farklılaşacak mıdır?

9. Erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri erken dönem çocuğunun cinsiyeti açısından anlamlı olarak farklılaşacak mıdır?

10. Erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri erken dönem çocuğunun okul öncesi eğitim alma durumları açısından anlamlı olarak farklılaşacak mıdır?

11. Erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri erken dönem çocuğunun cinsiyeti açısından anlamlı olarak farklılaşacak mıdır?

12. Erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri çocuk yetiştirme sürecinde sosyal destek alma durumları açısından anlamlı olarak farklılaşacak mıdır?

13. Erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri aile tipleri açısından anlamlı olarak farklılaşacak mıdır?

14. Erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri kendi ebeveynlerinin sergiledikleri ebeveynlik tutumları açısından anlamlı olarak farklılaşacak mıdır?

Yöntem

Katılımcılar

Araştırmanın katılımcı annelerinin yaş grupları incelendiğinde, 65'i (%20,9) 20-30 yaş aralığında, 205'i (%65,9) 31-40 yaş aralığında ve 41'i (%13,2) 41 yaş ve üzerinde yaş aralığında oldukları belirlenmiştir. Katılımcıların ebeveynlik ile ilgili durumlardan 303'ü (%97,4) anne-baba birlikte evli anne, 3'ü (%1,0) evli eşinden ayrı yaşayan anne ve 5'inin (%97,4) bekâr anne (boşanmış veya dul) oldukları görülmüştür. Katılımcıların eğitim düzeyleri incelendiğinde, 16'sı (%5,1) ilköğretim ve altı, 73'ü (%23,5) lise, 42'si (%13,5) ön lisans, 122'si (%39,2) lisans ve 58'i

(%18,6) yüksek lisans ve üzerinde eğitim düzeylerine sahip oldukları tespit edilmiştir. Annelerin çalışma durumları değerlendirildiğinde, 138'inin (%44,4) çalıştıkları, 119'unun (%38,3) bir süredir çalışmadığı ve 54'ünün (%17,4) ise hiç çalışmadığı gözlenmiştir. Katılımcıların baba eğitim durumları değerlendirildiğinde, 19'unun (%6,1) ilköğretim ve altı, 93'ü (%29,9) lise, 24'ü (%7,7) ön lisans, 120'sinin (%38,6) lisans ve 55'i (%17,7) yüksek lisans ve üzerinde eğitim düzeylerine sahip oldukları tespit edilmiştir. Katılımcı annelerin 3-6 yaş aralığında olan çocuğunun cinsiyetleri incelendiğinde 149'unun (%47,9) kız çocuğu, 162'sinin (%52,1) erkek çocuğu oldukları bildirilmiştir. Katılımcıların 3-6 yaş aralığındaki çocuklarının doğum sıraları değerlendirildiğinde, 173'ünün (%55,6) ilk çocuk olduğunu, 96'sinin (%30,9) ikinci çocukları olduğu ve 42'sinin (%13,5) ise üçüncü veya daha sonraki çocukları olduğunu ifade ettikleri gözlenmiştir. Katılımcıların 3-6 yaş aralığındaki çocuklarının okul öncesi eğitim alma durumları değerlendirildiğinde, 254 çocuğun (%81,7) eğitim aldığı, diğer taraftan 57'sinin (%18,3) ise eğitim almadıkları belirlenmiştir. Erken çocukluk dönemi annelerinin aylık gelir düzeyleri yakından incelendiğinde, 12 kişinin (%3,9) düşük düzey, 240'ının (%77,2) orta düzey ve 59'unun (%19,0) ise yüksek düzeyde oldukları belirtilmiştir. Katılımcıların aile tipleri incelendiğinde 269 ailenin (%86,5) çekirdek aile, 42 ailenin (%13,5) ise geniş aile olarak tanımladıkları görülmüştür. Bir diğer bulgu incelendiğinde, 172 annenin (%55,3) çocuklarını büyütürken sosyal destek (Anneanne, babaanne, bakıcı, komşu, arkadaş vs. desteği) aldıkları, 139'unun ise (%44,7) herhangi bir sosyal destek almadıklarını bildirmiştir. Katılımcı annelerin hayatlarını en çok nerede geçirdikleri incelendiğinde, yedi annenin (%2,3) köyde, 11'inin (%3,5) kasabada, 44'ünün (%14,1) küçük şehirde ve son olarak 249'unun (%80,1) büyükşehirde yaşadıkları ifade ettikleri görülmüştür. Annelerin kendi ebeveynlerinin kendilerini yetiştirirken sergilediği tutumları sorulduğunda, 122 annenin (%39,2) demokratik (sağlıklı sınırlar, saygı ve hoşgörü hâkim) tutumlar sergilediği, 84'ünün (%27,0) otoriter/baskıcı, 38'inin (%12,2) aşırı koruyucu oldukları, 14'ünün (%4,5) ilgisiz/ihmalkar oldukları, 24'ünün (%7,7) aşırı hoşgörü/izin verici olduklarını ve 29'unun (%9,2) dengesiz/kararsız tutum sergilediklerini ifade etmişlerdir.

Veri Toplama Araçları

Araştırmada, katılımcıların demografik bilgilerinin elde edilmesi amacıyla Kişisel Bilgi Formu oluşturulmuştur. Buna ek olarak katılımcıların toplumsal cinsiyet algılarının tespiti için ise Toplumsal Cinsiyet Algısı Ölçeği uygulanmıştır.

Toplumsal Cinsiyet Algısı Ölçeği

Toplumsal Cinsiyet Algısı Ölçeği, Altınova ve Duyan (2013) tarafından bireylerin toplumsal cinsiyet algılarının değerlendirilmesi amacıyla geliştirilmiştir. Ölçek 25 madde, 5'li Likert bir ölçme aracıdır. Ölçeğin puanlaması '1' *tamamen katılmıyorum* ile '5' *tamamen katılıyorum* aralığındadır. Ölçekten alınabilecek puanlar 25-125 aralığındadır. Ölçekten alınan puanların yüksek oluşu bireylerin toplumsal cinsiyet algı düzeylerinin yüksek olduğuna işaret etmektedir. Ölme aracının güvenilirliğinin değerlendirilmesi amacıyla yürütülen analiz sonucunda iç tutarlık katsayısı (Cronbach Alfa) .87 olarak hesaplandığı ifade edilmiştir (Altınova ve Duyan, 2013). Bu çalışma kapsamında yürütülen güvenilirlik analizi sonucunda iç tutarlık katsayısı .905 olarak hesaplanmıştır.

Kişisel Bilgi Formu

Kişisel bilgi formu, katılımcıların yaş aralıkları, çalışma durumları, eğitim düzeyleri, baba eğitim düzeyleri, ebeveynlik durumları, aylık gelir düzeyi, hayatlarını en uzun süre geçirdikleri yerler, 3-6 yaş aralığındaki çocuğunun cinsiyeti, 3-6 yaş aralığındaki çocuğunun anaokulu eğitimi alıp alamam durumu, 3-6 yaş aralığındaki çocuğunun doğum sırası, kendilerine sergilenen ebeveynlik tutumları, çocuk büyütme sürecinde destek alma durumları, aile tipleri ile ilgili sorular içermektedir.

İşlem

Araştırma kapsamında ölçek izinleri alındıktan sonra, çalışmanın yürütülmesi amacıyla İstanbul Ticaret Üniversitesi Etik Kurulundan 24/12/2024 tarihli, E-65836846-044-341686 sayılı belge ile izin alınmıştır. Elde edilen etik kurul izni sonrasında belirlenen ölçme araçları bir form haline getirilmiştir. Hazırlanan çevrim içi formda, katılımcıların araştırma hakkında bilgilendirildiği bilgilendirilmiş onam kısmına da yer verilmiştir. Bu onam formunda katılımcıların çalışmadan istedikleri zaman ayrılabilmesi ve çalışmaya katılımın tamamen gönüllülük içerdiği bilgisine yer verilmiştir. Bununla birlikte araştırmaya katılım sağlayan kişilerin bilgilerinin gizli tutulacağı ve bilimsel araştırma amacıyla kullanılacağı bilgisine yer verilmiştir. Hazırlanan formlar katılımcılara çevrimiçi olarak uygulanmış ve katılımcıların formları doldurmaları yaklaşık olarak 10 dakika zaman almıştır. Araştırma kapsamında veri toplama süreci Ocak 2025 ile Şubat 2025 tarihleri arasında yaklaşık iki aylık zaman diliminde elde edilmiştir.

Veri Analizi

Araştırma kapsamında elde edilen veriler ilk olarak bilgisayar ortamına aktarılmıştır. Aktarım sonrasında veriler analiz edilmeden önce çeşitli şekilde taranmıştır. Öncelikle veri seti içerisinde hatalı veri girişlerinin olup olmadığı incelenmiştir. Daha sonrasında veri seti içerisinde aykırı değerler olup olmadığı, veri setindeki değerlerin standardize edilmiş değerlere dönüştürülerek incelenmiştir. Veri seti içerisindeki standardize edilmiş değerlerin +3 ile -3 arasında olduğu (Tabachnick ve Fidell, 2014) ve veri setinde aykırı değerlerin olmadığı gözlenmiştir. Daha sonrasında veri setinde bulunan değişkenlerin normallikleri incelenmiştir. Veri setindeki değişkenlerin normallikleri çarpıklık ve basıklık değerleri ile incelenmiş ve incelenen bu değerler Tablo 1.'de verilmiştir. Çarpıklık ve basıklık değerlerinin +2 ile -2 arasında olduğu (George ve Mallery, 2019) ve verilerin normal dağılım gösterdiği anlaşılmıştır. Araştırma kapsamında elde edilen değerlerin ifade edilmesinde ortalama için ($\bar{X}$), standart sapma için ise (SS) kısaltması kullanılmıştır. Bunların yanı sıra frekans için (f) ile minimum ve maksimum değerler de ifade edilmiştir. Buna ek olarak erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algı düzeylerinin çeşitli demografik özelliklere göre karşılaştırılmasında, bütün gruplar için verilerin çarpıklık ve basıklık değerleri incelenip, eğer çarpıklık ve basıklık değerleri bütün gruplarda sağlanıyorsa, iki grubun karşılaştırılmasında bağımsız gruplar için t testi, ikiden fazla grubun karşılaştırılmasına bağımsız gruplar için tek yönlü anova analizi kullanılmıştır. Diğer taraftan toplumsal cinsiyet algı düzeylerinin çeşitli demografik özelliklere göre karşılaştırılmasında, bütün gruplar için verilerin çarpıklık ve basıklık değerleri incelendiğinde eğer çarpıklık ve basıklık değerleri bütün gruplarda sağlanmıyorsa, ikiden fazla grubun karşılaştırılmasına Kruskal-Wallis H testi analizi kullanılmıştır.

Elde edilen fark sonuçların anlamlı olması durumunda etki büyüklüğü hesaplanmış ve elde edilen değerler Cohen'e (1988) göre yorumlanmıştır. Cohen'e göre (1988) eta kare (η^2) değeri 0.01 ise düşük, 0.06 ise orta, 0.138 ise büyük etki olarak yorumlanmaktadır. Bu bilginin yanı sıra parametrik olmayan analiz bulgularında ise etki büyüklükleri r ile incelenmiştir. Elde edilen r değeri .10 ise düşük, .30 ise orta, .50 ise büyük etki olarak yorumlanabileceği ifade edilmektedir (Cohen, 1988, Kilmen, 2015). Ayrıca yürütülen fark testleri sonucunda gruplar arasında anlamlı farklılıkların çıkması durumunda çoklu karşılaştırma testlerine başvurulmuştur. Özellikle karşılaştırma yapılacak grup sayısının çok olmadığı durumlarda LSD

kullanılabileceği önerilmektedir (Bozkur, 2022). Araştırma kapsamında elde edilen bütün sonuçlar için istatistiki anlamlılık $p < 0.05$ seviyesine göre değerlendirilmiştir. Araştırma kapsamında elde edilen verilerin analizi IBM SPSS 21.0 paket programı kullanılarak yapılmıştır.

Bulgular

Çalışmanın bu bölümünde, toplumsal cinsiyet algısı

değişkeni ile ilgili minimum değer, maksimum değer, aritmetik ortalama, standart sapma değeri, çarpıklık ve basıklık bulgularına yer verilmiştir.

Erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algılarına verilen puanlamaların en düşük 50.00 ile en yüksek 124.00 arasında olduğu, aritmetik puan ortalamaları ve standart sapmaları ise $96,72 \pm 14,87$ oldukları belirlenmiştir.

Tablo 1

Toplumsal Cinsiyet Algısı Değişkenine Yönelik Betimsel Analizi Sonuçları

Değişken	Minimum	Maksimum	$\bar{X}$	SS	Çarpıklık	Basıklık
Toplumsal Cinsiyet Algısı	50,00	124,00	96,72	14,87	-0.521	-0.194

Katılımcıların yaş grupları, çalışma durumları, eğitim düzeyi, baba eğitim düzeyleri, ebeveynlik durumları, aylık gelir durumları, hayatlarını en uzun süre geçirdikleri yer, 3-6 yaş arasındaki çocuğunun doğum sırası, 3-6 yaş aralığındaki çocuğun cinsiyeti, 3-6 yaş aralığındaki çocuğun anaokulu eğitim durumu, çocuk büyüme sürecinde sosyal destek alma, aile tipleri ve kendi ebeveynlerinin onlara sergiledikleri tutumlar açısından toplumsal cinsiyet algı

düzeylerinin anlamlı olarak farklılaşıp farklılaşmadığının tespit edilmesi amacıyla bağımsız gruplar için t testi, tek yönlü anova ve Kruskal-Wallis H testi analizleri yapılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2

Araştırmaya Katılan Annelerin Çeşitli Demografik Özelliklerine Göre Toplumsal Cinsiyet Algı Düzeylerinin İncelenmesi

Değişken	Tür	$\bar{X} \pm SS/\text{Sıra Ort.}$	p
Yaş	20-30	97,51 $\pm$ 13,89	.553
	31-40	96,93 $\pm$ 14,94	
	41 >	94,44 $\pm$ 16,13	
Çalışma Durumu	Çalışıyor	100,91 $\pm$ 13,56	<.001
	Bir süredir çalışmıyor	94,46 $\pm$ 16,08	
	Hiç çalışmamış	91,00 $\pm$ 12,31	
Eğitim Düzeyi	İlköğretim ve altı	88,63 $\pm$ 15,78	.016
	Lise	94,08 $\pm$ 15,87	
	Ön lisans	99,57 $\pm$ 11,94	
	Lisans	96,66 $\pm$ 15,32	
	Yüksek Lisans ve üstü	100,36 $\pm$ 13,07	
Eşlerin Eğitim Düzeyi	İlköğretim ve altı	94,63 $\pm$ 16,56	.413
	Lise	98,78 $\pm$ 13,13	
	Ön lisans	94,46 $\pm$ 14,93	
	Lisans	96,93 $\pm$ 14,76	
	Yüksek Lisans ve üstü	94,51 $\pm$ 17,11	
Ebeveynlik Durumu	Anne-baba birlikte evli anne	155,29	.283
	Evli eşinden ayrı yaşayan anne	128,33	
	Bekâr anne (boşanmış veya dul)	215,90	
Aylık Gelir Düzeyi	Düşük	96,17 $\pm$ 13,32	.359
	Orta	96,14 $\pm$ 14,89	
	Yüksek	99,22 $\pm$ 15,04	

(devam ediyor)

Tablo 2 (devam)*Araştırmaya Katılan Annelerin Çeşitli Demografik Özelliklerine Göre Toplumsal Cinsiyet Algı Düzeylerinin İncelenmesi*

Değişken	Tür	$\bar{X} \pm SS/\text{Sıra Ort.}$	<i>p</i>
Hayatın En Uzun Süre Geçen Yeri	Köy	104,43 $\pm$ 7,23	.490
	Kasaba	93,64 $\pm$ 13,78	
	Küçük şehir	97,20 $\pm$ 13,82	
	Büyük şehir	96,56 $\pm$ 15,24	
3-6 Yaş Çocuğunun Doğum Sırası	İlk çocuk	99,65 $\pm$ 14,33	<.001
	İkinci çocuk	94,29 $\pm$ 14,89	
	Üçüncü veya daha sonraki çocuk	90,21 $\pm$ 14,23	
Ebeveynlerinin Sergilediği Tutum	Demokratik	98,37 $\pm$ 15,55	.174
	Otoriter/baskıcı	95,08 $\pm$ 13,69	
	Aşırı koruyucu	94,21 $\pm$ 16,91	
	İlgisiz/ihmalkâr	90,43 $\pm$ 13,83	
	Aşırı hoşgörülü/izin verici	100,29 $\pm$ 12,60	
	Dengesiz/kararsız	97,93 $\pm$ 13,76	
Çocuk Büyütme Sürecinde Sosyal Destek Alma	Aldım	99,38 $\pm$ 14,71	<.001
	Almadım	93,43 $\pm$ 14,45	
Aile Tipi	Çekirdek aile	97,09 $\pm$ 14,98	.278
	Geniş aile	94,40 $\pm$ 14,11	
3-6 Yaş Çocuğunun Anaokulu Eğitimi	Alıyor	97,53 $\pm$ 14,17	.044
	Almıyor	93,14 $\pm$ 17,34	
3-6 Yaş Çocuğunun Cinsiyeti	Kız	96,64 $\pm$ 15,43	.922
	Erkek	96,80 $\pm$ 14,38	

Not. SS = Standart sapma

Yürütülen analiz sonucunda erken çocukluk dönemi annelerinin eğitim düzeylerine göre toplumsal cinsiyet algı puan ortalamalarının istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde farklılaştığı gözlenmiştir ($F_{(4, 306)} = 3.099, p = .016, \eta^2 = .039$). Annelerin eğitim düzeyleri toplumsal cinsiyet algılarının %3.9'unu açıkladığı belirlenmiştir. Yürütülen çoklu karşılaştırma testlerinden LSD sonuçlarına göre eğitim düzeyi ilköğretim ve altı olan annelerin toplumsal cinsiyet algı aritmetik puan ortalamalarının ($\bar{X} = 88,63, SS = 15,78$), hem ön lisans mezunu annelerin toplumsal cinsiyet algı puan ortalamalarından ($\bar{X} = 99,57, SS = 11,94$), hem lisans mezunu annelerin toplumsal cinsiyet algı puan ortalamalarından ($\bar{X} = 96,66, SS = 15,32$), hem de yüksek lisans ve üzeri mezun olan annelerin toplumsal cinsiyet algı puan ortalamalarından ($\bar{X} = 100,36, SS = 13,07$) anlamlı olarak daha düşük olduğu gözlenmiştir. Bu bulgunun yanı sıra eğitim düzeyi lise düzeyinde olan annelerin toplumsal cinsiyet algı aritmetik puan ortalamalarının ($\bar{X} = 94,08, SS = 15,87$), yüksek lisans ve üzeri mezun olan annelerin toplumsal cinsiyet algı puan ortalamalarından ($\bar{X} = 100,36, SS = 13,07$) anlamlı olarak daha düşük olduğu görülmüştür. Bu bulgudan yola çıkılarak erken çocukluk dönemi annelerinin eğitim düzeylerinin onların toplumsal cinsiyet

algı düzeyleri üzerinde etkili bir faktör olduğu, eğitim düzeylerinin artması ile birlikte annelerin toplumsal cinsiyet algılarının daha yüksek olduğu ifade edilebilir.

Sonuç olarak annelerin çalışma durumlarına göre toplumsal cinsiyet algı puan ortalamalarının istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde farklılaştığı gözlenmiştir ($F_{(2, 308)} = 11.599, p < .001, \eta^2 = .070$). Eğitim düzeyinin annelerin toplumsal cinsiyet algılarının %7'sini açıkladığı belirlenmiştir. Yürütülen çoklu karşılaştırma testlerinden LSD sonuçlarına göre çalışan annelerin toplumsal cinsiyet algı aritmetik puan ortalamalarının ($\bar{X} = 100,91, SS = 13,56$), hem bir süredir çalışmayan annelerin toplumsal cinsiyet algı puan ortalamalarından ($\bar{X} = 94,46, SS = 16,08$), hem de hiç çalışmamış olan annelerin toplumsal cinsiyet algı puan ortalamalarından ($\bar{X} = 91,00, SS = 12,31$) anlamlı olarak daha yüksek olduğu belirlenmiştir. Bu bulgudan yola çıkılarak erken çocukluk dönemi annelerinin çalışma durumlarının onların toplumsal cinsiyet algı düzeyleri üzerinde etkili bir faktör olduğu, çalışma durumlarının artması ile birlikte annelerin toplumsal cinsiyet algılarının daha fazla arttığı söylenebilir.

Bu bulguların bir diğerinde, annelerin 3-6 yaş aralığındaki çocuğunun doğum sırası durumlarına göre toplumsal cinsiyet algı puan ortalamalarının istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde farklılaştığı gözlenmiştir ($F_{(2, 308)} = 9.122, p < .001, \eta^2 = .056$). Diğer bir ifade ile 3-6 yaş aralığındaki çocuğunun doğum sırası durumlarının annelerin toplumsal cinsiyet algılarının %5,6'sını açıkladığı belirlenmiştir. Yürütülen çoklu karşılaştırma testlerinden LSD sonuçlarına göre 3-6 yaş aralığındaki çocuğunun doğum sırası ilk olan annelerin toplumsal cinsiyet algı aritmetik puan ortalamalarının ($\bar{X} = 99,65, SS = 14,33$), hem 3-6 yaş aralığındaki çocuğunun doğum sırası ikinci çocuk olan annelerin toplumsal cinsiyet algı aritmetik puan ortalamalarından ($\bar{X} = 94,29, SS = 14,89$), hem de 3-6 yaş aralığındaki çocuğunun doğum sırası üçüncü veya daha sonrasında olan annelerin toplumsal cinsiyet algı aritmetik puan ortalamalarından ($\bar{X} = 90,21, SS = 14,23$) anlamlı olarak daha yüksek olduğu belirlenmiştir. Bu bulgudan yola çıkılarak erken çocukluk dönemi annelerinin çocuklarının doğum sıralarının onların toplumsal cinsiyet algı düzeyleri üzerinde etkili bir faktör olduğu, annelerin çocuklarının doğum sırası geriye doğru gittikçe annelerin toplumsal cinsiyet algılarının daha fazla azaldığı söylenebilir.

Erken çocukluk dönemi annelerin 3-6 yaş aralığındaki çocuğun okul öncesi eğitim alma durumlarına göre toplumsal cinsiyet algı puanları arasındaki fark bağımsız gruplar için t testi ile incelenmiş ve bu farkın istatistiksel açıdan anlamlı olduğu bulunmuştur ($t_{(309)} = 2.023, p = 0.044, \eta^2 = .013$). Erken çocukluk dönemi annelerin 3-6 yaş aralığındaki çocuğun okul öncesi eğitimi alıp almama durumlarının annelerin toplumsal cinsiyet algılarının %1,3'ünü açıkladığı belirlenmiştir. Diğer bir ifade ile çocuğu eğitim alan annelerin toplumsal cinsiyet algı puan ortalamalarının ($\bar{X} = 97,53, SS = 14,17$), çocuğu eğitim almayan annelerin toplumsal cinsiyet algı puan ortalamalarından ($\bar{X} = 93,14, SS = 17,34$) anlamlı olarak daha yüksek olduğu belirlenmiştir. Bu bulgudan yola çıkarak annelerin çocuklarının okul öncesi eğitim alma durumları yaşandıkça annelerin toplumsal cinsiyet algılarının da arttığı ifade edilebilir.

Bir diğer bulgu incelendiğinde, annelerin çocuk büyütme sürecinde sosyal destek alıp almama durumlarına göre toplumsal cinsiyet algı puanları arasındaki fark bağımsız gruplar için t testi ile incelenmiş ve bu farkın istatistiksel açıdan anlamlı olduğu bulunmuştur ($t_{(309)} = 3.576, p < .001, \eta^2 = .040$). Erken çocukluk dönemi annelerin çocuk büyütme sürecinde sosyal destek alma durumlarının annelerin toplumsal cinsiyet algılarının %4'ünü açıkladığı

belirlenmiştir. Diğer bir ifade ile çocuk büyütme sürecinde sosyal destek alan annelerin toplumsal cinsiyet algı puan ortalamalarının ($\bar{X} = 99,38, SS = 14,71$), çocuk büyütme sürecinde sosyal destek almayan annelerin toplumsal cinsiyet algı puan ortalamalarından ($\bar{X} = 93,43, SS = 14,45$) anlamlı olarak daha yüksek olduğu belirlenmiştir. Bu bulgudan yola çıkarak annelerin sosyal destek almış olmaları onların daha fazla toplumsal cinsiyet algılarına sahip olduğu yönde yorumlanabilir.

Bu bulguların yanı sıra annelerin toplumsal cinsiyet algı puan ortalamalarının yaş gruplarına ($F_{(2, 308)} = 0.593, p = .553$), ebeveynlik durumlarına ($\chi^2 = 2.252, p = .283$), eşlerin eğitim düzeylerine ($F_{(4, 306)} = 0.991, p = .413$), 3-6 yaş aralığındaki çocuğunun cinsiyetlerine ($t_{(309)} = -0.098, p = .922$), aylık gelir durumlarına ($F_{(2, 308)} = 1.027, p = .359$), aile tiplerine ($t_{(309)} = 1.087, p = .278$), yaşamlarını en çok geçirdikleri yere ($F_{(3, 307)} = 0.809, p = .490$) ve kendi ebeveynlerinin onları yetiştirirken sergilediği tutumlara göre ($F_{(5, 305)} = 1.551, p = .174$) anlamlı farklılıklar olmadığı gözlenmiştir. Diğer bir ifade ile yaş düzeylerinin, ebeveynlik durumlarının, eş eğitim düzeylerinin, 3-6 yaş aralığındaki çocuğunun cinsiyetinin, aylık gelir durumlarının, aile tiplerinin, en çok yaşanan bölgenin, kendi ebeveynlerinin onları yetiştirirken sergilediği tutumların annelerin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri üzerinde etkili birer faktör olmadığı söylenebilir.

Tartışma

Bu araştırmada, erken çocukluk dönemi annelerinin yaş gruplarına göre toplumsal cinsiyet algı düzeylerinde anlamlı bir farklılaşma olmadığı saptanmıştır. Diğer bir deyişle, farklı yaş gruplarındaki annelerin toplumsal cinsiyet algılarının benzer düzeylerde seyrettiği gözlenmiştir. Bu bulgu, yaş faktörünün erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algılarında belirleyici bir değişken olmadığını göstermektedir. Literatürde toplumsal cinsiyet algısının yaştan ziyade eğitim düzeyi ve kültürel faktörlerle daha güçlü bir ilişki içinde olduğunu gösteren çalışmalar mevcuttur (Ünser ve Ören, 2024). Bu sonuç, Türkiye bağlamında toplumsal cinsiyet algısının kuşaklar arasında benzer şekilde aktarıldığına işaret etmektedir. Toplumsal cinsiyet rollerine ilişkin yerleşik kalıp yargıların yaş grupları arasında benzer şekilde devam etmesi, bu aktarımın bir göstergesi olarak değerlendirilebilir. Ayrıca, toplumsal cinsiyet algısının yaştan bağımsız olarak, daha çok kültürel normlar ve sosyal çevre tarafından şekillendiği düşünülmektedir. Özellikle modern iletişim araçları ve sosyal medyanın yaygınlaşması, farklı yaş gruplarındaki annelerin benzer bilgi kaynaklarına ve toplumsal mesajlara

maruz kalmasına neden olabilmektedir. Bu durum, yaş grupları arasındaki potansiyel farklılıkları minimize ediyor olabilir.

Araştırma sonuçlarına göre, annelerin medeni durumlarının toplumsal cinsiyet algıları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Bu bulgu, annelerin toplumsal cinsiyet algılarının medeni durumlarından bağımsız olarak benzer örüntüler gösterdiğine işaret etmektedir. Literatür incelendiğinde, medeni durum ve toplumsal algılar arasındaki ilişkinin karmaşık bir yapıya sahip olduğu görülmektedir. Nitekim bazı araştırmalar, ebeveynlerin medeni durumlarından ziyade, aile içi ilişkilerin kalitesi ve algılanan aile refahının tutum ve algıları şekillendirmede daha etkili olduğunu ortaya koymaktadır (Burke vd., 1996). Bu bağlamda, araştırmamızın bulguları, toplumsal cinsiyet algısının medeni durumdan çok, kişisel deneyimler ve sosyal faktörlerle ilişkili olabileceğini düşündürmektedir. Özellikle dikkat çekici bir nokta, boşanmış veya dul annelerin toplumsal cinsiyet algılarının, evli ve eşiyle birlikte yaşayan annelerinkine benzer düzeylerde seyretmesidir. Bu durum, toplumsal cinsiyet algısının medeni durumdan ziyade, daha derin sosyokültürel faktörler ve kişisel deneyimlerle şekillendiğini göstermektedir.

Araştırmanın bulguları, erken çocukluk dönemi annelerinin eğitim düzeyleri ile toplumsal cinsiyet algıları arasında anlamlı bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Elde edilen bulgularda, yükseköğrenim (ön lisans, lisans ve lisansüstü) mezunu annelerin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri, ilköğretim ve altı eğitim düzeyine sahip annelere kıyasla anlamlı derecede daha yüksek bulunmuştur. Ayrıca, yüksek lisans ve üzeri eğitim düzeyine sahip annelerin toplumsal cinsiyet algıları, lise mezunu annelere göre de daha eşitlikçi bir yapı sergilemektedir. Bu bulgular, literatürdeki önceki araştırmalarla önemli ölçüde örtüşmektedir. Nitekim yapılan araştırmalar, eğitim düzeyinin artmasıyla birlikte toplumsal cinsiyet rollerine ilişkin daha eşitlikçi tutumların geliştiğini göstermektedir (Ünser ve Ören, 2024). Özellikle yükseköğretim düzeyinde eğitim almış annelerin, toplumsal cinsiyet konusunda daha eşitlikçi bir bakış açısına sahip oldukları ve bu algının çocuklarının gelişiminde önemli bir rol oynadığı vurgulanmaktadır (Ünser ve Ören, 2024). Eğitim düzeyinin toplumsal cinsiyet algısı üzerindeki etkisi, kuşaklararası aktarım sürecinde de kendini göstermektedir. Araştırmalar, özellikle annelerin eğitim düzeyinin, çocuklarının toplumsal cinsiyet algıları ve eğitimsel beklentileri üzerinde belirleyici bir role sahip olduğunu ortaya koymaktadır (Guo vd., 2020). Bu bağlamda, eğitimli annelerin çocuklarıyla kurdukları iletişimin daha eşitlikçi bir

zeminde gerçekleştiği ve toplumsal cinsiyet kalıp yargılarından daha uzak bir yaklaşım sergiledikleri gözlenmektedir. Bu sonuçlar, toplumsal cinsiyet eşitliğinin sağlanmasında eğitimin kritik önemini vurgulamaktadır.

Araştırmanın sonuçlarından bir diğerinde, erken çocukluk dönemi annelerinin istihdam durumunun toplumsal cinsiyet algıları üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Çalışan annelerin toplumsal cinsiyet algı düzeylerinin, hem bir süredir çalışmayan hem de hiç çalışmamış annelere kıyasla daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgu, istihdamın kadınların toplumsal cinsiyet rollerine yönelik daha eşitlikçi bir bakış açısı geliştirmelerine katkıda bulunduğunu göstermektedir. Literatürdeki çalışmalar, bu bulguyu destekleyici niteliktedir. İspanya'da yapılan güncel bir araştırma, eğitim düzeyi ve istihdam durumunun hem kadınların hem de erkeklerin toplumsal cinsiyet algılarını olumlu yönde etkilediğini ortaya koymuştur (Gil-Lacruz vd., 2023). Bu durum, çalışma hayatına katılımın, kadınların toplumsal cinsiyet rollerine ilişkin daha eşitlikçi tutumlar geliştirmelerinde önemli bir faktör olduğunu göstermektedir. Kuşaklararası aktarım açısından konuyu ele aldığımızda, Mısır'da yapılan bir araştırma, annelerin ve kızlarının toplumsal cinsiyet rollerine ilişkin algıları arasında güçlü bir korelasyon olduğunu ortaya koymuştur (Miyata ve Yamada, 2016). Bu bulgu, çalışan annelerin kendi kız çocuklarının da toplumsal cinsiyet rollerine ilişkin daha eşitlikçi tutumlar geliştirmesinde etkili olabileceğini düşündürmektedir.

Araştırmanın bir başka sonucunda, eşlerin (babaların) eğitim düzeyinin, annelerin toplumsal cinsiyet algıları üzerinde anlamlı bir farklılaşmaya yol açmadığını ortaya koymaktadır. İlköğretim ve altı, lise, ön lisans, lisans ve yüksek lisans ve üstü eğitim düzeyine sahip eşlerin, annelerin toplumsal cinsiyet algıları üzerinde benzer etkilere sahip oldukları gözlemlenmiştir. Bu bulgu, mevcut literatürdeki bazı çalışmalarla farklılık göstermektedir. Örneğin, aile içi ilişkiler ve politik tutumlar üzerine yapılan kapsamlı araştırmalar, aile içi ilişkilerin bireylerin politik sosyalleşmesinde ve toplumsal tutumlarında merkezi bir rol oynadığını göstermektedir (Sharroo vd., 2018). Bununla birlikte, ebeveynlerin politik ve toplumsal görüşlerinin birbirlerini nasıl etkilediğine dair literatürde farklı bulgular mevcuttur. Araştırmamızın sonuçları, babaların eğitim düzeyinin eşlerinin toplumsal cinsiyet algıları üzerinde doğrudan bir etkisinin olmadığını gösterse de, bu durumun farklı nedenleri olabilir. Güncel araştırmalar, toplumsal cinsiyet eşitliğine yönelik tutumların şekillenmesinde, eğitim düzeyinden ziyade, aile içi dinamiklerin ve günlük

yaşam deneyimlerinin daha belirleyici olabileceğini öne sürmektedir (Sharrovd., 2018). Literatürde, özellikle ebeveynlik deneyimlerinin bireylerin toplumsal cinsiyet tutumları üzerindeki etkisine odaklanan çalışmalar, bu ilişkinin karmaşık yapısına dikkat çekmektedir (Sharrovd., 2018). Örneğin, babaların çocuk yetiştirme sürecindeki aktif katılımının ve eğitim düzeyinin, çocukların davranışları üzerinde etkili olduğu bulunmuştur (Nafisah vd., 2023). Ancak bu etkinin eşlerin toplumsal cinsiyet algılarına doğrudan yansımadağı görülmektedir. Bu bulgular ışığında, eşlerin toplumsal cinsiyet algılarının şekillenmesinde, eğitim düzeyinden ziyade, toplumsal yapı, kültürel faktörler ve bireysel deneyimlerin daha belirleyici olabileceği düşünülmektedir. Ayrıca, modern toplumda kadınların artan ekonomik bağımsızlığı ve eğitim düzeyleri, eşlerinin eğitim düzeyinden bağımsız olarak kendi toplumsal cinsiyet algılarını şekillendirmelerine olanak sağlıyor olabilir. Bu durum, araştırmamızda gözlemlenen, baba eğitim düzeyinin annelerin toplumsal cinsiyet algıları üzerinde anlamlı bir farklılaşmaya yol açmamasını açıklayabilir.

Araştırmanın bir diğer sonucunda, 3-6 yaş aralığındaki çocukların cinsiyetinin, annelerin toplumsal cinsiyet algıları üzerinde anlamlı bir farklılaşmaya yol açmadığını ortaya koymaktadır. Kız çocuğı olan anneler ile erkek çocuğı olan annelerin toplumsal cinsiyet algı düzeylerinin benzer olduğu tespit edilmiştir. Literatürdeki araştırmalar, toplumsal cinsiyet tutumlarının şekillenmesinde ebeveyn-çocuk ilişkisinin karmaşık yapısına işaret etmektedir. Yakın zamanda yapılan çalışmalar, çocukların cinsiyet önyargılarının oluşumunda hem ebeveyn sosyalizasyonu hem de çocukların kendi kendine sosyalizasyon süreçlerinin etkili olduğunu göstermektedir (Halim vd., 2023). Özellikle ebeveyn-çocuk ilişkilerinde, aynı cinsiyetten ebeveyn-çocuk çiftleri (anne-kız, baba-oğul) arasında toplumsal cinsiyet tutumlarında daha fazla benzerlik gözlemlenirken, farklı cinsiyetten ebeveyn-çocuk çiftleri (anne-oğul, baba-kız) arasında bu benzerliğin daha az olduğu bulunmuştur (Philip vd., 2019). Ancak bu bulgular, ebeveynlerin kendi toplumsal cinsiyet algılarının çocuklarının cinsiyetine göre farklılaşıp farklılaşmadığını doğrudan açıklamamaktadır. Güncel araştırmalar, ebeveynlerin toplumsal cinsiyet rollerine ilişkin tutumlarının, çocuklarının cinsiyetinden ziyade, kendi eğitim düzeyleri, sosyal çevreleri ve kültürel faktörlerden etkilendiğini göstermektedir. Bu çerçevede, araştırmamızın bulguları, annelerin toplumsal cinsiyet algılarının, çocuklarının cinsiyetinden bağımsız olarak şekillendiğini ortaya koymaktadır.

Araştırmanın önemli bulgularından biri, 3-6 yaş aralığında çocuğı olan annelerin toplumsal cinsiyet algılarının

çocuklarının doğum sırasına göre anlamlı farklılıklar göstermesidir. İlk çocuğı 3-6 yaş aralığında olan annelerin toplumsal cinsiyet algı düzeylerinin, ikinci çocuğı veya üçüncü ve daha sonraki çocukları bu yaş aralığında olan annelere kıyasla daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgu, kuşaklararası etkiler açısından önemli çıkarımlar sunmaktadır. Literatürdeki araştırmalar, doğum sırasının ebeveynlik tutumları üzerinde önemli etkileri olduğunu göstermektedir. Özellikle, ebeveynlerin kendi doğum sıralarının ve cinsiyetlerinin, çocuklarının eğitim ve gelişim süreçlerinde belirleyici rol oynadığı belirtilmektedir (Barclay vd., 2021). İlk çocuğı sahip annelerin daha yüksek toplumsal cinsiyet algısına sahip olması, ebeveynlik deneyiminin ilk kez yaşanması ve bu süreçte daha fazla bilinçli farkındalık geliştirmeleriyle ilişkilendirilebilir. Araştırma sonuçlarımızla paralel olarak, literatürde doğum sırasının kuşaklararası etkilerini inceleyen çalışmalar, ilk çocuk olan ebeveynlerin, sonraki doğum sırasına sahip ebeveynlere kıyasla çocuklarının gelişiminde daha fazla etkiye sahip olduğunu göstermektedir (Barclay vd., 2021). Bu durum, ilk çocuk sahibi olan annelerin ebeveynlik rollerine daha fazla odaklanmaları ve toplumsal cinsiyet konularında daha bilinçli yaklaşımlar geliştirmeleriyle açıklanabilir. Çocuk gelişimi ve ebeveyn tutumları üzerine yapılan güncel araştırmalar, ebeveyn katılımının çocukların davranışsal gelişimi üzerindeki etkisini vurgulamaktadır. Özellikle erken çocukluk döneminde, ebeveynlerin toplumsal cinsiyet algıları ve tutumları, çocukların sosyal-duygusal gelişimini doğrudan etkilemektedir (Nafisah vd., 2023). Bu bağlamda, ilk çocuk sahibi ebeveynlerin daha yüksek toplumsal cinsiyet algısına sahip olması, çocuklarının gelişiminde daha eşitlikçi ve destekleyici bir ortam oluşturma potansiyeline işaret etmektedir.

Araştırmanın önemli bulgularından bir diğeri, çocukları okul öncesi eğitim alan annelerin toplumsal cinsiyet algı düzeylerinin, çocukları eğitim almayan annelere kıyasla anlamlı derecede daha yüksek olmasıdır. Bu bulgu, okul öncesi eğitimin sadece çocuklar üzerinde değil, aynı zamanda ebeveynler üzerinde de önemli bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Literatür incelendiğinde, erken çocukluk döneminde verilen eğitimin aile dinamikleri üzerindeki dönüştürücü etkisi dikkat çekmektedir. Ebeveynlerin, özellikle de annelerin, çocuklarının okul öncesi eğitim sürecine katılımları, onların kendi tutum ve algılarını da şekillendirmektedir. Araştırmalar, okul öncesi eğitimin ailelere sunduğı rehberlik ve eğitim fırsatlarının, ebeveynlerin çocuk yetiştirme tutumlarını ve toplumsal değer yargılarını olumlu yönde etkilediğini göstermektedir (Amin ve Eliasa, 2023). Okul öncesi eğitim kurumları, çocukların sosyal gelişimlerini desteklerken, aynı zamanda

ebeveynlere de yeni bakış açıları kazandırmaktadır. Ebeveynler, çocuklarının okul öncesi eğitim sürecinde edindikleri deneyimler ve etkileşimler sayesinde, toplumsal cinsiyet rollerine ilişkin daha eşitlikçi ve çağdaş bir anlayış geliştirme fırsatı bulmaktadır. Bu süreçte, okul-aile işbirliği ve eğitim programlarının içeriği, ebeveynlerin toplumsal cinsiyet algılarının şekillenmesinde önemli rol oynamaktadır. Araştırmalar, ebeveynlerin çocuklarının eğitim sürecine aktif katılımının, onların kendi tutum ve davranışlarını sürekli olarak gözden geçirmelerine ve geliştirmelerine olanak sağladığını göstermektedir. Özellikle erken çocukluk döneminde, çocukların cinsiyet rollerine ilişkin ipuçlarını aktif olarak çevrelerinden aradıkları ve bu süreçte ebeveynlerin tutumlarının belirleyici olduğu vurgulanmaktadır (Ekyana vd., 2021).

Araştırmanın diğer bir ilgi çekici bulgusu da, erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algılarının aile gelir düzeyine göre anlamlı bir farklılık göstermemesidir. Düşük, orta ve yüksek gelir gruplarındaki annelerin toplumsal cinsiyet algı düzeylerinin benzer olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgu, toplumsal cinsiyet algısının ekonomik faktörlerden bağımsız olarak şekillenebileceğini göstermektedir. Literatür incelendiğinde, sosyoekonomik statü ve toplumsal tutumlar arasındaki ilişkiye dair farklı bulgular göze çarpmaktadır. Örneğin, Türkiye'de yapılan güncel araştırmalar, gelir düzeyinin toplumsal tutumlar üzerindeki etkisinin tutarlı olduğunu, ancak bu etkinin yönünün ve şiddetinin farklı dönemlerde değişkenlik gösterebileceğini ortaya koymaktadır (Yorulmaz, 2023). Bu bağlamda, bizim bulgularımız, toplumsal cinsiyet algısının gelir düzeyinden ziyade, başka sosyal ve kültürel faktörlerden etkilendiğini göstermektedir. Sosyoekonomik statünün çocuk gelişimi ve aile dinamikleri üzerindeki etkilerini inceleyen araştırmalar, ebeveynlerin eğitim düzeyi ve gelir durumunun çocukların gelişimsel süreçlerini etkilediğini göstermektedir (Spencer vd., 2022). Ancak bizim çalışmamız, annelerin toplumsal cinsiyet algılarının ekonomik koşullardan bağımsız olarak şekillenebileceğini ortaya koyarak, bu alanda yeni bir perspektif sunmaktadır. Bu bulgu, toplumsal cinsiyet eşitliği çalışmalarında ekonomik faktörlerin yanı sıra, sosyal ve kültürel dinamiklerin de dikkate alınması gerektiğini vurgulamaktadır.

Araştırmanın temel bulgusu, çekirdek aile ve geniş aile yapısına sahip annelerin toplumsal cinsiyet algılarının anlamlı bir farklılık göstermediğini ortaya koymuştur. Bu sonuç, modern toplumda aile yapılarının değişen doğasını ve toplumsal algıların dönüşümünü yansıtmaları açısından önemlidir. Tarihsel ve demografik süreçler, geleneksel aile yapısından modern aile yapısına geçişi önemli ölçüde

etkilemiş, bu süreçte aile yapısı, işlevleri ve ebeveynlik pratikleri değişime uğramıştır (Bundalevska, 2020). Araştırmanın sonuçları, aile yapısının tek başına toplumsal cinsiyet algısını belirleyen bir faktör olmadığını göstermektedir. Bu bulgu, günümüz toplumunda çekirdek ve geniş aile yapılarının, toplumsal cinsiyet rolleri ve algıları üzerindeki etkisinin geçmişe kıyasla farklılaştığını düşündürmektedir. Modern toplumda, özellikle sanayi devrimi sonrasında çekirdek aile modelinin baskın hale gelmesi, ancak buna rağmen toplumsal cinsiyet algılarında aile yapısına göre anlamlı bir farklılaşmanın görülmemesi, toplumsal değerlerin ve algıların daha karmaşık dinamiklerle şekillendiğini göstermektedir. Literatürdeki araştırmalar, farklı aile yapılarının bireylerin öznel iyi oluşları üzerinde etkili olabileceğini göstermektedir (Dinisman vd., 2017; Lin ve Yi, 2018). Ancak mevcut araştırma, bu etkinin toplumsal cinsiyet algısı özelinde geçerli olmayabileceğini ortaya koymaktadır. Bu durum, toplumsal cinsiyet algısının oluşumunda aile yapısından ziyade, eğitim, medya, sosyal çevre gibi diğer faktörlerin daha belirleyici olabileceğini düşündürmektedir. Bu bulgular ışığında, toplumsal cinsiyet algısının şekillenmesinde aile yapısından çok, ailenin işlevselliği, aile içi iletişim kalitesi ve ebeveynlik tutumlarının daha önemli olabileceği söylenebilir.

Araştırmanın diğer önemli bulgularından biri, çocuk büyüme sürecinde sosyal destek alan annelerin, almayanlara kıyasla daha yüksek düzeyde toplumsal cinsiyet algısına sahip olduklarının belirlenmesidir. Bu bulgu, sosyal desteğin annelerin algı ve tutumları üzerindeki olumlu etkisini göstermesi açısından dikkat çekicidir. Literatür incelendiğinde, sosyal desteğin anne-çocuk ilişkisinde koruyucu bir faktör olarak işlev gördüğü görülmektedir (Lefkovics vd., 2018). Sosyal destek alan annelerin, çocuk yetiştirme sürecinde daha olumlu duygusal deneyimler yaşadıkları ve bu durumun onların genel algı ve tutumlarını olumlu yönde etkilediği anlaşılmaktadır. Bu bağlamda, araştırmamızın bulguları, sosyal desteğin toplumsal cinsiyet algısı üzerindeki olumlu etkisini destekler niteliktedir. Anne-çocuk ilişkisinde toplumsal cinsiyet rollerinin şekillenmesinde, annenin aldığı sosyal desteğin niteliği ve niceliği önemli bir rol oynamaktadır. Araştırmalar, özellikle çocuk yetiştirme sürecinde annelerin, babalara kıyasla daha fazla ebeveynlik stresi yaşadıklarını ve çocuklarının davranışlarındaki değişimlere karşı daha duyarlı olduklarını göstermektedir (Vargas-Rubilar vd., 2023). Bu bağlamda, sosyal destek alan annelerin daha eşitlikçi toplumsal cinsiyet algısına sahip olmaları, aldıkları desteğin onlara sağladığı duygusal ve

pratik kaynaklarla açıklanabilir. Araştırmamızın sonuçları, sosyal desteğin yalnızca pratik bir yardım mekanizması olmadığını, aynı zamanda annelerin toplumsal cinsiyet algılarının şekillenmesinde de önemli bir rol oynadığını göstermektedir. Sosyal destek alan annelerin daha yüksek toplumsal cinsiyet algı düzeylerine sahip olmaları, bu desteğin onların dünya görüşlerini ve toplumsal rollere ilişkin algılarını genişlettiğini düşündürmektedir.

Araştırmanın dikkat çekici bulgularından bir diğerinde, erken çocukluk dönemi annelerinin toplumsal cinsiyet algılarının, hayatlarının büyük bölümünü geçirdikleri yerleşim yerine (köy, kasaba, küçük şehir ve büyük şehir) göre anlamlı bir farklılık göstermemesidir. Bu bulgu, toplumsal cinsiyet algısının coğrafi yerleşim yerinden bağımsız olarak şekillenebileceğini göstermektedir. Bu sonuç, geleneksel beklentilerle çelişmektedir. Genellikle, kentsel ve kırsal bölgeler arasında sosyal tutumlar açısından belirgin farklılıklar olduğu varsayılır. Ancak araştırmamız, annelerin toplumsal cinsiyet algılarının yaşadıkları yerleşim yerinden bağımsız olarak benzer düzeylerde olduğunu ortaya koymaktadır. Bu durum, modern iletişim teknolojilerinin yaygınlaşması ve bilgiye erişimin kolaylaşması ile açıklanabilir. Literatürdeki araştırmalar, yerleşim yeri farklılıklarının sosyal tutumlar üzerindeki etkisinin zaman içinde değişebileceğini göstermektedir (Evans, 2019). Örneğin, sosyodemografik faktörlerin sosyal tutumlar üzerindeki etkisini inceleyen çalışmalar, kentsel ve kırsal bölgeler arasındaki farkların, özellikle eğitim ve bilgiye erişim olanaklarının artmasıyla birlikte azalma eğiliminde olduğunu ortaya koymaktadır (Li, 2004; Ramanarayanan ve Rajeev, 2020). Bu bağlamda, bizim bulgularımız da toplumsal cinsiyet algısının coğrafi konumdan ziyade, diğer sosyal ve kültürel faktörlerden etkilendiğini göstermektedir. Diğer bir ifade ile yerleşim yeri farklılıklarının toplumsal cinsiyet algısı üzerinde belirleyici olmaması, dijital platformlar ve medya aracılığıyla toplumsal cinsiyet eşitliği mesajlarının her kesime ulaşabildiğini göstermektedir.

Yapılan araştırmada, erken çocukluk dönemi annelerinin kendi ebeveynlerinden edindikleri ebeveynlik stillerinin (demokratik, otoriter, aşırı koruyucu, ilgisiz, aşırı hoşgörülü ve dengesiz) toplumsal cinsiyet algıları üzerindeki etkisi incelenmiştir. Bulgularda, annelerin ebeveynlerinin sergiledikleri farklı ebeveynlik stillerinin toplumsal cinsiyet algılarında anlamlı bir farklılık yaratmadığını göstermiştir. Başka bir deyişle, annelerin kendi ebeveynlik stillerine ilişkin algıları, toplumsal cinsiyet algılarını etkilememekte ve bu durum tüm anneler için benzer bir görünüm sergilemektedir. Literatürde, ebeveynlik tarzlarının

çocukların cinsiyet algıları üzerinde çeşitli etkiler yarattığına dair bulgular mevcuttur. Örneğin, Kleftras ve Alexopoulos (2015) tarafından gerçekleştirilen bir çalışmada, çocukların ebeveynlerinin ebeveynlik tarzlarının, çocukların duygusal durumları üzerindeki etkisi incelenmiştir. Bu araştırmada da ebeveynlerin stil algılarının, çocukların duygusal sağlığı üzerinde belirleyici bir faktör olduğu ortaya çıkmıştır. Bununla birlikte, Lee ve Cochran'un (2023) çalışmasında ise ebeveynlik stillerinin çocukların davranış gelişiminde kültürel etmenlerle birlikte işlediği, özellikle Güney Kore bağlamında ebeveyn tutumlarının erkek ve kız çocukları üzerindeki etkilerinin farklılık gösterdiği vurgulanmaktadır. Özellikle otoriter ebeveynlik tarzının, erkek çocuklar üzerinde olumlu bir etki yarattığı bulunmuştur. Araştırmamızın bulguları, farklı kültürel bağlamlarda ebeveynlik stillerinin toplumsal cinsiyet algılarındaki farklılıklar üzerindeki etkilerini desteklemekte, ancak bizdeki bulguların genel geçerliliği üzerine sorgulanabilirlik taşımaktadır. Bir olasılık olarak, farklı sosyal normların ve kültürel dinamiklerin, annelerin toplumsal cinsiyet algılarını şekillendiren faktörler olduğunu ifade edebiliriz. Örneğin, Lin ve diğerlerinin (2023) yaptıkları bir araştırma, ebeveynlik stilleri ile çocukların davranışsal sorunları arasında güçlü bir ilişki bulmuş ve annelerin destekleyici tutumlarının artırılmasının önemine dikkat çekmiştir.

Sonuç ve Öneriler

Bu araştırma, erken çocukluk dönemi annelerinin çeşitli demografik özellikleri açısından toplumsal cinsiyet algılarının nasıl değişimlendiğini belirlemeyi amaçlamıştır. Araştırma sonuçları, bireysel, ailesel ve sosyokültürel faktörler çerçevesinde değerlendirilmiştir. Araştırmada bireysel faktörler bağlamında önemli bulgular ortaya koymuştur. İlk olarak eğitim düzeyini ele alacak olursak, yükseköğrenim mezunu annelerin toplumsal cinsiyet algı düzeyleri, ilköğretim ve altı eğitim düzeyine sahip annelere kıyasla anlamlı derecede daha yüksek bulunmuştur. Bu sonuç, eğitimin toplumsal cinsiyet eşitliği algısının gelişimindeki kritik rolünü vurgulamaktadır. İkinci olarak annelerin istihdam durumunun toplumsal cinsiyet algısı üzerindeki etkisi de araştırmanın önemli bulgularından biridir. Çalışan annelerin toplumsal cinsiyet algı düzeylerinin, çalışmayan annelere göre daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgu, istihdamın kadınların toplumsal cinsiyet rollerine yönelik daha eşitlikçi bir bakış açısı geliştirmelerine katkıda bulunduğunu göstermektedir. Bununla birlikte, araştırma bazı demografik değişkenlerin toplumsal cinsiyet algısı üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığını göstermiştir. Araştırma sonuçları, yaş grupları ve medeni durumun toplumsal cinsiyet algısı üzerinde anlamlı

bir etkiye sahip olmadığını ortaya koymuştur. Bu sonuç, toplumsal cinsiyet algısının yaş ve medeni durumdan ziyade, diğer bireysel faktörlerle daha güçlü bir ilişki içinde olduğunu göstermektedir. Benzer şekilde baba eğitim düzeyi (eşlerin), annelerin toplumsal cinsiyet algıları üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmamıştır.

İkinci olarak demografik değişkenlerin aile faktörlerini ele alırsak annelerin kendi ebeveynlerinden edindikleri ebeveynlik stillerinin toplumsal cinsiyet algıları üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmamıştır. Benzer şekilde, araştırma sonuçları, aile yapısı (çekirdek, geniş ve tek ebeveynli) ve gelir düzeyinin toplumsal cinsiyet algısı üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığını göstermiştir. Çocuğun cinsiyeti toplumsal cinsiyet algısını etkilemezken, doğum sırasının önemli bir faktör olduğu belirlenmiştir. Diğer bir deyişle, doğum sırası açısından değerlendirildiğinde, ilk çocuğu 3-6 yaş aralığında olan annelerin toplumsal cinsiyet algı düzeylerinin, ikinci veya daha sonraki çocukları bu yaş aralığında olan annelere kıyasla daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgu, ilk çocuk deneyiminin annelerin toplumsal cinsiyet algılarının şekillenmesindeki önemini ortaya koymaktadır. Diğer bir çarpıcı sonuç ise sosyal desteğin toplumsal cinsiyet algısı üzerindeki olumlu etkisidir. Çocuk büyütme sürecinde sosyal destek alan annelerin, almayanlara kıyasla daha yüksek toplumsal cinsiyet algısına sahip oldukları belirlenmiştir. Bu bulgu, sosyal desteğin annelerin toplumsal cinsiyet algılarının gelişimindeki rolünü göstermektedir.

Üçüncü ve demografik değişkenlerin son kategorisi olan sosyokültürel faktörlerde toplumsal cinsiyet algısına etkisi açısından önemli sonuçlar göze çarpmaktadır. Okul öncesi eğitimin etkisi incelendiğinde, çocukları okul öncesi eğitim alan annelerin toplumsal cinsiyet algı düzeylerinin, çocukları eğitim almayan annelere kıyasla daha yüksek olduğu belirlenmiştir. Bu sonuç, okul öncesi eğitimin sadece çocuklar üzerinde değil, aynı zamanda ebeveynler üzerinde de olumlu etkiler yarattığını göstermektedir. Bununla birlikte, annelerin yaşamlarının büyük bölümünü geçirdikleri yerleşim yerinin (köy, kasaba, küçük şehir, büyük şehir) toplumsal cinsiyet algıları üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmaması ise dikkat edilmesi gereken bir diğer sonuçtur. Bu araştırmadan elde edilen bulgular ışığında, gelecekte yapılacak araştırmalara yönelik çeşitli öneriler geliştirmek mümkündür.

Araştırmamızda, eğitim düzeyinin toplumsal cinsiyet algısı üzerindeki etkisi göz önüne alındığında, farklı eğitim düzeylerindeki annelerin toplumsal cinsiyet algılarının karşılaştırmalı olarak incelenmesi önerilmektedir. Bu araştırmalarda, eğitim düzeyinin yanı sıra eğitimin içeriği ve

kalitesinin de toplumsal cinsiyet algısı üzerindeki etkilerinin değerlendirilmesi önem taşımaktadır. Benzer şekilde, istihdam durumunun toplumsal cinsiyet algısı üzerindeki etkisi dikkate alınarak, çalışan ve çalışmayan annelerin toplumsal cinsiyet algı düzeylerinin karşılaştırmalı olarak incelenmesi önerilmektedir. Bu araştırmalarda, iş-yaşam dengesi, kariyer gelişimi ve ebeveynlik rollerinin etkileşiminin derinlemesine analiz edilmesi, literatüre yeni perspektifler kazandırabilir.

Sosyal desteğin toplumsal cinsiyet algısı üzerindeki olumlu etkisi göz önüne alınarak, farklı sosyal destek türlerinin (aile, arkadaş, profesyonel destek) toplumsal cinsiyet algısı üzerindeki etkilerinin ayrı ayrı incelenmesi önerilmektedir. Bu araştırmaların nitel yöntemlerle desteklenmesi, sosyal destek mekanizmalarının işleyişinin daha iyi anlaşılmasını sağlayacaktır. Ayrıca, okul öncesi eğitimin etkisi bağlamında, çocukları farklı okul öncesi eğitim programlarına devam eden annelerin toplumsal cinsiyet algılarının karşılaştırmalı olarak incelenmesi önerilmektedir. Bu araştırmalarda, okul-aile işbirliği programlarının etkililiğinin de değerlendirilmesi, uygulama alanına katkı sağlayacaktır.

Doğum sırası ve toplumsal cinsiyet algısı arasındaki ilişki göz önüne alınarak, farklı doğum sırasına sahip çocukların annelerinin ebeveynlik deneyimlerinin ve toplumsal cinsiyet algılarının nitel yöntemlerle derinlemesine incelenmesi önerilmektedir. Bu araştırmalar, ilk çocuk deneyiminin toplumsal cinsiyet algısı üzerindeki etkisinin daha iyi anlaşılmasını sağlayacaktır. Benzer şekilde, kültürel faktörlerin etkisinin daha iyi anlaşılabilmesi için, farklı kültürel bağlamlarda toplumsal cinsiyet algısı arasındaki ilişkiyi inceleyen karşılaştırmalı çalışmaların yapılması önerilmektedir. Bu araştırmalar, kültürel değerlerin ve normların bu ilişki üzerindeki etkisinin anlaşılmasına katkı sağlayacaktır.

Babaların da araştırmaya dâhil edildiği çalışmaların yapılması, toplumsal cinsiyet algı düzeylerinin daha kapsamlı bir şekilde anlaşılmasını sağlayacaktır. Anne-baba etkileşiminin ve ortak ebeveynlik deneyimlerinin toplumsal cinsiyet algısı üzerindeki etkilerinin incelenmesi önerilmektedir. Buna ek olarak, dijital çağın getirdiği yeni dinamikler göz önünde bulundurularak, dijital ebeveynlik pratiklerinin toplumsal cinsiyet algısı üzerindeki etkilerinin incelenmesi önerilmektedir. Sosyal medya kullanımı, çevrimiçi ebeveynlik toplulukları ve dijital ebeveynlik kaynaklarının toplumsal cinsiyet algısı üzerindeki etkilerinin araştırılması, güncel literatüre önemli katkılar sağlayacaktır.

Son olarak, metodolojik açıdan, karma yöntem

araştırmalarının yapılması önerilmektedir. Nicel verilerin nitel bulgularla desteklenmesi, çeşitli demografik özellikler açısından toplumsal cinsiyet algılarının daha derinlemesine anlaşılmasını sağlayacaktır. Özellikle fenomenolojik çalışmalar ve derinlemesine görüşmeler, annelerin deneyimlerinin ve algılarının daha iyi anlaşılmasına katkı sağlayabilir. Gelecekte yapılacak araştırmalarda, farklı sosyoekonomik düzeylerdeki aileleri kapsayan örneklem gruplarının kullanılması ve araştırma sonuçlarının genellenebilirliğinin artırılması önerilmektedir. Ayrıca, müdahale programlarının etkililiğini değerlendiren deneysel çalışmaların yapılması, uygulama alanına katkı sağlayacaktır.

Etik Komite Onayı: Bu araştırma için İstanbul Ticaret Üniversitesi etik kurulundan etik kurul onayı (Tarih: 24.12.2024, No: E-65836846-044-341686) alınmıştır.

Katılımcı Onamı: Yazılı onam bu çalışmaya katılan tüm katılımcılardan alınmıştır.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları: Fikir-B.B.; Tasarım-B.B., M.İ.; Denetleme-M.İ.; Kaynaklar-B.B., M.İ.; Veri Toplanması ve/veya İşlemesi-B.B.; Analiz ve/veya Yorum-B.B., M.İ.; Literatür Taraması-B.B.; Yazıyı Yazan-B.B., M.İ.; Eleştirel İnceleme-M.İ.

Çıkar Çatışması: Yazarlar, çıkar çatışması olmadığını beyan etmiştir.

Finansal Destek: Yazarlar, bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

Ethics Committee Approval: Ethics committee approval was received for this study from the ethics committee of Istanbul Ticaret University (Date: 24.12.2024, Number: E-65836846-044-341686).

Informed Consent: Written informed consent was obtained from patients who participated in this study.

Peer-review: Externally peer-reviewed.

Author Contributions: Concept-B.B.; Design-B.B., M.İ.; Supervision-M.İ.; Resources-B.B., M.İ.; Data Collection and/or Processing-B.B.; Analysis and/or Interpretation-B.B., M.İ.; Literature Search-B.B.; Writing Manuscript-B.B., M.İ.; Critical Review-M.İ.

Conflict of Interest: The authors have no conflicts of interest to declare.

Financial Disclosure: The authors declared that this study has received no financial support.

Kaynaklar

Altınova, H. H., & Duyan, V. (2013). Toplumsal cinsiyet algısı ölçeğinin geçerlik güvenirlik çalışması. *Toplum ve Sosyal Hizmet*, 24(2), 9-22. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/tsh/issue/48480/614123>

Amin, A. A., & Eliasa, E. I. (2023). Parenting skills as the closest teacher to early childhood at home. *JPUD - Jurnal Pendidikan Usia Dini*, 17(2), 312-330. <https://doi.org/10.21009/jpud.172.09>

Barclay, K. J., Lyngstad, T. H., & Conley, D. C. (2021). The production of inequalities within families and across generations: The intergenerational effects of birth order on educational attainment. *European Sociological Review*, 37(4), 607-625. <https://doi.org/10.1093/esr/jcab005>

Bozkur, B. (2022). Varyans analizi: Tek yönlü ANOVA ve çift yönlü ANOVA. A. Haktanır, B. Dilmaç ve M. Otrar (Ed.), *Psikolojik danışmanlık ve rehberlik, psikoloji ve diğer sosyal bilimlerde temel istatistik içinde* (ss. 273-298). Nobel Akademi.

Brown, G. L., Craig, A. B., & Halberstadt, A. G. (2015). Parent gender differences in emotion socialization behaviors vary by ethnicity and child gender. *Parenting*, 15(3), 135-157. <https://doi.org/10.1080/15295192.2015.1053312>

Bundalevska, I. A. (2020). Transformations of family structures: Perception of new family models in the Republic of North Macedonia. *Годишен Зборник На Филозофскиот Факултет/the Annual of the Faculty of Philosophy in Skopje*, 73, 461-472. <https://doi.org/10.37510/godzbo2073461ab>

Burke, S., Sugawara, A. I., & Katsurada, E. (1996). Perceptions of childhood family of origin well-being, self-esteem, and attitudes toward the divorced single mother. *Early Child Development and Care*, 126(1), 83-99. <https://doi.org/10.1080/0300443961260106>

Chen, I., Wang, X., Sun, Z., Tang, P., & Chen, P. (2024). Intergenerational transmission of parental child-rearing gender-role attitudes and its influence on gender roles in single-parent families. *BMC Psychology*, 12(1), Article 96. <https://doi.org/10.1186/s40359-024-01594-z>

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.

Dinisman, T., Andresen, S., Montserrat, C., Strózik, D., & Strózik, T. (2017). Family structure and family relationship from the child well-being perspective: Findings from comparative analysis. *Children and Youth Services Review*, 80, 105-115. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2017.06.064>

Dökmen, Z. Y. (1999). Bem cinsiyet rolü envanteri kadınsılık ve erkeksilik ölçekleri Türkçe formunun psikometrik özellikleri. *Kriz Dergisi*, 7(1), 27-40. https://doi.org/10.1501/Kriz_0000000139

- Dökmen, Z. Y. (2010). *Toplumsal cinsiyet, sosyal psikolojik açıklamalar*. Remzi Kitabevi.
- Eccles, J. S., Jacobs, J. E., & Harold, R. D. (1990). Gender role stereotypes, expectancy effects, and parents' socialization of gender differences. *Journal of Social Issues*, 46(2), 183-201. <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.1990.tb01929.x>
- Ekyana, L., Fauziddin, M., & Arifiyanti, N. (2021). Parents' perception: Early childhood social behaviour during physical distancing in the COVID-19 pandemic. *JPUD - Jurnal Pendidikan Usia Dini*, 15(2), 258-280. <https://doi.org/10.21009/jpud.152.04>
- Elbaş, T. D. (2024). Anaokuluna devam eden çocukların ebeveynlerinin ebeveyn öz yeterlik düzeyleri ile sosyal medya kullanımı arasındaki ilişkinin incelenmesi. *Sosyal Gelişim Dergisi*, 2(2), 19-30. <https://sosyalgelisimdergisi.com/index.php/pub/article/view/45>
- Erkan, Z., & Afşin, B. (2023). Bowen'in aile sistemleri teorisi'nde 'Üçgenleşme'. *Sosyal Bilimlerde Aktüel Araştırmalar: Etkiler-Sonuçlar*, 2, 106-133.
- Erzeybek, B. (2015). *Anne-babaların çocuklarını yetiştirirken benimsedikleri toplumsal cinsiyet rolleri tutumları* [Yayımlanmamış yüksek lisans tezi], Ankara Üniversitesi.
- Evans, A. (2019). How cities erode gender inequality: A new theory and evidence from Cambodia. *Gender & Society*, 33(6), 961-984. <https://doi.org/10.1177/0891243219865510>
- George, D. & Mallery, P. (2019). *IBM SPSS statistics 25 step by step: A simple guide and reference* (15th ed.). Routledge.
- Gil-Lacruz, A. I., Gil-Lacruz, M., Bernal, A. G., Flores-García, M., & Domingo-Torrecilla, P. (2023). Labour attitudes towards gender equity in Spain: The role of education throughout an economic cycle. *Gender in Management an International Journal*, 38(8), 1172-1190. <https://doi.org/10.1108/gm-04-2021-0097>
- Guo, X., He, S., Du, Z., Bi, T., & Luo, L. (2020). Gender differences in the intergenerational transmission process of educational aspirations in late childhood. *Sex Roles*, 85(1-2), 100-112. <https://doi.org/10.1007/s11199-020-01206-1>
- Halim, M. L. D., Atwood, S., Osornio, A. C., Pauker, K., Dunham, Y., Olson, K. R., & Gaither, S. E. (2023). Parent and self-socialization of gender intergroup attitudes, perceptions, and behaviors among ethnically and geographically diverse young children. *Developmental Psychology*, 59(10), 1933-1950. <https://doi.org/10.1037/dev0001586>
- Halpern, H. P., & Perry-Jenkins, M. (2016). Parents' gender ideology and gendered behavior as predictors of children's gender-role attitudes: A longitudinal exploration. *Sex Roles*, 74(11-12), 527-542. <https://doi.org/10.1007/s11199-015-0539-0>
- Karadağ, A., & Akçınar, B. (2023). Babaların toplumsal cinsiyet rolleri ve çocuklarının uyumlu sosyal davranışları arasındaki ilişkide çocuk yetiştirme tutumunun rolü. *Gelişim ve Psikoloji Dergisi*, 3(6), 97-106. <https://doi.org/10.51503/gpd.1092754>
- Kilmen, S. (2015). *Eğitim araştırmacıları için SPSS uygulamalı istatistik*. Edge Akademi.
- Kleffaras, G., & Alexopoulos, D. A. (2015). Depressive symptomatology in greek preadolescents: The role of parenting style perceptions. *Marriage & Family Review*, 51(6), 564-585. <https://doi.org/10.1080/01494929.2015.1060286>
- Kocaman, M. (2024). *Spor merkezi üyelerinin serbest zaman doyumu, benlik saygısı ve fiziksel görünüş mükemmeliyetçiliği düzeylerinin incelenmesi*. [Yayımlanmamış yüksek lisans tezi], Selçuk Üniversitesi.
- Lee, B., & Cochran, J. (2023). The influence of perceived parenting styles on Korean children's delinquent behaviors when accounting for gender differences. *Juvenile and Family Court Journal*, 74(4), 53-66. <https://doi.org/10.1111/jfcj.12250>
- Lefkovich, E., Rigó, J., Kovács, I., Talabér, J., Szita, B., Kecskeméti, A., Szabó, L., Somogyvári, Z., & Baji, I. (2018). Effect of maternal depression and anxiety on mother's perception of child and the protective role of social support. *Journal of Reproductive and Infant Psychology*, 36(4), 434-448. <https://doi.org/10.1080/02646838.2018.1475726>
- Li, J. (2004). Gender inequality, family planning, and maternal and child care in a rural Chinese county. *Social Science & Medicine*, 59(4), 695-708. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2003.11.041>
- Lin, W., & Yi, C. (2018). Subjective well-being and family structure during early adolescence: a prospective study. *The Journal of Early Adolescence*, 39(3), 426-452. <https://doi.org/10.1177/0272431618770785>

- Lin, X., Su, X., Huang, S., Liu, Z., Yu, H., Wang, X., Lin, L., Cao, M., Li, X., & Jing, J. (2023). Association between maternal parenting styles and behavioral problems in children with ASD: Moderating effect of maternal autistic traits. *Frontiers in Psychiatry*, 14, Article 1107719. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2023.1107719>
- Lindsey, L. L. (2020). *Gender: Sociological perspectives* (7th ed.). Routledge.
- Luo, X., Wang, H., Xu, J., Liu, H., Suveg, C., & Han, Z. R. (2025). Dynamic processes of parent-adolescent conflict and warmth in Chinese families: Differences between mothers and fathers. *Journal of Youth and Adolescence*. <https://doi.org/10.1007/s10964-025-02160-5>
- Midgette, A. J., Ma, D., Stowe, L. M., & Chernyak, N. (2023). US and Chinese preschoolers normalize household labor inequality. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 120(38), Article e2301781120. <https://doi.org/10.1073/pnas.2301781120>
- Miyata, S., & Yamada, H. (2016). Do female gender role attitudes affect labour market participation in Egypt? *The Journal of Development Studies*, 52(6), 876-894. <https://doi.org/10.1080/00220388.2015.1113262>
- Nafisah, N. a. D., Pranoto, N. Y. K. S., & Nuzulia, N. S. (2023). The impact of father involvement in the early childhood problematic behavior. *JPU D - Jurnal Pendidikan Usia Dini*, 17(1), 14-30. <https://doi.org/10.21009/jpud.171.02>
- Özdoğan, A. A. (2018). Çocuk ve ergenlerin okul dışı zamanlarda spor aktivitelerine katılımı. *Spor ve Performans Araştırmaları Dergisi*, 9(2), 86-101. <https://doi.org/10.17155/omuspd.321959>
- Philip, M., Getachew, A., Shaka, N., & Begum, S. (2019). The congruence between adolescents and their parents' gender-role attitudes in urban slums of Allahabad, India. *Gender Issues*, 37(3), 223-240. <https://doi.org/10.1007/s12147-019-09244-0>
- Pryzgoda, J., & Chrisler, J. C. (2000). Definitions of gender and sex: The subtleties of meaning. *Sex Roles*, 43(7/8), 553-569. <https://link.springer.com/article/10.1023/a:1007123617636>
- Ramanarayanan, V., & Rajeev, K. (2020). Sociodemographic profile of tobacco use and its predictors in Kerala, India. *Population Medicine*, 2(November), 1-6. <https://doi.org/10.18332/popmed/128324>
- Saygan, B. B., & Uludağlı, N. P. (2021). Yaşam boyu toplumsal cinsiyet rollerinin gelişimi. *Psikiyatride Güncel Yaklaşımlar*, 13(2), 354-382. <https://doi.org/10.18863/pgy.789615>
- Sharrow, E. A., Rhodes, J. H., Nteta, T. M., & Greenlee, J. S. (2018). The first-daughter effect: The impact of fathering daughters on men's preferences for gender-equality policies. *Public Opinion Quarterly*, 82(3), 493-523. <https://doi.org/10.1093/poq/nfy037>
- Spencer, N. J., Ludvigsson, J., Bai, G., Gauvin, L., Clifford, S. A., Awad, Y. A., Goldhaber-Fiebert, J. D., Markham, W., Faresjö, Å., White, P. A., Raat, H., Jansen, P., Nikiema, B., Mensah, F. K., & McGrath, J. J. (2022). Social gradients in ADHD by household income and maternal education exposure during early childhood: Findings from birth cohort studies across six countries. *PLoS ONE*, 17(3), Article e0264709. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0264709>
- Tabachnick, B. G. & Fidell, L. S. (2014). *Using multivariate statistics* (6th ed.). Pearson Education Limited.
- Ünser, A. F., & Ören, M. (2024). Investigation of early childhood and primary school education teacher candidates' attitudes to gender roles in terms of gender, grade, mother's and father's education levels. *Anadolu Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 8(2), 755-777. <https://doi.org/10.34056/aujef.1355552>
- Vargas-Rubilar, J., Richaud, M. C., Balabanian, C., & Lemos, V. (2023). Parenting, gender, and perception of changes in children's behavior during the COVID-19 pandemic. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 20(15), Article 6452. <https://doi.org/10.3390/ijerph20156452>
- West, C., & Zimmerman, D. H. (1987). Doing gender. *Gender & Society*, 1(2), 125-151. <https://doi.org/10.1177/0891243287001002002>
- World Health Organization. (2022). *Gender*. Retrieved February 15, 2025, from <https://www.who.int/health-topics/gender>
- Yorulmaz, Ö. (2023). Are the determinants of attitudes toward abortion changing in Türkiye? *Sexuality Research and Social Policy*, 20(4), 1610-1622. <https://doi.org/10.1007/s13178-023-00806-2>
- Zheng, J., & Chen, B. (2025). Parent-adolescent discrepancies in perceiving parental psychological control and autonomy support predict adolescents' psychological adjustment: Does adolescent gender make a difference? *Journal of Youth and Adolescence*. <https://doi.org/10.1007/s10964-025-02144-5>

Further Evaluation of the Psychometric Properties of the Self-Forgiveness Dual Process Scale: Evidence of Measurement Invariance Across Gender

Kendini Affetme İkili Süreç Ölçeğinin Psikometrik Özelliklerinin İleri Düzeyde Değerlendirilmesi: Cinsiyetler Arasında Ölçme Değişmezliğine İlişkin Kanıtlar

Fatih AYDIN¹



Sivas Cumhuriyet University Faculty of
Education Department of Guidance and
Psychological Counseling, Sivas, Türkiye



ABSTRACT

The present study aims to examine the psychometric properties of the Self-Forgiveness Dual Process Scale. Within the scope of the research, it was planned to test the measurement invariance of the Turkish version of the scale across genders. The study sample consists of 261 university students, comprising 168 (64.37%) females and 93 (35.63%) males. The mean age of the participants was calculated to be 21.39 (SD = 2.91). The Personal Information Form and the Turkish version of the Self-Forgiveness Dual Process Scale were used as data collection tools. The results of Confirmatory Factor Analysis (CFA) showed that the scale provided sufficient evidence for the construct validity ($\chi^2/df = 1.654$, CFI = .980, TLI = .973, GFI = .999, RMSEA = .050, SRMR = .067). In addition, multi-group CFA revealed significant findings regarding configural, metric, scalar, and strict invariance across genders. In addition, convergent validity findings for the whole scale were borderline for the Value Reorientation (VRO) Subscale (AVE = .483), while they were sufficient for the Esteem Restoration (ERS) Subscale (AVE = .642). Finally, the analyses regarding the internal consistency reliability (McDonald $\omega = .821$ and Cronbach's $\alpha = .817$ for VRO; McDonald $\omega = .888$ and Cronbach's $\alpha = .886$ for ERS) and split-half reliability ($r = .845$ for VRO; $r = .913$ for ERS) of the scale exhibited good results. The results demonstrated that the Turkish version of the Self-Forgiveness Dual Process Scale is a psychometrically sound measurement tool suitable for use with university students. Specifically, evidence was presented indicating that the scale demonstrated similar measurement performance in both males and females.

Keywords: Self-forgiveness, measurement invariance, gender, validity

Öz

Bu çalışmanın amacı Kendini Affetme İkili Süreç Ölçeğinin psikometrik özelliklerinin incelenmesidir. Araştırma kapsamında bilhassa ölçeğin Türkçe formunun cinsiyetler arasında ölçüm değişmezliğinin test edilmesi planlanmıştır. Araştırmanın örneklemini 168 (%64,37) kadın ve 93 (%35,63) erkek olmak üzere toplam 261 üniversite öğrencisi oluşturmaktadır. Katılımcıların yaş ortalaması 21,39 (SS = 2,91) olarak hesaplanmıştır. Araştırmada veri toplama aracı olarak Kişisel Bilgi Formu ve Kendini Affetme İkili Süreç Ölçeği Türkçe Formu kullanılmıştır. Doğrulamalı Faktör Analizi (DFA) ile elde edilen sonuçlar ölçeğin yapı geçerliğine ilişkin yeterli kanıtlar sunduğunu göstermiştir ($\chi^2/sd = 1,654$, CFI = ,980, TLI = ,973, GFI = ,999, RMSEA = ,050, SRMR = ,067). Bunun yanı sıra, çoklu grup DFA cinsiyetler arasında şekilsel, metrik, skalar ve katı değişmezliğe ilişkin anlamlı bulgular ortaya koymuştur. Ayrıca, ölçeğin tümü için yakınsak geçerlik bulguları Pozitif Değere Yeniden Yönelim Alt Boyutu (PDYY) için sınırdan iken (AVE = ,483), Kişisel Saygının Yenilenmesi Alt Boyutu (KSY) için yeterli düzeydedir (AVE = ,642). Son olarak, ölçeğin iç tutarlık güvenirliği (PDYY için McDonald $\omega = ,821$ ve Cronbach's $\alpha = ,817$; KSY için McDonald $\omega = ,888$ ve Cronbach's $\alpha = ,886$) ve iki yarı güvenirliği (PDYY için $r = ,845$; KSY için $r = ,913$) ile ilgili analizler iyi sonuçlar vermiştir. Sonuçlar Kendini Affetme İkili Süreç Ölçeği Türkçe Formunun üniversite öğrencileriyle kullanılmaya uygun, psikometrik olarak geçerli bir ölçüm aracı olduğunu göstermiştir. Özellikle, ölçeğin kadın ve erkeklerde benzer ölçüm performansı gösterdiğine ilişkin kanıtlar ortaya kovulmuştur.

Anahtar Kelimeler: Kendini affetme, ölçüm değişmezliği, cinsiyet, geçerlik

Geliş Tarihi/Received 24.06.2025
Kabul Tarihi/Accepted 12.08.2025
Yayın Tarihi/Publication 31.08.2025
Date

Sorumlu Yazar/Corresponding author:
Fatih AYDIN

E-mail: faydin@cumhuriyet.edu.tr

Cite this article: Aydın, F. (2025). Further evaluation of the psychometric properties of the self-forgiveness dual process scale: Evidence of measurement invariance across gender. *Journal of Psychometric Research*, 3(2), 98-106.



Content of this journal is licensed under a
Creative Commons Attribution-
NonCommercial 4.0 International License.

Introduction

Forgiveness is a multifaceted construct that plays a crucial role in individuals' spiritual and psychological well-being (Chen et al., 2019; Noviyanty et al., 2022). It is a pardon people ask from others for their inappropriate behaviors (Yucel & Vaish, 2021). Sometimes it means the mercy that believers ask from God for their offenses, also called *divine forgiveness* (Fincham, 2022). Forgiveness is often conceptualized as a trait-like mechanism, a reasonably stable tendency to respond to the misbehaviors of others toward oneself, regardless of whether the offenders ask for forgiveness or not (Strelan, 2017). Besides, unlike *dispositional forgiveness*, well-established research often adopts forgiveness as a state reaction. Therefore, forgiveness can be described as an act for the peaceful resolution of intrapersonal, or more deeply, internal conflicts. The second, *self-forgiveness*, is identified as a key factor unlocking better flourishing in life (Aydın, 2025).

Self-forgiveness refers to “a willingness to abandon self-resentment in the face of one’s own acknowledged objective wrong while fostering compassion, generosity, and love toward oneself” (Enright, 1996, p. 115). It is a journey to inward world, where individuals confront with their wrongdoings, admit them, take action to repair the damage they have caused, comprehend the circumstances prompt them to offend, accept that they can sometimes do bad things like everyone else, show mercy and love to themselves, gain awareness, learn from their mistakes, find meaning in these experiences, and sincerely commit to not to do such things in the future (internal change) (Webb et al., 2017). Therefore, this process results in an increased amount of knowledge, awareness, and maturation. Hence, people remedy their self-worth and become aware that, as individuals, they are more than the destructive behaviors they displayed earlier (Holmgren, 1998). There are valuable attributes that make any individual special and worthy of love. This type of mindset enables individuals to remove the scars of negative feelings and be free from self-directed hatred (Hall & Fincham, 2005).

Based on individual conceptualizations, researchers have developed numerous psychological assessment tools targeting self-forgiveness. These tools include the Forgiveness of Self and Others Scale (Mauger et al., 1992), State Self-Forgiveness Scale (Wohl et al., 2008), Differentiated Self-Forgiveness Scale (Woodyatt & Wenzel, 2013), Enright Self-Forgiveness Scale (Kim et al., 2022), Forgiveness of Self Scale (Regalia & Pelucchi, 2024), Heartland Forgiveness Scale – Self (Thompson et al., 2005),

Self-Forgiveness Dual-Process Scale (SF-DPS, Griffin et al., 2018), and more. Each scale has a unique item wording, factorial structure, and attributes that are focused on. There is also criticism on some of the scales (e.g., Tangney et al., 2005) that the specific items do not measure self-forgiveness. In Türkiye, several tools are available to assess self-forgiveness. The adapted versions of Heartland Forgiveness Scale – Self (Bugay & Demir, 2010) and State Self-Forgiveness Scale (Aydın & Yerin-Güneri, 2017) are available in Turkish. Additionally, Ersanlı and Vural Batık (2015) developed the Forgiveness Scale, which includes a subscale comprising three items to measure self-forgiveness. More recently, the SF-DPS has been adapted to Turkish by Kaya et al. (2023) in a sample of college students.

The SF-DPS is built on two distinct features of self-forgiveness: value reorientation and esteem restoration. Value reorientation entails acknowledging personal accountability and showing readiness to atone for involvement in events that may have caused moral harm (Griffin et al., 2024). The sample items include “I would take back what I’ve done if I could” and “My actions violated something important to me.” On the other hand, the process of esteem restoration centers on maintaining a sense of personal value and growth potential, regardless of one’s imperfections and failures (Griffin et al., 2018). The sample items include “I still love myself even though I did wrong” and “I feel like a valuable person despite my wrongdoing.” The Turkish version of the scale was reported to exhibit good results in terms of construct, convergent, and discriminant validities (Kaya et al., 2023). Moreover, there was also evidence of excellent reliability. However, the adaptation study lacks psychometric evaluations, including measurement invariance.

Measurement invariance refers to the degree to which a measurement instrument operates equivalently across different groups or conditions (Van de Schoot et al., 2012). Ensuring invariance is a fundamental prerequisite for making valid cross-group comparisons (Jeong & Lee, 2019). The concept is typically examined at multiple levels (Schmitt & Kuljanin, 2008): configural, metric, scalar, and strict. Configural invariance assesses whether the basic factor structure is consistent across groups. Metric invariance tests whether factor loadings are equivalent, suggesting that the items are related to the latent variable in the same way. Scalar invariance further requires equal item intercepts, allowing for a meaningful comparison of latent means. Finally, strict invariance assumes equality of residual variances, which supports direct comparisons of observed scores. Establishing these levels of invariance is

crucial in psychological, educational, and social science research to ensure the validity of inferences drawn from group comparisons.

The present study aims to extend the current findings on the Turkish version of the SF-DPS. The scale was selected explicitly since the SF-PDS focuses mainly on self-forgiveness processes, unlike more general scales that capture different types of forgiveness with multiple subscales. Therefore, to fill the gap in evidence regarding measurement invariance, the primary purpose of the present study is to test measurement invariance across gender. Additionally, the construct, convergent, and discriminant validities, as well as the internal consistency and split-half reliabilities, were investigated.

Methods

Participants

By employing the convenience sampling method, the present study recruited 261 college students, 168 females (64.37%) and 93 males (35.63%), who volunteered to participate in the study. The average age was 21.39 with a standard deviation of 2.91. In terms of college grade, the sample comprises 45 freshmen (17.24%), 133 sophomores (50.96%), 42 juniors (16.09%), and 41 seniors (15.71%). In addition, the perceived socio-economic status of the majority of the sample was middle-income ($n = 226$, 86.59%), followed by low-income ($n = 23$, 8.81%) and high-income ($n = 12$, 4.60%).

Measurement Tools

Demographic Information Form

This form was prepared by the author to obtain necessary demographic information. It comprises four questions regarding sex, age, college grade, and perceived socio-economic status.

Self-Forgiveness Dual-Process Scale (SF-DPS)

This scale was developed by Griffin et al. (2018), grounded in Social Cognitive Theory, and aims to capture self-forgiveness based on two distinct components, Value Reorientation (VRO) and Esteem Restoration (ERS). The scale comprises ten items with a seven-point Likert-type scoring system, five items for each subscale. The assessment is based on subscales; hence, there is no total score. Higher scores obtained from the subscales indicate higher self-forgiveness. The scale was adapted into Turkish by Kaya et al. (2023) and exhibited good construct,

convergent, discriminant, and concurrent validities. It was also reported in the Turkish adaptation that the scale performed perfectly in terms of reliability.

Procedures

Ethics committee approval was received for this study from the ethics committee of Sivas Cumhuriyet University (Date: June 19, 2025, Number: E-99711239-050.04-576210). After obtaining the ethics committee approval, the author merged the data collection tools into an online questionnaire and distributed it through social media accounts and instant messaging platforms to reach potential participants. An informed consent form was placed at the very beginning of the online questionnaire. Individuals who did not consent were not permitted to complete the survey. The present study has some inclusion criteria, which are also stated in the informed consent form. Therefore, participants under 18 years of age who were not currently enrolled in an undergraduate program were excluded from the study. Data collection was done in one week. The target sample size for the study was thought to be 200, considering the several cut-offs suggested by widely adopted guidelines (Alavi et al., 2020): minimum of 200 participants, a ratio number of participants to number of model variables to be ≥ 10 , and a ratio of number of participants to number of parameters to be ≥ 5 (Myers et al., 2011). After finishing the data collection, the dataset was prepared for the analysis.

Data Analysis

Before proceeding with the analysis, assumption testing was conducted primarily. The dataset was checked for missing entries first, and no missing data was identified. Next, the item scores were transformed into standardized z-values to investigate significant outliers. Again, no significant outliers have been detected. Lastly, the kurtosis and skewness of the item scores were examined to assess the normality assumption. The kurtosis values ranged from -0.532 to 1.648, and skewness values ranged from -1.277 to -0.025, indicating no departure from normal distribution according to widely adopted criteria of ± 2 (George & Mallery, 2019). Therefore, it was ensured that the dataset was suitable for analysis.

Subsequently, Confirmatory Factor Analysis (CFA) was conducted to test the construct validity of the Turkish version of the SF-DPS. The construct validity of the scale was already examined by Kaya et al. (2023); hence, the present study aims to strengthen the previous findings and provide additional evidence. CFA is a widely used statistical

method that enables researchers to examine the theoretical models – structure of a phenomenon – established upon latent and observed variables (Tabachnick & Fidell, 2014). The Diagonally Weighted Least Squares (DWLS) estimation was selected for the analysis since the data were ordinal (DiStefano & Morgan, 2014). This method is very robust to violations of the normality assumption and is often suggested for conducting CFA with non-normal data (Li, 2016). Additionally, the standard error method was employed because the data met the assumption of normality. At first, parameter estimates were checked. Specifically, factor loadings were examined in line with the widely used criteria. Therefore, factor values can be evaluated as poor ($< .32$), fair ($> .45$), good ($> .55$), very good ($> .63$), and excellent ($> .71$) (Tabachnick & Fidell, 2014). Next, the goodness of fit of the model was investigated. Multiple indices were taken into consideration, including chi-squared divided by degrees of freedom (χ^2/df), comparative fit index (CFI), Tucker-Lewis index (TLI), goodness of fit index (GFI), standardized root mean squared residual (SRMR), and root mean squared error of approximation (RMSEA). Widely recommended criteria were adopted for the indices, namely $\chi^2/df < 3$; CFI, TLI, and GFI $> .95$, and SRMR and RMSEA $< .08$ (Hu & Bentler, 1999; Kline, 2016). For RMSEA, values below .05 were considered indicative of an excellent fit, values ranging from .05 to .08 were deemed acceptable, and values exceeding .10 were viewed as evidence of poor fit (Brown, 2015).

The present study also investigated the convergent validity of the Turkish version of the SF-DPS with average variance extracted (AVE) and composite reliability (CR). It was recommended that the AVE values should be greater than .50, and CR values should be greater than .70 cut-off and AVE values (Fornell & Larcker, 1981). Furthermore, discriminant validity was examined by calculating the square root of AVE. The square root of AVE values for the subscales should be greater than .50, and the correlation between the subscales (Fornell & Larcker, 1981; Hair et al., 2010). Additionally, the scales' internal consistency reliability and split-half reliability were assessed. For internal consistency reliability, McDonald's Omega and Cronbach's Alpha were calculated. The results were evaluated with the criteria of .70 (Hair et al., 2016; Nunnally & Bernstein, 1994). The split-half reliability was examined using Pearson correlation. Again, results above .70 indicate a high relationship between the two halves of the dataset (Mukaka, 2012).

Lastly, for the primary purpose of the present study, the evidence of measurement invariance across gender was

investigated. A multigroup CFA was conducted using the same analysis properties as those employed in the first-order CFA. A four-stage procedure suggested by Meredith (1993) was adopted, where configural invariance is tested initially, followed by metric, scalar, and strict invariance. In each test, the model fit was compared to the earlier one. The difference between each model's CFI values and the previous one (ΔCFI) is recommended to be below .01 to conclude that the model exhibits a good fit (Byrne, 2010; Cheung & Rensvold, 2002). All the analyses described here were conducted using the JASP program version 0.19.2. It is a user-friendly software based on an open-source R package and generally doesn't require users to code.

Results

Structural Validity

The first-order CFA model was analyzed using the DWLS estimator and the standard error method, considering that the data are ordinal and meet the assumption of normality. The results revealed that all parameter estimates, including factor loadings, error terms, and covariance between first-order factors, were significant. After this confirmation, the standardized factor loadings and the goodness of fit indices regarding the first-order CFA model for the Turkish version of the SF-DPS were examined (Figure 1). It was found that the standardized factor loadings ranged from .592 to .889 ($p < .001$). Compared to the suggested criteria, it can be concluded that the model exhibits good results (see Table 1). Furthermore, the analysis demonstrated that the first-order CFA model yielded a good fit to the data without the need for any modifications ($\chi^2/df = 1.654$, CFI = .980, TLI = .973, GFI = .999, RMSEA = .050, SRMR = .067).

Figure 1
Parameter Estimates for the First-Order CFA Model

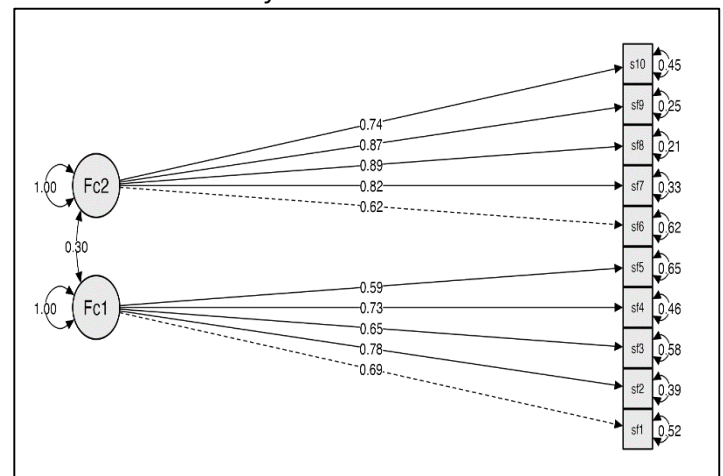


Table 1
Standardized Factor Loadings of the First-Order CFA

Factor	Item	Estimate	Std. Estimate	Std. Error	z-value	p	95% Confidence Interval	
							Lower	Upper
Value Reorientation	SF1	1.000	.690	0.060	11.468	< .001	0.572	0.808
	SF2	1.095	.780	0.075	10.394	< .001	0.633	0.928
	SF3	0.970	.647	0.060	10.749	< .001	0.529	0.765
	SF4	1.153	.733	0.063	11.599	< .001	0.609	0.857
	SF5	0.925	.592	0.054	10.996	< .001	0.486	0.697
Esteem Restoration	SF6	1.000	.620	0.054	11.528	< .001	0.514	0.725
	SF7	1.205	.820	0.065	12.641	< .001	0.693	0.948
	SF8	1.330	.889	0.071	12.564	< .001	0.750	1.027
	SF9	1.239	.865	0.073	11.904	< .001	0.723	1.007
	SF10	1.124	.738	0.062	11.944	< .001	0.617	0.860

Convergent Validity

The convergent evidence was investigated by calculating AVE and CR values. The results demonstrated that AVE values were .483 for the Value Reorientation Subscale and .642 for the Esteem Restoration Subscale. Unfortunately, the Value Reorientation Subscale could not meet the criteria of .50; however, it was very close. On the other hand, the Esteem Restoration Subscale exhibited good results. Additionally, the analysis revealed that both subscales performed as desired in terms of composite reliability. The CR values were .821 and .897 for Value Reorientation and Esteem Restoration Subscales, respectively. Therefore, the scale yielded promising results in terms of convergent validity.

Discriminant Validity

The correlations between the subscales and the square root of AVE values were used to investigate discriminant validity. The calculations revealed that the square root of AVE values were .695 for the Value Reorientation Subscale and .801 for the Esteem Restoration Subscale. Since these values were higher than the correlation between the subscales ($r = .300$, $p < .001$), it was confirmed that the scale exhibited favorable results in terms of discriminant validity.

Reliability

The McDonald's Omega and Cronbach's Alpha coefficients were calculated for internal consistency reliability. The findings demonstrated that the subscales yielded satisfactory evidence for internal consistency. The McDonald's Omega and Cronbach's Alpha were .821 and .817 for Value Reorientation Subscale and .888 and .886 for Esteem Restoration Subscale, respectively. The split-half reliability was analyzed with Pearson correlation. Both

subscales performed very well, with values of .845 and .913 for the Value Reorientation and Esteem Restoration Subscales, respectively.

Measurement Invariance Across Gender

A multigroup CFA was employed to investigate measurement invariance across gender (Table 2). The DWLS estimator was selected for the analysis since the data were ordinal. In addition, the standard error method was used as the data met the assumption of normal distribution. First, configural invariance was examined. In this model, the factor loadings and intercepts were estimated freely. The analysis yielded good fit to the data ($\chi^2/df = 1.052$, CFI = .997, SRMR = .071, RMSEA = .020). These findings demonstrate that the factor structure of the Turkish version of the SF-DPS is similar for males and females. Later, metric invariance was tested. The factor loadings were constrained, and intercepts were estimated freely. To evaluate the model fit this time, the criterion of $\Delta CFI < .01$ was employed. Since the ΔCFI for the metric invariance was below .01, it was confirmed that the metric invariance was achieved. These results demonstrated that the factor loadings are similar for males and females. Next, the scalar invariance was examined by constraining both factor loadings and intercepts. Again, the results showed that ΔCFI is below .01, indicating good model fit. This means that both factor loadings and intercepts are equivalent across males and females. Lastly, strict invariance was investigated by constraining error variances in addition to factor loadings and intercepts. This final evaluation also revealed that the ΔCFI was below the .01 threshold, and yet, the strict invariance was achieved. This indicates that both factor loadings, intercepts, and error variances were similar across gender groups.

Table 2*Results for Measurement Invariance Across Gender*

Model	$\chi^2(df)$	χ^2/df	CFI	SRMR	RMSEA	Model comparison		
							$\Delta\chi^2/df$	ΔCFI
1. Configural invariance	71.514(68)	1.052	.997	.071	.020			
2. Metric invariance	90.106(76)	1.186	.988	.082	.038	2 vs 1	18.592(8)	.009
3. Scalar invariance	97.635(84)	1.162	.988	.085	.035	3 vs 2	7.529(8)	.000
4. Strict invariance	103.990(94)	1.106	.991	.089	.029	4 vs 3	6.355(10)	.003

Discussion

The present study extends the findings regarding the psychometric properties of the SF-DPS. First, it was confirmed that the construct validity of the scale is good. Directly comparing the results of goodness-of-fit indices in the original, Turkish adaptation, and the current study may not be a practical approach because all three studies used different estimators. For instance, the original study conducted by Griffin et al. (2018) employed the Maximum Likelihood Robust estimator. In contrast, the Turkish adaptation study preferred the Maximum Likelihood (Standard) method (Kaya et al., 2023). In the current study, the DWLS estimator was selected since the data are ordinal (DiStefano & Morgan, 2014). Regardless of analysis properties, all three studies yielded favorable outcomes. The standardized factor loadings ranged from .592 to .889, which are greater than the criteria of .55 (Tabachnick & Fidell, 2014). Therefore, the factor loadings can be described as a spectrum ranging from good to excellent. For instance, in the current results, χ^2/df was 1.654, significantly below the cut-off value of 3 (Hu & Bentler, 1999; Kline, 2016). The CFI (.980), TLI (.973), and GFI (.999) indices exceed the .95 criterion (Hu & Bentler, 1999; Kline, 2016) and approach a value of 1.00. The RMSEA indices of .050 seemed to be borderline compared to the perfect fit criteria, but acceptable according to the more flexible criteria of .080 (Brown, 2015). Similarly, the SRMR indices were below the criteria of .080. In the original study (Griffin et al., 2018), the RMSEA and SRMR indices appear to be more favorable than the current results, .015 and .055, respectively. However, by applying two modifications, the Turkish adaptation study yielded similar results to the present study, with RMSEA = .045 and SRMR = .063.

Second, the convergent validity was examined with AVE and CR values. The original study does not provide such information. However, the Turkish adaptation study and the current study demonstrated similar results. For AVE values, both studies revealed that the Value Reorientation subscale yielded unfavorable results, performing below the

criterion of .50 (Fornell & Larcker, 1981). In the adaptation study, the AVE for the VRO and ERS subscales were .41 and .61, respectively.

In comparison, the AVE for the VRO and ERS subscales was calculated to be .483 and .642, respectively, in the present study. Therefore, the current results seem to be slightly better. However, the low AVE value in both studies may indicate a problem with the wording of the items. Griffin et al. (2024) modified the existing scale by changing some wording in the items. This might solve the issue, but they did not provide any information on the AVE values of the subscales. Despite the unfavorable result for the VRO subscale, CR values seem to meet the necessary criteria. The Turkish adaptation study yielded promising results, with CR values of .78 and .88 for the VRO and ERS subscales, respectively. The current findings were slightly better, with CRs of .821 for VRO and .897 for ERS subscales.

Third, the analysis for discriminant validity exhibited good results. Both the adaptation study and the present study yielded similar results. The results exceeded both the .50 cut-off and the correlation between the subscales (Fornell & Larcker, 1981; Hair et al., 2010). In the adaptation study, the correlation between the subscales was $r = .34$. The square root of AVE for the VRO and ERS subscales was .68 and .78, respectively. In parallel, the present study revealed that the correlation between the subscales was $r = .300$, and the square root of AVE of VRO and ERS subscales was .695 and .801, respectively. Again, slightly better results have been achieved. This finding supports the notion that the two subscales are distinct entities and not similar.

Furthermore, the present findings support that the internal consistency and split-half reliabilities of the scale were excellent. Both adaptation and the present study performed similarly, exhibiting values greater than the criterion of .70 on both internal consistency and split-half reliability (Hair et al., 2016; Mukaka, 2012; Nunnally & Bernstein, 1994). The Cronbach's Alpha was calculated as .76 for VRO and .87 for ERS subscales in the adaptation study. The present findings echoed these results and revealed that the McDonald's Omega and Cronbach's Alpha

for both subscales were greater than .80, which is slightly better than the results of previous research. Additionally, the split-half reliability was somewhat better in the present study, with $r = .845$ for VRO and $r = .913$ for the ERS subscales. At the same time, the adaptation study yielded results of .71 and .83 for the VRO and ERS subscales, respectively.

Lastly, the present study contributes to the literature by demonstrating evidence of measurement invariance across gender in the Turkish version of the SF-DPS, using a sample of college students. The original and Turkish adaptation studies did not investigate this property of the scale. Therefore, the present findings are vital. Measurement invariance was examined at four levels: configural, metric, scalar, and strict (Schmitt & Kuljanin, 2008). The configural model exhibited good results in terms of goodness of fit. The significance of the model fit of the latter models was evaluated based on ΔCFI . Since the ΔCFI was smaller than the criteria of .01 (Byrne, 2010; Cheung & Rensvold, 2002). In all the latter models, it was concluded that the metric, scalar, and strict models exhibited a good fit to the data. This means that the factorial structure, items' loadings to the factors, latent means, and residual variances are similar for male and female college students. The scale performs similarly in both male and female groups. Therefore, future research can utilize the Turkish version of the SF-DPS as a valid and reliable tool and make cross-group comparisons based on gender.

Limitations and Future Directions

The present study revealed valuable information for researchers in the field. However, several limitations should be considered when interpreting the current results. First, the SF-DPS has been recently modified by Griffin et al. (2024). Therefore, the current findings do not cover the modified items and their psychometric properties in the Turkish sample. Griffin et al. (2024) reported that the modified items performed better than the older ones. Hence, it is recommended to adapt the latest version of the scale and compare the performance of both scales in the Turkish context. Second, the AVE of the Value Reorientation subscale did not meet expectations, despite the good CR values. This might stem from the wording of the items; therefore, the modified version might not have this issue. Third, the data was collected online, which can be problematic in terms of under-representation of the target population and ethical restrictions, including confidentiality, if the security protocols were not set at the beginning of the study. Hence, to eliminate such risks, a

highly trusted platform was selected to create the online questionnaire. No personal information was collected to ensure the confidentiality of participants in the event of potential security breaches. The dataset was deleted from the platform after being downloaded to the computer and stored on an encrypted device, and the online questionnaire was distributed across different faculties to ensure maximum diversity. Lastly, the present study provides evidence for measurement invariance across gender but does not promise further information based on other grouping variables to conduct cross-group comparisons. For instance, measurement invariance can be investigated based on factors such as religiosity, age, educational status, perceived socio-economic status, employment status, and others. It may be a subject of future studies to examine the measurement invariance of the Turkish version of the SF-DPS, based on various grouping variables.

Conclusion and Recommendations

The Turkish version of the SF-DPS demonstrated good construct, convergent, and discriminant validity in a sample of college students. The analysis also revealed that the scale demonstrated good internal consistency and split-half reliability. The results suggest that the Turkish SF-DPS exhibits measurement invariance across genders at the configural, metric, scalar, and strict levels of measurement invariance.

Etik Komite Onayı: Bu çalışma için etik komite onayı Sivas Cumhuriyet Üniversitesi'nden (Tarih: 19 Haziran 2025, Sayı: E-99711239-050.04-576210) alınmıştır.

Katılımcı Onamı: Yazılı onam bu çalışmaya katılan tüm katılımcılardan alınmıştır.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Çıkar Çatışması: Yazar, çıkar çatışması olmadığını beyan etmiştir.

Finansal Destek: Yazar, bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

Ethics Committee Approval: Ethics committee approval was received for this study from the ethics committee of Sivas Cumhuriyet University (Date: June 19, 2025, Number: E-99711239-050.04-576210).

Informed Consent: Written informed consent was obtained from patients who participated in this study.

Peer-review: Externally peer-reviewed.

Conflict of Interest: The author has no conflicts of interest to declare.

Financial Disclosure: The author declared that this study has received no financial support.

References

- Alavi, M., Visentin, D. C., Thapa, D. K., Hunt, G. E., Watson, R., & Cleary, M. (2020). Chi-square for model fit in confirmatory factor analysis. *Journal of Advanced Nursing*, 76(9), 2209-2211. <https://doi.org/10.1111/jan.14399>
- Aydın, F. (2025). Does attachment to God matter? Role of spiritual attachment in mental health through self-forgiveness: lessons from Turkish college sample. *Frontiers in Psychology*, 16, Article 1603654. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1603654>
- Aydın, G., & Yerin-Güneri, O. (2017, May). *Testing factor structure and reliability of the Turkish version of State Self Forgiveness Scale (SSFS)* [Conference presentation]. EJER 4th International Eurasian Educational Research Congress. Denizli, Turkey.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. The Guilford Press.
- Bugay, A., & Demir, A. (2010). A Turkish version of heartland forgiveness scale. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 5, 1927-1931. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2010.07.390>
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). Routledge.
- Chen, Y., Harris, S. K., Worthington Jr, E. L., & VanderWeele, T. J. (2019). Religiously or spiritually-motivated forgiveness and subsequent health and well-being among young adults: An outcome-wide analysis. *The Journal of Positive Psychology*, 14(5), 649-658. <https://doi.org/10.1080/17439760.2018.1519591>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- DiStefano, C., & Morgan, G. B. (2014). A comparison of diagonal weighted least squares robust estimation techniques for ordinal data. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(3), 425-438. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.915373>
- Enright, R. D. (1996). Counseling within the forgiveness triad: On forgiving, receiving forgiveness, and self-forgiveness. *Counseling and Values*, 40(2), 107-126. <https://doi.org/10.1002/j.2161-007X.1996.tb00844.x>
- Ersanlı, K., & Vural Batık, M. (2015). Development of the forgiveness scale: A study of reliability and validity. *Turkish Studies-International Periodical for the Languages, Literature and History of Turkish or Turkic*, 10(7), 19-32. <http://doi.org/10.7827/TurkishStudies.8201>
- Fincham, F. D. (2022). Towards a psychology of divine forgiveness. *Psychology of Religion and Spirituality*, 14(4), 451-461. <https://doi.org/10.1037/rel0000323>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Structural equation models with unobservable variables and measurement error: Algebra and statistics. *Journal of Marketing Research*, 18(3), 382-388. <https://doi.org/10.1177/002224378101800313>
- George, D., & Mallery, P. (2019). *IBM SPSS statistics 25 step by step: A simple guide and reference* (15th ed.). Routledge.
- Griffin, B. J., Norman, S. B., Weber, M. C., Hinkson Jr, K. D., Jendro, A. M., Pyne, J. M., Worthington Jr., E. L., & Maguen, S. (2024). Properties of the modified self-forgiveness dual-process scale in populations at risk for moral injury. *Stress and Health*, 40(5), Article e3413. <https://doi.org/10.1002/smi.3413>
- Griffin, B. J., Worthington Jr, E. L., Davis, D. E., Hook, J. N., & Maguen, S. (2018). Development of the self-forgiveness dual-process scale. *Journal of Counseling Psychology*, 65(6), 715-726. <https://doi.org/10.1037/t70152-000>
- Hair, J. F., Jr., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson.
- Hair, J. F., Jr., Hult, G. T. M., Ringle, C., & Sarstedt, M. (2016). *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)* (2nd ed.). Sage Publications.
- Hall, J. H., & Fincham, F. D. (2005). Self-forgiveness: The stepchild of forgiveness research. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 24(5), 621-637. <https://doi.org/10.1521/jscp.2005.24.5.621>
- Holmgren, M. R. (1998). Self-forgiveness and responsible moral agency. *Journal of Value Inquiry*, 32, 75-91. <https://doi.org/10.1023/A:1004260824156>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jeong, S., & Lee, Y. (2019). Consequences of not conducting measurement invariance tests in cross-cultural studies: A review of current research practices and recommendations. *Advances in Developing Human Resources*, 21(4), 466-483. <https://doi.org/10.1177/1523422319870726>

- Kaya, F., Odacı, H., & Aydın, F. (2023). Kendini Affetme İkili Süreç Ölçeği'nin geçerlik ve güvenirliğinin test edilmesi [Testing the validity and reliability of the self-forgiveness dual process scale]. *Gazi Üniversitesi Gazi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 43(1), 1-29. <https://doi.org/10.17152/gefad.1110236>
- Kim, J. J., Volk, F., & Enright, R. D. (2022). Validating the Enright self-forgiveness inventory (ESFI). *Current Psychology*, 41(11), 7604-7617. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-01248-4>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press.
- Li, C. H. (2016). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological Methods*, 21(3), 369-387. <https://doi.org/10.1037/met0000093>
- Mauger, P. A., Perry, J. E., Freeman, T., & Grove, D. C. (1992). The measurement of forgiveness: Preliminary research. *Journal of Psychology and Christianity*, 11(2), 170-180. <https://psycnet.apa.org/record/1992-41508-001>
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis, and factorial invariance. *Psychometrika*, 58(4), 525-543. <https://doi.org/10.1007/BF02294825>
- Mukaka M. M. (2012). A guide to appropriate use of correlation coefficient in medical research. *Malawi Medical Journal: The Journal of Medical Association of Malawi*, 24(3), 69-71. <https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC3576830/>
- Myers, N. D., Ahn, S., & Jin, Y. (2011). Sample size and power estimates for a confirmatory factor analytic model in exercise and sport: A Monte Carlo approach. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 82(3), 412-423. <https://doi.org/10.1080/02701367.2011.10599773>
- Noviyanty, H., Ismail, Z., Hamjah, S. B. H., & Mohamad, A. D. (2022, February). *Spiritual psychotherapy and mental health: The forgiveness therapy in achieving spiritual well-being of drug addicts with depression disorders* [Conference presentation abstract]. Second International Conference on Public Policy, Social Computing and Development (ICOPOSDEV 2021) (pp. 7-14). Atlantis Press.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill.
- Regalia, C., & Pelucchi, S. (2024). Forgiveness of self scale. In A. C. Michalos (Ed.), *Encyclopedia of quality of life and well-being research* (pp. 2576-2578). Springer International Publishing.
- Schmitt, N., & Kuljanin, G. (2008). Measurement invariance: Review of practice and implications. *Human Resource Management Review*, 18(4), 210-222. <http://doi.org/10.1016/j.hrmr.2008.03.003>
- Strelan, P. (2017). The measurement of dispositional self-forgiveness. In L. Woodyatt, E. Worthington, Jr., M. Wenzel, B. Griffin (Eds.), *Handbook of the psychology of self-forgiveness* (pp. 75-87). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-60573-9_6
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2014). *Using multivariate statistics* (6th ed.). Pearson Education Limited.
- Tangney, J. P., Boone, A. L., & Dearing, R. (2005). Forgiving the self: Conceptual issues and empirical findings. In E. L. Worthington, Jr. (Ed.), *Handbook of forgiveness* (pp. 143-158). Routledge.
- Thompson, L. Y., Snyder, C. R., Hoffman, L., Michael, S. T., Rasmussen, H. N., Billings, L. S., Heinze, L., Neufeld, J. E., Shorey, H. S., Roberts, J. C., & Roberts, D. E. (2005). Dispositional forgiveness of self, others, and situations. *Journal of Personality*, 73(2), 313-360. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2005.00311.x>
- Van de Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9(4), 486-492. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>
- Webb, J. R., Bumgarner, D. J., Conway-Williams, E., Dangel, T., & Hall, B. B. (2017). A consensus definition of self-forgiveness: Implications for assessment and treatment. *Spirituality in Clinical Practice*, 4(3), 216-227. <https://doi.org/10.1037/scp0000138>
- Wohl, M. J., DeShea, L., & Wahkinney, R. L. (2008). Looking within: Measuring state self-forgiveness and its relationship to psychological well-being. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 40(1), 1-10. <https://doi.org/10.1037/0008-400x.40.1.1.1>
- Woodyatt, L., & Wenzel, M. (2013). Self-forgiveness and restoration of an offender following an interpersonal transgression. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 32, 221-254. <https://doi.org/10.1521/jscp.2013.32.2.225>
- Yucel, M., & Vaish, A. (2021). Eliciting forgiveness. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Cognitive Science*, 12(6), Article e1572. <https://doi.org/10.1002/wcs.1572>

Academic Anxiety: A Review on its Causes and Consequences

Akademik Kaygı: Nedenleri ve Sonuçları Üzerine Bir Derleme

ABSTRACT

Anxiety is one of the most common and researched emotions in education. Anxiety disorders are the most common mental health problem among children and adolescents. Anxiety disorders can significantly affect students' social skills, academic performance and emotional well-being. Looking at current thinking and research on anxiety in the context of education, the literature discusses different forms of anxiety in the school setting. These can be listed as school anxiety, mathematics anxiety, computer anxiety, language anxiety, communication anxiety, social anxiety, sports anxiety and test anxiety. However, all of the above areas of anxiety are different situations and are seen as a challenge for teachers, parents, administrators and counsellors. In this context, academic anxiety is a unifying formulation to bring together the anxieties experienced by students in schools in order to support students who experience anxiety in all areas and to increase the accessibility of generalisable characteristics, outcomes and solutions. In this study, risk factors and solutions for academic anxiety are listed. Thus, the present study aims to pioneer studies on academic anxiety, which is a newer concept in the literature, as an upper framework other than the known areas of anxiety evaluated in the school context, and to provide researchers with a new breath to study the components, risk factors, facilitating factors of academic anxiety and to design intervention programmes for academic anxiety.

Keywords: Academic anxiety, risk factors, school and educational environment, achievement

Öz

Kaygı eğitim alanında en yaygın görülen ve araştırılan duygulardan biri olarak literatürde belirgin bir şekilde yer almaktadır. Kaygı bozuklukları çocuklar ve ergenler arasında da en yaygın rastlanan ruh sağlığı sorunu olarak dikkat çekmektedir. Kaygı bozuklukları öğrencilerin sosyal becerilerini, akademik başarılarını ve duygusal refahlarını önemli ölçüde bozabilmektedir. Eğitim bağlamında kaygı üzerine güncel düşünce ve araştırmalara bakıldığında, literatürde okul ortamı için çeşitli kaygı biçimlerinin tartışıldığı görülmektedir. Bunlar okul kaygısı, matematik, bilgisayar kaygısı, dil kaygısı, iletişim kaygısı, sosyal kaygı, spor kaygısı ve sınav kaygısı şeklinde sıralanabilir. Bununla birlikte yukarıdaki kaygı alanlarının hepsi farklı durumlardır ve öğretmenler, ebeveynler, yöneticiler ve danışmanlar için bir zorluk olarak değerlendirilmektedir. Bu bağlamda akademik kaygı ise tüm alanlarda kaygı yaşayan öğrencileri desteklemek, genelleştirilebilecek özelliklerin, sonuçların ve çözümlerin ulaşılabilirliğinin artırılması amacıyla, öğrencilerin okullarda yaşadıkları kaygıların bir araya getirilmesi için birleştirici bir formülasyondur. Bu çalışma kapsamında akademik kaygı için risk faktörleri ve çözüm önerileri sıralanmıştır. Böylelikle mevcut çalışma ile okul bağlamında değerlendirilen ve bilindik kaygı alanları dışında bir üst çerçeve olarak literatürde daha yeni bir kavram olan akademik kaygı üzerine çalışmaların yapılmasına öncülük etmesi ve akademik kaygının bileşenlerinin, risk faktörlerinin, kolaylaştırıcı etkenlerin incelenmesi ve akademik kaygıya yönelik müdahale programlarının tasarlanabilmesi amacıyla araştırmacılara yeni bir soluk kazandırılması amaçlanmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Akademik kaygı, risk faktörleri, okul ve eğitim ortamı, başarı

Kenan BÜLBÜL¹



Millî Eğitim Bakanlığı, Trabzon, Türkiye

Hatice ODACI²



Karadeniz Teknik Üniversitesi, Edebiyat
Fakültesi, Psikoloji Bölümü, Trabzon, Türkiye



Geliş Tarihi/Received 07.05.2025
Kabul Tarihi/Accepted 13.06.2025
Yayın Tarihi/Publication Date 31.08.2025

Sorumlu Yazar/Corresponding author:
Kenan BÜLBÜL
E-mail: k_bulbul@hotmail.com

Cite this article: Bülbül, K., & Odacı, H.
(2025). Academic Anxiety: A Review on
its Causes and Consequences. *Journal of
Psychometric Research*, 3(2), 107-127.



Content of this journal is licensed under a
Creative Commons Attribution-
NonCommercial 4.0 International License.

Giriş

Okullar öğrenciler için akademik veya akademik olmayan hedeflerine erişemeyeceklerini düşündükleri zamanlarda kaygı oluşturunca bir yer olabilmektedir. Bu acı verici, kaygı uyandırıcı okul deneyimleri öğrencinin zihnini, bedenini, davranışını ve ruhunu derinden etkileyebilmektedir. Sınıfta bir şeyler söylemekten korkmak, üzgün ve yalnız hissetmek ve bu duyguları kimselerle paylaşamamak, sıranın kendisine gelmesini beklemek, daha küçük yaştaki öğrenciler için teneffüsteki oyunlarda seçilen son oyuncu olmak, yeni bir okula gitmek ve yeni arkadaşlar edinmek, akranlarının kendisini beceriksiz olarak düşündüklerini hissetmek ... Bu listeyi daha da uzatmak mümkün görülmektedir. Bu deneyimlere bağlı olarak yaşanan stres ve kaygının, tüm bu acı verici okul deneyimlerinde ortak bir payda olduğu söylenebilir. Öyle ki herkes yaşamın herhangi bir anında endişelenebilir; bu sadece çocuklarda veya öğrencilerde beklenen bir durum değildir. Ancak özellikle öğrenciler hemen her gün yaşadıkları hayal kırıklığı, değişim, rekabet, doyurulamayan ihtiyaçlar, özgüven kaybı veya karşılanamayan beklentiler şeklinde pek çok stres faktörüyle karşı karşıya kalmaktadır. Rekabet ve daha yüksek başarıya ulaşma baskısı, kaygının artmasına neden olup öz kıyım gibi birçok riskli sonuçlara neden olabilir (Cogle vd., 2009).

Kaygı eğitim alanında en yaygın görülen ve araştırılan duygulardan biri olarak literatürde belirgin bir şekilde yer almaktadır. Yapılan çalışmalarda kaygı bozukluğunun üniversite öğrencileri arasında yaygın bir sorun olduğu ve akademik başarıya yönelik baskı, akademik performans ve mezuniyet sonrasında yer alan planlar şeklinde üç kaygı kaynağının belirlendiği görülmektedir (Beiter vd., 2015). Bu bağlamda kaygı çocuklar ve ergenler arasında da en yaygın rastlanan ruh sağlığı sorunu olarak dikkat çekmektedir. Genel çocuk popülasyonunun %10 ile 20'si kaygı bozukluğunun klinik ölçütlerini karşılayan aşırı korku ve endişe belirtileri yaşamaktadırlar (Muris vd., 2000). Diğer bir açıdan bakıldığında öğrencilerin neredeyse %20 ile %50'sinin akademik yolculuklarının bir noktasında akademik becerilerini zayıflatıcı kaygı, depresyon veya ilgili duygusal sıkıntı ile mücadele ettiğine yönelik tahminler bulunmakla birlikte (Putwain ve Daly, 2014; von der Embse vd., 2013) öğrencinin yaşı ilerledikçe bu olasılığın arttığı şeklinde vurgulanmaktadır (Kessler vd., 2005).

Açıkçası pek çok öğrenci eğitim ortamlarında başarılı olma potansiyellerine sahiptir, ancak zayıflatıcı kaygı uyandıran düşünceleri ve yaşantıları neticesinde düşük performans göstererek eğitimsel veya mesleki gelişimlerini

sınırlandırabilmektedirler. Bu nedenle kaygıya bağlı sıkıntılar ve somatik rahatsızlıklar ile birlikte okuldaki başarısızlık nedeniyle potansiyel olarak yetenekli öğrencilerin bile topluma katkısında anlamlı kayıplar yaşanmakta ve bu durum da eğitim uygulayıcıları için önemli bir sorun oluşturmaktadır. Kaygı bozuklukları öğrencilerin sosyal becerilerini, akademik başarılarını (Neil ve Christensen, 2009) ve duygusal refahlarını (Ost ve Treffers, 2000) önemli ölçüde bozabilmektedir. Örneğin, bir öğrencinin önemli akademik görevlere konsantre olması; daha önce öğrendiği bilgileri hatırlama yeteneği, fizyolojik uyarılma, algılanan bir tehdide aşırı dikkat ve aşırı endişe nedeniyle bozulabilmektedir (Ma, 1999). Aynı zamanda endişeli bir çocuğun okuldaki başarı durumu, karın ağrısı, baş ağrısı, mide bulantısı gibi somatik rahatsızlıklar nedeniyle olumsuz etkilenebilmektedir (Hughes vd., 2008). Bu somatik belirtiler sosyal beceri gelişimini olumsuz yönde etkileyerek okula devam sorunlarına ve düşük akademik performansa yol açabilir (La Greca ve Harrison, 2005). Tedavi edilmediği takdirde ise kaygı bozuklukları çocuklar ve ergenler için depresyon, bağımlılık ve intihar riskini arttırmaktadır (Sareen vd., 2005).

Eğitim bağlamında kaygı üzerine güncel düşünce ve araştırmalara bakıldığında, literatürde okul ortamı için çeşitli kaygı biçimlerinin tartışıldığı görülmektedir. Bunlar okul kaygısı, matematik, bilgisayar kaygısı, dil kaygısı, iletişim kaygısı, sosyal kaygı, spor kaygısı ve sınav kaygısı şeklinde sıralanabilir. Akademik ortamlarda kaygının bu çeşitli biçimlerinin tanınmasının, alan için önemli bir değer olduğu söylenebilir. Bununla birlikte yukarıdaki kaygı alanlarının hepsi farklı durumlardır ve öğretmenler, ebeveynler, yöneticiler ve danışmanlar için bir zorluk olarak değerlendirilmektedir. Bu bağlamda tüm alanlarda kaygı yaşayan öğrencileri desteklemek, genelleştirilebilecek özelliklerin, sonuçların ve çözümlerin ulaşılabilirliğinin artırılması amacıyla, öğrencilerin okullarda yaşadıkları kaygıların bir araya getirilmesi için birleştirici bir formülasyon olarak akademik kaygı teriminin uygun olduğu (Cassady, 2010; Cassady vd., 2019) bildirilmektedir. Dolayısıyla akademik kaygı akademik bağlamda algılanan stres faktörlerine tepki olarak kabul edilebilir.

Diğer yandan akademik kaygı öğrenciler için eğitim yaşantılarında gizli bir engel gibidir. Çoğu zaman öğrenciler iyi görünseler de sonra açıklanamaz bir şekilde performanslarına, akademik yaşantılarına olumsuz bir etkisi olacak şekilde bir patlama yaşayabilmektedirler. Öyle ki Greene (1998) yoğun kaygı yaşayan öğrencilerin şu becerilerde zorluklar çektiğini vurgulamaktadır:

- Öz Düzenleme: Kendilerini sakinleştirme ve hayal

kırıklıklarını yönetme becerisi.

- Düşünceyi Durdurma/Düşünceyi Kesintiye Uğratma: Dikkatini başka bir düşünceye odaklayarak olumsuz düşünme döngüsünü kesebilme becerisi.
- Düşünme Tuzakları: Endişeyi artırabilecek yaygın düşünce kalıplarını tanıma ve bu düşünceleri nasıl yöneteceğini öğrenebilme yeteneği.
- Sosyal Beceriler: Başka bir kişinin bakış açısını anlama ve etkili iletişim kurabilme becerisi.
- Yürütücü İşlevler: Harekete geçmeden önce düşünme ve bir görevi verimli bir şekilde tamamlamak için sıralı adımları takip edebilme becerisi.
- Esnek Düşünebilme: Endişeliyken, işler beklendiği gibi gitmediğinde üzülmeyi önlemeye yardımcı olması için düşünce esnekliği becerisi.

Yukarıdaki açıklamalar ışığında bakıldığında akademik kaygının genellikle fark edilmeyerek eş zamanlı sorunlar, bunlar bir dizi ilgisiz öğrenme sorunları da olabilir (düşmanlık, düşük performans, hiperaktivite), tanımlanmanın doğru yapılamaması nedeniyle yanlış yorumlanabilir. Bu nedenle bu alanda çalışan profesyonellerin, kaygıyla ilişkili semptomlar yaşama riski taşıyan öğrencileri hızlı bir şekilde belirleyebilen kısa tarama testlerine, ölçeklerine ihtiyaç duyulduğu açıktır.

Bu çalışma kapsamında akademik kaygı için risk faktörleri ve çözüm önerileri sıralanacaktır. Böylelikle mevcut çalışma ile okul bağlamında değerlendirilen ve bilindik kaygı alanları dışında bir üst çerçeve olarak literatürde daha yeni bir kavram olan akademik kaygı üzerine çalışmaların yapılmasına öncülük etmesi ve akademik kaygının bileşenlerinin, risk faktörlerinin, kolaylaştırıcı etkenlerin incelenmesi ve akademik kaygıya yönelik müdahale programlarının tasarlanabilmesi amacıyla araştırmacılara yeni bir soluk kazandırılması amaçlanmaktadır.

Risk Faktörleri

Kaygıyı anlamanın iyi bir yolu da onun nedenlerini anlamaya katkıda bulunan risk faktörlerini incelemektir. Bu bölümde akademik kaygı için temel risk faktörleri değerlendirilmiştir.

Fiziksel Faktörler

Akademik kaygı öğrencilerin zihinsel sağlık durumlarını etkileyebileceği gibi, fiziksel sağlıkları üzerinde de önemli etkiler bırakabilmektedir. Özellikle bireylerin beslenme alışkanlıklarında meydana gelen değişiklikler, bu iki faktör arasında anlamlı ilişkilerin olabileceğine işaret etmektedir.

Stres anında bireylerin bir stresle baş etme yöntemi olarak hızla rahatlamalarını sağlayacak besinlere yöneldikleri bilinmektedir (Özenoğlu, 2018). Alınan gıdalar ve yaşanan duygu durum arasında ters yönlü bir ilişki de olabilmektedir. Örneğin bazı besinlerin strese karşı bireyleri daha dirençli yapabileceğine yönelik görüşler bulunmaktadır. Günlük meyve ve sebze tüketiminin yüksek olmasının bireylerde daha pozitif bir ruh haliyle ilişkili olduğu (White vd., 2013), diğer taraftan bazı omega 3 yağ asitlerinin ise vücutta daha az bulunmasının depresif ruh halinde ve öz kırım riskinde anlamlı etkilerinin olduğu (Grosso vd., 2014) bildirilmektedir. Sınav kaygısı ile yeme davranışları bağlamında yapılan bir çalışmada ise öğrencilerin kaygı uyandırıcı bir sınav ortamında yiyecek tüketimlerinin, kaygı uyandırmayan bir ders ortamına göre daha fazla olduğu; örneğin sadece fıstıklı bir sandviç tüketen öğrencilerin sınav kaygılarının tüketmeyenlere göre daha düşük olduğu bulunmuştur (Pines ve Gal, 1977). Yazarlar bu durumun yeme davranışının kaygıyı azaltmadaki etkisinin hem fizyolojik hem de sınıf atmosferini yumuşatması bağlamında psikolojik olabileceğini vurgulamaktadırlar. Ayrıca akademik olarak stres yaşayan bireylerin yemek yeme alışkanlıklarının değişmesi, kontrol kaybı yaşamaları ve duygusal yeme davranışlarının tetiklenmesi nedeniyle yeme bozukluğu geliştirme risklerinin daha belirgin olduğu ileri sürülmektedir (Weinstein vd., 1997). Sonuç olarak yiyeceklerin ve yeme davranışlarının karşılıklı olarak duygusal deneyimleri yönlendirdiği söylenebilir.

Diğer bir fiziksel faktör, bireylerin uyku sürelerinin kaygılarında ve günlük duygu durumlarında etkilerinin olduğudur. Akademik kaygı yaşayan bireylerin uyku kalitelerinde ve sürelerinde de farklılıklar meydana gelebilmektedir. Yapılan çalışmalar stres ile uyku kalitesi arasındaki ilişkinin çift yönlü olduğunu göstermektedir. Yaşanan yüksek stres düzeyinin uyku kalitesi üzerine olumsuz etkileri olabileceği gibi kötü uyku kalitesinin de yaşanacak stres düzeyinde anlamlı etkileri olabilmektedir (Sadeh vd., 2004; Wunsch vd., 2017). Akademik olarak stres yaşayan öğrenciler üzerine yapılan bir çalışmada daha yüksek düzeyde stres yaşayan öğrencilerin daha düşük uyku kalitesine sahip oldukları ve buna bağlı olarak olumsuz ruh halleri yaşadıkları bildirilmektedir (Lund vd., 2010). Uyku kalitesinin stres üzerindeki ters etkisiyle ilişkili olarak, araştırmalar uyku yoksunluğunun veya düşük uyku kalitesinin hipotalamus-hipofiz-adrenal ekseninin stres tepkilerini gerçek stresin yaptığı şekilde artırdığını ortaya koymuştur (Bassett vd., 2015). Ayrıca uyku yoksunluğu sonrasında stres faktörüne karşı verilen tepkinin, normal uyuyan katılımcılara göre daha yüksek olduğu, düşük uyku kalitesine sahip bireylerin anlamlı düzeyde daha fazla

yorgunlukla birlikte daha düşük davranışsal uyanıklık sergiledikleri tespit edilmiştir (Minkel vd., 2014). Mevcut araştırmalardan yola çıkılarak, öğrencilerin uyku kalitelerinin ve sürelerinin onların akademik stres düzeylerini, performanslarını ve öz saygılarını doğrudan veya dolaylı olarak etkilediği (Wong vd., 2013) çıkarımını yapmak olasıdır.

Son olarak bireylerin yapmış oldukları fiziksel aktivitelerin de oldukça önemli olduğu söylenebilir. Öyle ki yapılan fiziksel aktivitelerin bireylerin beden sağlıklarının yanı sıra zihinsel sağlıkları üzerinde de faydaları giderek daha fazla önem kazanmaktadır. Fiziksel aktivitenin ruh sağlığı, yaşam kalitesi ve akademik başarı üzerinde önemli etkileri bulunmaktadır (Asigbee vd., 2018; Kayani vd., 2018). Yapılan birçok çalışma fiziksel aktivite ile akademik performans (Zhang vd., 2019), mutluluk (Zhang ve Chen, 2019) ve kaygı (Khanzada vd., 2015) arasındaki ilişkiyi vurgulamaktadır. Bu bağlamda fiziksel aktivitenin kaygıyı kontrol ettiği ve azalttığı, böylelikle ruh halini iyileştirmek için faydalı olduğu tespit edilmiştir (Sibold ve Berg, 2010; Stathopoulou vd., 2006). Yapılan bir diğer çalışmada ise fiziksel aktivitelerin akademik kaygı üzerinde anlamlı etkileri olduğu ve akademik kaygıyı anlamlı düzeyde azalttığı (Kayani vd., 2020) belirlenmiştir.

Yukarıdaki açıklamalar bireylerin yeme düzenleri, uyku kaliteleri ve fiziksel aktivitelerinin akademik kaygıyı doğrudan veya dolaylı olarak etkileyen önemli faktörler olabileceğini göstermektedir. Yapılan çalışmalar düzenli uykunun, dengeli beslenmenin ve fiziksel aktivitelerin bir bütün halinde kullanılarak öğrencilerin ruh sağlıklarını iyileştirerek akademik kaygılarının da azaltılabileceğine işaret etmektedir. Sonuç olarak öğrencinin uyku, beslenme ve fiziksel aktivite alışkanlıklarının belirli bir düzende olmasının, öğrencinin daha sağlıklı bir akademik süreç yaşayabilmesi için kritik bir öneme sahip olduğu söylenebilir.

Biyolojik Faktörler

Kaygı, korku ile bağlantılı bir şekilde tehdit edici olarak algılanan durumlar karşısında hazırlıklı olmakla ilişkili karmaşık bilişsel, fizyolojik, duygusal ve davranışsal tepki sistemleriyle birlikte gelecekteki beklentilere yönelik bir ruh hali olarak görülmektedir. Algılanan tehdit karşısında artan uyarımlar, beklentiler, otonom sinir sistemi ve nöroendokrin fonksiyonlar belirli davranış kalıplarıyla birlikte kaygıyı oluşturmaktadır (Lahousen ve Kapfhammer, 2018). Araştırmalar yüksek amigdala tepkilerinin (ör., abartılı tehdit algıları, aşırı korku, kaçınma davranışları vb.) (Thomas vd., 2001) sempatik uyarılma (Beidel, 1991) ve

kortizol düzeylerinin (Carrion vd., 2002) çocuklarda kaygı bozuklukları ile ilişkili olduğunu göstermektedir. Ayrıca bazı araştırmalar, kaygının herhangi bir belirli beyin yapısında veya nöral devrede lokalize olmadığını, bunun yerine paralel ve bütünsel bir şekilde çalışan birkaç beyin yapısının, normal anksiyete deneyimine hizmet ettiği ve anksiyete bozukluklarının patofizyolojisinin altında yatan nöral devreleri desteklediğini göstermektedir. Bunlar arasında amigdala (LeDoux, 1996), septo-hipokampal sistem (Gray ve McNaughton, 2000), iç ve orta hipokampus (Panksepp, 1998) ve cingulum (Eysenck, 1967) yer almaktadır.

Pek çok çalışma kaygıya genetik ve çevresel faktörlerin değişen derecelerde etki ettiğini göstermektedir (Eley ve Stevenson, 2000). Yapılan ikiz çalışmaları kaygıdaki varyansın %30 ile %50 arasının genetik etkilerden kaynaklandığını ortaya koymaktadır (Eley ve Gregory, 2004). Ayrıca kaygı, genlerin ve çevrenin etkileşiminden de etkilenebilir. Genler çocukluk döneminde çevresel tehditlere yanıt olarak beynin nasıl geliştiğini etkileyebilmektedir. Caspi ve diğerlerinin (2003) belirttiği gibi genler doğrudan kaygı veya kaygı bozukluklarına neden olmamakta, daha çok patolojinin çevresel stresine karşı bir savunmasızlık biçimi olarak hizmet etmektedir. Bu nedenle genetik kırılganlıklar veya yatkınlıkların travmatik veya stresli yaşam deneyimlerinin bir fonksiyonu olarak farklı bir tehdit unsuru oluşturduğu (Lau vd., 2007) söylenebilir.

Kısacası akademik kaygının oluşmasında çevresel faktörlerin yanı sıra biyolojik faktörler de önemli bir yer tutmaktadır. Genetik yatkınlıklar, hormonal ve fizyolojik faktörler öğrencilerin kaygı durumuna verdikleri tepkileri de şekillendirmektedir. Özellikle stres hormonlarındaki artış, sinir sistemi dengesizlikleri akademik kaygının artmasına yol açabilmektedir. Biyolojik faktörler ve akademik kaygı ilişkisi kaygı yönetme müdahale programlarının daha bütüncül bir yaklaşım tarzını benimsemesi gerektiğine işaret etmektedir. Öğrencilerin nörolojik ve genetik özelliklerini bilmek, kaygıyı azaltıcı programların daha etkili bir şekilde oluşturulmasına olanak sağlayabilir.

Ailesel Faktörler

Bireylerin ahlaki, fiziksel, duygusal, sosyal, entelektüel ve eğitsel ihtiyaçları gibi birçok ihtiyacı için aile oldukça önem taşımaktadır. Evde oluşan çevre çocukların gelişimlerine katkı sağlayabileceği gibi gelişimlerini geciktirebilmekte, başarılarını ve isteklerini olumsuz yönde etkileyebilmektedir. Kısacası çocukların dünyayı nasıl anlamlandıracaklarına yön vermektedir. Olumlu aile bağları olan evlerde genelde çocuklara sevgi, koruma, destek ve motivasyon imkanları sunularak büyüme ve gelişmeleri için

uygun ortamlar sağlanmaktadır (Rani, 2017). Bazı öğrenilmiş davranışlar, akademik olsun veya olmasın endişeleri ve korkuları, doğrudan ebeveynlerinin etkisi olmasa bile çocukluktan yetişkinliğe kadar etkisini sürdürmektedir (Gullone, 2000). Bu durumda ailenin başarı karşısındaki tutumları, stres yönetim becerileri, akademik baskıları algılama tarzları ve onlarla başa çıkma konusundaki yöntemleri çocuk için önemli bir kılavuzluk görevi sağlamaktadır (Cappa vd., 2011).

Gayri resmi eğitim kurumu olarak hizmet veren aile kurumu, bireylerin tutum ve ilgilerinde önemli etkiler bırakmaktadır. Oluşan olumsuz derin etkiler ilerleyen dönemlerde formal eğitim içerisinde kendini akademik kaygı olarak gösterebilmektedir (Rani, 2017). Örneğin, yapılan bazı çalışmalar, olumlu aile ortamının, ebeveynlerin demokratik tutum ve desteğinin, öğrencilerin kaygılarında ve özellikle sınav kaygıları üzerinde iyileştirici etkilerinin olduğunu, çocukların ruh sağlığında ise önemli bir savunma faktörü oluşturduğunu ortaya koymaktadır (Li ve Prevatt, 2008; Thergaonkar ve Wadekar, 2007).

Ailesel faktörler akademik kaygı için birer risk faktörü olarak değerlendirilmektedir (Rehman, 2016). Örneğin, Bülbül ve Odacı'nın (2023) yaptığı tematik inceleme kapsamında elde edilen sonuçlara göre koruyucu, cezalandırıcı, reddedici veya aşırı izin verici ailelerin ve dominant annelerin akademik kaygının artmasında önemli bir faktör olduğu, buna karşın teşvik edici ebeveyn tutumlarının ve aile içi olumlu psikososyal ortamın akademik kaygıyı azaltıcı etki ettiği vurgulanmaktadır. Birçok araştırma bulgusunda bireyin içinde yaşadığı aile ortamının olumlu veya olumsuz olması, ebeveynlerine ait özellikler, ebeveynleri ile ilişkileri, aile tipi, ailenin çocuğa yönelik desteği gibi faktörler kişilik özelliklerinde etkili olduğu gibi bireylerin eğitim yaşantılarında akademik kaygılarında da etkili olduğu vurgulanmaktadır (Kaur ve Chawla, 2018; Kumar, 2013; Mahajan, 2015; Rani, 2017). Bu çalışmalarda öz ebeveynleri ile yaşayan bireylerin diğer öğrencilere kıyasla daha düşük depresif belirtiler sergilediği, üvey ebeveyni veya tek ebeveyni bulunan bireylerin ise daha az destekleyici aile ilişkilerine bağlı olarak akademik yaşantılarında daha fazla stres bildirme eğiliminde oldukları rapor edilmektedir (Barrett ve Turner, 2005). Dolayısıyla aile yapısının hem ruh sağlığı hem de akademik kaygı ve stres açısından önemli bir risk faktörü olduğu doğrulanmaktadır.

Bağlanma stilleri temelinde yapılan çalışmalar incelendiğinde ebeveyn güvenli bağlanmanın bireylerin benlik algılarını olumlu etkilediği ve böylelikle düşük kaygı ile ilişkilendirildiği gözlenmektedir (Sümer ve Şendağ, 2009). Ayrıca yüksek sınav kaygısı yaşayan öğrencilerin

kaygılı bağlanma tarzına sahip oldukları (Dan vd., 2014), güvenli ve kaçınan bağlanma stillerinin sınav kaygısını anlamlı düzeyde yordadığı, kaygılı ve kaçınan bağlanan bireylerin sınav kaygılarının yüksek, güvenli bağlanan bireylerin ise sınav kaygılarının daha düşük olduğu tespit edilmiştir (Hesari ve Ajam, 2017). Yakın zamanda yapılan ve akademik kaygının bağlanma stilleri ile ilişkisinin incelendiği bir çalışmada ise güvenli bağlanma stiline akademik kaygı üzerinde koruyucu bir faktör olarak görev yapmaya devam ettiği, kaygılı bağlanmanın ise akademik kaygı davranışlarını beslediği tespit edilmiştir (Bülbül, 2022). Bu durumun içselleştirme stratejilerinin bir sonucu olduğu söylenebilir. Ayrıca güvensiz bağlanma stiline sahip kişilerin duygu yönetim becerilerinde problemler yaşayabilecekleri ve bu durumun ilerleyen yaşam dönemlerinde kaygıyı artırabileceğine dikkat çekilmektedir (Kerns ve Brumariu, 2014). Sonuç olarak güvenli bağlanma tarzına sahip bireyler, aktif başa çıkma stillerine sahip olmakla birlikte duygu düzenleme becerilerini etkin kullanabilen, kendilerine, yaşamlarına ve diğerleriyle olan ilişkilerine olumlu bakabilen kişilerdir. Kaygılı bağlanma tarzındaki kişiler ise sıkıntılı duygular karşısında daha savunmasız olmaları nedeniyle bu duygularını artırabilme eğilimi sergileyebilmektedirler. Dolayısıyla destekleyici ve güven sağlayıcı aile ortamında yetişmiş çocuklar kendi kapasiteleri çerçevesinde ebeveynleri tarafından motive edilebilmekte, eksik yönleri ise çeşitli takviye edici etkinliklerle telafi edilebilmektedir. Böylelikle ebeveynler ve çocuk arasında kurulmuş olan yargılayıcı olmayan, koşulsuz kabul ve sevgi bağlamında destekleyici ve güvenli bağlar çocuk ve ebeveyn ilişkilerinin akademik yaşamda etkilerinin olumlu olarak karşılık görmesini sağlamaktadır.

Kişisel Faktörler

Akademik yaşam, bireylerin kişisel gelişimleri ve profesyonel yaşama hazırlanmaları bakımından önemli bir süreç olarak dikkat çekmektedir. Bu süreç, sadece sınavlardan başarı elde etmek veya bilgi edinmek değildir. Aynı zamanda öğrencilerin duygusal, sosyal ve zihinsel durumlarını etkileyen başa çıkılması zorlu bir dönemdir. Bu süreçte bireylerin düşük öz saygı yaşamaları, kaygıya tepkileri, mükemmeliyetçi tutumları, zaman yönetim becerileri, geçmişte yaşadıkları başarısızlıkları, yüksek başarı hedefleri, erteleme alışkanlıkları gibi birçok kişisel özellik, akademik kaygılarının daha da derinleşmesine neden olabilmektedir.

Araştırmalar, kaygılı çocukların stres yaratan uyaranlara karşı yüksek düzeyde olumsuz duygusal tepki gösterdiklerini ve kaygısı olmayan akranlarına kıyasla

duygusal tepkilerini azaltmak için yeniden değerlendirme yöntemlerini kullanmakta daha fazla güçlük çektiklerini göstermektedir (Carthy vd., 2010). Örneğin yapılan bir çalışmada anksiyetesi olan çocukların kaygının dışa dönük semptomlarını azaltan ancak endişeli duygularla ilişkili içsel fizyolojik deneyimi azaltmayan kaygı bastırma tekniklerini kullanma eğiliminde oldukları bulunmuştur (Carthy vd., 2010; Gross, 2002). Böylelikle kullanılan yanlış teknikler kardiyovasküler sistemin sempatik aktivasyonunu artırabilmektedirler (Gross, 2002). Dolayısıyla kaygılı çocukların, kaygı bozukluğu olmayan çocuklara göre hafif derecede tehdit edici uyaranlara karşı daha yoğun ve sık duygusal tepkiler sergiledikleri ve daha az duygu düzenleme stratejisi kullandıklarına (Carthy vd., 2010) dikkat çekilmektedir. Ancak duygusal tepki sürecinde bilişsel yeniden değerlendirme sonucunda endişeli duyguların dönüştürülerek fizyolojik tepkilerin azaltılması daha olasıdır.

Duygusal düzenlemeyi etkilemesi muhtemel diğer bir faktör, bir çocuğun kaygı belirtilerini hafifletme yeteneğine sahip olduğunu hissetme derecesidir. Suveg ve Zeman (2004), yaşları 8 ila 12 arasında değişen anksiyete bozukluğu olan 26 çocuğu anksiyetesi olmayan çocuklarla karşılaştırdıkları bir çalışmalarında, endişeli çocukların anksiyete ve üzüntülerini düzenlemede daha düşük öz-yeterlik bildirdiklerini gözlemlemişlerdir. Buradan duygu düzenleme öz yeterliliği azalmış çocukların, kaygı uyandıran durumlar sırasında duyguları uyumlu bir şekilde yönetmeye aktif olarak katılmaya daha az eğilimli oldukları çıkarımı yapılabilir. Buna ek olarak Bandura (1997) belirli bir alandaki yeteneğinden şüphe duyan bireylerin, bu alanlardaki zor görevlerden kaçındıklarına dikkat çekmektedir. Yapılan çalışmalar düşük öz-yeterliğe sahip zorluk çeken bireylerin düşük düzeyde motivasyon sergilediğini, minimum çaba ile düşük performans gösterdiklerini ortaya koymuştur (Guthrie ve Davis, 2003; Schunk, 1995; Vancouver ve Kendall, 2006). Kısacası bu bireylerin kendi amaçları için veya merak edip okumaya ve öğrenmeye daha az eğilim gösterdikleri için okumanın onlar için sınırlı bir değeri bulunmaktadır. Yüksek öz-yeterliğe sahip öğrencilerin ise içsel olarak motive olma olasılıkları daha yüksektir (Jinks ve Lorschbach, 2003). Böylelikle motive olmuş öğrencilerin okuma ve daha iyi okuyucu olmak için gerekli stratejileri kullanma olasılıkları daha yüksek olmakla birlikte başarı ve başarısızlık karşısında kullandıkları başa çıkma mekanizmaları da daha olumlu yönde etkilenebilmektedir. Bu bireyler tanımlanmış ve ulaşılabilir hedefler koyarak ve öz yeterlilikle motive olmuş öğrenciler olmaları nedeniyle görevlerine daha fazla bağlılık

gösterebilmektedirler (Pintrich ve De Groot, 1990).

Öz-dikkat düzenlemesi veya dikkat kontrolü, belirli bir göreve konsantre olma, bir deneyimi düşünceli bir şekilde işleme, bir sorunu çözme veya dikkati kasıtlı olarak bir uyarandan diğerine kaydırma yeteneğidir. Çocukluk ve ergenlik boyunca dikkat düzenleme becerilerinin kademeli olarak geliştirilmesi, çocukların duygularını daha iyi düzenlemelerini sağlamaktadır (Rueda vd., 2004). Araştırmalar, kaygı ile mücadele eden çocukların dikkatlerini kontrol etme veya başka yöne çevirme konusunda daha az yetenekli olduklarını ortaya koymaktadır (Muris vd., 2007). Ayrıca, kaygılı çocuklar, tehdit edici uyaranlara karşı hiper-dikkatli oldukları ve görünüşte nötr olan uyaranları olumsuz ve önyargılı bir şekilde yorumlama eğiliminde oldukları için dikkat yanlılığı sergilemektedirler (Chorpita vd., 2000).

Diğer bir özellik olarak benlik saygısı dikkat çekmektedir. Benlik saygısının bireylerin yaşamları üzerinde doğrudan veya dolaylı olarak önemli bir rolü bulunmaktadır. Bir öğrenci öğrenmek veya akademik olarak akranlarından farklılaşarak bir başarı elde etmek için çaba harcıyorsa aynı zamanda benlik saygısını da artırma isteğini gerçekleştirmeye çalıştığı söylenebilir. Bu nedenle benlik kavramını tam anlamıyla kullanmadan bireylerin kişilik entegrasyonlarını, organizasyonlarını ve davranış biçimlerini açıklama çabalarının gerçek bir sonuç vermeyeceği vurgulanmaktadır (Allport, 1958). Rosenberg (1965) benlik saygısını, benliğe karşı geliştirilen olumlu veya olumsuz bir tutum olarak nitelemektedir. Doğan (2011) ise benlik saygısını bireylerin kendilerinin değerli olduklarına yönelik tanımlama seviyeleri olarak ifade etmektedir. Öğrencinin benlik kavramındaki uyumsuzluk ve gerçeklik algıları kaygılarının temeli olan gerginlik duygularına yol açabilmektedir. Akademik kaygısı yüksek olan bir öğrenci, endişeli, dürtüsel ve sinirli davranmakla birlikte akademik performansı olumsuz etkilenecek benlik algısına ilişkin de olumsuz duygular geliştirmekte (Pervin ve John, 1997), böylelikle motivasyon ve uyum sorunları yaşayabilmektedir. Diğer bir açıdan öğrencinin benlik saygısının yüksek olması ve iyi bir imaj bıraktığını hissetmesi durumunda ise daha az akademik kaygı yaşadığı vurgulanmaktadır (Dhiksha ve Suresh, 2016). Bu nedenle bireylerin benlik algılarının akademik başarıyla yakın bir ilişkisi olduğu (Joshi ve Srivastava, 2009), yüksek akademik kaygı ve olumlu benlik algısının negatif bir ilişkisinin olduğu söylenebilir (Peleg, 2009). Benlik saygısı düşük olan öğrenciler, başarısızlık durumlarıyla, kayıplarla veya bir kaygı durumuyla yüz yüze geldiklerinde herhangi bir çaba göstermeksizin vazgeçmekte ve erteleme eğiliminde olmaktadır (Di

Paula ve Campbell, 2002). Bu nedenle öğrenci akademik görevlerini ve sorumluluklarını erteleyerek savunmasız durumda olan benlik saygısını korumayı amaçlamaktadır (Ferrari vd., 1995).

Erteleme genellikle olumsuz duygular, suçluluk, kaygı gibi duyguların eşlik ettiği istenmedik sonuçlara yol açmaktadır. Psikolojik bir olgu olarak erteleme davranışsal (Ferrari vd., 1995; McCown ve Johnson, 1991), duygusal, bilişsel (Eckert vd., 2016) ve bilinçaltı (Specter ve Ferrari, 2000) bileşenleri olan bir durumdur. Davranışsal bileşende, insan davranışları bir dizi mekanizması olarak görülmektedir. Bilişsel bileşen ise irrasyonel inançlar, düşük benlik saygısı, bağımsız karar verememe, kaygı, başarısızlık korkusudur. Bilinçaltı bileşenin temeli bir görevi yerine getirirken bu durumu tehdit edici veya tehlikeli olarak algıladığında, artan kaygı durumu üzerine bir savunma mekanizması olarak görev yapmaktır. Akademik erteleme iki ana süreci içermektedir: her zaman veya neredeyse her zaman çalışma ödevlerinin yerine getirilmesini erteleme eğilimi ve her zaman veya neredeyse her zaman bu ertelemeye ilgili kaygı yaşama durumudur (Solomon ve Rothblum, 1984). Akademik erteleme makale hazırlama, sınavlara hazırlık gibi eğitsel etkinlik biçimlerinde, rutin ödevlerini yaparken daha belirgin bir şekilde kendini göstermektedir (Ferrari ve Tice, 2000). Bu durum özellikle kişinin yeteneklerinin değerlendirilmesi ve ölçülmesinin söz konusu olduğu durumlarda daha belirgin bir hal almaktadır. Dolayısıyla akademik olarak erteleme içinde olan öğrencilerin zamanla akademik performanslarında düşüş, aşağılık kompleksi ve kaygı düzeyinde artış gözlemlenmektedir. Dolayısıyla akademik kaygı ve akademik erteleme davranışlarının çift yönlü olarak birbirini etkileyebileceği, bu durumun çoğu zaman öğrencinin başarı algısı ve öz düzenleme becerileri üzerinde de olumsuz etkiler bırakabileceği söylenebilir.

Genellikle erteleme eğiliminde olan öğrencilerin bir diğer sorunun da zaman yönetim becerilerinde yaşadıkları eksiklikler olduğu gözlenmektedir. Zaman yönetimi becerisi öğrencilerin akademik olarak başarılı bir performansla sonuçlanan önemli becerilerinden biri olmakla birlikte başarıya yönelik akademik motivasyonu da sağlamaktadır (Omidvar vd., 2013). Bir öğrencinin sahip olması gereken önemli becerilerden biri olan zaman yönetimi, görevlerin ne kadar acil olduklarına göre ve kendileri için oluşturdukları program kapsamında yapacakları işlere bağlı kalmalarıdır. Ancak bazı öğrenciler kendi programlarına bağlı kalamayıp ödevlerini son dakikada tamamlayarak, sınavlardan bir gece önce uykusuz kalarak toplu çalışmalar yaparak, kendilerini gereksiz bir strese sokarlar ve akademik performanslarında düşüşler gözlemleyebilirler. Yapılan çalışmalar zaman

yönetim becerilerinin bireylerin akademik başarıları (Al Khatib, 2014; Tanrıöğen ve Iscan, 2009), öz yeterlikleri (Terry ve Doolittle, 2008), stres azaltma becerileri (Misra ve McKean, 2000; Wahat vd., 2012), kaygıları ve akademik motivasyonları (Omidvar vd., 2013) üzerinde anlamlı etkilerinin olduğunu göstermektedir. Bu nedenle zaman yönetimi becerileri öğrencilerin genel iyi oluş düzeylerini derinden etkileyerek akademik kaygıları üzerinde de anlamlı etkilerinin olabileceği düşünülen önemli bir konudur. Etkili zaman yönetimi yapabilen öğrenciler, görevlerini planlı ve daha düzenli hale getirerek akademik yüklerini azaltabilirler. Böylelikle kaygının ana unsuru olan belirsizlik ve yetişememe duygularını daha iyi yönetebilirler.

Erteleme davranışları ve zaman yönetim becerilerinin mükemmeliyetçilik davranışlarıyla da ilişkili olduğu söylenebilir. Mükemmeliyetçi bireyler genelde kendileri için yüksek standartlar belirleyerek hata yapmaktan kaçınmaya çalışırlar (Frost vd., 1990). Bu durum zaman yönetimlerini de güçleştirebilir ve belirli ve kısa bir süre içerisinde kendilerinin tamamlayabilecekleri görevlerden daha fazlasını yapmaları için çaba sarf etmelerine neden olabilir. Böylelikle sıkışmışlık duygusu içinde kaygı yaşanması ise kaçınılmaz olacaktır. Aynı zamanda mükemmeliyetçi öğrenciler kendilerini başarı ve performans konusunda aşırı sert ve eleştirel öz değerlendirmelere maruz bırakırlar ve böylelikle hem kaygıları hem de depresif eğilimleri artar (Kawamura vd., 2001). Mükemmeliyetçi olup sınav kaygısı olan öğrenci aynı zamanda akademik çalışmalarında düzen ve organizasyon oluşturmaya çabalar (Covington, 1992) ve kendisini yenme çabasına giren sonsuz bir döngü içerisinde hatalarından ve başarısızlıktan kaçınmaya çalışır (Zeidner ve Matthews, 2005). Aynı zamanda birçok öğrenci için memnun edici bir sonuç olsa bile, mükemmeliyetçi öğrenci kendi değerlendirmelerine göre hiçbir şeyin yeterince iyi olmadığını düşündüğü için sınavlarla ilgili kaygı durumunu sürdürmesi olasıdır. Bu bağlamda mükemmeliyetçilik, akademik kaygı için kısmen itici bir güç gibi gözükse de aynı zamanda bir engel durumu olarak da dikkat çekmektedir. Uyumlu mükemmeliyetçi tutum sergileyen öğrenciler hedeflerine ulaşma yolunda motivasyon sağlayabilirken, uyumsuz mükemmeliyetçilik geliştirmiş öğrenciler yoğun akademik kaygı yaşayarak başarısızlıkla karşılaşabilirler. Bu nedenle öğrencilerin kendilerine karşı daha şefkatli bir yaklaşım benimsemeleri ve stresle başa çıkma becerilerinin güçlendirilmesi kritik bir önem taşımaktadır.

Sonuç olarak doğrudan akademik kaygının kişilik özellikleriyle ilişkisinin araştırıldığı çalışmalar incelendiğinde, genel iyi oluş (Njue ve Anand, 2018), kendini geliştirme (Kayani vd., 2020), dışadönüklük ve duygusal

istikrar (Kurniawan vd., 2019), uyum (Ahuja, 2016), dışsallık (Grover ve Smith, 1981), öz düzenleme (Yang vd., 2019), öz yeterlik (Li vd., 2020), özgüven (Sati ve Vig, 2017), psikolojik sağlamlık (Fiorilli vd., 2020) ve benlik algısı (Kumari, 2010) gibi kişiliğin olumlu yönleri olarak kabul edilebilecek unsurların akademik kaygıyı azaltıcı etki gösterdiği; nevroitiklik (Cassady vd., 2019), mükemmeliyetçilik (Dobos vd., 2021), öz eleştiri (Kayani vd., 2020, 2021) gibi olumsuz kişilik özelliklerinin ise akademik kaygıyı beslediği tespit edilmiştir. Ayrıca akademik kaygısı yüksek olan bireylerin yalnızlık düzeylerinin de yüksek olduğu (Gul, 2017), bu durumda algılanan sosyal destek sistemlerinin ise yaşadıkları bu olumsuz durum ile başa çıkmalarında önemli bir mekanizma olarak işlev gördüğü (Dobos vd., 2021) bulunmuştur. Bu kapsamda ortaya konulan sonuçların, akademik kaygıları yüksek öğrencilerin olumsuz kişilik özelliklerinden yana dezavantajlı konumda bulundukları, olumlu kişilik özelliklerinin ise akademik kaygının etkilerinin azaltılmasında önemli rol oynadığı söylenebilir. Örneğin, akademik kaygıları yüksek olan bireylerin sosyal ilişkilerinin daha zayıf olduğu, öz düzenleme stratejilerinin daha düşük düzeyde olduğu, olumsuz kişilik özellikleri barındırdıkları ve psikolojik sağlamlıklarının ve benlik saygılarının yaşadıkları bu kaygı durumundan olumsuz etkilendiği belirlenmiştir (Cassady vd., 2019; Dobos vd., 2021; Kayani vd., 2020, 2021; Kumari, 2010; Kurniawan vd., 2019; Yang vd., 2019). Öyle ki ruh sağlığı değişkenleriyle birlikte akademik kaygı ilişkisini inceleyen çalışmalar değerlendirildiğinde, çocukluk çağında çeşitli travmalara maruz kalanların akademik kaygılarının da yüksek olduğu, depresyon, saldırganlık gibi ruh sağlığı problemleri yaşayan bireylerde akademik kaygının bu durumu yordadığı görülmüştür (Dobos vd., 2021; Katarina, 2018). Bu noktada akademik kaygının etkilerinin azaltılmasına yönelik geliştirilecek müdahale programlarının çok önemli olduğunu söylemek mümkündür. Akademik kaygı öğrencilerin eğitimleriyle ilgili yaşamlarını ve başarılarına yönelik algılarını etkilerken, öz yeterlik, motivasyon, duygu düzenleme, benlik saygısı, mükemmeliyetçilik, akademik erteleme, zaman yönetimi, nevroitiklik ve uyumluluk gibi kişilik özellikleri, psikolojik veya davranışsal faktörle ilişkili olarak şekillendiği söylenebilir. Bu alanlardaki beceri eksiklikleri akademik kaygıyı artırabilir, güçlü yönler ise akademik kaygı üzerinde koruyucu bir unsur olarak görev alabilir. Dolayısıyla yukarıda sıralanan faktörlerin farkına varılması, bu alanlardaki beceri eksikliklerinin geliştirilmesi akademik kaygının yönetimini daha mümkün hale getirebilir.

Okul ve Eğitim Ortamı

Okul ve eğitim ortamı öğrencilerin akademik başarılarında

önemli etkileri olan faktörlerden biri olarak dikkat çekmektedir. Eğitim süreci salt bilgi edinme değil, öğrencilerin psikolojik, sosyal ve duygusal gelişimlerini de desteklemektedir. Ancak okul ortamında yaşanması muhtemel birtakım stres faktörleri öğrencilerin akademik kaygı yaşamalarına neden olabilmektedir. Ayrıca okulla ilgili okul türü, okul iklimi, devlet veya özel okul olması, okula bağlı değişkenler gibi birçok faktörün akademik kaygıyla anlamlı düzeyde ilişkili olduğu vurgulanmaktadır (Babu ve Zeliang, 2017; Fiorilli vd., 2020; Gillen-O'Neel vd., 2011; Jabeen ve Andrabi, 2018; Li vd., 2020; Romano vd., 2020).

Araştırmacılar olumlu okul ortamında, teşvik edici ve destekleyici öğretmen tutumlarının öğrencilerde okula aidiyet ve bağlılık gibi olumlu hislerin yaşanmasını sağlayarak; akademik kaygıyı iyileştirici bir rol üstlendiği belirtmektedirler (Gillen-O'Neel vd., 2011; Li vd., 2020; Romano vd., 2020). Bunlara ek olarak Fiorilli ve diğerleri (2020) okula yönelik umursamaz tutumların; yetersizlik duygusuna kapı aralayan okul tükenmişliğine ve öğrencilerin psikososyal iyi oluşlarını olumsuz yönde etkilenmesine yol açarak; aynı zamanda okula yönelik olumsuz tutumların geliştirilmesine neden olduğu ve akademik kaygıyı beslediğine dikkat çekmektedirler. Bu bağlamda okul içi sosyal destek mekanizmalarının işlevselliğinin artırılması, okul psikolojik danışmanlarının ve üniversitelerin psikolojik danışma merkezlerinin okul tükenmişliği yaşayan bireyleri belirleyerek bu öğrencilere yönelik uygun müdahale programları geliştirmeleri önemli görünmektedir. Çünkü akademik kaygı arttıkça bireylerin psikolojik destek ihtiyaçları da artmaktadır (Sharma, 2014). Özellikle sosyal destek algısının akademik kaygıyı negatif etkilediği araştırma bulguları (Dobos vd., 2021) dikkate alındığında sosyal destek mekanizmalarının iyileştirilmesine yönelik çalışmaların yapılmasının da önem taşıdığı düşünülmektedir.

Okul içi önemli bir unsur olarak dikkat çeken değerlendirilme baskısı, eleştirel öğretmen tutumları, rekabetçi eğitim ortamı ve akranlar gibi unsurlar akademik kaygı üzerinde etkili olabileceği düşünülen önemli faktörlerdir. Değerlendirilme kaygısı yüksek olan öğrenciler değerlendirildiklerini hissettiklerinde (bir arkadaşının veya öğretmenin bakışı, sorulan bir soru, yapılan bir eleştiri gibi) otomatik olarak ve kendilerine odaklanan olumsuz düşüncelerle tepki vermektedirler. Bu bilişler yüksek duygusal tepkisellik için tetikleyici bir görev üstlenmektedirler (Wine, 1982). Herhangi bir değerlendirme durumunda öğrenci içeriğe hakim olsa bile sınav tehdidiyle karşı karşıya kaldıklarında performansını olumsuz yönde etkileyen endişeli bir tepki gösterebilir.

Dolayısıyla burada değerlendirilme kaygısı yaşayan öğrencinin bilgi işlemenin geri getirme aşamasında bir başarısızlık yaşadığı düşünülebilir (Zeidner ve Matthews, 2005). Kısacası öğrenci hedef bilgiyi etkili bir şekilde kodlamış ve depolamıştır, ancak tehdit edici bir değerlendirme ortamı karşısında, bilgi artık öğrenci için mevcut durumda değildir ve kodlanan bilgi geri çağrılanamamaktadır. Bu, çalışma becerileri eksikliğinden kesin bir şekilde ayrılmaktadır. Çünkü öğrenci hedeflenen içeriği uzun süreli belleğe sağlam bir şekilde yerleştirmiştir, ancak zayıflatıcı veya engelleyici bağlamsal kaygı nedeniyle sınav veya değerlendirilme durumunda onu geri getirememektedir (McKeachie, 1984; Onwuegbuzie ve Daley, 1996). Buna ek olarak Bar-Tal ve diğerleri (1999) de öğrencinin sınavı bir tehdit olarak algılamaya başladığında sınav esnasında durumun daha da kötüleşerek öğrencinin bilgi tabanına olan güvenini kaybetmeye başladığını ve verdiği yanıtların doğruluğunu sorgulamaya başladığını belirtmektedirler.

Diğer bir taraftan değerlendirilme baskısının azaltılması veya ortadan kaldırılması durumlarında bile sınav kaygısı yüksek olan öğrencilerin öğrendiği bilgileri hatırlamakta ve tanımlamakta zorluklar çektiği vurgulanmaktadır (Naveh-Benjamin vd., 1981). Bu durum sınavdaki başarısızlığın, test içeriğine verilen duygusal tepkiden kaynaklandığı anlamına gelmemektedir. Bu durum, içeriğin etkili bir şekilde edinilmesi, depolanması ve düzenlenmesi konusundaki temel bilişsel başarısızlıkların bir göstergesi olarak nitelendirilebilir (Cassady, 2010). Ayrıca bazı çalışmalar sınav kaygısının, öğrencinin bir sınav durumuyla karşılaştığında ve yetersiz çalışma uygulamaları nedeniyle sınava yeterince hazırlanmadığını fark ettiğinde verdiği tepkisel bir yanıt olduğunu ileri sürülmektedir (McKeachie, 1984). Kısacası öğrenci ders çalışma alışkanlığını organize ederken, zamanı etkin kullanırken ve bilgiyi anlamlandırıp işleyerek hatırlama sürecinde zorluk çektiği için akademik görev ve sorumluluklarıyla başa çıkmada zorluk yaşayabilir, böylelikle kaygı, kötü akademik performans ve yeterli düzeyde çalışmama kısır döngüsünde enerjisini harcayabilir.

Ancak günümüz eğitim sisteminin öğrencilerden yoğun bir akademik performansla birlikte yüksek beklentiler ile şekillendiği açıkça bilinmektedir. Bu akademik beklentiler, öğrencilerin mevcut potansiyellerini gösterebilmeleri ve hedeflerine ulaşabilmeleri için harekete geçirici bir güç olabilmektedir. Ancak öğrenciye yüklenen akademik beklentilerin aşırı olması, öğrencinin bu beklentilere uyum sağlayamaması veya uyum sağlamada zorluk çekmesi, öğrenci üzerinde ciddi boyutlarda duygusal baskı

oluşturabilmektedir. Yapılan çalışmalar okulla ilgili talepleri streslerinin ana kaynağı olarak gören öğrencilerin, çalışmaları konusunda kaygı duymalarının ve iş yükleri altında ezilme olasılıklarının daha yüksek olduğunu göstermektedir (Huan vd., 2008). Bir başka çalışmada ise okul başarısıyla ilgili endişelerin ve okul çalışmalarının zorlayıcı olduğu duygusunun psikosomatik sorunlarla ilişkili olduğu bulunmuştur (Murberg ve Bru, 2005). Ayrıca akademik taleplerin akademik stresle ilişkili olduğu, bu ilişkide akranlardan gelen akademik desteğin akademik performans üzerinde olumlu bir etki sağladığı (Knoster ve Goodboy, 2020) vurgulanmaktadır.

Yapılan araştırmalar olumlu öğretmen öğrenci ilişkilerinin, öğrencilerin akademik başarılarının yanı sıra aidiyet duyguları, refah ve psikososyal uyumları üzerinde anlamlı etkileri olduğunu göstermektedir. Ancak öğrenciler arasında ayrımcılık yapan öğretmenlerin sınıfın refah ve öğrencinin genel gelişimi üzerinde olumsuz etkileri söz konusudur. Farmer ve diğerleri (2002) akran reddinin, öğretmen ve çocuk arasındaki çatışmanın, öğrencilerin düşük akademik başarılarına katkıda bulunan içselleştirme sorunlarına yol açtığını vurgulamaktadır. Diğer bir çalışmada ise öğretmenden gelen kötü muamelenin stres oluşturduğu ve psikolojik ve somatik sorunlarla anlamlı ilişkileri olduğu belirtilmektedir (Hjern vd., 2008). Frydenberg (2008) ve Hankin (2009) ise akademik taleplerin bir stres kaynağı olduğunu ve öğrencilerin kaygı ve depresyonlarındaki artışı öngördüğünü vurgulamaktadırlar. Ayrıca okullardaki sosyal ilişkilerin de öğrencilerde depresif ruh halinin anlamlı yordayıcıları olduğu belirtilmektedir (Boulard vd., 2012). Dolayısıyla akran reddinin olması, öğretmen ve öğrenci arasında çatışmalar hem içselleştirme hem de dışsallaştırma sorunlarına yol açmakta, bu durumun da zayıf ruh sağlığına ve düşük akademik başarıya neden olduğu söylenebilir (Gustafsson vd., 2010).

Sonuç olarak değerlendirilme kaygısı, akademik taleplerin yüksek olması, öğretmen ve öğrenci ilişkilerinin niteliği akademik kaygıyı etkileyebilecek önemli faktörlerdir. Sürekli bir değerlendirilme ortamı ve öğrenciden beklenen performansın yüksek olması, yaşanacak kaygı düzeyini artırırken, destekleyici bir öğretmen ve öğrenci ilişkisinin varlığı yaşanacak olumsuz etkileri azaltacaktır. Bu nedenle öğrencilerin düşük akademik kaygı yaşamaları için yapılacak değerlendirmelerin adil ve objektif kriterler çerçevesinde tasarlanması, bireysel ihtiyaçlara önem verilmesi, öğrenme ortamlarının bireysel ilgi ve ihtiyaçlara uygun olarak oluşturulması ve öğretmenlerin öğrencilere rehberlik süreçlerinde daha duyarlı davranmaları önemli görülmektedir. Bu tür bir yaklaşımla hem öğrencinin

duygusal iyi oluşu desteklenecek hem de akademik başarısının artacağı düşünülmektedir.

Bireysel Başarı Hedefleri

Okul başarısızlığı öğrenciyi sınıftan dışlanmaya hatta yüksek ve düşük başarılılar arasında ayrımcılık yapılması nedeniyle damgalanmaya kadar götüren her türlü başarısızlık, sınıf tekrarı veya mezuniyetin gecikmesini içermektedir. Böylelikle öğrenciler başarısız, değersiz, akılsız, sorumsuz damgası alırken, okul beklentilerini karşılayamamaları nedeniyle bazı gizli psikolojik bozukluklar da geliştirebilmektedirler. Bu sorunlardan biri de öğrencinin okul ortamında yaşayacağı kaygıdır. İlgili literatürde akademik kaygının basamaklarından biri olan sınav kaygısının oluşumunda öğrencilerin başarı ve başarısızlık deneyimlerinin önemli olduğu (Roick ve Ringeisen, 2017) ve akademik kaygının başarı ile anlamlı ilişkisinin bulunduğu belirtilmektedir (Alam, 2017; Grover ve Smith, 1981; Hasan, 2016; Parvez ve Shakir, 2014). Başarı-akademik yaşam-okul bağlamında, akademik kaygının başarıyı negatif etkilediği, akademik kaygı yaşantılarının çalışma alışkanlıklarını da etkilediği ve daha çok akademik ertelemeyi artırdığı belirlenmiştir (Milgram ve Toubiana, 1999; Yang vd., 2019). Ayrıca kaygı ile düşük sınav performansı arasında bir bağlantı olduğu (Sarason ve Mandler, 1952), okul başarısızlığı yaşayan çocukların ve ergenlerin, sürekli kaygı düzeylerinin kendi yaşlarındaki normal öğrencilerden önemli düzeyde yüksek olduğuna dikkat çekilmektedir (Jreige, 2015).

Öz değerlendirme ve kişinin kendisi hakkındaki inanç, düşünce ve algıları da, sınav kaygısının belirlenmesinde önemli katkılar sunmaktadır. Öyle ki öğrencilerin özellikle notlarını yetenekleriyle ilişkilendirme olasılığının yüksek olduğu ifade edilmektedir (Blumenfeld vd., 1986). Bu nedenle, düşük notlar, öğrencilerde akademik yaşantıya ilişkin öz yeterliliği olumsuz yönde etkileyen bir yetenek eksikliğine işaret etmektedir. Öz düzenleme süreçlerini etkili bir şekilde uygulayan öğrenciler ise etkili öğrenme stratejisi kullanımında öz yeterlik ve başarı motivasyonunda eş zamanlı olarak kazanımlar elde etmektedirler (Bjork vd., 2013). Öğrencilerin başarı düzeyleri arttıkça zorlu bilişsel ve duygusal talepleri karşılama yeteneklerine ilişkin öz yeterlikleri ve gelecekteki olayları daha yönetilebilir veya daha az tehdit edici olarak görme olasılıkları da artacaktır. Bu bağlamda Lazarus ve Folkman'ın (1984) stres modeli, bireyin algıladığı psikolojik stres, başa çıkma ve bilişsel değerlendirmeler arasındaki etkileşimleri vurgulamaktadır. Stres, başa çıkma ve bilişsel değerlendirmeler birbirlerine bağlıdır ve stres sürecinin anlamlandırılmasının temelini

oluşturmaktadır. Kısacası stresin sadece çevresel bir uyaran olmadığını, bireylerin stres uyaranlarına nasıl anlam yükledikleri ve başa çıkma mekanizmalarını nasıl kullandıklarıyla doğrudan ilişkili olduğunu belirtmektedirler. Diğer taraftan Pekrun (2006) geliştirdiği kontrol-değer kuramında yapılan bireysel değerlendirmelerin bireylerin başarı duygularının doğrudan öncülleri olarak ele almakta ve başarı ve akademik ortamlarda deneyimlenen duyguların öncüllerini ve etkilerini değerlendirmek için bütünleştirici bir çerçeve sunmaktadır. Teori, kontrol ve değer yargılarının öğrenme sırasında yaşanan zevk, hayal kırıklıkları ve sıkıntı gibi etkinliğe bağlı duyguların yanı sıra, başarı veya başarısızlıkla ilgili sevinç, umut, gurur, endişe, umutsuzluk, utanç ve öfke gibi sonuç duygularının uyarılmasında da merkezi bir rol oynadığı düşüncesine dayanmaktadır. Hem Lazarus ve Folkman'ın modeli hem de Pekrun'un kuramı, akademik kaygının oluşması sürecini anlamlandırmada birbirlerini tamamlayıcı açıklamalar sunmaktadırlar. Öğrenciler sınav veya performans durumlarını tehdit edici olarak algıladıklarında ve bu tehdide yönelik başa çıkma inançları zayıfsa akademik kaygı yaşayabilirler. Diğer taraftan öğrenci derslere yönelik başarısına yüksek değer atfediyorsa ve bu başarıya ulaşmak için yeteri düzeyde kontrole sahip olmadığına inancı varsa kısacası düşük kontrol düzeyine sahipse kaygı yaşamayı kaçınılmaz olacaktır. Dolayısıyla hem Lazarus ve Folkman'ın stres modeli hem de Pekrun'un kontrol ve değer kuramı akademik kaygının yalnızca dışsal bir faktörden değil, aynı zamanda öğrencinin sahip olduğu bilişsel değerlendirmelerinden ve algılarından kaynaklandığını göstermektedir.

Bunların dışında bazı öğrencilerin neden basitçe başarılı olamayacaklarına inandıklarını ve başarısızlık durumlarını değiştirmek için herhangi bir çaba göstermedikleri de dikkat çekmektedir (Schunk, 1999; Zeidner ve Matthews, 2005). Bu durum Cassady'nin (2004) sınav kaygısı olan öğrenciler için öğrenilmiş çaresizlik kavramıyla öğrenciler için ortak bir yönelim olarak tanımlanmaktadır. Öğrenilmiş çaresizlik, sınavlarda başarısızlık yaşamış ve daha önce denediği stratejilerin sonuçsuz kaldığını fark eden ve artık vazgeçme yolunu tercih ettiren bir durum olarak açıklanmaktadır. Kaygılı öğrenciler belki de yaşadıkları bu performans sorunlarını etkili bir çabayla aşabilecekken, başarısızlığa boyun eğmektedirler. Bu bağlamda değerlendirme ortamında öğretmenlerle kurulan olumlu etkileşimler veya yaşanan okul deneyimleri, öğrencilerde yüksek başarı güdüsünün gelişmesine katkıda bulunmaktadır. Diğer taraftan yüksek kaygı yaşayan öğrencilerin yaşam öykülerinde başarısızlık deneyimlerinin hâkim olması ise

başarısızlık korkularının oluşmasına zemin hazırlamaktadır. Dolayısıyla kaygı ve başarı ya da başarısızlık ilişkisi birbirine bağlı bir sistem olarak çalışmaktadır.

Kültürel ve Toplumsal Faktör

Bireylerin gelecek beklentilerini, olayları ele alış biçimlerini etkileyen bir diğer faktör kültürel özelliklerdir. İçinde yaşanan toplumsal bağlam bireylerin düşünceleri ve duygularının oluşmasında olumlu ya da olumsuz şekilde anlamlı katkılar sunmaktadır. Bireyin ortaya çıkan psikolojik sorunlarla başa çıkabilmesi, sorunlarını anlamlandırması içinde bulunduğu toplumsal yapıdan önemli ölçüde etkilenmektedir. Kültürler arası araştırmalarda en çok öne çıkan bireycilik ve kolektivizm ayrımıdır (Hofmann vd., 2010). Bu durum bireyin toplum içindeki konumunu ve toplumun üyeleriyle olan ilişkilerini içermektedir. Kişi kendisini dünyanın, ailesinin veya grubun bir parçası olarak görebileceği gibi bağımsız, dünyadan ve diğer insanlardan ayrı ve onlarla çatışma halinde de hissedebilir (Essau ve Ollendick, 2012). Bireyci bir toplumda sosyal davranışlar büyük ölçüde bireysel hedefler ve beğeniler ve tercihler tarafından düzenlenmektedir. Grup içindeki çatışmalar ve yüzleşmeler gerginlikleri azaltmak ve yanlış anlaşılmalara ortadan kaldıracabileceği için tercih edilebilmektedir. Ancak kolektivist kültürde uyum, itaatkarlık ve grup yönelimine yüksek değer verilmektedir. Sosyal davranışlar büyük ölçüde grup normları tarafından belirlenmektedir. Kişisel ve grup hedefleri arasında bir çatışma ortaya çıktığında grup bütünlüğü ve grup üyeleri arasındaki ilişkiyi korumak amacıyla grup hedefleri kişisel hedeflerden daha fazla öncelik kazanmaktadır (Triandis, 1990). Caldwell-Harris ve Aycicegi (2006) tarafından yapılan bir çalışmada Boston ve İstanbul'daki üniversite öğrencilerine bireycilik ve kolektivizm senaryoları ve bir dizi klinik ölçekler uygulanmıştır. Buna göre son derece bireyci bir toplum olan Boston'da yaşayan öğrenciler için kolektivizm puanlarıyla sosyal kaygı, depresyon ve obsesif kompulsif bozukluk gibi duygu durum bozuklukları arasında pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. Kolektivist bir kültürü olan İstanbul'da yaşayan öğrenciler için ise bireycilik paranoyak, şizoid, narsistik, borderline ve antisosyal kişilik bozuklukları ile pozitif korelasyonlar bulunmuştur. Elde edilen sonuçlar kişisel değerler ile toplum değerleri arasındaki çatışmaların klinik semptomlar için bir risk faktörü olduğunu göstermektedir.

Cinsiyet farklılıklarının kültürel yapı içerisinde en fazla etkilenebilecek faktörlerden biri olduğu söylenebilir. Akademik kaygının cinsiyete göre farklılaşp farklılaşmadığına yönelik yapılan çalışmalarda kesin bir yönelim bulunmamaktadır. Öyle ki akademik kaygının

cinsiyete göre anlamlı düzeyde farklılık gösterdiğini bulgulayan çalışmalar olduğu gibi (Kaur ve Chawla, 2018; Siddiqui ve Rehman, 2014; Yang vd., 2019) cinsiyete göre bir farklılığın olmadığını belirten çalışmalar da mevcuttur (Ahuja, 2016; Bülbül, 2022; Njue ve Anand, 2018; Rani, 2017). Ayrıca cinsiyete göre kızların akademik kaygı puanlarının erkeklerden fazla olduğunu bildiren çalışmalar (Aparnath, 2014; Attri ve Neelam, 2013; Bhansali ve Trivedi, 2008; Kaur ve Chawla, 2018) yanında erkeklerin akademik kaygılarının kızlardan daha yüksek olduğunu tespit eden çalışmalar da bulunmaktadır (Gul, 2017; Jabeen ve Andrabi, 2018). Elde edilen bu sonuçlara göre kadın ve erkekler arasında toplumsal cinsiyet rollerinin artık giderek eşit hale gelmesi ve hem erkekler hem de kadınlar için eğitim fırsatlarının da eşit şartlar taşıması nedeniyle her iki cinsiyetin de aynı şartlarda benzer akademik kaygı ve beklentiler yaşadıkları söylenebilir. Ayrıca sınav baskısının yoğun olarak etkilerinin hissedildiği bazı toplumlarda öğrencilerin daha başarı odaklı düşünce yapılarına sahip olmaları nedeniyle akademik kaygı düzeylerinin de farklılaşmadığı söylenebilir.

Yapılan çalışmalar akademik kaygının bireylerin sosyoekonomik düzeyleri, etnik kimlikleri ve dinleriyle de ilişkisinin olduğu göstermektedir. Geleneksel sınav durumlarında farklı sosyokültürel grupların tepkileri de farklılık göstermektedir. Örneğin sınav kaygısının alt sınıf etnik azınlık öğrencilerin ve kız öğrencilerin eğitim performansını ve başarısını zayıflatan ve ön yargılı hale getiren durumsal bir etken olduğu vurgulanmaktadır (Jensen, 1980). Samuda (1975) azınlık grupların sınav veya değerlendirilme durumlarında dezavantajlı olduklarını, çünkü değerlendirilme konusunda aşırı endişeli olabileceklerini ve bu nedenle daha fazla endişe ve düşmanlıkla tepki verebileceklerini öne sürmektedir. Bu nedenle alt sosyokültürel gruptaki öğrencilerin sınav kaygılarının ve performanslarının, dolayısıyla da başarıları açısından sistematik olarak daha dezavantajlı gruplar olduğu vurgulanmaktadır. Örneğin, Hindu kızların erkeklere göre, Müslüman erkeklerin ise Hindu erkeklere göre daha fazla akademik kaygı yaşadıkları (Aparnath, 2014) belirtilmektedir. Bu durumun geleneksel Hindistan ailelerinde kadınların aileleri ve toplumları için örnek bireyler olmaları beklentisinin kaygılarını da artırabileceğini düşündürmektedir. Ayrıca Müslüman ve Hindu erkekler arasındaki farklılık olarak ise Müslüman erkeklerin aile geçimi ve ekonomik sorumluluklar gibi temel rolleri dini bir gereklilik olarak üstlenmelerinin beklenmesi, ayrıca Hindistan'da Müslümanlara karşı ekonomik sınırlamaların ve ayrımcılıkların olması akademik yaşantılarında bu ve benzeri birçok dışsal faktörle de mücadele etmeleri

kaygılarını artırıyor olabilir.

Diğer taraftan kentlerde yaşayan öğrencilerin kırsal alan veya daha küçük yerleşim yerlerinde yaşayanlara göre daha fazla akademik kaygı yaşadıkları belirlenmiştir (Hasan, 2018; Sahu ve Jha, 2014). Bu durumun şehir merkezlerindeki okullarda genellikle akademik standartların yüksek olması ve rekabeti bir şekilde desteklemesi neden olabilmektedir. Çünkü kentlerde yaşayan öğrenciler daha fazla sınav baskısıyla ve akranlarıyla kıyasa sürüklenebilmektedir. Ayrıca kaynaklara erişim imkanının yüksek olması, ebeveynlerinin ve çevrenin bu bağlamda destekleyici tavrının zamanla verilen imkanlar ölçüsünde beklenti oranının artmasına yol açabilmektedir. Bunlarla bağlantılı olarak şehir merkezlerinde öğrenciler elde edecekleri akademik başarının gelecekte kariyerleri için kritik olduğunu çevresel şartlar ve imkanlar açısından daha fazla hissediyor olabilirler. Dolayısıyla artan bu farkındalık durumu, öğrencilerin daha fazla stres yaşamalarına neden olabileceği gibi akademik kaygılarının da daha fazla olmasına yol açabilir.

Sonuç ve Öneriler

Eğitim yaşantısında öğrencilerin karşılaştıkları en önemli zorluklardan birinin akademik kaygı olduğu söylenebilir. Akademik kaygı öğrenciler bilişsel, duygusal ve zihinsel sağlıkları üzerinde anlamlı etkiler oluşturmakta ve eğitim sürecindeki performanslarını da negatif yönde etkileyebilmektedir. Endişeli öğrenciler bilgi alma, bilgilerini düzenleme ve geri çağırma süreçlerinde zorluk yaşayabilmektedir.

Akademik kaygı geniş bir perspektifte incelenmesi gereken bir durumdur. Bu durum bireylerin fiziksel sağlık durumları, kişisel özellikleri, başarı hedefleri, okul ortamı, ailesel faktörler, kültürel ve biyolojik yapı gibi geniş bir perspektifin etkileşimiyle şekillenmektedir. Değinilen faktörlerin, öğrencilerin akademik kaygılarının oluşmasında ve bu kaygı durumunu nasıl deneyimlediklerine ilişkin önemli açıklamalar sunmaktadır.

Sonuç olarak çok boyutlu bir olgu olan akademik kaygı, sadece öğrencilerin eğitim performanslarını değil, yaşam kalitelerini de etkilemektedir. Akademik kaygıyı anlayabilmek ve yönetebilmek amacıyla bireylerin duygusal, sosyal ve fiziksel özelliklerini kapsayan bütüncül perspektifte yaklaşımların geliştirilmesi gerekmektedir. Ayrıca eğitim ortamında öğrencilere bireyselleştirilmiş öğrenme ortamları oluşturarak, öğrencilerin başarıları ve motivasyonları desteklenirken psikolojik sağlamlıkları da desteklenmelidir.

Akademik kaygıyı anlayabilmek ve sağlıklı bir şekilde yönetebilmek için klinik ve eğitsel açıdan bütüncül bir destek mekanizmasının işletilmesi gerekmektedir. Bu bağlamda aşağıda sıralanan öneriler, hem teorik hem de uygulama bağlamında öğrencilerin akademik kaygılarını daha sağlıklı olarak yönetebilmeleri için araştırmacı ve uygulayıcılara yol gösterici olabilir:

1- Öğrenciye özgü bireyselleştirilmiş destek planları hazırlanmalıdır. Akademik kaygı düzeyleri yüksek olan öğrenciler için bireysel ve grupla psikolojik danışma hizmetleri öğrencilerin kişilik özellikleri ve kaygı düzeylerine göre özelleştirilmelidir.

2- Öğrencilere okullarda bireyselleştirilmiş öğrenme imkânı sunulabilmelidir. Eğitim süreci daha esnek, bireysel hız ilkesinde yapılandırılmalı, okul dışı öğrenme ortamları teşvik edilerek zengin ve salt değerlendirme temelli olmayan bir eğitim-öğretim süreci sunulmalı ve tasarlanmalıdır.

3- Yoga (Kumar ve Tiwary, 2014), atılganlık eğitimi (Mohebi vd., 2012), meditasyon (Vats vd., 2020), montessori eğitimi (Dhiksha ve Suresh, 2016) ve işbirlikçi öğrenme yönteminin (Jyoti, 2019) öğrencilerin akademik kaygılarını azaltmada etkili yöntemler olduğu ortaya konulmuştur. Ayrıca odak grup görüşmesiyle gerçekleştirilen bir çalışmada (Situmorang, 2018), akademik kaygının uyumsuz inançlar olan bilişsel çarpıtmalardan kaynaklandığı, bilişsel davranışçı terapi uygulamalarının bu bağlamda yardımcı olabileceği vurgulanmaktadır. Dolayısıyla bu uygulamaların Türk örneğinde etkililiği test edilebilir.

4- Duygu düzenleme becerileri, stres yönetimi, başa çıkma yöntemleri üzerine öğrencilere yönelik belirli aralıklarda grupla veya bireysel eğitimler düzenlenmelidir.

5- Eğitim kurumlarında belirli aralıklarda psikolojik sağlık taramaları yapılmalı ve tarama sonuçları öğrenci, veli ve ilgili öğretmenlerle etik kurallar çerçevesinde paylaşılmalıdır.

6- Aile ve çevresel faktörlerin akademik kaygıya etkileri dikkate alındığında, ailelere öğrencilerin yaşadığı kaygıları anlayabilme ve çocukları için destek mekanizmaları geliştirmeleri üzerine psikoeğitim programları düzenlenebilir. Bu eğitim programlarının öğrencilerin akademik kaygıları üzerindeki etkileri test edilebilir.

7- Okul iklimi öğrencilerin kaygı düzeylerini artırabilecek bir faktör olması nedeniyle, okul ortamlarının güven verici ve destekleyici bir tarzda oluşturulmaya özen gösterilmelidir. Rekabetçi, akranlar arası bir yarışın olduğu okul ortamı yerine işbirlikçi okul ortamlarının ve süreç değerlendirme

yöntemlerinin işe koyulması önemlidir.

8- Eğer bir değerlendirme yapılacaksa, bu durumun iyi planlanması, sorumlu öğretmenin veya akademisyenin sadece eleştirel bir bakış açısı benimsememesi, gerektiğinde bireysel değerlendirmelerin yapılması ve değerlendirme öncesinde değerlendirme basamaklarının ve kriterlerinin açık ve net bir şekilde ifade edilmesi önem taşımaktadır.

9- Akademik kaygıları yüksek olan öğrenciler için mentörlük veya akran desteği, akademik kaygılarını yönetme sürecinde destek sağlayabilir.

Etik Komite Onayı: Bu çalışma derleme çalışması olduğu için etik kurul onayı alınmamıştır

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları: Fikir-K.B., H.O.; Tasarım-K.B.; Denetleme-H.O.; Kaynaklar-K.B.; Veri Toplanması ve/veya İşlemesi-K.B., H.O.; Analiz ve/veya Yorum-K.B., H.O.; Literatür Taraması-K.B.; Yazıyı Yazan-K.B., H.O.; Eleştirel İnceleme-K.B., H.O.

Çıkar Çatışması: Yazarlar, çıkar çatışması olmadığını beyan etmiştir.

Finansal Destek: Yazarlar, bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

Ethics Committee Approval: Because this study was a review study, ethics committee approval was not obtained.

Peer-review: Externally peer-reviewed.

Author Contributions: Concept-K.B., H.O.; Design-K.B.; Supervision-H.O.; Resources-K.B.; Data Collection and/or Processing-K.B., H.O.; Analysis and/or Interpretation-K.B., H.O.; Literature Search-K.B.; Writing Manuscript-K.B., H.O.; Critical Review-K.B., H.O.

Conflict of Interest: The authors have no conflicts of interest to declare.

Financial Disclosure: The authors declared that this study has received no financial support.

Kaynaklar

- Ahuja, A. (2016). A study of emotional intelligence among secondary school students in relation to academic anxiety and adjustment. *Journal of Indian Education*, 28(3), 56-70. <http://ejournals.ncert.gov.in/index.php/jie/article/download/2250/2157/4118>
- Al Khatib, A. S. (2014). Time Management and its relation to Students stress, gender and academic achievement among sample of students at Al Ain University of Science and Technology, UAE. *International Journal of Business and Social Research*, 4(5), 47-58.

Alam, M. J. F. (2017). Relation between academic anxiety and academic achievement among school students of Murshidabad district. *International Journal of Advance Research and Innovative Ideas in Education*, 3(3), 3354-3357. http://ijariie.com/AdminUploadPdf/Relation_between_Academic_Anxiety_and_Academic_Achievement_among_school_students_of_Murshidabad_District_ijariie5701.pdf?srsltid=AfmBOop9W2jXvli-2UAL3_Y-woHuEKNjONF-cMfl4wvgRpBHTmHzNKq7

Allport, G. W. (1958). Personality: Normal and Abnormal. *The Sociological Review*, 6(2), 167-180. <https://doi.org/10.1111/j.1467-954X.1958.tb01072.x>

Aparnath, A. (2014). A study of academic anxiety of secondary school students with relation to their gender and religion. *The International Journal of Indian Psychology*, 1(4), 53-58. <https://doi.org/10.25215/0104.024>

Asigbee, F. M., Whitney, S. D., & Peterson, C. E. (2018). The Link Between Nutrition and Physical Activity in Increasing Academic Achievement. *The Journal of School Health*, 88(6), 407-415. <https://doi.org/10.1111/josh.12625>

Attri, A. K., & Neelam. (2013). Academic anxiety and achievement of secondary school students-A study on gender differences. *International Journal of Behavioral Social and Movement Sciences*, 2(1), 27-33. <https://ijobsms.org/index.php/ijobsms/article/view/84>

Babu, M. R. N., & Zeliang, L. (2017). Academic anxiety among VIII standard students in relation to gender, type of school management and age: A case study. *International Journal of Social Sciences Arts and Humanities*, 4(3), 54-57. <http://www.crdeepjournal.org/wp-content/uploads/2017/06/Vol-4-3-3-IJSSAH.pdf>

Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. W H Freeman/Times Books/ Henry Holt & Co.

Bar-tal, Y., Raviv, A., & Spitzer, A. (1999). The need and ability to achieve cognitive structuring: Individual differences that moderate the effect of stress on information processing. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77, 33-51. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.77.1.33>

Barrett, A. E., & Turner, R. J. (2005). Family structure and mental health: the mediating effects of socioeconomic status, family process, and social stress. *Journal of Health and Social Behavior*, 46(2), 156-169. <https://doi.org/10.1177/002214650504600203>

- Bassett, S. M., Lupis, S. B., Gianferante, D., Rohleder, N., & Wolf, J. M. (2015). Sleep quality but not sleep quantity effects on cortisol responses to acute psychosocial stress. *Stress*, 18(6), 638-644. <https://doi.org/10.3109/10253890.2015.1087503>
- Beidel, D. C. (1991). Determining the reliability of psychophysiological assessment in childhood anxiety. *Journal of Anxiety Disorders*, 5(2), 139-150. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0887-6185\(91\)90025-O](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0887-6185(91)90025-O)
- Beiter, R., Nash, R., McCrady, M., Rhoades, D., Linscomb, M., Clarahan, M., & Sammut, S. (2015). The prevalence and correlates of depression, anxiety, and stress in a sample of college students. *Journal of Affective Disorders*, 173, 90-96. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2014.10.054>
- Bhansali, R., & Trivedi, K. (2008). Is academic anxiety gender specific: A comparative study. *Journal of Social Science*, 17(1), 1-3.
- Bjork, R. A., Dunlosky, J., & Kornell, N. (2013). Self-regulated learning: beliefs, techniques, and illusions. *Annual Review of Psychology*, 64, 417-444. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-113011-143823>
- Blumenfeld, P. C., Pintrich, P. R., & Hamilton, V. L. (1986). Children's concepts of ability, effort, and conduct. *American Educational Research Journal*, 23(1), 95-104. <https://doi.org/10.2307/1163045>
- Boulard, A., Quertemont, E., Gauthier, J.-M., & Born, M. (2012). Social context in school: Its relation to adolescents' depressive mood. *Journal of Adolescence*, 35(1), 143-152. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2011.04.002>
- Bülbül, K. (2022). *Üniversite öğrencilerinin bağlanma stilleri, benlik saygıları, bilişsel çarpıtmaları ve akademik kaygıları: Alternatif modellerin denenmesi* [Yayımlanmamış doktora tezi]. Trabzon Üniversitesi.
- Bülbül, K., & Odacı, H. (2023). Analysis of studies about academic anxiety: A thematic review. *Psikiyatride Güncel Yaklaşımlar*, 15(2), 370-384. <https://doi.org/10.18863/pgy.1124868>
- Caldwell-Harris, C. L., & Aycicegi, A. (2006). When personality and culture clash: The psychological distress of allocentrics in an individualist culture and idiocentrics in a collectivist culture. *Transcultural psychiatry*, 43(3), 331-361. <https://doi.org/10.1177/1363461506066982>
- Cappa, K. A., Begle, A. M., Conger, J. C., Dumas, J. E., & Conger, A. J. (2011). Bidirectional Relationships Between Parenting Stress and Child Coping Competence: Findings From the Pace Study. *Journal of Child and Family Studies*, 20(3), 334-342. <https://doi.org/10.1007/s10826-010-9397-0>
- Carrion, V. G., Weems, C. F., Ray, R. D., Glaser, B., Hessel, D., & Reiss, A. L. (2002). Diurnal salivary cortisol in pediatric posttraumatic stress disorder. *Biological Psychiatry*, 51(7), 575-582. [https://doi.org/10.1016/s0006-3223\(01\)01310-5](https://doi.org/10.1016/s0006-3223(01)01310-5)
- Carthy, T., Horesh, N., Apter, A., & Gross, J. J. (2010). Patterns of Emotional Reactivity and Regulation in Children with Anxiety Disorders. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 32(1), 23-36. <https://doi.org/10.1007/s10862-009-9167-8>
- Caspi, A., Sugden, K., Moffitt, T. E., Taylor, A., Craig, I. W., Harrington, H., McClay, J., Mill, J., Martin, J., Braithwaite, A., & Poulton, R. (2003). Influence of life stress on depression: moderation by a polymorphism in the 5-HTT gene. *Science* 301(5631), 386-389. <https://doi.org/10.1126/science.1083968>
- Cassady, J. C. (2004). The impact of cognitive test anxiety on text comprehension and recall in the absence of external evaluative pressure. *Applied Cognitive Psychology*, 18(3), 311-325. <https://doi.org/https://doi.org/10.1002/acp.968>
- Cassady, J. C. (2010). Anxiety in the schools: Causes, consequences, and solutions for academic anxieties. In L. R. V. Gonzaga, L. L. Dellazzana-Zanon, & A. M. Becker da Silva (Ed.), *Handbook of stress and academic anxiety: Psychological processes and interventions with students and teachers* (pp. 13-30). Peter Lang. https://doi.org/10.1007/978-3-031-12737-3_2
- Cassady, J. C., Pierson, E. E., & Starling, J. M. (2019). Predicting student depression with measures of general and academic anxieties. *Frontiers in Education*, 4(11). <https://doi.org/10.3389/educ.2019.00011>
- Chorpita, B. F., Yim, L., Moffitt, C., Umemoto, L. A., & Francis, S. E. (2000). Assessment of symptoms of DSM-IV anxiety and depression in children: a revised child anxiety and depression scale. *Behaviour Research and Therapy*, 38(8), 835-855. [https://doi.org/10.1016/s0005-7967\(99\)00130-8](https://doi.org/10.1016/s0005-7967(99)00130-8)

- Cogle, J. R., Keough, M. E., Riccardi, C. J., & Sachs-Ericsson, N. (2009). Anxiety disorders and suicidality in the National Comorbidity Survey-Replication. *Journal of Psychiatric Research*, 43(9), 825-829. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2008.12.004>
- Covington, M. V. (1992). *Making the grade: A self-worth perspective on motivation and school reform*. Cambridge University Press.
- Dan, O., Bar Ilan, O., & Kurman, J. (2014). Attachment, self-esteem and test anxiety in adolescence and early adulthood. *Educational Psychology*, 34(6), 659-673. <https://doi.org/10.1080/01443410.2013.814191>
- Dhiksha, J., & Suresh, A. (2016). Self esteem and academic anxiety of high school students with montessori and traditional method of education. *Indian Journal of Health and Wellbeing*, 7(5), 543-545. <https://www.scribd.com/document/572139674/out-4>
- Di Paula, A., & Campbell, J. D. (2002). Self-esteem and persistence in the face of failure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83(3), 711-724. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.83.3.711>
- Dobos, B., Piko, B. F., & Mellor, D. (2021). What makes university students perfectionists? The role of childhood trauma, emotional dysregulation, academic anxiety, and social support. *Scandinavian Journal of Psychology*, 62(3), 443-447. <https://doi.org/10.1111/sjop.12718>
- Doğan, T. (2011). İki boyutlu benlik saygısı: Kendini sevmeye ve öz-yeterlik ölçeğinin Türkçe uyarlaması ve psikometrik özelliklerinin incelenmesi. *Eğitim ve Bilim*, 36(162), 26-137. <https://educationandscience.ted.org.tr/article/view/982/967>
- Eckert, M., Ebert, D. D., Lehr, D., Sieland, B., & Berking, M. (2016). Overcome procrastination: Enhancing emotion regulation skills reduce procrastination. *Learning and Individual Differences*, 52, 10-18. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2016.10.001>
- Eley, T. C., & Gregory, A. M. (2004). Behavioral genetics. In T. L. Morris & S. March (Eds.), *Anxiety disorders in children and adolescents* (pp. 71-97). Guilford Press.
- Eley, T. C., & Stevenson, J. (2000). Specific life events and chronic experiences differentially associated with depression and anxiety in young twins. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 28(4), 383-394. <https://doi.org/10.1023/a:1005173127117>
- Essau, C. A., & Ollendick, T. H. (2012). *The Wiley-Blackwell handbook of the treatment of childhood and adolescent anxiety*. John Wiley & Sons.
- Eysenck, H. J. (1967). *The biological basis of personality*. C. C. Thomas.
- Farmer, A. D., Bierman, K. L., & Group, C. P. P. R. (2002). Predictors and consequences of aggressive-withdrawn problem profiles in early grade school. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 31(3), 299-311. https://doi.org/10.1207/S15374424JCCP3103_02
- Ferrari, J. R., Johnson, J. L., & McCown, W. G. (1995). *Procrastination and task avoidance: Theory, research, and treatment*. Plenum.
- Ferrari, J. R., & Tice, D. M. (2000). Procrastination as a self-handicap for men and women: A task-avoidance strategy in a laboratory setting. *Journal of Research in Personality*, 34(1), 73-83. <https://doi.org/https://doi.org/10.1006/jrpe.1999.2261>
- Fiorilli, C., Farina, E., Buonomo, I., Costa, S., Romano, L., Larcan, R., & Petrides, K. V. (2020). Trait emotional intelligence and school burnout: The mediating role of resilience and academic anxiety in high school. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(9), Article 3058. <https://doi.org/10.3390/ijerph17093058>
- Frost, R. O., Marten, P., Lahart, C., & Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research*, 14(5), 449-468. <https://doi.org/10.1007/BF01172967>
- Frydenberg, E. (2008). *Adolescent coping: Advances in theory, research and practice*. Routledge.
- Gillen-O'Neel, C., Ruble, D. N., & Fuligni, A. J. (2011). Ethnic stigma, academic anxiety, and intrinsic motivation in middle childhood. *Child Development*, 82(5), 1470-1485. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2011.01621.x>
- Gray, J. A., & McNaughton, N. (2000). *The neuropsychology of anxiety* (2nd ed.). Oxford University Press.
- Greene, R. W. (1998). *The explosive child: A new approach for understanding and parenting easily frustrated, "chronically inflexible" children*. HarperCollins.
- Gross, J. J. (2002). Emotion regulation: affective, cognitive, and social consequences. *Psychophysiology*, 39(3), 281-291. <https://doi.org/10.1017/s0048577201393198>

- Grosso, G., Pajak, A., Marventano, S., Castellano, S., Galvano, F., Bucolo, C., Drago, F., & Caraci, F. (2014). Role of omega-3 fatty acids in the treatment of depressive disorders: a comprehensive meta-analysis of randomized clinical trials. *PloS One*, 9(5), Article e96905. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0096905>
- Grover, P. L., & Smith, D. U. (1981). Academic anxiety, locus of control, and achievement in medical school. *Journal of Medical Education*, 56(9 Pt 1), 727-736. <https://doi.org/10.1097/00001888-198109000-00004>
- Gul, S. B. A. (2017). A study of loneliness and academic anxiety among college students. *The Communications*, 25, 85-89. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED607088.pdf>
- Gullone, E. (2000). The development of normal fear: a century of research. *Clinical Psychology Review*, 20(4), 429-451. [https://doi.org/10.1016/s0272-7358\(99\)00034-3](https://doi.org/10.1016/s0272-7358(99)00034-3)
- Gustafsson, J.-E., Allodi Westling, M., Alin Åkerman, B., Eriksson, C., Eriksson, L., Fischbein, S., Granlund, M., Gustafsson, P., Ljungdahl, S., & Ogden, T. (2010). *School, learning and mental health: A systematic review*. The Royal Swedish Academy of Sciences, The Health Committee.
- Guthrie, J. T., & Davis, M. H. (2003). Motivating struggling readers in middle school through an engagement model of classroom practice. *Reading & Writing Quarterly: Overcoming Learning Difficulties*, 19(1), 59-85. <https://doi.org/10.1080/10573560308203>
- Hankin, B. L. (2009). Development of sex differences in depressive and co-occurring anxious symptoms during adolescence: Descriptive trajectories and potential explanations in a multiwave prospective study. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 38(4), 460-472. <https://doi.org/10.1080/15374410902976288>
- Hasan, M. (2016). Academic anxiety of male and female secondary school students in relation to their academic achievement. *Educational Quest-An International Journal of Education and Applied Social Sciences*, 7(1), 31-37. <https://doi.org/10.5958/2230-7311.2016.00014.3>
- Hasan, M. (2018). *A study of academic anxiety in relation to self-disclosure, self-efficacy and parental support of secondary school students* [Doctoral dissertation]. Aligarh Muslim University, Aligarh, Hindistan.
- Hesari, N. K. Z., & Ajam, A. A. (2017). Predicting of cognitive and emotionally test anxiety base on attachment styles dimensions in girl and boy university students. *International Academic Journal of Social Sciences*, 4(1), 168-176. <https://iaiest.com/iaj/index.php/IAJSS/article/view/IAJSS1710018>
- Hjern, A., Alfven, G., & Östberg, V. (2008). School stressors, psychological complaints and psychosomatic pain. *Acta paediatrica*, 97(1), 112-117. <https://doi.org/10.1111/j.1651-2227.2007.00585.x>
- Hofmann, S. G., Anu Asnaani, M. A., & Hinton, D. E. (2010). Cultural aspects in social anxiety and social anxiety disorder. *Depression and Anxiety*, 27(12), 1117-1127. <https://doi.org/10.1002/da.20759>
- Huan, V. S., See, Y. L., Ang, R. P., & Har, C. W. (2008). The impact of adolescent concerns on their academic stress. *Educational Review*, 60(2), 169-178. <https://doi.org/10.1080/00131910801934045>
- Hughes, A. A., Lourea-Waddell, B., & Kendall, P. C. (2008). Somatic complaints in children with anxiety disorders and their unique prediction of poorer academic performance. *Child Psychiatry and Human Development*, 39(2), 211-220. <https://doi.org/10.1007/s10578-007-0082-5>
- Jabeen, N., & Andrabi, A. A. (2018). Academic anxiety among adolescents in India. *Scholarly Research Journal for Interdisciplinary Studies*, 5, 10702-10716. <https://www.srjis.com/downloadPdf/1533793326113.%20Dr.%20Azad%20Ahmad%20Andrabi.pdf/3754/110>
- Jensen, A. R. (1980). *Bias in mental testing*. Free Press.
- Jinks, J., & Lorschach, A. (2003). Introduction: motivation and self-efficacy belief. *Reading & Writing Quarterly*, 19(2), 113-118. <https://doi.org/10.1080/10573560308218>
- Joshi, S., & Srivastava, R. (2009). Self-esteem and academic achievement of adolescents. *Journal of the Indian Academy of Applied Psychology*, 35, 33-39. <https://jiaap.in/wp-content/uploads/2009/11/3.pdf>
- Jreige, T. (2015). Anxiety and depressive disorders in children and adolescents experiencing school failure. *Educational Research*, 25, 122-142. https://www.academia.edu/download/49394394/School_Failure.pdf

- Jyoti, J. (2019). Effectiveness of cooperative learning on academic anxiety of secondary school students. *International Journal of Research and Analytical Reviews*, 6, i504-i507. https://ijrar.com/upload_issue/ijrar_issue_20543009.pdf
- Katarina, S. (2018). Relationship between academic anxiety and aggression among adolescents. *National Journal of Multidisciplinary Research and Development*, 3, 262-263. <https://newresearchjournal.com/assets/archives/2018/vol3issue1/3-1-70-503.pdf>
- Kaur, H., & Chawla, A. (2018). A study of academic anxiety and school adjustment among adolescents. *Indian Journal of Psychiatric Social Work*, 9, 106-110. <https://doi.org/10.29120/IJPSW.2018.v9.i2.118>
- Kawamura, K. Y., Hunt, S. L., Frost, R. O., & DiBartolo, P. M. (2001). Perfectionism, anxiety, and depression: Are the relationships independent? *Cognitive Therapy and Research*, 25(3), 291-301. <https://doi.org/10.1023/A:1010736529013>
- Kayani, S., Kiyani, T., Wang, J., Zagalaz Sánchez, M. L., Kayani, S., & Qurban, H. (2018). Physical activity and academic performance: The mediating effect of self-esteem and depression. *Sustainability* 10(10), Article 3633. <https://doi.org/10.3390/su10103633>
- Kayani, S., Wang, J., Biasutti, M., Zagalaz Sánchez, M. L., Kiyani, T., & Kayani, S. (2020). Mechanism between physical activity and academic anxiety: Evidence from Pakistan. *Sustainability* 12(9), Article 3595. <https://doi.org/10.3390/su12093595>
- Kayani, S., Wang, J., Kayani, S., Kiyani, T., Qiao, Z., Zou, X., & Imran, M. (2021). Self-System mediates the effect of physical activity on students' anxiety: A study from Canada. *The Asia-Pacific Education Researcher*, 30(5), 443-457. <https://doi.org/10.1007/s40299-020-00530-0>
- Kerns, K. A., & Brumariu, L. E. (2014). Is Insecure parent-child attachment a risk factor for the development of anxiety in childhood or adolescence? *Child Development Perspectives*, 8(1), 12-17. <https://doi.org/10.1111/cdep.12054>
- Kessler, R. C., Berglund, P., Demler, O., Jin, R., Merikangas, K. R., & Walters, E. E. (2005). Lifetime prevalence and age-of-onset distributions of DSM-IV disorders in the national comorbidity survey replication. *Archives of General Psychiatry*, 62(6), 593-602. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.62.6.593>
- Khanzada, F. J., Soomro, N., & Khan, S. Z. (2015). Association of physical exercise on anxiety and depression amongst adults. *Journal of the College of Physicians and Surgeons-Pakistan : JCPSP*, 25(7), 546-548. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/26208566/>
- Knoster, K. C., & Goodboy, A. K. (2020). A conditional process model of academic demands and student learning. *Communication Education*, 69(3), 335-355. <https://doi.org/10.1080/03634523.2020.1713387>
- Kumar, A. (2013). Relationship of academic anxiety among adolescents in relation to their home environment. *International Journal for Research in Education*, 2(7), 32-37. https://www.raijmr.com/ijre/wp-content/uploads/2017/11/IJRE_2013_vol02_issue_07_07.pdf
- Kumar, K., & Tiwary, S. (2014). Academic anxiety among student and the management through yoga. *International Journal of Yoga and Allied Sciences*, 3(1), 50-53. <https://indianyoga.org/wp-content/uploads/2013/07/v3-issue1-article9.pdf>
- Kumari, P. (2010). *Effects of some psycho-social variables on academic anxiety among college students*. Purvanchal University, Janpur.
- Kurniawan, K., Amin, Z. N., & Nusantara, E. (2019). *Does personality predict students' academic anxiety when counseling practice?* <https://osf.io/preprints/psyarxiv/sj627>
- La Greca, A. M., & Harrison, H. M. (2005). Adolescent Peer Relations, Friendships, and Romantic Relationships: Do They Predict Social Anxiety and Depression? *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 34(1), 49-61. https://doi.org/10.1207/s15374424jccp3401_5
- Lahousen, T., & Kapfhammer, H.-P. (2018). Anxiety disorders-clinical and neurobiological aspects. *Psychiatria Danubina*, 30(4), 479-490. <https://doi.org/10.24869/psyd.2018.479>
- Lau, J. Y. F., Gregory, A. M., Goldwin, M. A., Pine, D. S., & Eley, T. C. (2007). Assessing gene-environment interactions on anxiety symptom subtypes across childhood and adolescence. *Development and Psychopathology*, 19(4), 1129-1146. <https://doi.org/10.1017/S0954579407000582>
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. Springer.
- LeDoux, J. E. (1996). *The emotional brain: The mysterious underpinnings of emotional life*. Simon & Schuster.

- Li, H., & Prevatt, F. (2008). Fears and related anxieties in Chinese high school students. *School Psychology International*, 29(1), 89-104. <https://doi.org/10.1177/0143034307088505>
- Li, W., Gao, W., & Sha, J. (2020). Perceived teacher autonomy support and school engagement of tibetan students in elementary and middle schools: Mediating effect of self-efficacy and academic emotions. *Frontiers in Psychology*, 11, 1-9. <https://www.frontiersin.org/journals/psychology/article/s/10.3389/fpsyg.2020.00050>
- Lund, H. G., Reider, B. D., Whiting, A. B., & Prichard, J. R. (2010). Sleep patterns and predictors of disturbed sleep in a large population of college students. *The Journal of Adolescent Health*, 46(2), 124-132. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2009.06.016>
- Ma, X. (1999). A meta-analysis of the relationship between anxiety toward mathematics and achievement in mathematics. *Journal for Research In Mathematics Education*, 30(5), 520-540. <https://doi.org/10.2307/749772>
- Mahajan, G. (2015). Academic anxiety of secondary school students in relation to their parental encouragement. *International Journal of Research in Humanities and Social Sciences*, 3(4), 23-29. https://www.raijmr.com/ijrhrs/wp-content/uploads/2017/11/IJRHS_2015_vol03_issue_04_04.pdf
- McCown, W., & Johnson, J. (1991). Personality and chronic procrastination by university students during an academic examination period. *Personality and Individual Differences*, 12(5), 413-415. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0191-8869\(91\)90058-J](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0191-8869(91)90058-J)
- McKeachie, W. J. (1984). Does anxiety disrupt information processing or does poor information processing lead to anxiety? *International Review of Applied Psychology*, 33(2), 187-203. <https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.1984.tb01428.x>
- Milgram, N., & Toubiana, Y. (1999). Academic anxiety, academic procrastination, and parental involvement in students and their parents. *The British Journal of Educational Psychology*, 69 (Pt 3), 345-361. <https://doi.org/10.1348/000709999157761>
- Minkel, J., Moreta, M., Muto, J., Htaik, O., Jones, C., Basner, M., & Dinges, D. (2014). Sleep deprivation potentiates HPA axis stress reactivity in healthy adults. *Health Psychology*, 33(11), 1430-1434. <https://doi.org/10.1037/a0034219>
- Misra, R., & McKean, M. (2000). College students' academic stress and its relation to their anxiety, time management, and leisure satisfaction. *American Journal of Health Studies*, 16(1), 41. https://www.researchgate.net/publication/209835950_College_students'academic_stress_and_its_relation_to_their_anxiety_time_management_and_leisure_satisfaction
- Mohebi, S., Sharifirad, G. H. R., Shahsiah, M., Botlani, S., Matlabi, M., & Rezaeian, M. (2012). The effect of assertiveness training on student's academic anxiety. *JPMA. The Journal of the Pakistan Medical Association*, 62(3 Suppl 2), S37-41. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/22768456/>
- Murberg, T. A., & Bru, E. (2005). The role of coping styles as predictors of depressive symptoms among adolescents: A prospective study. *Scandinavian Journal of Psychology*, 46(4), 385-393. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9450.2005.00469.x>
- Muris, P., Meesters, C., & Rempelberg, L. (2007). Attention control in middle childhood: Relations to psychopathological symptoms and threat perception distortions. *Behaviour Research and Therapy*, 45(5), 997-1010. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.brat.2006.07.010>
- Muris, P., Merckelbach, H., Mayer, B., & Prins, E. (2000). How serious are common childhood fears? *Behaviour Research and Therapy*, 38(3), 217-228. [https://doi.org/10.1016/s0005-7967\(98\)00204-6](https://doi.org/10.1016/s0005-7967(98)00204-6)
- Naveh-Benjamin, M., McKeachie, W. J., Lin, Y., & Holinger, D. P. (1981). Test anxiety: Deficits in information processing. *Journal of Educational Psychology*, 73(6), 816-824. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.73.6.816>
- Neil, A. L., & Christensen, H. (2009). Efficacy and effectiveness of school-based prevention and early intervention programs for anxiety. *Clinical Psychology Review*, 29(3), 208-215. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.01.002>
- Njue, J., & Anand, M. (2018). Academic anxiety and general wellbeing: A comparative study among high school students of Rohtak, India. *International Journal of School and Cognitive Psychology*, 5, 1-4. <https://doi.org/10.4172/2469-9837.1000206>

- Omidvar, H., Omidvar, K. H., & Omidvar, A. (2013). The determination of effectiveness of teaching time management strategies on the mental health and academic motivation of school students. *Journal of School Psychology, 2*(3), 6-12. <https://www.sid.ir/paper/216648/en>
- Onwuegbuzie, A. J., & Daley, C. E. (1996). The relative contributions of examination-taking coping strategies and study coping strategies to test anxiety: A concurrent analysis. *Cognitive Therapy and Research, 20*(3), 287-303. <https://doi.org/10.1007/BF02229239>
- Ost, L. G., & Treffers, P. D. A. (2000). Onset, course and outcome for anxiety disorders in children. In W. K. Silverman & P. D. A. Treffers (Eds.), *Anxiety disorders in children and adolescents: research, assessment, and intervention* (pp. 293-312). Cambridge University Press.
- Özenoğlu, A. (2018). Duygu durumu, besin ve beslenme ilişkisi. *Acıbadem Üniversitesi Sağlık Bilimleri Dergisi, 4*, 357-365.
- Panksepp, J. (1998). *Affective neuroscience: The foundations of human and animal emotions*. Oxford University Press.
- Parvez, M., & Shakir, M. (2014). Academic achievement of adolescents in relation to academic anxiety, gender, and choice of academic stream. *Research on Humanities and Social Sciences, 4*(12), 107-115. <https://core.ac.uk/download/pdf/234673992.pdf>
- Pekrun, R. (2006). The Control-Value theory of achievement emotions: Assumptions, corollaries, and implications for educational research and practice. *Educational Psychology Review, 18*(4), 315-341. <https://doi.org/10.1007/s10648-006-9029-9>
- Peleg, O. (2009). Test anxiety, academic achievement, and self-esteem among Arab adolescents with and without learning disabilities. *Learning Disability Quarterly, 32*(1), 11-20. <https://doi.org/10.2307/25474659>
- Pervin, L. A., & John, O. P. (1997). *Personality: theory and research* (7th ed.). John Wiley & Sons.
- Pines, A., & Gal, R. (1977). The effect of food on test anxiety. *Journal of Applied Social Psychology, 7*(4), 348-358. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.1977.tb00759.x>
- Pintrich, P. R., & De Groot, E. V. (1990). Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance. *Journal of Educational Psychology, 82*(1), 33-40. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.82.1.33>
- Putwain, D., & Daly, A. L. (2014). Test anxiety prevalence and gender differences in a sample of English secondary school students. *Educational Studies, 40*(5), 554-570. <https://doi.org/10.1080/03055698.2014.953914>
- Rani, B. (2017). *Academic anxiety among senior secondary school students in relation to home environment*. Lovely Professional University.
- Rehman, A. U. (2016). Academic anxiety among higher education students of India, causes and preventive measures: An exploratory study. *International Journal of Modern Social Sciences, 5*(2), 102-116. <https://modernscientificpress.com/Journals/ViewArticle.aspx?YTDXI8pwb35qABc+2BV/7ZYLtT46mtGRakv8tmX9NXvR81DCqcgKyAYDMDNWAU>
- Roick, J., & Ringeisen, T. (2017). Self-efficacy, test anxiety, and academic success: A longitudinal validation. *International Journal of Educational Research, 83*, 84-93. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.ijer.2016.12.006>
- Romano, L., Tang, X., Hietajärvi, L., Salmela-Aro, K., & Fiorilli, C. (2020). Students' trait emotional intelligence and perceived teacher emotional support in preventing burnout: The moderating role of academic anxiety. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 17*(13), Article 4771. <https://doi.org/10.3390/ijerph17134771>
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton University Press.
- Rueda, M. R., Posner, M. I., & Rothbart, M. K. (2004). Attentional control and self-regulation. In F. Baumeister, K. & D. Vohs (Eds.), *Handbook of selfregulation: Research, theory, and applications* (pp. 283-300). Guilford Press.
- Sadeh, A., Keinan, G., & Daon, K. (2004). Effects of stress on sleep: the moderating role of coping style. *Health Psychology, 23*(5), 542-545. <https://doi.org/10.1037/0278-6133.23.5.542>
- Sahu, S., & Jha, M. (2014). Role of culture and sex in academic anxiety. *Journal of Psychosocial Research, 9*(2), 211-217. https://openurl.ebsco.com/EPDB%3Agcd%3A16%3A23180160/detailv2?sid=ebsco%3Aplink%3Ascholar&id=ebsco%3Agcd%3A114185729&crl=c&link_origin=scholar.google.com.tr
- Samuda, R. J. (1975). *Psychological testing of American minorities*. Harper and Row.
- Sarason, S. B., & Mandler, G. (1952). Some correlates of test anxiety. *The Journal of Abnormal and Social Psychology, 47*(4), 810-817. <https://doi.org/10.1037/h0060009>

- Sareen, J., Cox, B. J., Afifi, T. O., de Graaf, R., Asmundson, G. J. G., ten Have, M., & Stein, M. B. (2005). Anxiety disorders and risk for suicidal ideation and suicide attempts: a population-based longitudinal study of adults. *Archives of General Psychiatry*, 62(11), 1249-1257. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.62.11.1249>
- Sati, L., & Vig, D. (2017). Academic anxiety and self-esteem of learning disabled children. *Indian Journal of Health & Wellbeing*, 8(9), 1024-1026. <https://iahrw.org/product/academic-anxiety-and-self-esteem-of-learning-disabled-children/>
- Schunk, D. H. (1995). Self-efficacy, motivation, and performance. *Journal of Applied Sport Psychology*, 7(2), 112-137. <https://doi.org/10.1080/10413209508406961>
- Schunk, D. H. (1999). Social-self interaction and achievement behavior. *Educational psychologist*, 34(4), 219-227. https://doi.org/10.1207/s15326985ep3404_3
- Sharma, M. (2014). Guidance needs of secondary school students in relation to academic anxiety. *International Journal of Social Science & Interdisciplinary Research*, 3(2), 31-37. https://www.researchgate.net/profile/Monika-Sharma-56/publication/333966363_GUIDANCE_NEEDS_OF_SECONDARY_SCHOOL_STUDENTS_IN_RELATION_TO_ACADEMIC_ANXIETY/links/5e957c39a6fdcca789155fb4/GUIDANCE-NEEDS-OF-SECONDARY-SCHOOL-STUDENTS-IN-RELATION-TO-ACADEMIC-ANXIETY.pdf
- Sibold, J. S., & Berg, K. M. (2010). Mood enhancement persists for up to 12 hours following aerobic exercise: A pilot study. *Perceptual and Motor Skills*, 111(2), 333-342. <https://doi.org/10.2466/02.06.13.15.PMS.111.5.333-342>
- Siddiqui, M. A., & Rehman, A. U. (2014). An interactional study of academic anxiety in relation to socio-economic status, gender and school type among secondary school students. *International Journal of Educational Research and Technology*, 5(2), 74-79. <https://api.semanticscholar.org/CorpusID:9734228>
- Situmorang, D. D. B. (2018). How does cognitive behavior therapy view an academic anxiety of the undergraduate thesis? *Islamic Guidance and Counseling Journal*, 1(2), 69-80. <https://doi.org/10.25217/igcj.v1i2.221>
- Solomon, L. J., & Rothblum, E. D. (1984). Academic procrastination: Frequency and cognitive-behavioral correlates. *Journal of Counseling Psychology*, 31(4), 503-509. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.31.4.503>
- Specter, M. H., & Ferrari, J. R. (2000). Time orientations of procrastinators: Focusing on the past, present, or future? *Journal of Social Behavior & Personality*, 15(5), 197-202. https://www.researchgate.net/publication/276292971_Time_Orientations_of_Procrastinators--Focus_on_the_Past_Present_or_Future
- Stathopoulou, G., Powers, M. B., Berry, A. C., Smits, J. A. J., & Otto, M. W. (2006). Exercise interventions for mental health: A quantitative and qualitative review. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 13(2), 179-193. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2850.2006.00021.x>
- Sümer, N., & Şendağ, M. A. (2009). Orta çocukluk döneminde ebeveynlere bağlanma, benlik algısı ve kaygı. *Turkish Journal of Psychology/Turk Psikoloji Dergisi*, 24(63), 86-101. <https://www.tpd.com.tr/tr/yayinlar/dergiler/1031828/tpd1300443320090000m000125.pdf>
- Suveg, C., & Zeman, J. (2004). Emotion regulation in children with anxiety disorders. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 33(4), 750-759. https://doi.org/10.1207/s15374424jccp3304_10
- Tanrıöğen, A., & Iscan, S. (2009). Time management skills of Pamukkale University students and their effects on academic achievement. *Eurasian Journal of Educational Research*, 35, 93-108. <https://hdl.handle.net/11499/19749>
- Terry, K. P., & Doolittle, P. E. (2008). Fostering self-efficacy through time management in an online learning environment. *Journal of Interactive Online Learning*, 7(3), 195-207. <https://www.ncolr.org/jiol/issues/pdf/7.3.3.pdf>
- Thergaonkar, R. N., & Wadekar, J. A. (2007). Relationship between test anxiety and parenting style. *Journal of Indian Association for Child and Adolescent Mental Health*, 3(1), 10-12. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/EJ896856.pdf>
- Thomas, K. M., Drevets, W. C., Dahl, R. E., Ryan, N. D., Birmaher, B., Eccard, C. H., Axelson, D., Whalen, P. J., & Casey, B. J. (2001). Amygdala response to fearful faces in anxious and depressed children. *Archives of General Psychiatry*, 58(11), 1057-1063. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.58.11.1057>
- Triandis, H. C. (1990). Cross-cultural studies of individualism and collectivism. In J. Berman (Ed.), *Nebraska Symposium on Motivation*, 1989 (pp. 41-133). University of Nebraska Press.

- Vancouver, J. B., & Kendall, L. N. (2006). When self-efficacy negatively relates to motivation and performance in a learning context. *Journal of Applied Psychology* 91(5), 1146–1153. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.91.5.1146>
- Vats, N., Pillai, M., Lal, R., & Dabas, I. (2020). Impact of preksha meditation on academic anxiety of female teenagers. *International Journal of Sport and Health Sciences*, 14, 161-164. <https://www.academia.edu/download/92624556/pdf.pdf>
- von der Embse, N. P., Kilgus, S. P., Segool, N., & Putwain, D. (2013). Identification and validation of a brief test anxiety screening tool. *International Journal of School & Educational Psychology*, 1(4), 246-258. <https://doi.org/10.1080/21683603.2013.826152>
- Wahat, N. H. A., Saat, N. Z. M., Ching, C. K., Qin, L. Y., May, G. C., Omar, N., Ros, S. C., Mohd, F. S., Ping, T. M., & Omar, S. S. (2012). Time management skill and stress level among audiology and speech sciences students of Universiti Kebangsaan Malaysia. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 59, 704-708. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2012.09.334>
- Weinstein, S. E., Shide, D. J., & Rolls, B. J. (1997). Changes in food intake in response to stress in men and women: psychological factors. *Appetite*, 28(1), 7-18. <https://doi.org/https://doi.org/10.1006/appe.1996.0056>
- White, B. A., Horwath, C. C., & Conner, T. S. (2013). Many apples a day keep the blues away – Daily experiences of negative and positive affect and food consumption in young adults. *British Journal of Health Psychology*, 18(4), 782-798. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/bjhp.12021>
- Wine, J. D. (1982). Evaluation anxiety: A cognitive-attentional construct. *Series in Clinical & Community Psychology: Achievement, Stress, & Anxiety*, 207-219. <https://psycnet.apa.org/record/1982-31916-001>
- Wong, M. L., Lau, E. Y. Y., Wan, J. H. Y., Cheung, S. F., Hui, C. H., & Mok, D. S. Y. (2013). The interplay between sleep and mood in predicting academic functioning, physical health and psychological health: A longitudinal study. *Journal of Psychosomatic Research*, 74(4), 271-277. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2012.08.014>
- Wunsch, K., Kasten, N., & Fuchs, R. (2017). The effect of physical activity on sleep quality, well-being, and affect in academic stress periods. *Nature and Science of Sleep*, 9, 117-126. <https://doi.org/10.2147/NSS.S132078>
- Yang, Z., Asbury, K., & Griffiths, M. D. (2019). An exploration of problematic smartphone use among chinese university students: Associations with academic anxiety, academic procrastination, self-regulation and subjective wellbeing. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 17(3), 596-614. <https://doi.org/10.1007/s11469-018-9961-1>
- Zeidner, M., & Matthews, G. (2005). Evaluation anxiety: Current theory and research. In A. J. Elliot & C. S. Dweck (Eds.), *Handbook of competence and motivation* (pp. 141-163). Guilford Press.
- Zhang, Y., Niu, L., Zhang, D., Ip, P., Ho, F., Jiang, Y., Sun, W., Zhu, Q., & Jiang, F. (2019). Social-emotional functioning explains the effects of physical activity on academic performance among Chinese primary school students: A mediation analysis. *The Journal of Pediatrics*, 208, 74-80. <https://doi.org/10.1016/j.jpeds.2018.11.045>
- Zhang, Z., & Chen, W. (2019). A systematic review of the relationship between physical activity and happiness. *Journal of Happiness Studies*, 20(4), 1305-1322. <https://doi.org/10.1007/s10902-018-9976-0>

Reliability Generalization Study of General Self-Efficacy Scale

Genel Öz Yeterlik Ölçeğinin Güvenirlik Genellemesi Çalışması

Muammer
YÜKSEL¹



Milli Eğitim Bakanlığı, Manisa, Türkiye



ABSTRACT

The aim of this study is to examine the meta-analytic reliability generalization of the General Self-Efficacy Scale (GSS) short form. It was also examined how different moderator variables affect the reliability coefficients. A set of criteria was determined to determine the studies to be included in the meta-analysis. 101 Cronbach's Alpha coefficients obtained from 87 studies selected according to the criteria were included in the meta-analysis. Analyses were conducted with the Random Effects Model using the Bonett Transform. Reliability generalization based on meta-analysis was used in the analysis of the data. The effect of moderator variables on the variability in reliability estimates as effect size was examined with Analog ANOVA. As a result of the research, it was determined that the mean alpha for general studies was .85. Moderator variable analyses were conducted with three categorical variables to explore the variability in Cronbach's Alpha values and the results were reported. According to the moderator variable analysis, it was determined that the studies conducted in the field of education in the groups where the scale was used differed significantly from the reliability values of the studies conducted in other fields. According to the results obtained from the research; it was determined that the Cronbach Alpha value of the scale was at a sufficient level and suggestions were made for other researchers in line with the findings.

Keywords: Reliability generalization, meta-analysis, self-efficacy, moderator

Öz

Bu çalışmanın amacı, Genel Öz Yeterlik Ölçeği (General Self-Efficacy Scale-GSS) kısa formunun meta-analitik güvenirlik genellemesinin incelenmesidir. Ayrıca farklı moderatör değişkenlerin güvenirlik katsayılarını nasıl etkilediği incelenmiştir. Meta-analize dâhil edilecek çalışmaların belirlenmesi için birtakım kriterler belirlenmiştir. Kriterlere göre seçilen 87 çalışmadan elde edilen 101 Cronbach Alfa katsayısından meta-analize dâhil edilmiştir. Bonett dönüşümü kullanılarak Rastgele etkiler modeli ile analizler yürütülmüştür. Verilerin analizinde meta-analize dayalı güvenirlik genellemesi kullanılmıştır. Etki büyüklüğü olarak güvenirlik tahminlerindeki değişkenlik üzerinde moderatör değişkenlerin etkisi Analog ANOVA ile incelenmiştir. Araştırma sonucunda genel çalışmalar için Cronbach Alfa katsayı ortalamasının ,85 olduğu belirlenmiştir. Cronbach Alfa değerlerindeki değişkenliği keşfetmek için üç kategorik değişken ile moderatör değişken analizleri yürütülmüştür ve sonuçlar raporlanmıştır. Moderatör değişken analizine göre ölçeğin kullanıldığı gruplarda eğitim alanında yapılan çalışmaların diğer alanda yapılan çalışmaların güvenirlik değerlerine göre anlamlı şekilde farklılaştığı belirlenmiştir. Araştırmadan elde sonuçlara göre; ölçeğin Cronbach Alfa değerinin yeterli düzeyde olduğu belirlenmiş ve bulgular doğrultusunda diğer araştırmacılara yönelik önerilerde bulunulmuştur.

Anahtar Kelimeler: Güvenirlik genellemesi, meta-analiz, öz yeterlik, moderatör

Geliş Tarihi/Received 05.04.2025
Kabul Tarihi/Accepted 09.05.2025
Yayın Tarihi/Publication Date 31.08.2025

Sorumlu Yazar/Corresponding author:
Muammer YÜKSEL

E-mail: muammer.8845@gmail.com

Cite this article: Yüksel, M. (2025).
Reliability Generalization Study of
General Self-Efficacy Scale . *Journal of
Psychometric Research*, 3(2), 128-135.



Content of this journal is licensed under a
Creative Commons Attribution-
NonCommercial 4.0 International License.

Giriş

Bandura'ya (1997) göre öz yeterlik; bireyin yapabileceklerine ve yapamayacaklarına ilişkin inancı olarak ifade edilmektedir. Snyder ve Lopez'e (2002) göre ise öz yeterlik, sadece bireyin kendi yetenek ya da yapabileceklerine olan inançları değil; problem çözme, karşılaşılan durumlar ile başa çıkabilmesi hakkında kendisine olan inançlarıdır. Ayrıca öz yeterlik, bireylerin erişmek istedikleri başarı kavramlarına ilişkin süreçleri düzenleme ve bu başarı düzeyine erişmek için yeteneklerine ilişkin inançları olarak da ifade edilebilir (Bandura, 1997). Öz yeterliğin temelinde yatan, bireyin kendisinden beklenen görevi gerçekleştirebilme durumuna yönelik sürece aradığı cevaplardır. Bireye ait olan öz yeterlik inancı bir işi yapma güdüsü ve bireyin başarılı olması ile de ilişkilidir. Birey kendini başarısız olarak gördüğünde, aynı performansı sergilemek için gerekli olan güdülenme düzeyi azalabilir (Dilekli, 2015). Bireyin hissettiği bu olumsuz duygu süreci kendisine ve yapabileceklerine yönelik inancını da etkiler. Ayrıca yeterlik düzeyleri kişilerin düşünme biçimlerini, duygusal tepkilerini ve problem çözme becerilerini de etkilemektedir. Öz yeterlik düzeyi düşük olan bireyler, karşılaşacakları olayların görüldüğünden de zor olduğunu düşünerek gözlerinde büyütürler ve karşılaştıkları problemlere çözüm bulmakta zorlanırlar (Schunk ve Greene, 2017).

Öğrencilerin öz yeterlik düzeyleri matematik problemi çözebileceklerine, kitap okuyabileceklerine, bisiklete binebileceklerine veya ayakkabılarını bağlayabileceklerine yönelik inançları ile ilgilidir. Öz yeterlik de, tıpkı kendi yeterlilik algılarının veya benlik kavramı inançlarının benzer inançları yansıtması gibi bireyin bu faaliyetleri yapıp yapamayacağına dair bazı yargıları içerir. Alanyazında öğrencilerin akademik başarı düzeyleri üzerindeki öz yeterlik etkisine yönelik çeşitli çalışmalar yapılmıştır (Koca ve Dadanlı, 2019; Polat, 2017; Yılmaz, Yiğit ve Kaşarçı, 2012). Ayrıca öz yeterlik öğrencilerin akademik erteleme, okulda kalma kararı gibi pek çok psikolojik ve öğrenme süreçleriyle de ilişkilidir (Caprara vd., 2008; Klassen vd., 2008). Öz yeterlik, bireyin amacını gerçekleştirmek için kendine duyduğu güven ve bu amacı gerçekleştirmek için yapılması gerekenleri yapabileceğine dair algısıdır. Bu algının derecesi bireyin göstereceği çabayı etkileyecektir ve bireyin en verimli performansı sergileyebilmesi için öz-yeterlik algısının yüksek olması önemlidir (Bandura, 1982). Öz yeterliğin bireyin başarı, duygusal durumu, iyi oluş hali üzerindeki etkileri göz önünde bulundurulduğunda; öz yeterlik düzeylerinin öğrencilerin öğrenme süreçlerindeki etkilerinin derinlemesine incelenmesi önemlidir.

Bireylerin öz yeterlik düzeylerinin belirlenmesi için araştırmacılar tarafından pek çok ölçme aracı geliştirilmiştir. Bu ölçme araçlarından biri de Jerusalem ve Schwarzer tarafından 1981 yılında geliştirilmiş olan "Genel Öz Yeterlilik Ölçeği" (General Perceived Self-Efficacy Scale - GSS)'dir. GSS ölçeği 10 maddeden oluşmaktadır. Ölçek ilk olarak Almanya'da yirmi yıl boyunca süren araştırmalar sonucunda geliştirilmiş ve sonrasında 28 dile uyarlanmıştır (Schwarzer ve Jerusalem, 1995). Ölçek dörtlü Likert tipinde geliştirilmiştir. Ölçekte yer alan maddelerden bireylerin alabilecekleri en düşük puan 10 ve en yüksek puan 40 olarak hesaplanmaktadır. Ölçekten alınan yüksek puanların bireylerin genel öz yeterlik düzeylerinin yüksek olduğunu yansıttığı varsayılmaktadır (Scholz vd., 2002). GSS ölçeğinin yüksek güvenirliği, kararlılığı ve yapı geçerliliği daha önceki çalışmalarda doğrulanmıştır (Leganger vd., 2000; Schwarzer vd., 1999). Ölçeğin 28 ülke arasında yapısal olarak eşdeğer olduğu bulunmuştur ve yalnızca tek bir küresel boyut oluşturmaktadır (Scholz vd., 2002). Geliştirilen bu ölçek dünya çapında pek çok dile uyarlanmış ve üzerinde farklı ülkelerde pek çok araştırma gerçekleştirilmiştir (Brislin, 1970).

Ölçme sonuçlarının tekrarlanabilirliği olarak tanımlanan güvenirlik (Crocker ve Algina, 1986), psikoloji ve eğitimde ölçme sonuçlarının yorumlanmasında kilit noktadır. Cronbach Alfa iç tutarlılık katsayısı Klasik Test Teorisine dayalı çalışmalarda sıklıkla kullanılan bir yöntemdir. Güvenirlik örneklemden örnekleme farklılık gösterebileceği için her çalışmada yeniden tahmin edilmesi ve raporlanması gerekir (Thompson ve Vacha-Haase, 2000). Klasik Test Teorisinde güvenirlik hatayla ilişkilidir; hata ne kadar düşük olursa güvenirlik o kadar yüksek olur. Güvenirlik Genellemesi (RG) ile bir ölçme aracının farklı çalışmalardan elde edilen güvenirlik tahminleri bir araya getirilerek ortalama bir güvenirlik katsayısı elde edilir (Vacha-Haase, 1998). Tekli çalışmalardan elde edilen bulguların istatistiksel olarak birleştirilmesi olan meta-analizin (Glass, 1976) bir uygulaması olan RG ile farklı çalışmalardan elde edilen güvenirlik katsayıları birleştirilerek ortalama bir güvenirlik katsayısı elde edilir. Başka bir açıdan güvenirlik genellemesi, bir ölçüm aracının veya testin farklı bağlamlarda, gruplarda veya durumlarda ne kadar güvenilir olduğunu ifade eder. Yani, bir testin sonuçlarının, belirli bir örneklem veya koşul dışında da benzer sonuçlar verip vermediğini değerlendirmeyi amaçlar. Bu kavram, özellikle psikolojik testler ve ölçümler için önemlidir, çünkü bir testin sadece belirli bir grup üzerinde geçerli olması değil, daha geniş bir kitleye de uygulanabilir olması beklenir. Güvenirlik genellemesi, testin tutarlılığını ve geçerliliğini artırmak için kritik bir süreçtir. Bu yöntem güvenirlik değerindeki

dalgalanmaları ve varyansları açıklamak için en uygun yöntemdir (Sánchez-Meca vd., 2013). Alanyazın incelendiğinde, kullanılan pek çok ölçek için RG çalışmasının yapıldığı belirlenmiştir (Özdemir vd., 2020; Şen, 2022; Aslan vd., 2022; Dilek ve Gelbal, 2023; López-Ibáñez, López-Nicolás vd., 2024). Son yıllarda eğitim, sağlık, psikoloji ve sosyoloji gibi alanlarda farklı çalışmalarda kullanılan ölçeklerin güvenilirlik genellemesi çalışmalarının yapıldığı görülmüştür. Özellikle çalışmaların örneklemelerinin farklı büyüklüklerde olması, farklı ülkelerde yapılması, farklı düzeylerde uygulanması gibi durumların ölçeklerin örneklemelerden kestirilen güvenilirlik değerlerinin farklılaşmasına neden olabilir. Araştırmacılar bu açıdan kullanılan ölçekler üzerinde RG çalışması yapmakta ve sonuçlarını alanyazına sunarak sonraki çalışmalarda kullanılırken dikkat edilecek özellikleri sunmaktadırlar.

Öz yeterlik, eğitim başta olmak üzere psikoloji, sosyoloji, sağlık, yönetim gibi farklı alanlarda yapılan çalışmalarda sıkça ele alına bir psikolojik değişkendir. Öz yeterlik bireylerin yapabileceklerine olan inancı olarak ele alındığında farklı alanlardaki performans, yönelim ve duyuşsal düzeylerini etkileyen bir değişken haline gelmektedir. Bu açıdan bakıldığında öz yeterlik pek çok farklı alanda incelenen bir kavram olduğu için bu kavramı ölçmeyi amaçlayan bir ölçme aracı olarak ele alınan GSS üzerine yapılan bu çalışma, alana ölçeğin güvenilirliği ve farklı değişkenlere göre değişimi adına önemli katkılar sunması amaçlanmıştır.

Çalışma kapsamında ele alınan GSS ölçeğinin farklı alanlarda ve farklı örneklemeler üzerinde uygulandığı pek çok araştırmaya mevcuttur. Bu çalışma; farklı durumlarda ortaya çıkan güvenilirlik değerlerinin araştırmacılar tarafından yorumlama sürecinde karmaşaya neden olmaması, daha önce bu ölçeğe ait güvenilirlik genellemesi çalışmasının yapılmamış olması ve ileride yapılabilecek çalışmalar için araştırmacılara fikirler sunması açısından önem taşımaktadır.

Bu çalışma GSS'den elde edilen puanların güvenilirliğini genelleştirmeyi amaçlamaktadır. Bu ölçek, dünya genelinde bireylerin öz yeterliği üzerine yapılan çalışmalarda en yaygın kullanılan ölçeklerden biri olmuştur ve bu nedenle seçilmiştir. GSS ile birçok farklı çalışma yapılmış olmasına rağmen güvenilirliğin genelleştirilmesine odaklanan bir çalışmaya rastlanmamıştır. Bu nedenle bu çalışmada aşağıdaki sorulara yanıt aranacaktır:

- 1) GSS' den elde edilen puanların güvenilirlik düzeyi nedir?
- 2) GSS belirlenen moderatör değişkenlere göre güvenilirlik düzeyleri farklılık göstermekte midir?

Yöntem

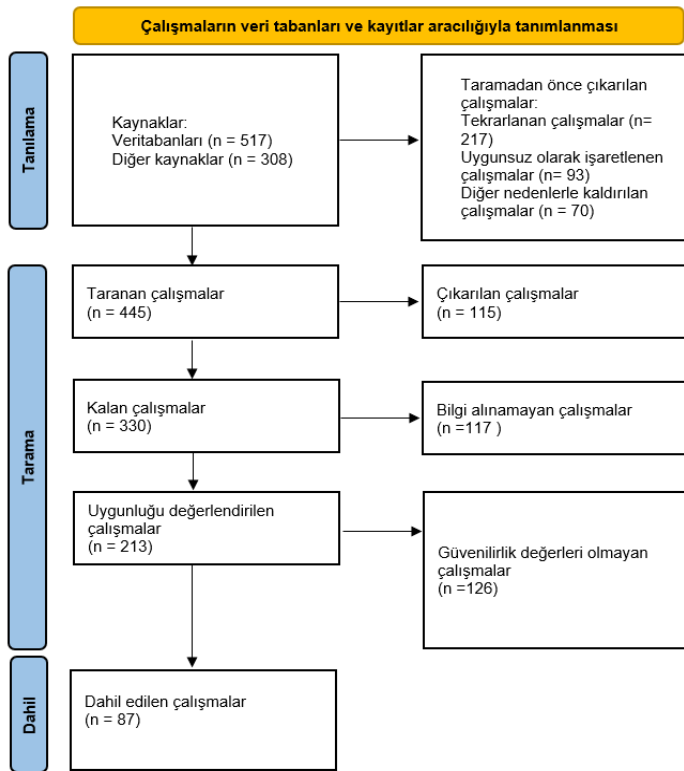
Araştırma Deseni

Araştırmada nicel araştırma yaklaşımı yürütülen meta analiz yöntemi kullanılmıştır. Meta-analiz, bağımsız bireysel çalışmalardan elde edilen bulguların istatistiksel bir kombinasyonunu sağlar (Glass, 1976). Güvenirlik genellemesi, bildirilen güvenilirlik katsayılarının ortalama bir tahminini elde etmek ve varyasyon kaynaklarını belirlemek için kullanılan istatistiksel bir yöntemdir (Vacha-Haase, 1998). Bu güvenilirlik genelleme çalışmasında bireysel çalışmaların araştırmaya dâhil edilme kriterleri incelenerek uygun olan çalışmalar dâhil edilmiştir.

Dâhil Edilme Kriterleri ve Verilerin Kodlanması

Genel Öz Yeterlik Ölçeğinin (Çapa vd., 2005) güvenilirliğine ilişkin meta-analize dâhil edilecek çalışmalar, Google Akademik, Ulusal Tez Merkezi, Ulakbim veri tabanlarında herhangi bir yıl kriteri olmaksızın taranmış ve 825 çalışmaya ulaşılmıştır. Çalışma, Türkçe "Genel Öz Yeterlik" anahtar kelimesi ve bu anahtar kelimenin İngilizce karşılığı olan "General Self-Efficacy" kelimeleri ile araştırılarak gerçekleştirilmiştir. Çalışmalar dâhil edilme kriterlerine göre analiz edilmiş olup, bu kriterler; Cronbach Alfa katsayısının bildirilmiş olması ve ölçeğin çalışmalarda madde sayısı ile kullanılmış olması ve çalışmanın dilidir. Son durumda, ölçeğin tamamı için bu kriterleri karşılayan 87 çalışma bulunmaktadır ve raporlanan Cronbach Alfa değeri 101'dir. Çalışma sayısı ile rapor edilen Cronbach Alfa değeri arasındaki fark, bazı çalışmaların birden fazla örneklemle birden fazla Cronbach Alfa katsayısı rapor etmesidir. Verilerin kodlanma sürecine ait sürecin PRISMA akış şeması Şekil 1'de verilmiştir.

Şekil 1
PRISMA Akış Şeması



Şekil 1’de çalışmaların kodlama sürecine ait akış verilmiştir. Olası moderatör değişkenler belirlenerek kodlama işlemi gerçekleştirilmiştir. Veriler iç tutarlılık katsayısı, yayın türü, uygulama grubu, örneklem büyüklüğü ve Likert tipine göre kodlanmıştır. Veriler daha sonra R programına aktarıldı.

Etki Büyüklüğünün Hesaplanması ve Diğer İstatistiksel İşlemler

Bu çalışmada GSS'in ortalama güvenilirlik katsayısının elde edilmesi amaçlanmaktadır. Bu amaçla tüm çalışmalarda bildirilen iç tutarlılık katsayısı olan Cronbach Alfa katsayısı kullanılmıştır. Güvenirlik genelleme çalışmalarında, değer 0'dan uzaklaştıkça çarpık bir dağılım gösterdiği için Cronbach Alfa değeri dönüştürülerek analizler yapılmaktadır (Field, 2005). Daha sonra etki büyüklüğü hesaplamasında hangi modelin seçileceğine karar verilmiştir. Bu modeller sabit etkiler modeli ve rastgele etkiler modelidir. Sabit etkiler modelinde etki büyüklüğünü etkileyen faktörlerin tüm bireysel çalışmalarda aynı olduğu varsayılmaktadır ancak eğitim gibi bir alanda etki büyüklüğünü etkileyen faktörlerin çok farklı olduğu bilinmektedir. Bu nedenle rastgele etkiler modelinin kullanılması gerekmektedir (Borenstein vd., 2009). Bu çalışmada rastgele etkiler modeli kullanılmıştır. Heterojenlik testi için Cochran'ın Q istatistiği ve bu

istatistiğin devamı sayılabilecek I^2 istatistiği kullanılmaktadır. Anlamlı bulunan bir Q istatistiği ve %75'in üzerinde bir I^2 istatistiği (Higgins vd., 2003) heterojenliğin kanıtıdır. Daha sonra karma etki modeli kullanılarak moderatör değişken analizleri yapılmıştır. Moderatör değişkenlerin istatistiksel anlamlılığını test etmek için ANOVA analizi ve Q-between (Q_B) istatistiği kullanılmıştır. Analizler R yazılımı ile yapılmıştır.

Yayın Yanlılığı

Yayın yanlılığı meta-analiz sonuçlarını etkiler. Yayın yanlılığının olası nedenleri, kriterlerin belirli bir sonuca göre belirlenmesi, literatür taramasının yetersiz olması ve dâhil edilen çalışmaların bilimsel kanıtlarının yetersiz olması olabilir (Dinçer, 2021). Yayın yanlılığının belirlenmesi sonuçların güvenilirliğine katkı sağlayacaktır. Bu amaçla huni grafiği (Borenstein vd., 2009) ve Rosenthal'in güvenli N yöntemi (Rosenthal, 1979) yayın yanlılığının olup olmadığını belirlemek için kullanılmıştır.

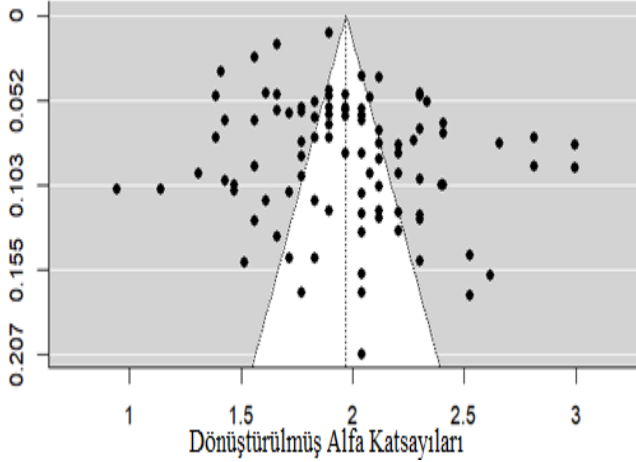
Bulgular

Gerçekleştirilen çalışmada öncelikle huni grafiği ve Rosenthal'in (1979) güvenli N değeri kullanarak yayın yanlılığını incelenmiştir. Araştırmadaki veriler için huni grafiği incelendiğinde, araştırmaya dâhil edilen çalışmaların dönüştürülmüş Cronbach Alfa güvenilirlik değerlerinin dağılımlarının simetrik yapıda olduğu belirlenmiştir. Huni grafiğinin incelenmesi öznellik içeren bir süreç olduğu için simetrikliğin bozulacağı araştırma sayısının kestirilmesine ilişkin güvenli N “fail-safe N” değerinin incelenmesi gerekmektedir (Davis ve Rothstein, 2006). Yayın yanlılığı olasılığı, güvenli N değerinin 1.620.230 olduğu belirlenmiş ve bu değer birleşik iki kuyruklu p değerinin .05'i aşması için 11.620.230 farklı çalışmayı bulup dâhil etmemiz gerektiğini göstermektedir. Bu değer meta-analiz sonuçlarını geçersiz kılmak için eklenmesi gereken yaklaşık çalışma sayısını göstermektedir. Belirlenen güvenli N değeri, istatistik değerinin anlamsız olması için araştırmaya eklenmesi gereken minimum ters yönlü çalışma sayısını ifade etmektedir. Ayrıca Rosenthal (1991), çalışma sayısına (k) göre araştırmadan elde edilecek sonuçların geçersiz olabilmesi için yayınlanamamış olan çalışma sayısını (N) hesapladığı $5k+10$ değerinin N değerinden küçük olması beklenir. Çalışmada hesaplanan güvenli N değeri, $5k+10$ 'dan (yani 515) daha büyüktür; bu da yayınlanmamış olan bu araştırmanın genel güvenilirlik tahmininin, mevcut meta-analizin birleşik katsayı alfasını değerini etkilemesinin muhtemel olmadığını göstermektedir. Bu sonuçlara göre, eklenmesi gereken çalışma sayısının oldukça yüksek olduğu

görülmüştür. Diğer yaklaşım olan huni grafiği asimetrisi Şekil 2’de görülmektedir.

Şekil 2

Güvenirlik Değerlerine Ait Huni Grafiği



Araştırma kapsamında belirlenen bu değerler anlamlı çıkan p değerinin anlamsız çıkması için eklenmesi gereken en az çalışma sayısını ifade etmektedir. Yayın yanlılığı için gerçekleştirilen iki farklı yaklaşımla da bulunan değerlerin anlamsız çıkması için eklenmesi gereken çalışma sayısının çok fazla olması ve huni grafiğinin dağılımı göz önüne alındığında çalışmanın yayın yanlılığı için dayanıklı olduğu ve çalışmada yayın yanlılığı olmadığı şeklinde yorumlanabilir (Bakioğlu ve Göktaş, 2018). Ayrıca yayın yanlılığı incelemesine ilişkin gerçekleştirilen bir başka inceleme olarak Kendall Tau b değeri=.13 hesaplanmıştır. Belirlenen bu değer istatistiksel olarak anlamlı çıkmaması da çalışmada yayın yanlılığı bulunmadığına bir ek kanıt sunmaktadır.

Araştırmacılar tarafından öncelikle güvenilirlik katsayıları üzerinde dönüşümlerin uygulanıp uygulanmayacağına ve uygulanacak ise hangi dönüşümün tercih edileceğine karar verilmelidir. Bugüne kadarki çoğu RG çalışması, bazı

araştırmacılar (Bachner ve O'Rourke, 2007) analiz etmiştir (Şen ve Yıldırım, 2020; Thompson ve Vacha-Haase, 2000) tarafından önerildiği gibi dönüştürülmemiş alfa katsayıları üzerinden gerçekleştirilmiştir. Diğer bir açıdan elde edilen güvenilirlik değerlerinin dağılımını normalleştirmek veya varyansları stabilize etmek için de katsayılar dönüştürülerek kullanılmaktadır (Sawilowsky, 2000). Başlangıçta Fisher z dönüşümleri kullanılsa da Cronbach Alfa katsayıları için Fisher z 'den daha iyi olan dönüşümler (Hakstian-Whalen ve Bonett dönüşümleri gibi) mevcuttur. Bunlardan Hakstian-Whalen dönüşümü, güvenilirlik katsayılarının dağılımını normalleştirmemizi sağlar. Bonett (2002) tarafından önerilen alfa katsayılarının dağılımını normalleştirmemizi ve varyanslarını sabitlememizi sağladığından, daha iyi bir alfa katsayı dönüşümünü sunmuştur. Bu dönüşümler katsayıların standartlaştırılmasını ve güvenilirlik değerlerinin karşılaştırılmasını sağlamaktadır. Bu çalışmada çarpık Cronbach Alfa değerlerini normalleştiren ve varyans değerlerini sabitleyen Bonett dönüşümü kullanılmıştır.

Ölçekten elde edilen toplam puanlar için Bonett (2002) dönüşüm yöntemi kullanılarak hesaplanan ortalama güvenilirlik katsayısının ,86 (%95: ,85-,87) olduğu ve bu değer istatistiksel olarak anlamlı olduğu belirlenmiştir ($p<,05$). Bu ortalama değer ölçeğin başlangıç değerine yakındır (Çapa vd., 2005). Q istatistiği de anlamlıydı ($Q_{100} = 2644.238$, $p<,05$) ve I^2 istatistiği 97,53 idi. Bu değerler heterojenliğin yüksek olduğunu göstermektedir.

Moderatör Analizi

Analizler sonucunda heterojenliğin nedenini belirlemek amacıyla moderatör analizleri yapılmıştır. Belirlenen moderatör değişkenler üç tanedir: uygulanan grup, Likert tipi (4-kategori ve diğer), uygulanan alan (eğitim ve diğer). Moderatör değişken analizleri Tablo 1’de gösterilmektedir.

Tablo 1

Ölçeğe Ait Moderatör Değişkenlere Yönelik Analiz Sonuçları

Değişken	Kategori	k	α	%95 _{alt}	%95 _{üst}	Q_B	S_d	p
Seçenek Sayısı	4	87	,87	,84	,89	1,95	1	,16
	Diğer (5 ve 7)	14	,85	,84	,86			
Uygulanan Grup	Öğrenci Olmayan	45	,86	,78	,94	4,58	1	,10
	Öğrenci	49	,84	,83	,85			
Uygulanan Alan	Eğitim	49	,84	,82	,85	7,42	1	,01*
	Diğer	52	,86	,85	,88			

Tablo 1 incelendiğinde GSS ölçeğinin uygulandığı alana (Eğitim ve diğer) göre güvenilirlik değerlerinin için anlamlı farklılık gösterdiği, ancak ölçeğin kullanıldığı formdaki seçenek sayısı (4'lü Likert ve diğer) ve uygulanan grubun özellikleri (Yetişkin ve öğrenci) açısından anlamlı bir farklılık göstermediği belirlenmiştir. Anlamlı farklılığın kaynağının belirlenmesi için yapılan analiz sonucunda anlamlı farklılığın eğitim alanından kaynaklandığı belirlenmiştir.

Tartışma, Sonuç ve Öneriler

Güvenirlik ölçekle ilişkili değildir, örneklemden örneğe farklı değerler verebilir, bu nedenle her çalışmada raporlanmalıdır (Crocker ve Algina, 2008). Çalışmalarda güvenilirlik katsayısının raporlanmaması sonuçların güvenilirliğini şüpheye sokmaktadır. Araştırmacılar bulgularının güvenilir olduğunu kanıtlamaktan sorumludur, bu nedenle daha dikkatli olmalıdırlar. Gerçekleştirilen bu çalışmada ölçeğin tümü için güvenilirlik katsayısı .85 olarak belirlenmiştir. Burada raporlanan değer Cronbach Alfa değeridir ve bu değer .70'in üzerinde kabul edilebilir bir değerdir (Nunnally, 1978).

Ölçeğin bütünü için heterojenlik göz önüne alındığında I² değeri 75'in üzerinde ve yeterli düzeydedir (Higgins vd., 2003). Bu durum ölçeğin örneklemden örnekleme farklı sonuçlar verdiğini ve genellenemeyeceğini göstermektedir. Bu nedenle heterojenliğe neden olabilecek moderatör değişkenler belirlenmiş ve moderatör değişken analizleri yapılmıştır. Bu bağlamda üç kategorik değişken belirlenmiştir. Belirlenen moderatör değişkenler; kullanılan likert tipi (4 ve diğer), uygulama grubu (yetişkin-öğrenci) ve uygulanan alandır (eğitim ve diğer). Ölçeğin bütünü açısından bu çalışma için belirlenen likert tipi ve uygulanan grup moderatör değişkenleri arasında istatistiksel olarak fark yoktur. Ancak uygulanan alan moderatör değişkenine göre istatistiksel olarak anlamlı farklılık vardır. Bu anlamlılık eğitim alanında uygulanan ölçekler lehinedir. Bu farklılığın, öz yeterlik kavramının eğitim araştırmalarında daha sık ve sistematik biçimde kullanılmasıyla ilişkili olabileceği düşünülmektedir.

Sosyal bilimler çalışmalarında kullanılan ölçeklerden elde edilen ölçümlerin güvenilirliği, ölçüm sonuçlarına dayalı olarak yapılacak yorumlar için önemlidir. Düşük güvenilirlik değerleri ile yapılan yorumların güvenilirliği de düşük olacaktır. Bu çalışma sonucunda GSS'nin ölçeğinden elde edilen iç tutarlılık katsayısının yüksek olduğu görülmüştür.

Bu çalışmada GSS'nin güvenilirlik genellemesi belirlenen moderatör değişkenlerle yapılmıştır. Gelecek araştırmalarda, farklı moderatör değişkenlerin dâhil

edilmesiyle güvenilirliğin bağlamsal varyasyonları daha ayrıntılı biçimde incelenebilir. Bu çalışmada meta-regresyon yapılmamıştır; araştırmacılar belirleyecekleri değişkenlerle meta-regresyon yapabilirler. Çalışma Bonett (2002) dönüşümü kullanılarak yapılmıştır. Gelecek çalışmalarda araştırmacıların farklı örneklem grupları, farklı güvenilirlik katsayısı dönüşümleri yapılarak, farklı kültürel bağlamlar ya da farklı istatistiksel yöntemlere odaklanarak araştırma tasarımları yapmaları önerilmektedir.

Etik Komite Onayı: Bu araştırmada erişime açık olan veriler yayınlardan elde edilen veriler kullanıldığı için Etik Kurul Onayı alınmasına gerek yoktur.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Çıkar Çatışması: Yazar, çıkar çatışması olmadığını beyan etmiştir.

Finansal Destek: Yazar, bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

Ethics Committee Approval: Since this research uses data obtained from openly accessible publications, it is not necessary to obtain Ethics Committee Approval.

Peer-review: Externally peer-reviewed.

Conflict of Interest: The author has no conflicts of interest to declare.

Financial Disclosure: The author declared that this study has received no financial support.

Kaynaklar

- Bandura, A. (1982). Self-efficacy mechanism in human agency. *American Psychologist*, 37(2), 122-147. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.37.2.122>
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy; The exercise of control*. Freeman.
- Bakioğlu, A., & Göktaş, E. (2018). An educational policy making method: Meta-analysis. *Medeniyet Eğitim Araştırmaları Dergisi*, 1(2), 35-54.
- Bachner, Y. G., & O'rourke, N. (2007). Reliability generalization of responses by care providers to the Zarit Burden Interview. *Aging & Mental Health*, 11(6), 678-685. <https://doi.org/10.1080/13607860701529965>
- Brislin, R. W. (1970). Back-translation for cross-cultural research. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 1(3), 185-216. <https://doi.org/10.1177/135910457000100301>

- Bonett, D. G. (2002). Sample size requirements for testing and estimating coefficient alpha. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 27(4), 335-340. <https://doi.org/10.3102/10769986027004335>
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P. T., & Rothstein, H. R. (2009). *Introduction to meta-analysis*. Wiley.
- Caprara, G. V., Fida, R., Vecchione, M., Del Bove, G., Vecchio, G. M., Barbaranelli, C., & Bandura, A. (2008). Longitudinal analysis of the role of perceived self-efficacy for self-regulated learning in academic continuance and achievement. *Journal of Educational Psychology*, 100(3), 525-534. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.100.3.525>
- Crocker, L., & Algina, J. (1986). *Introduction classical and modern test theory*. CBS College Publishing Company.
- Crocker, L., & Algina, J. (2008). *Introduction to classical and modern test theory*. Cengage Learning.
- Çapa, Y., Çakıroğlu, J. ve Sarıkaya, H. (2005), Öğretmen yeterlik duygusu ölçeğinin Türkçe versiyonunun geliştirilmesi ve doğrulanması, *Eğitim ve Bilim*, 30(137), 74-81. <https://doi.org/10.15390/ES.2005.668>
- Davis, A.L., & Rothstein, H.R. (2006). The effects of the perceived behavioral integrity of managers on employee attitudes: A meta-analysis. *J Bus Ethics* 67, 407-419. <https://doi.org/10.1007/s10551-006-9034-4>
- Dilek, H., & Gelbal, S. (2023). Reliability generalization meta analysis of the teachers' sense of efficacy scale. *Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi (REFAD)*, 3(1), 1-27.
- Dilekli, Y. (2015). *Öğretmenlerin düşünmeyi öğretmeye yönelik yaptıkları sınıf içi uygulamaları, öz-yeterlik düzeyleri ve öğretim stilleri arasındaki ilişki*. (Yayınlanmamış Doktora Tezi). Balıkesir Üniversitesi, Balıkesir, Türkiye.
- Dinçer, S. (2021). *Eğitim bilimlerinde uygulamalı meta analiz* (3. bs.). Ankara: Pegem A.
- Field, A. P. (2005). Is the meta-analysis of correlation coefficients accurate when population correlations vary? *Psychological Methods*, 10(4), 444-467. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.10.4.444>
- Glass, G. (1976). Primary, secondary, and meta-analysis of research. *Educational Researcher*, 5(10), 3-8. <https://doi.org/10.3102/0013189X005010003>
- Higgins, J. P. T., Thompson, S. G., Deeks, J. J., & Altman, D. G. (2003). Measuring inconsistency in meta-analyses. *Education and Debate*, 6(327), 557-560.
- Jerusalem, M., & Schwarzer, R. (1995). General self-efficacy scale English version (Gse-R). *APA PsycTests*. <https://doi.org/10.1037/t18916-000>
- Klassen R. M., Krawchuk L. L., & Rajani S. (2008). Academic procrastination of undergraduates: low self-efficacy to self-regulate predicts higher levels of procrastination. *Contemporary Educational Psychology*, 33(4), 915-931. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2007.07.001>
- Koca, F., & Dadandı, İ. (2019). Akademik öz-yeterlik ile akademik başarı arasındaki ilişkide sınav kaygısı ve akademik motivasyonun aracı rolü. *Elementary Education Online*, 18(1), 241-252. <https://doi.org/10.17051/ilkonline.2019.527207>
- Leganger, A., Kraft, P., & Røysamb, E. (2000). Perceived self-efficacy in health behaviour research: Conceptualisation, measurement and correlates. *Psychology & Health*, 15(1), 51-69. <https://doi.org/10.1080/08870440008400288>
- López-Ibáñez, C., López-Nicolás, R., Blázquez-Rincón, D. M., & Sánchez-Meca, J. (2024). Reliability generalization meta-analysis: Comparing different statistical methods. *Current Psychology: A Journal for Diverse Perspectives on Diverse Psychological Issues*, 43(20), 18275–18293. <https://doi.org/10.1007/s12144-023-05604-y>
- Nunnally, J. C. (1978) *Psychometric theory* (2nd ed.). McGraw-Hill.
- Özdemir, V., Yıldırım, Y., & Tan, Ş. (2020). A meta-analytic reliability generalization study of the Oxford Happiness Scale in Turkish sample. *Journal of Measurement and Evaluation in Education and Psychology*, 11(4), 374-404. <https://doi.org/10.21031/epod.766266>
- Polat, E. (2017). Kaygı düzeyi ve akademik özyeterlik inancının akademik başarı ile ilişkisi. *Yönetim Ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 15(1), 1-22. <https://doi.org/10.11611/yead.312024>
- Rosenthal, R. (1979). The "file drawer problem" and tolerance for null results. *Psychological Bulletin*, 86(3), 638-641. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.86.3.638>
- Rosenthal, R. (1991). Quality-weighting of studies in meta-analytic research. *Psychotherapy Research*, 1(1), 25-28. <https://doi.org/10.1080/10503309112331334031>
- Sawilowsky, S. S. (2000). Psychometrics versus datametrics: Comment on Vacha-Haase's "reliability generalization" method and some EPM editorial policies. *Educational and Psychological Measurement*, 60(2), 157-173. <https://doi.org/10.1177/00131640021970439>

- Sánchez-Meca, J., López-López, J. A., & López-Pina, J. A. (2013). Some recommended statistical analytic practices when reliability generalization studies are conducted. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 66(3), 402-425. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.2012.02057.x>
- Scholz, U., Doña, B. G., Sud, S., & Schwarzer, R. (2002). Is general self-efficacy a universal construct? Psychometric findings from 25 countries. *European Journal of Psychological Assessment*, 18(3), 242-251. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.18.3.242>
- Schunk, D. H., & Greene, J. A. (2017). *Handbook of self-regulation of learning and performance*. Routledge Publishing.
- Schwarzer, R., Mueller, J., & Greenglass, E. (1999). Assessment of perceived general self-efficacy on the Internet: Data collection in cyberspace. *Anxiety, Stress & Coping: An International Journal*, 12(2), 145-161. <https://doi.org/10.1080/10615809908248327>
- Snyder, C. R., & Lopez, S. J. (2002). *Handbook of positive psychology*. Oxford University Press.
- Şen, S. & Yıldırım, İ. (2020). *CMA ile meta-analiz uygulamaları*. Anı Yayıncılık.
- Şen, S. (2022). A Reliability generalization meta-analysis of runco ideational behavior scale, *Creativity Research Journal*, 34(2), 178-194, <https://doi.org/10.1080/10400419.2021.1960719>
- Thompson, B., & Vacha-Haase, T. (2000). Psychometrics is datametrics: The test is not reliable. *Educational and Psychological Measurement*, 60(2), 174-195. <https://doi.org/10.1177/00131640021970448>
- Vacha-Haase, T. (1998). Reliability generalization: Exploring variance in measurement error affecting score reliability across studies. *Educational and Psychological Measurement*, 58(1), 6-20. <https://doi.org/10.1177/0013164498058001002>
- Yılmaz, E., Yiğit, R., & Kaşarcı, İ. (2012). İlköğretim öğrencilerinin özyeterlilik düzeylerinin akademik başarı ve bazı değişkenler açısından incelenmesi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 1(23), 371-388.